

RUHR-UNIVERSITÄT BOCHUM | 44780 Bochum | Germany

**Lehrstuhl für Sozialpolitik
und Institutionenökonomik**
Gebäude GC 04/307
Universitätsstraße 150, 44801 Bochum

PROF. DR. NOTBURGA OTT
Fon +49 (0)234 32-28971
Fax +49 (0)234 32-14247
notburga.ott@ruhr-uni-bochum.de
www.rub.de/sozialpolitik

**FAKULTÄT FÜR
SOZIALWISSENSCHAFT**

**Lehrstuhl für Sozialpolitik
und öffentliche Finanzen**
Gebäude GC 04/311
Universitätsstraße 150, 44801 Bochum

PROF. DR. MARTIN WERDING
Fon +49 (0)234 32-28971
Fax +49 (0)234 32-14247
martin.werding@ruhr-uni-bochum.de
www.rub.de/sozialpolitik

Juni 2013

Forschungsauftrag
Zb 1 – 04812-1/20

**Überprüfung der bestehenden und Entwicklung neuer
Verteilungsschlüssel zur Ermittlung von Regelbedarfen
auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2008**

– Endbericht –

für das
Bundesministerium für Arbeit und Soziales

von
Christian Dudel, Marvin Garbuszus,
Notburga Ott und Martin Werding

unter Mitarbeit von
Natán Azabal Pereira, Johnathan Krause,
Simon Ress und Lucas Schild

Inhaltsübersicht

Kurzfassung.....	XII
1 Einleitung	1
Teil I: Verteilungsschlüssel zur Ermittlung von Regelbedarfen: Grundlagen	8
2 Regelbedarfsermittlung: Stand der Diskussion	9
3 Methoden zur Ermittlung von Verteilungsschlüsseln	45
Teil II: Überprüfung der Verteilungsschlüssel.....	120
4 Forschungsleitende Fragen.....	121
5 Zentrale Ergebnisse der Studie.....	129
6 Konkrete Vorgehensweise.....	147
7 Analysen für die Regelbedarfsstufen 4 bis 6	191
8 Analysen für die Regelbedarfsstufe 2.....	243
9 Analysen für die Regelbedarfsstufe 3.....	285
10 Abteilungsspezifische Verteilungsschlüssel.....	294
11 Validierung der Verteilungsschlüssel für Verkehr, Ernährung, Wohnen und Telekommunikation.....	307
12 Literatur	339

Inhaltsverzeichnis

Kurzfassung.....	XII
Forschungsauftrag.....	XII
Stand der Diskussion.....	XIII
Forschungsfragen und Vorgehensweise.....	XIV
Zentrale Resultate.....	XV
1 Einleitung.....	1
1.1. Zielsetzung und Aufbau der Studie.....	1
1.2. Problemstellung.....	3
Teil I: Verteilungsschlüssel zur Ermittlung von Regelbedarfen: Grundlagen	8
2 Regelbedarfsermittlung: Stand der Diskussion.....	9
2.1. Gegenwärtige Berechnung der Regelbedarfe.....	9
2.1.1. Statistikmodell und „Statistik-Warenkorb“.....	10
2.1.2. Regelbedarfe und Regelbedarfsstufen.....	12
2.1.3. Familienhaushalte: Verteilungsschlüssel für verschiedene Gütergruppen.....	14
2.2. Politische Forderungen und alternative Berechnungen.....	16
2.2.1. Politische Diskussionen vor der Neubemessung 2011.....	16
2.2.2. Methodische Bedenken in der öffentlichen Diskussion.....	18
2.2.3. Alternative Berechnungen in der Literatur.....	23
2.2.4. Bewertung.....	30
2.3. Internationaler Vergleich.....	35
2.3.1. Bemessung existenzsichernder Sozialleistungen in EU-Staaten.....	36
2.3.2. Der Ansatz der Weltbank: <i>Proxy means testing</i>	42
3 Methoden zur Ermittlung von Verteilungsschlüsseln.....	45
3.1. Methoden zur Bestimmung von Verteilungsgewichten.....	45
3.1.1. Ansätze nach Normverbrauch.....	47
3.1.2. Zurechnung von Aufwendungen.....	50
3.1.3. Äquivalenzskalen.....	57
3.1.4. Empirische Ergebnisse für Deutschland.....	76
3.1.5. Bewertung.....	78
3.2. Methoden zur Bestimmung der Vergleichsgruppen.....	88
3.2.1. Kriterien zur Abgrenzung von Vergleichsgruppen.....	88
3.2.2. Wohlfahrtsindikatoren zur Bestimmung von Vergleichsgruppen.....	92
3.2.3. Das Matching-Verfahren: Grundlagen und Varianten.....	94
3.2.4. Bewertung.....	106
3.3. Unsicherheit und Konsistenz der Ergebnisse.....	113

3.3.1.	Begriffsabgrenzungen	114
3.3.2.	Unsicherheit und Konsistenz bei der gegenwärtigen Regelbedarfsermittlung	115
3.3.3.	Unsicherheit und Konsistenz von ausgabenbasierten Äquivalenzskalensystemen..	118
Teil II:	Überprüfung der Verteilungsschlüssel	120
4	Forschungsleitende Fragen.....	121
4.1.	Verteilungsschlüssel	122
4.2.	Referenz- und Vergleichsgruppen	124
4.3.	Regelbedarfsrelevante Ausgaben.....	126
4.4.	Regelbedarfe: Genauigkeit und Konsistenz.....	127
5	Zentrale Ergebnisse der Studie	129
5.1.	Vorgehensweise	129
5.1.1.	Abgrenzung der Vergleichshaushalte	130
5.1.2.	Bestimmung der Verteilungsgewichte	133
5.1.3.	Modellvarianten	135
5.2.	Ergebnisse für die Regelbedarfsstufen 2 bis 6	135
5.2.1.	Regelbedarfsstufen 4 bis 6	135
5.2.2.	Regelbedarfsstufe 2.....	139
5.2.3.	Regelbedarfsstufe 3.....	142
5.3.	Zentrale Ergebnisse im Vergleich.....	142
5.4.	Schlussfolgerungen für die Regelbedarfsermittlung.....	145
6	Konkrete Vorgehensweise.....	147
6.1.	Datenbasis und Datenaufbereitung	147
6.1.1.	Datengrundlagen.....	147
6.1.2.	Datenaufbereitung der EVS 2008	150
6.2.	Bestimmung der Vergleichsgruppen.....	156
6.2.1.	Abgrenzung der Haushaltstypen	156
6.2.2.	Auswahl der Wohlfahrtsindikatoren	159
6.2.3.	Auswahl der Matching-Verfahren	163
6.3.	Auswahl der Methoden zur Bestimmung der Verteilungsgewichte	167
6.3.1.	Mehrbedarf	168
6.3.2.	Engel und Rothbarth	168
6.3.3.	Lineare Ausgabensysteme	169
6.3.4.	Berechnung von Mehrbedarfen und Äquivalenzskalen auf Basis linearer Ausgabensysteme.....	171
6.3.5.	Ableitung konsistenter Systeme von Äquivalenzskalen	173
6.3.6.	Verteilungsschlüssel	176

6.4.	Bündelung der Gütergruppen.....	180
6.4.1.	Separabilität	180
6.4.2.	Nachträglicher Ausschluss von Gütern.....	184
6.5.	Leere Ausgabenkategorien (<i>Zero Expenditure</i>).....	186
6.6.	Sensitivitätsanalysen und weitergehende Validierung.....	188
7	Analysen für die Regelbedarfsstufen 4 bis 6	191
7.1.	Wohlfahrtsindikatoren und sozio-demographische Variablen.....	191
7.1.1.	Deskriptive Ergebnisse	191
7.1.2.	Vergleichbarkeit der Haushaltstypen (ohne Matching)	194
7.1.3.	Zwischenfazit.....	196
7.2.	Distanzmaße	196
7.2.1.	Kombination der Indikatoren und Vergleichbarkeit der Haushaltsgruppen	198
7.2.2.	Beispielhafte Ergebnisse zu Äquivalenzskalen	202
7.2.3.	Zwischenfazit.....	205
7.3.	Zuordnungsverfahren.....	206
7.3.1.	Anzahl der Matches	206
7.3.2.	Matching-Algorithmen	207
7.3.3.	Zwischenfazit.....	208
7.4.	Leere Ausgabenkategorien (<i>Zero Expenditure</i>) und Ausreißer	209
7.4.1.	Deskriptive Ergebnisse	210
7.4.2.	Modellierung von <i>Zero Expenditure</i>	211
7.4.3.	Zwischenfazit.....	213
7.4.4.	Analyse von Ausreißern in den Daten	213
7.5.	Einfache Modelle zur Bestimmung von Verteilungsgewichten	215
7.5.1.	Einfacher Mehrbedarf – Marginale Kosten	216
7.5.2.	Ein-Gleichungs-Ansätze: Engel und Rothbarth.....	218
7.6.	Mehr-Gleichungs-Ansätze: Weiterentwicklungen des LES	220
7.6.1.	Skalenwerte.....	222
7.6.2.	Mehrbedarf im Basiskonsum	223
7.6.3.	Güterspezifische Skalenwerte und Mehrbedarfe	224
7.6.4.	Zwischenfazit.....	226
7.7.	Altersabgrenzungen	227
7.7.1.	Probleme bei der Umsetzung mit den Matching-Varianten.....	227
7.7.2.	Ein alternatives Vorgehen.....	229
7.7.3.	Umsetzung und Ergebnisse.....	231
7.7.4.	Altersspezifische Skalenwerte für den Bereich niedriger Einkommen	233

7.8.	Sensitivitätsanalysen.....	236
7.8.1.	Vergleichsgruppenbildung durch gleiche Abschnitte in der Einkommensverteilung.....	236
7.8.2.	Variierende Abgrenzung der Referenzgruppe für die Matching-Verfahren.....	238
7.8.3.	Umgekehrtes Matching.....	240
7.8.4.	Güteraggregation.....	241
7.9.	Fazit.....	242
8	Analysen für die Regelbedarfsstufe 2.....	243
8.1.	Matching.....	243
8.1.1.	Vergleichsgruppen.....	244
8.1.2.	Vergleichbarkeit der Gruppen ohne Matching.....	248
8.1.3.	Vergleichbarkeit der Gruppen mit Matching.....	251
8.2.	Leere Ausgabenkategorien (<i>Zero Expenditure</i>) und Ausreißer.....	254
8.2.1.	Deskriptive Ergebnisse.....	254
8.2.2.	Modellierung von <i>Zero Expenditure</i>	255
8.2.3.	Analyse von Ausreißern in den Daten.....	256
8.3.	Einfache Modelle zur Bestimmung von Verteilungsgewichten.....	257
8.3.1.	Naive Skalenwerte.....	257
8.3.2.	Ein-Gleichungs-Ansätze beim Matching ausgehend von Paarhaushalten.....	261
8.3.3.	Ein-Gleichungs-Ansätze beim Matching ausgehend von Ein-Personen-Haushalten.....	262
8.4.	Mehr-Gleichungs-Ansätze.....	263
8.4.1.	Skalenwerte beim Matching ausgehend von Paarhaushalten.....	264
8.4.2.	Skalenwerte beim Matching ausgehend von Ein-Personen-Haushalten.....	266
8.4.3.	Mehrbedarf.....	268
8.4.4.	Reduktion der Anzahl der Modellparametern.....	268
8.5.	Sensitivitätsanalysen.....	271
8.5.1.	FELES 1A bei 1-zu-1-Matching ausgehend von Paarhaushalten.....	272
8.5.2.	FELES 1A bei Vergleichsgruppenbildung durch beidseitig variierende Abschnitte in der Einkommensverteilung.....	272
8.5.3.	FELES 1B bei Vergleichsgruppenbildung durch gleiche Abschnitte in der Einkommensverteilung.....	276
8.5.4.	Variation der Referenzeinkommen.....	279
8.5.5.	Variation der Einkommensabgrenzung bei Bildung der Vergleichsgruppen über Matching.....	283
8.5.6.	Abhängigkeit der Ergebnisse von den berücksichtigten Güterkategorien.....	283
8.6.	Fazit.....	284

9	Analysen für die Regelbedarfsstufe 3.....	285
9.1.	Überprüfung der Höhe der Regelbedarfsstufe 3	286
9.1.1.	Paarhaushalte mit erwachsenen Kindern zwischen 18 und 25 Jahren	287
9.1.2.	Andere Haushalte mit weiteren erwachsenen Personen unter 25 Jahren	288
9.1.3.	Vergleichsgruppen	288
9.1.4.	Ermittlung von Äquivalenzskalen.....	289
9.1.5.	Analysen mit allen Drei-Personen-Haushalten mit erwachsenen Mitgliedern	291
9.1.6.	Abteilungsspezifische Skalenwerte	291
9.2.	Haushalte mit behinderten oder pflegebedürftigen Personen	292
10	Abteilungsspezifische Verteilungsschlüssel.....	294
10.1.	Abteilungsspezifische Äquivalenzskalen.....	297
10.2.	Abteilungsspezifische Anteilswerte.....	302
10.3.	Abteilungsspezifische Anteilswerte nach Alter der Kinder	304
10.4.	Fazit	306
11	Validierung der Verteilungsschlüssel für Verkehr, Ernährung, Wohnen und Telekommunikation.....	307
11.1.	Bereich „Verkehr“	307
11.1.1.	Die derzeit verwendeten Verteilungsschlüssel	307
11.1.2.	Überprüfung der Verteilungsschlüssel.....	309
11.1.3.	Fazit	317
11.2.	Bereich „Lebensmittel“.....	318
11.2.1.	Die derzeit verwendeten Verteilungsschlüssel	318
11.2.2.	Überprüfung der Verteilungsschlüssel.....	320
11.2.3.	Fazit	326
11.3.	Bereich „Wohnen“	326
11.3.1.	Die derzeit verwendeten Verteilungsschlüssel	326
11.3.2.	Überprüfung der Angemessenheit der Anwendung der Schlüssel.....	327
11.3.3.	Fazit	331
11.4.	Bereich Telekommunikation.....	331
11.4.1.	Momentan geltende Verteilungsschlüssel.....	331
11.4.2.	Vergleich der geltenden Regelungen mit den Mehrgleichungsmodellen	332
11.4.3.	Analysen mit den IKT-Daten.....	332
11.4.4.	Fazit	337
12	Literatur.....	339

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 2-1: Relationen der SGB-XII-Regelleistungen für unterschiedliche Haushaltstypen	14
Abbildung 2-2: Relationen der Grundsicherungsleistungen für verschiedene Haushaltstypen im internationalen Vergleich	41
Abbildung 3-1: Äquivalenzskalen für einzelne Gütergruppen (Engel- und Rothbarth-Ansatz)	64
Abbildung 3-2: Das Problem der Abgrenzung von Vergleichsgruppen	90
Abbildung 3-3: Konfidenzintervalle der regelbedarfsrelevanten Ausgaben von Paarhaushalten mit einem Kind in der EVS 2008 sowie die für 2008 berechneten Regelbedarfe.....	117
Abbildung 5-1: Güterspezifische Mehrbedarfe für Paare mit einem Kind	139
Abbildung 5-2: Güterspezifische Mehrbedarfe für Paare ohne Kinder gegenüber Einpersonenhaushalten	141
Abbildung 5-3: Regelbedarfe lt. RBEG und Resultate der Überprüfung im Vergleich.....	143
Abbildung 5-4: Regelbedarfe lt. RBEG und Resultate früherer Berechnungen von Äquivalenzskalen	144
Abbildung 7-1: Skalenwerte nach Alter des Kindes	232
Abbildung 7-2: Anpassungsgüte der Altersabgrenzungen nach Rang	232
Abbildung 7-3: Skalenwerte für RBS 4 und 5 in Abhängigkeit von RBS 6	235
Abbildung 7-4: Ergebnisse des FELES 2 bei Vergleichsgruppenbildung durch gleiche Abschnitte in der Einkommensverteilung	237
Abbildung 7-5: Äquivalenzskalen basierend auf den untersten 20% bzw. 25% der Paarhaushalte mit einem Kind mit variierendem Referenzeinkommen	239
Abbildung 8-1: Verteilung von Nettoeinkommen und Ausgaben für regelbedarfsrelevante Güter in den Vergleichshaushalten -	260
Abbildung 8-2: Ergebnisse des FELES 1A bei Vergleichsgruppenbildung durch unterschiedliche Abschnitte in der Einkommensverteilung	273
Abbildung 8-3: Ergebnisse des FELES 1A bei Vergleichsgruppenbildung durch unterschiedliche Abschnitte in der Einkommensverteilung sowie der Matching-Varianten.....	276
Abbildung 8-4: Ergebnisse des FELES 1B bei Vergleichsgruppenbildung durch gleiche Abschnitte in der Einkommensverteilung	278
Abbildung 8-5: Skalenwerte des FELES 1B bei variablen Referenzeinkommen bzw. -konsum ..	280
Abbildung 8-6: Skalenwerte des FELES 2 bei variablen Referenzeinkommen bzw. -konsum	281

Abbildung 8-7: Unterschiedliche Abgrenzung der Ein-Personen-Haushalte zur Bildung der Vergleichsgruppen.....	282
Abbildung 9-1: Haushaltsnettoeinkommen und Anteil der Lebensmittelausgaben	290
Abbildung 10-1: Streuung der resultierenden Bedarfe bei verschiedenen Modellvarianten.....	299
Abbildung 10-2: Streuung der abteilungsspezifischen Bedarfe für Paare mit einem Kind.....	300
Abbildung 10-3: Streuung der abteilungsspezifischen Mehrbedarfe für Paarhaushalte ohne Kinder	302
Abbildung 10-4: Streuung der abteilungsspezifischen Mehrbedarfe auf Basis von Anteilswerten* ¹	304
Abbildung 11-1: Gesamtkonsum von Kindern nach Alter in KiGGS und NVS II	321
Abbildung 11-2: Erwartete Entwicklung des Stromverbrauchs privater Haushalte für IKT und Unterhaltungselektronik	330

Tabellenverzeichnis

Tabelle 2-1: Regelbedarf von Kindern unter 6 Jahren – alternative Berechnungen	26
Tabelle 2-2: Regelbedarf von Kindern ab 6 und unter 14 Jahren – alternative Berechnungen.....	27
Tabelle 2-3: Regelbedarf von Kindern ab 14 und unter 18 Jahren – alternative Berechnungen.....	28
Tabelle 2-4: Grundsicherungsleistungen in EU- und EWR-Mitgliedsstaaten	37
Tabelle 3-1: Varianten der Warenkorbmethode in der Forschungsliteratur.....	49
Tabelle 3-2: Subjektive Äquivalenzskalen nach Einkommensniveau.....	60
Tabelle 3-3: Subjektive Äquivalenzskalen und Äquivalenzgewichte von Kindern	62
Tabelle 3-4: Äquivalenzskalen: Empirische Resultate für Deutschland	77
Tabelle 3-5: Implizite Äquivalenzskala der Regelbedarfsstufen im SGB II.....	78
Tabelle 3-6: Annahmen und Problembereiche bei den verschiedenen Verfahren	87
Tabelle 5-1: Verfahrenselemente der Analysevarianten im Überblick	135
Tabelle 5-2: Skalenwerte für Paarhaushalte mit einem Kind: Engel- und Rothbarth-Ansatz.....	136
Tabelle 5-3: Skalenwerte für Paarhaushalte mit einem Kind: Mehrgleichungsansätze	137
Tabelle 5-4: Skalenwerte für Paarhaushalte ohne Kinder: Mehrgleichungsansätze	140
Tabelle 6-1: Variablen in der EVS, die als Wohlfahrtsindikatoren fungieren können.....	162
Tabelle 6-2: Differenzierung des Basiskonsums und der marginalen Konsumquoten bei den Mehrgleichungsmodellen	170
Tabelle 7-1: Sozio-demografische Merkmale und Wohlfahrtsindikatoren: Deskriptive Statistik .	192
Tabelle 7-2: Haushaltsausstattung (durchschnittliche Anzahl der Geräte)	194
Tabelle 7-3: Dissimilaritätsindex \mathcal{L} für verschiedene Merkmale und Abgrenzungen der Haushalte	195
Tabelle 7-4: Zulässige Matches in Bezug auf die Erwerbsbeteiligung von Paaren	197
Tabelle 7-5: Dissimilaritätsindex \mathcal{L} für verschiedene Merkmale: Mahalanobis-Distanz.....	198
Tabelle 7-6: Dissimilaritätsindex \mathcal{L} für verschiedene Merkmale: Mahalanobis- Matching-Distanz	200
Tabelle 7-7: Dissimilaritätsindex \mathcal{L} für verschiedene Merkmale: Gower-Distanz.....	200
Tabelle 7-8: Dissimilaritätsindex \mathcal{L} für die verschiedenen Abstandsmaße mit Lebensmittel-, Kleidungsausgaben und dem Vermögenssaldo	202
Tabelle 7-9: Beispielhafte Ergebnisse für Äquivalenzskalen nach Engel und Rothbarth	205
Tabelle 7-10: Dissimilaritätsindex \mathcal{L} bei 1-zu-1- und 1-zu-3-Matching mittels der Gower-Distanz.....	206
Tabelle 7-11: Beispielhafte Ergebnisse für Äquivalenzskalen nach Engel und Rothbarth	207
Tabelle 7-12: Dissimilaritätsindex \mathcal{L} für verschiedenen Matching-Algorithmen.....	208
Tabelle 7-13: Anteil der Haushalte mit der Null-Angaben für die EVS-Abteilungen	210
Tabelle 7-14: Gütemaße für die Probit-Modelle zur Modellierung von Zero-Expenditure	212

Tabelle 7-15: Naive Skalenwerte	216
Tabelle 7-16: Mehrbedarfe mittels einfacher Regressionsmodellen (Quartalswerte)	217
Tabelle 7-17: Ergebnisse für den Engel- und den Rothbarth-Ansatz.....	219
Tabelle 7-18: Ergebnisse der Mehr-Gleichungs-Ansätze (Skalenwerte)	222
Tabelle 7-19: Mehrbedarf und Basiskonsum (Quartalswerte, FELES 2).....	224
Tabelle 7-20: Differenzen des Basiskonsums und Äquivalenzgewichte in den einzelnen Güterkategorien (FELES 2, Optimal Matching, Gower-Distanz)	224
Tabelle 7-21: Altersspezifische Skalenwerte (FELES 2).....	235
Tabelle 7-22: Skalenwerte (FELES 2) bei unterschiedlicher Abgrenzung der Vergleichsgruppen.....	238
Tabelle 7-23: Skalenwerte (FELES 2) beim umgedrehten Matching	240
Tabelle 7-24: Skalenwerte bei unterschiedlichen Gütern und Güteraggregationen	241
Tabelle 8-1: Ein-Personen- und Paarhaushalte: Zulässige Matches bei der Erwerbstätigkeit	246
Tabelle 8-2: Sozio-demografische Merkmale und Wohlfahrtsindikatoren:	249
Tabelle 8-3: Dissimilaritätsindex \mathcal{L} für verschiedene Merkmale und Abgrenzungen der Haushalte	250
Tabelle 8-4: Dissimilaritätsindex \mathcal{L} für verschiedene Merkmale und Matchingvarianten.....	252
Tabelle 8-5: Dissimilaritätsindex \mathcal{L} für verschiedene Merkmale und Matchingvarianten.....	254
Tabelle 8-6: Anteil der Haushalte mit der Null-Angaben für die Abteilungen der Konsumausgaben.....	255
Tabelle 8-7: Gütemaße für die Probit-Modelle zur Modellierung von Zero-Expenditure	256
Tabelle 8-8: Naive Skalenwerte für Paare ohne Kinder.....	258
Tabelle 8-9: Skalenwerte für Paare ohne Kinder: Engel- und Rothbarth-Ansatz (Matching ausgehend von Paarhaushalten).....	261
Tabelle 8-10: Skalenwerte für Paare ohne Kinder: Engel- und Rothbarth-Ansatz (Matching ausgehend von Ein-Personen-Haushalten)	263
Tabelle 8-11: Skalenwerte der Mehr-Gleichungs-Ansätze für RBS 2 beim Matching ausgehend von Paarhaushalten	264
Tabelle 8-12: Skalenwerte der Mehr-Gleichungs-Ansätze für RBS 2 beim Matching ausgehend von Ein-Personen-Haushalten	266
Tabelle 8-13: Rechnerischer „Mehrbedarf“ und Basiskonsum von Paarhaushalten ohne Kind (Quartalswerte)	268
Tabelle 8-14: Skalenwerte ohne DINK*-Haushalte (vereinfachtes Modell)	270
Tabelle 8-15: Skalenwerte des FELES 1A für RBS 2 bei verändertem Matching.....	272
Tabelle 8-16: Skalenwerte des FELES 2 bei variierendem Referenzeinkommen.....	282
Tabelle 8-17: Ergebnisse der Mehr-Gleichungs-Ansätze (Skalenwerte), untere 20%.....	283

Tabelle 8-18: Skalenwerte des FELES 2 bei unterschiedlicher Zusammensetzung der Güterkategorien.....	283
Tabelle 9-1: Anzahl der Paarhaushalte mit einem Kind im Altersbereich 18 bis unter 25 Jahre...	287
Tabelle 9-2: Berufliche Stellung und Berufsabschluss der erwachsenen Kinder.....	288
Tabelle 9-3: Kennwerte der Einkommensverteilung der Vergleichsgruppen (Quartalswerte)	289
Tabelle 9-4: Abteilungsspezifische Äquivalenzskalen für RBS 3 auf Basis des Engel-Ansatzes	292
Tabelle 10-1: Abteilungsspezifische Werte der RBS 1, sowie der altersgewichtete Durchschnitt der RBS 4 bis 6 nach BT-Drs. 17/3404	295
Tabelle 10-2: Abteilungsspezifische Äquivalenzskalen, Mehrbedarfe und Bedarfe (Optimal Matching, kombiniertes Matching , FELES 2).....	297
Tabelle 10-3: Abteilungsspezifische Anteilswerte nach Formel (6-28), Mehrbedarfe und Bedarfe (Optimal Matching, kombiniertes Matching, FELES 2).....	303
Tabelle 10-4: Abteilungsspezifische Anteilswerte nach Alter der Kinder (nach (6-28) und (6-29)).....	305
Tabelle 10-5: Abteilungsspezifische Anteilswerte nach Alter der Kinder(BT-Dr. 17/3404).....	305
Tabelle 11-1: Verteilungsschlüssel für Kinder nach Verkehrsmittel	312
Tabelle 11-2: Verteilungsschlüssel für Kinder nach Verkehrsmittel und Alter des Kindes	313
Tabelle 11-3: Wegeverhältnisswerte im Vergleich zu Skalenwerte des FELES 2	316
Tabelle 11-4: Verhältnisswerte und Kinderanteile bei Paaren mit einem Kind bei den Verzehrsmengen.....	322
Tabelle 11-5: Verhältnisswerte und Kinderanteile bei Paaren mit einem Kind bei den Kosten.....	324
Tabelle 11-6: Verhältnisswerte und Skalenwerte des FELES 2	325
Tabelle 11-7: Verhältnisswerte der RBS und Skalenwerte des FELES 2 für Abteilung 04	328
Tabelle 11-8: Stromverbrauch privater Haushalte nach Anwendungsbereich	329
Tabelle 11-9: Jährlicher Stromverbrauch der Elektrogeräte nach Haushaltsgröße (2010 und 2011)	329
Tabelle 11-10: Verhältnisskalen der RBS und Skalenwerte des FELES 2 für Abteilung 08.....	332
Tabelle 11-11:Vorhandensein von PC und Internetanschluss bei Paarhaushalten (Anteilswerte). 335	
Tabelle 11-12: Vorhandensein von PC und Internetanschluss bei Ein-Personen- und Paar-Haushalten 2008(Anteilswerte)	335
Tabelle 11-13: Verfügbarkeit und Nutzung von Handy und Computer (in %).....	337

Überprüfung der Verteilungsschlüssel zur Ermittlung von Regelbedarfen auf Basis der EVS 2008: Kurzfassung

Forschungsauftrag

1. *Hintergrund.* In § 10 des Regelbedarfs-Ermittlungsgesetzes (RBEG) vom 24. März 2011 ist vorgesehen, die Methodik zur Ermittlung von Regelbedarfen für Leistungen nach dem Zweiten und Zwölften Buch Sozialgesetzbuch (SGB II und SGB XII) im Hinblick auf die dafür vorzunehmenden Sonderauswertungen der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) 2013 weiterzuentwickeln. Zu überprüfen sind dabei die Verfahren zur Ermittlung der Leistungen in den Regelbedarfsstufen für Kinder und Jugendliche (RBS 4 bis 6) sowie für Erwachsene in Haushalten mit mehreren Erwachsenen (RBS 2 und 3). Das Bundesministerium für Arbeit und Soziales (BMAS) hat dem Deutschen Bundestag dazu bis zum 1. Juli 2013 einen Bericht vorzulegen. Um Grundlagen für diesen Bericht zu schaffen, hat das BMAS Prof. Dr. Notburga Ott und Prof. Dr. Martin Werding (beide: Ruhr-Universität Bochum) als Sachverständige beauftragt, entsprechende Untersuchungen auf Basis der Daten der EVS 2008 anzustellen. Sie bearbeiteten diesen Forschungsauftrag von Oktober 2011 bis Juni 2013, unterstützt durch ihre Mitarbeiter.

2. *Gegenstand.* Mit der Verabschiedung des RBEG und der darauf basierenden Neufestsetzung der Regelbedarfe zum 1. Januar 2011 wurde eine Entscheidung des Bundesverfassungsgerichts vom 9. Februar 2010 (1 BvL 1/09, 1 BvL 3/09, 1 BvL 4/09) umgesetzt, in der u.a. eine transparentere empirische Fundierung der Regelleistungen für alleinlebende Erwachsene sowie eine explizite Ermittlung der Regelbedarfe von Kindern und Jugendlichen gefordert wurde, die zuvor durch prozentuale Abschläge aus den Regelleistungen für alleinlebende Erwachsene abgeleitet wurden, die nach Einschätzung des Bundesverfassungsgerichts auf einer „freihändigen Setzung“ beruhten. Bei der Neubestimmung der Regelbedarfe von Kindern und Jugendlichen wurden Verteilungsschlüssel zur Zurechnung der regelbedarfsrelevanten Verbrauchsausgaben von Familien-Haushalten zu einzelnen Haushaltsmitgliedern herangezogen. Die verwendeten, gütergruppenspezifischen Verteilungsschlüssel basieren teilweise auf empirischen Analysen der Daten der EVS 1998 sowie Spezialerhebungen für einige wichtige Gütergruppen und darüber hinaus unter anderem auf der sogenannten OECD-Skala. Sie folgen insgesamt den Empfehlungen einer Expertengruppe für die Ermittlung von Ausgaben für Kinder aus dem Jahr 2002. Die Regelbedarfe Erwachsener, die in Haushalten mit mehreren Erwachsenen leben, werden gemäß dem RBEG – wie schon zuvor – aufgrund von Plausibilitätsüberlegungen als prozentuale Anteile des Regelbedarfs alleinlebender Erwachsener bestimmt, dessen Ermittlung im RBEG ebenfalls neu geregelt worden ist.

Gegenstand des Forschungsauftrags ist vor diesem Hintergrund zum einen, die Verteilungsschlüssel zur Ermittlung der Regelbedarfe von Kindern und Jugendlichen auf der Basis jüngerer Daten und eigener Forschungsarbeiten zu überprüfen. Zum anderen ist zu untersuchen, ob die derzeitigen Relationen der Regelbedarfe Erwachsener in Haushalten mit mehreren Erwachsenen zum Regelbedarf einer alleinlebenden Person angemessen sind.

Stand der Diskussion

3. *Methodenkritik in öffentlichen Diskussionen.* In öffentlichen Diskussionen, die der Verabschiedung des RBEG vorausgingen, wurde teilweise intensive Kritik an Elementen des dort festgelegten Verfahrens zur Regelbedarfsermittlung und nicht zuletzt an den Ergebnissen geäußert. Ganz überwiegend richtet sich diese Kritik jedoch auf normative Vorentscheidungen, die im Rahmen der Bestimmung des sozio-kulturellen Existenzminimums und politischer Maßnahmen, die zu seiner Sicherung getroffen werden, im Grundsatz unausweichlich sind und für die der Gesetzgeber legitimiert ist. Fallweise geäußerte Kritikpunkte, die im Rahmen eines methodisch abgesicherten Verfahrens zur Regelbedarfsermittlung in angemessener Weise zu berücksichtigen sind, betreffen (i) die Abgrenzung regelbedarfsrelevanter Ausgaben im Hinblick auf mögliche Substitutionsbeziehungen zwischen regelbedarfsrelevanten und nicht als regelbedarfsrelevant eingestuften Gütern und (ii) allgemeiner die Zusammenfassung der Güter zu Gütergruppen im Hinblick auf die wünschenswerte Unterscheidbarkeit und Trennbarkeit der damit jeweils zu befriedigenden Bedarfe sowie (iii) die Einbeziehung sehr selten gekaufter Güter, v.a. langlebiger Konsumgüter, für die nur in wenigen der in der EVS befragten Haushalte im Erhebungszeitraum Ausgaben anfallen. An den Verteilungsschlüsseln selbst, die zur Ermittlung der Regelbedarfe von Kindern und Jugendlichen verwendet werden, wurde – außer Hinweisen auf möglichen Aktualisierungsbedarf und fehlende Transparenz ihrer Ermittlung – in diesen Diskussionen keine Kritik geübt.
4. *Forschungsliteratur.* Bei der Ermittlung der Regelbedarfe wird in Deutschland – anstelle eines Ansatzes, bei dem Regelbedarfe z.B. mit Hilfe eines Warenkorb normativ gesetzt werden – letztlich seit 1990 ein „Statistikmodell“ oder präziser ein „Statistik-Warenkorb“ mit expliziter Abgrenzung regelbedarfsrelevanter Güter (vgl. BVerfG, 1 BvL 1/09, 1 BvL 3/09, 1 BvL 4/09, Rn. 43) verwendet. Dabei wird auf empirisch-statistische Analysen der Ausgaben und Ausgabenstrukturen von Haushalten mit niedrigen, aber bedarfsdeckenden Einkommen zurückgegriffen. Ausgaben, die in Mehr-Personen-Haushalten anfallen und Güter betreffen, die dort entweder gemeinsam konsumiert oder deren Verbrauch trotz eines individuellen Konsums in den existierenden Daten nur auf Haushaltsebene erfasst wird, müssen im Rahmen eines solchen Ansatzes einzelnen Haushaltsmitgliedern zugerechnet werden.

In der einschlägigen Forschungsliteratur gibt es verschiedene empirische Analyseverfahren zur Ermittlung von Bedarfen einzelner Haushaltsmitglieder, die im Rahmen des Forschungsauftrags umfassend gesichtet und im Hinblick auf ihre generellen Eigenarten und ihre Verwendbarkeit im Zusammenhang mit den verfügbaren Daten bewertet wurden. Eine wichtige Voraussetzung für die Anwendung solcher Verfahren ist die Abgrenzung von Vergleichsgruppen aus jeweils zwei Haushaltstypen. Diese unterscheiden sich durch das Hinzutreten eines weiteren Haushaltsmitglieds, sollten dem Zweck der Bemessung existenzsichernder Sozialleistungen gemäß gewählt werden und möglichst gut miteinander vergleichbar sein, so dass aus der Analyse ihres Ausgabeverhaltens auf den Bedarf des zusätzlichen Mitglieds geschlossen werden kann. In der Forschungsliteratur zum Verbrauch privater Haushalte wurde dieser Frage bisher nur wenig Aufmerksamkeit geschenkt. Hier lassen sich jedoch Verfahren einsetzen, mit deren

Hilfere vergleichbare Haushalte aufgrund statistischer Analysen ausgewählt werden können und ihre Vergleichbarkeit jeweils auch systematisch kontrolliert werden kann. Gesichtet und bewertet wurden im Rahmen des Auftrags daher auch die hierfür in der Literatur vorgeschlagenen Verfahren.

Forschungsfragen und Vorgehensweise

5. *Zentrale Fragestellungen.* Im Mittelpunkt der Forschungsarbeiten steht die Aufgabe, ein möglichst einheitliches Verfahren zur Analyse des Ausgabeverhaltens von Mehr-Personen-Haushalten zu entwickeln, mit dem zum einen die Verteilungsschlüssel überprüft werden können, die derzeit bei der Ermittlung der Regelbedarfe für Kinder und Jugendliche verwendet werden. Zum anderen soll damit auch die materiell ganz ähnlich geartete Frage nach der Angemessenheit der Relationen der Regelbedarfe Erwachsener in Haushalten mit mehreren Erwachsenen zum Regelbedarf einer alleinlebenden Person beantwortet werden. Nach dem dazu entwickelten Ansatz müssen vorab außerdem Vergleichsgruppen von Haushalten bestimmt werden, die trotz unterschiedlicher Haushaltszusammensetzung ein möglichst vergleichbares Wohlfahrtsniveau aller Mitglieder erreichen und deren Ausgabeverhalten anschließend vergleichend analysiert werden kann. Alle Verfahren und Verfahrensschritte sollen dabei dem aktuellen Stand wissenschaftlicher Erkenntnisse entsprechen und so ausgestaltet sein, dass methodische Probleme, die sich bei den damit angestellten Analysen generell, im Zusammenspiel mit den verfügbaren Daten oder aufgrund sonstiger Elemente des Verfahrens der Regelbedarfsermittlung stellen, bestmöglich bzw. bei widerstreitenden Anforderungen im Sinne bestmöglicher Kompromisse gelöst werden. Die auf dieser Basis ermittelten Resultate, die sich allgemein als Verteilungsgewichte oder Verteilungsschlüssel für die (regelbedarfsrelevanten) Verbrauchsausgaben in Mehr-Personen-Haushalten charakterisieren lassen, sind anschließend mit den derzeit verwendeten Verteilungsschlüsseln bzw. Regelbedarfs-Relationen zu vergleichen, um letztere zu überprüfen und nötigenfalls durch aktualisierte Werte ersetzen zu können. Zu beachten sind dabei allerdings auch statistische Unsicherheiten – sowohl der neu bestimmten als auch der derzeit verwendeten Werte –, die sich aus den statistischen Analysen sowie aus der Anwendung auf Daten aus einer repräsentativen Stichprobe ergeben.
6. *Untersuchungsschritte.* Das im Rahmen des Forschungsauftrags entwickelte Verfahren zur Bestimmung von Verteilungsgewichten für die Verbrauchsausgaben von Mehr-Personen-Haushalten basiert mit Rücksicht auf den anzustrebenden methodischen Standard auf technisch komplexen, statistischen Analysen. Konkret umfasst es folgende Schritte:

Zur Abgrenzung der Vergleichshaushalte wird – getrennt für die Analysen zur Überprüfung der Regelbedarfe in den RBS 4 bis 6 und in den RBS 2 sowie 3 – jeweils *eine* Referenzgruppe normativ vorgegeben, die aus Haushalten eines bestimmten Typs mit einem niedrigen, aber als bedarfsdeckend erachteten Einkommen besteht. Die Vergleichsgruppe von Haushalten anderen Typs, deren abweichendes Verbrauchsverhalten Grundlage für die anschließende Ermittlung der Verteilungsgewichte eines zusätzlichen Haushaltsmitglieds ist, wird aus einer größeren Grundgesamtheit mit Hilfe statistischer Verfahren unter Berücksichtigung verschiedener Indi-

katoren für das Wohlfahrtsniveau der Haushalte und ihrer Mitglieder ausgewählt. Zur Identifikation möglichst gut miteinander vergleichbarer Haushalte werden dabei alternativ verschiedene Varianten sogenannter „Matching-Verfahren“ verwendet, die sich durch die Verfahrensschritte zur Messung der Vergleichbarkeit von Haushalten („Distanzmaße“) und die jeweils verwendeten Auswahlverfahren („Matching-Algorithmen“) unterscheiden. Es zeigt sich, dass keine der Matching-Varianten den anderen eindeutig überlegen ist. In jedem Fall aber verbessert das Matching die Vergleichbarkeit zwischen Referenz- und Vergleichshaushalten unterschiedlichen Typs gegenüber einer Abgrenzung beider Gruppen aufgrund vorgegebener Abschnitte der Einkommensverteilung sehr deutlich.

Zur Bestimmung der Verteilungs- oder Bedarfsgewichte werden normierte Skalen (sog. „Äquivalenzskalen“) ermittelt, die den Bedarf von Haushalte mit einer unterschiedlichen Zahl von Mitgliedern vergleichbar machen. Zu diesem Zweck werden ebenfalls alternativ verschiedene Ansätze herangezogen, die aus einer größeren Auswahl einschlägiger Verfahren für die Zwecke der Regelbedarfsermittlung prinzipiell als geeignet erscheinen. Verwendet werden dabei sowohl vergleichsweise einfache Ansätze, die eher zu einer groben Abschätzung der Ausgabenstrukturen der betrachteten Haushalte führen (Mehrbedarf, Engel-Ansatz und Rothbarth-Ansatz), als auch mehrere Varianten sogenannter „linearer Ausgabensysteme“ (das *Extended Linear Expenditure System*, ELES, sowie Varianten des *Functionalized Extended Linear Expenditure System*, FELES), mit denen sich die Gesamtausgaben eines Haushalts auch differenziert nach einzelnen Gütergruppen den einzelnen Mitgliedern zurechnen lassen. Mit Rücksicht auf theoretische Eigenarten dieser Verfahren sowie auf empirische Gegebenheiten – v.a. die vom Datensatz beeinflusste Qualität des Matching der Vergleichshaushalte – ist dabei v.a. eine Variante des FELES („FELES 2“) von besonderem Interesse, mit der sich die Ausgabenstrukturen der betrachteten Haushalte am flexibelsten abbilden lassen. Abgesichert werden die Ergebnisse sowohl durch umfangreiche Analysen, mit denen ihre Stabilität überprüft wird, als auch durch Vergleiche mit weiteren Datenquellen.

Zentrale Resultate

7. *Regelbedarfe für Kinder und Jugendliche.* Um den Regelbedarf von Kindern und Jugendlichen (RBS 4 bis 6) zu ermitteln, werden normierte Skalenwerte verwendet, die für Paarhaushalte ohne Kinder den Wert 1,00 und für Paarhaushalte mit einem Kind in der Regel höhere Werte annehmen. Die Differenz der beiden Skalenwerte entspricht dann dem relativen zusätzlichen Bedarf des Paarhaushaltes mit Kind gemessen an den (regelbedarfsrelevanten) Ausgaben des Referenzhaushalts. Die mit Hilfe verschiedener Matching-Verfahren zur Bestimmung der Vergleichshaushalte sowie verschiedener Verfahren zur Analyse des Verbrauchsverhaltens dieser Haushalte empirisch ermittelten Skalenwerte für Paarhaushalte mit einem Kind weisen insgesamt eine größere Bandbreite auf, wobei zahlreiche der verwendeten Kombinationen von Verfahrensschritten allerdings von vornherein zu Unter- oder Überschätzungen der Verbrauchsgewichte der Kinder tendieren. Resultate, die sowohl aus theoretischer Sicht als auch mit Rücksicht auf diverse Kennziffern für die Qualität des Matching und die Verlässlichkeit der statisti-

schen Analysen als zentrale Ergebnisse erscheinen, führen zu Skalenwerten zwischen 1,31 und 1,42 (FELES 2, verschiedene Matching-Algorithmen und Distanzmaße).¹ Diese liegen – auch unter Berücksichtigung der statistischen Unsicherheit der Resultate – sehr nahe beim Skalenwert von 1,37, der sich bei der Ermittlung nach dem RBEG für 2008 aus den Regelbedarfsstufen für Kinder und Jugendliche, über alle Altersstufen hinweg gewichtet, ergab. Der derzeit geltende Wert liegt dabei im oberen Bereich der Ergebnisse einer größeren Zahl alternativ untersuchter Modellvarianten, die zu seiner Überprüfung insgesamt analysiert wurden.

Dies gilt überwiegend auch für nach Gütergruppen differenzierte Skalenwerte, wie sie der Ermittlung der Regelbedarfe aller Art bisher zugrunde liegen. Allerdings zeigen sich auf der Ebene güterspezifischer Skalenwerte auch Abweichungen, die sich bei simultaner und daher konsistenter Ermittlung der Verteilungsgewichte für den gesamten Verbrauch, der Kindern und Jugendlichen zugerechnet wird, ausgleichen. Eine Ermittlung von Verteilungs- oder Bedarfsgeichten für einzelne Haushaltsmitglieder auf der Ebene des Gesamtverbrauchs an regelbedarfsrelevanten Gütern erscheint im Vergleich zu einer nach Gütergruppen differenzierten Vorgehensweise nach den hier angestellten Analysen daher als ausreichend.

Mit Rücksicht auf die in den Daten der EVS verfügbaren Fallzahlen für Paarhaushalte mit einem Kind werden bei der Überprüfung der Verteilungsschlüssel für die RBS 4 bis 6 keine getrennten Analysen für Kinder unterschiedlicher Altersstufen durchgeführt. Mit Hilfe eines alternativen Ansatzes lässt sich trotzdem eine altersabhängige Struktur der Skalenwerte für Kinder herleiten. Ausgehend von den zentralen, altersunabhängig ermittelten Ergebnissen führt dies zu Skalenwerten, die ebenfalls sehr nahe bei den für 2008 ermittelten Werten (RBS 4: 1,42; RBS 5: 1,37; RBS 6: 1,33) liegen. Dabei kann zugleich geprüft werden, inwieweit die derzeitige Unterscheidung von drei Altersklassen für Kinder geeignet ist, diese Struktur abzubilden. Es zeigt sich, dass es nur ein geringes Potenzial für Verbesserungen durch Änderung der derzeitigen Altersabgrenzung gibt.

8. *Regelbedarfe erwachsener Partner.* Im Falle der Regelbedarfe Erwachsener, die in einem Paarhaushalt leben (RBS2), wird der zusätzliche Bedarf wiederum an normierten Skalenwerten gemessen, die nunmehr für alleinlebende Erwachsene den Wert 1,00 annehmen. Ein höherer Skalenwert für einen Paarhaushalt kann dann auf gleich große Anteile beider Partner an den gesamten (regelbedarfsrelevanten) Verbrauchsausgaben des Haushalts aufgeteilt werden. Paarhaushalte und Haushalte alleinlebender Erwachsener sind v.a. in Bezug auf den Erwerbsstatus der Haushaltsmitglieder (Vollzeit, Teilzeit, ggfs. verschiedene Arbeitszeitkombinationen der Partner, Rentenbezug) wesentlich heterogener als Paarhaushalte ohne oder mit Kindern. Daher werden bei der Abgrenzung der Referenz- und Vergleichshaushalte mehrere Varianten erprobt. Aus theoretischer und statistischer Sicht erweisen sich die Vergleichsgruppen als am besten vergleichbar, wenn Haushalte alleinlebender Erwachsener als Referenzgruppe herangezogen

¹ Alle Analysen für die in dieser Kurzfassung ausgewiesenen Resultate wurden mit einer faktisch anonymisierten 80%-Sub-Stichprobe der EVS 2008 angestellt, die vom Statistischen Bundesamt als *Scientific Use File* (SUF) zur Verfügung gestellt wird.

und Partner in Paarhaushalten durch Matching hinzugefügt werden und wenn dabei Partner in Haushalten voll erwerbstätiger Doppelverdiener ausgeschlossen werden. Dagegen erweist es sich im Hinblick auf die Qualität des Matching und die Stabilität und Verlässlichkeit der Analysen zu den Verteilungsgewichten der Haushaltsmitglieder als unproblematisch, Haushalte von Personen im Erwerbsalter und Rentnerhaushalte gemeinsam in die Vergleichsgruppen einzubeziehen.

Auf der Basis verschiedener Matching-Verfahren sowie verschiedener Ansätze zur Analyse des Verbrauchsverhaltens der betrachteten Haushalte ergeben sich für Paarhaushalte ebenfalls Skalenwerte mit einer größeren Bandbreite. Die aus theoretischer Sicht wie auch mit Rücksicht auf empirische Gegebenheiten bei der Anwendung der verschiedenen Verfahren als zentral anzusehenden Ergebnisse führen dabei zu Skalenwerten zwischen 1,58 und 1,92 (FELES 2, verschiedene Vergleichsgruppen, Matching-Algorithmen und Distanzmaße). Wiederum liegen diese nahe beim – und ganz überwiegend unter dem – Skalenwert von 1,80, der sich aus den aktuell geltenden Regelbedarfsstufen für Erwachsene ergibt, die in Paarhaushalten ohne oder mit Kindern zusammenleben. Zudem liegt der derzeit geltende Wert erneut im oberen Bereich der in einer größeren Zahl alternativ untersuchter Modellvarianten insgesamt ermittelten Ergebnisse. Für güterspezifische Skalenwerte, die sich im Rahmen der Überprüfung ebenfalls ermitteln lassen, gibt es in diesem Fall keine Vergleichswerte aus dem derzeitigen Verfahren der Regelbedarfsermittlung, da die Regelbedarfe in diesem Fall bisher aufgrund von Plausibilitätserwägungen pauschal als Prozentsätze des Regelbedarfs alleinlebender Erwachsener gesetzt werden.

9. *Regelbedarfe weiterer erwachsener Haushaltsmitglieder.* Für den Regelbedarf weiterer Erwachsener, die in Haushalten mit mehr als zwei Erwachsenen zusammenleben (RBS 3) können aufgrund geringer Fallzahlen und fehlender Zusatzinformationen in den Daten der EVS keine mit den sonstigen Analysen vergleichbaren Untersuchungen angestellt werden. Einfache Berechnungen aufgrund der vorhandenen Daten ergeben aber keine Anhaltspunkte dafür, dass der bisher für diese Fälle pauschal gesetzte zusätzliche Bedarf (in Höhe von 80% des Regelbedarfs alleinlebender Erwachsener) als unangemessen erscheint. Genauere Analysen setzen Verbesserungen der Datengrundlagen voraus, in denen v.a. mehr Informationen zu Merkmalen enthalten sein sollten, die – wie etwa eine Behinderung – zu einer Einstufung erwachsener Haushaltsmitglieder in diese Regelbedarfsstufe führen.
10. *Schlussfolgerungen.* Als wichtigste Befunde aus der Bearbeitung des Forschungsauftrags lassen sich auf der Grundlage eingehender methodischer Überlegungen und umfangreicher empirischer Analysen festhalten:
 - Die für die Ermittlung der Regelbedarfe von Kindern und Jugendlichen (RBS 4 bis 6) im Jahre 2010 verfügbaren Verteilungsschlüssel, die extern und zu anderen Zwecken entwickelt wurden, sind nicht in allen Details nachvollziehbar bestimmt worden. U.a. deswegen ergeben sich im Hinblick auf den Zusammenhang der Regelbedarfe von Familienhaushalten mit denen Erwachsener in Paarhaushalten (RBS 2) gewisse Inkonsistenzen. Hinzu

kommt, dass die Vergleichbarkeit der verschiedenen, bisher verwendeten Referenzgruppen nicht gesichert ist.

- Im Rahmen der Forschungsarbeiten zur Überprüfung der bisher verwendeten Verteilungsschlüssel bzw. der Relationen der derzeitigen Regelbedarfe wurden eine Vielzahl von Ansätzen und Verfahrensschritten betrachtet, um die Verteilungsgewichte zusätzlicher Haushaltsmitglieder mit einheitlicher Methodik und auf der Basis vergleichbarer Referenzgruppen zu bestimmen. Letztlich kann keines der hier geprüften Verfahren zur Gewinnung aktualisierter Grundlagen für die Regelbedarfsermittlung eindeutig als allen anderen Verfahren überlegen angesehen werden. Ferner sind sowohl die bisher ermittelten Regelbedarfe als auch die hier entwickelten Verfahren aus statistischer Sicht letztlich unvermeidbar mit gewissen Unsicherheiten behaftet.
- Die zentralen Resultate der im Rahmen des Forschungsauftrags auf der Grundlage verschiedener Verfahren und Verfahrensvarianten angestellten Analysen führen zu Verteilungsgewichten und zusätzlichen Bedarfen für weitere Personen im Haushalt – sowohl für Kinder als auch für weitere erwachsene Haushaltsmitglieder –, die annähernd denen aufgrund des momentan angewandten Verfahrens entsprechen. Die aktuell geltenden Werte liegen dabei tendenziell am oberen Rand des Spektrums der insgesamt, mit Hilfe einer größeren Zahl von Ansätzen ermittelten Ergebnisse.
- Im Lichte der Ergebnisse der Überprüfung ließe sich alternativ zum derzeitigen Verfahren ein Ansatz zur Ermittlung der Regelbedarfe für die derzeit existierenden Regelbedarfsstufen entwickeln, der nicht mehr auf der Ebene einzelner Gütergruppen ansetzt und mit einer geringeren Anzahl von Skalenwerten auskommt. Angesichts der Datenlage ist jeder Versuch der Berechnung güterspezifischer Ausgabenanteile mit großen statistischen Unsicherheiten behaftet. Statt dessen könnten etwa mit Hilfe der im Rahmen des Forschungsauftrags entwickelten Verfahren konsistentere Verteilungsgewichte für die verschiedenen Haushaltsmitglieder auf der Basis des regelbedarfsrelevanten Gesamtverbrauchs von Mehr-Personen-Haushalten ermittelt werden.

1 Einleitung

1.1. Zielsetzung und Aufbau der Studie

Der Deutsche Bundestag hat am 24. März 2011 mit Zustimmung des Bundesrates das Regelbedarfs-Ermittlungsgesetz (RBEG) verabschiedet, in dem die Berechnungsmethode zur Ermittlung der Regelbedarfe nach § 28 Zwölftes Buch Sozialgesetzbuch (SGB XII) festgelegt wird. Der Gesetzgeber ist damit dem Auftrag des Bundesverfassungsgerichts in seinem Urteil vom 9. Februar 2010 (1 BvL 1/09, 1 BvL 3/09, 1 BvL 4/09) nachgekommen, die Regelbedarfe verfassungskonform neu zu bemessen. Anlässlich der Umsetzung dieses Urteils hatte sich allerdings eine heftige politische Diskussion um die Berechnungsmethode der Regelbedarfe entwickelt. Daher hat der Gesetzgeber in § 10 RBEG zugleich bestimmt, dass das Bundesministerium für Arbeit und Soziales (BMAS) dem Deutschen Bundestag bis zum 1. Juli 2013 einen Bericht über die Weiterentwicklung der für die Ermittlung von Regelbedarfen anzuwendenden Methodik mit entsprechenden Vorschlägen vorzulegen hat. In § 10 Abs. 2 Nr. 2 und 3 RBEG ist zu diesem Zweck speziell eine Überprüfung und Weiterentwicklung der Verteilungsschlüssel zur Verteilung der Verbrauchsausgaben in Familien- und anderen Mehr-Personen-Haushalten auf die einzelnen Haushaltsmitglieder vorgesehen, die als Grundlage für die Bestimmung entsprechender Regelbedarfsstufen verwendet werden.²

Entsprechende Untersuchungen auf Basis der Daten der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) 2008 der amtlichen Statistik sind Gegenstand der vorliegenden Studie, die von den Autoren im Auftrag des BMAS im Zeitraum von Oktober 2011 bis März 2013 erarbeitet wurde. Die Studie soll mit Hilfe der EVS-Daten Grundlagen für den vom BMAS zu erstellenden Bericht über die Weiterentwicklung der für die Ermittlung von Regelbedarfen anzuwendenden Methodik schaffen.

Ziel der Studie ist es,

1. die bisher genutzten Verteilungsschlüssel der Ausgaben für Kinder, die u.a. auf Basis der EVS 1998 mit Hilfe ökonomischer Analyseverfahren entwickelt und teils mit Rücksicht auf eine geänderte Datenstruktur der EVS 2003 angepasst wurden, auf der Basis der jüngsten Daten (EVS 2008) und eigener Forschungsarbeiten zu überprüfen;
2. zu untersuchen, ob sich die Regelbedarfe für Erwachsene in Haushalten mit mehreren Erwachsenen, die bislang aufgrund von Plausibilitätsüberlegungen auf 90% bzw. 80% (Regelbedarfsstufen 2 bzw. 3) des Regelbedarfs einer allein lebenden Person festgesetzt wurden, auch auf andere Weise ermitteln lassen und ob die derzeitigen rechnerischen Relationen angemessen sind.

² Ein weiterer Prüfauftrag zur Weiterentwicklung der Regelbedarfs-Ermittlung bezieht sich lt. § 10 Abs. 2 Nr. 1 RBEG auf die Abgrenzung der Referenzhaushalte nach § 3 Abs. 1 RBEG. Haushalte, die in „verdeckter Armut“ leben, sollen dabei möglichst ausgeschlossen werden. Hierbei handelt es sich um Haushalte, die angeben keine existenzsichernden Sozialleistungen zu erhalten, ihren Bedarf aber nicht aus eigenen Mitteln decken können. Eine Untersuchung zur Einlösung dieses Auftrags wurde parallel zur vorliegenden Studie vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) erstellt.

Dazu sind aktuelle Forschungsergebnisse und methodische Ansätze zur Regelbedarfsberechnung, die auch deren Höhe bestimmen, umfassend darzustellen und zu bewerten. Vor diesem Hintergrund sind dann die bestehenden Verteilungsschlüssel zu überprüfen, zu aktualisieren und ggf. neue Verteilungsschlüssel auf Basis der EVS 2008 zu entwickeln.

In der vorliegenden Studie werden die zu diesen Zwecken angestellten Arbeiten umfassend dokumentiert. Dazu wird im Folgenden zunächst das Problem skizziert, das durch die Ermittlung von Verteilungsschlüsseln bei der Bemessung existenzsichernder Sozialleistungen zu lösen ist (Abschnitt 1.2). Anschließend werden in Teil I der Studie wichtige Grundlagen der Bearbeitung der Fragestellung behandelt. Dazu wird zunächst das gegenwärtige, zur Bestimmung der in den Jahren 2011 und 2012 gewährten Leistungen angewandte Verfahren zur Bemessung von Regelleistungen nach dem SGB XII (und in analoger Form auch nach dem Zweiten Buch Sozialgesetzbuch – SGB II) beschrieben (Abschnitt 2.1), die intensive politische Diskussion rekapituliert, die der Neufestsetzung der Regelleistungen zum 1. Januar 2011 vorausging und in deren Verlauf u. a. eine Reihe methodischer Bedenken vorgetragen wurden (Abschnitt 2.2). Anschließend werden in knapper Form Verfahren und ggfs. auch methodische Grundlagen für die Bemessung existenzsichernder Sozialleistungen in anderen Ländern beleuchtet (Abschnitt 2.3). Da das Projekt auch auf eine Darstellung des aktuellen methodischen Diskussions- und Forschungsstandes zielt, folgt eine systematische Aufarbeitung der gesamten, national und international vorliegenden Literatur zur Ermittlung von Verteilungsschlüsseln und Äquivalenzskalen für die Ausgaben von Haushalten mit mehreren Mitgliedern (Kapitel 3).

Teil II der Studie wendet sich empirischen Analysen zu, die von den Bearbeitern für diese Studie angestellt wurden. Dazu werden vor dem Hintergrund der zuvor erarbeiteten Grundlagen zunächst die forschungsleitenden Fragen dargelegt (vgl. Kapitel 4). Einen Überblick über die zentralen Ergebnisse, deren Erarbeitung, einschließlich der darin eingehenden methodischen Überlegungen, in den nachfolgenden Kapiteln noch weit sorgfältiger dargelegt wird, gibt Kapitel 5. Danach wird in Kapitel 6 zunächst die konkrete Vorgehensweise für den Ansatz vorgestellt, den die Bearbeiter nach der Sichtung aller einschlägigen empirischen Arbeiten und einer Bewertung aller dabei behandelten Ansätze und Methoden für empirische Untersuchungen entwickelt haben, die auf eine Überprüfung der in Deutschland verwendeten Verteilungsschlüssel mit Hilfe der Daten der EVS 2008 zielen. Adaptionen dieses Ansatzes auf einzelne Teil-Fragestellungen sowie die Erarbeitung der Ergebnisse werden dann zunächst für existenzsichernde Sozialleistungen an Kinder (Regelbedarfsstufen 4 bis 6; Kapitel 7), anschließend für Leistungen an Erwachsene in Paar-Haushalten (Regelbedarfsstufe 2; Kapitel 8) dargestellt. Was sich mit Rücksicht auf methodische Fragen und verfügbare Daten zu Leistungen an weitere Erwachsene im Haushalt (Regelbedarfsstufe 3) sagen lässt, enthält Kapitel 9. Im Anschluss daran werden die Ergebnisse aller dieser Kapitel im Hinblick auf nach Gütergruppen differenzierte Verteilungsschlüssel zusammengefasst (Kapitel 10). Schließlich werden ergänzende Arbeiten zur Validierung der mit den Daten der EVS 2008 gewonnenen Ergebnisse auf der Basis anderer Daten zum Konsum in den Bereichen Ernährung, Verkehr und Telekommunikation dokumentiert (Kapitel 11). Gleichzeitig werden hier die derzeit angewandten Verteilungsschlüssel für die Bereiche Ernährung, Verkehr und Wohnen überprüft, die seinerzeit auf Basis ähnlicher Daten entwickelt wurden.

1.2. Problemstellung

Bei der Bemessung von Leistungen zur sozialen Grundsicherung wird das Ziel verfolgt, allen Bürgern „die Führung eines Lebens zu ermöglichen, das der Würde des Menschen entspricht“ (§ 1 SGB XII; übereinstimmend § 1 Abs. 1 SGB II). Die hierfür erforderlichen Leistungen werden auf der Basis des Regelbedarfs der Leistungsbezieher festgelegt. Im Falle von Mehr-Personen-Haushalten setzen sich die Leistungen aus dem Regelbedarf der Mitglieder der jeweiligen Bedarfsgemeinschaft zusammen. Dieser wird in mehreren Stufen, differenziert nach der Stellung im Haushalt und bei Kindern und Jugendlichen nach deren Alter, bestimmt. Die Summe der nach einem gesetzlich standardisierten Verfahren ermittelten Regelbedarfe der einzelnen Mitglieder muss dabei stets dem gesamten Haushalt eine der Menschenwürde entsprechende Lebensführung erlauben. Um diese Anforderung zu erfüllen, werden derzeit Verteilungsschlüssel herangezogen, mit denen die mit Hilfe der EVS ermittelten Ausgaben eines Haushalts seinen Mitgliedern zugerechnet werden.

Präzisierungen des Ziels, eine menschenwürdige Existenz zu sichern, erfolgen u.a. in § 27a SGB XII, in dem die hierfür notwendigen Gütergruppen und sonstigen Ausgaben zur Teilhabe am gesellschaftlichen Leben, bei Kindern und Jugendlichen zudem die notwendigen Ausgaben für Bildung umrissen werden.³ Hiermit wird das Niveau der existenzsichernden Leistungen durch den Gesetzgeber normativ vorgezeichnet, das sich – durch das Urteil des Bundesverfassungsgerichts vom 9. Februar 2010 (1 BvL 1/09, 1 BvL 3/09, 1 BvL 4/09) bestätigt – im Rahmen eines sogenannten „Statistikmodells“ am Ausgabeverhalten der Haushalte in unteren Einkommensgruppen orientiert, wie es in den Daten der EVS erfasst wird (§ 28 Abs. 2 und 3 SGB XII).

Als Referenzhaushalte, deren Ausgabeverhalten im Rahmen der Anwendung des Statistikmodells maßgeblich ist, werden im RBEG (§§ 2 bis 4) die unteren 15% bzw. 20% der nach ihrem Nettoeinkommen geschichteten Ein-Personen- bzw. Paarhaushalte mit einem Kind bestimmt. Ausgenommen werden dabei solche Haushalte, die Leistungen nach dem SGB II oder SGB XII beziehen und kein eigenes Einkommen erzielen.⁴ Festgelegt und begründet werden dort auch Abweichungen von den tatsächlichen Ausgaben der Referenzhaushalte durch die Festsetzung der regelbedarfsrelevanten Verbrauchsausgaben innerhalb verschiedener Gütergruppen (vgl. den zugrunde liegenden Gesetzentwurf für das RBEG und Änderungen des SGB II und SGB XII, BT-Drs. 17/3404, S. 51). Fragen nach der Höhe der Leistungen sind nicht Teil des Forschungsauftrages für die vorliegende Studie. Fragen nach der Abgrenzung der Referenzhaushalte sind implizit Teil des Forschungsauf-

³ In § 27a SGB XII heißt es: „Der für die Gewährleistung des Existenzminimums notwendige Lebensunterhalt umfasst insbesondere Ernährung, Kleidung, Körperpflege, Hausrat, Haushaltsenergie ohne die auf Heizung und Erzeugung von Warmwasser entfallenden Anteile, persönliche Bedürfnisse des täglichen Lebens sowie Unterkunft und Heizung. Zu den persönlichen Bedürfnissen des täglichen Lebens gehört in vertretbarem Umfang eine Teilhabe am sozialen und kulturellen Leben in der Gemeinschaft; dies gilt in besonderem Maß für Kinder und Jugendliche. Für Schülerinnen und Schüler umfasst der notwendige Lebensunterhalt auch die erforderlichen Hilfen für den Schulbesuch.“

⁴ Unter Einkommen wird dabei insbesondere Erwerbseinkommen verstanden, aber auch Elterngeld, Eigenheimzulage oder ein Zuschlag zu den Leistungen nach dem SGB II nach § 24 SGB II (in der bis zum 31. Dezember 2010 geltenden Fassung)

trages, soweit sie eine Rolle bei der Prüfung von geeigneten Methoden zur Ermittlung von Verteilungsschlüsseln spielen. Gegenstand des Auftrags sind ansonsten konzeptionelle und empirische Untersuchungen, die als Grundlage für die Umsetzung dieser gesetzlichen Vorgaben dienen.

Im Mittelpunkt des Forschungsauftrages steht die Bestimmung von Äquivalenzskalen und Verteilungsschlüsseln, die für die Bemessung der Leistungen an Personen in Haushalten unterschiedlicher Größe und Zusammensetzung herangezogen werden. Verteilungsschlüssel werden allgemein zur Zurechnung von haushaltsbezogenen Ausgaben zu einzelnen Personen verwendet, die in Mehr-Personen-Haushalten leben, und zwar immer dann, wenn Einkommen und andere Ressourcen im Haushalt gemeinsam verwendet oder Gemeinschaftsgüter genutzt werden und der jeweilige Lebensstandard trotz unterschiedlicher Haushaltsgröße und -zusammensetzung aus der Sicht der einzelnen Mitglieder vergleichbar sein soll. Bei Haushalten, in denen mehrere Personen zusammen leben und wirtschaften, stellt sich das Problem der Bestimmung angemessener Verteilungsschlüssel v.a. aus drei Gründen, die bei der Ermittlung der Regelbedarfe alle berücksichtigt werden sollten:

- Zum einen werden in Mehr-Personen-Haushalten typischerweise sowohl die vorhandenen Ressourcen (zumindest zu einem gewissen Grad) für die Bedürfnisbefriedigung aller Mitglieder eingesetzt als auch eine Reihe von Gütern gemeinsam genutzt. Damit entstehen sowohl „*Economies of scale*“ (Größeneffekte) als auch „*Economies of scope*“ (Verbundeffekte), durch die die eingesetzten Ressourcen effizienter genutzt werden können. Gegenüber Ein-Personen-Haushalten ergibt sich dadurch bei gleichem Ressourceneinsatz je Mitglied ein höheres Maß an Bedürfnisbefriedigung. Umgekehrt kann mit geringeren Mitteln je Mitglied eine gleiche Bedürfnisbefriedigung erreicht werden. Einfache Beispiele für solche Haushaltersparnisse durch gemeinsames Wirtschaften sind die gemeinsame Nutzung von Haushaltsgeräten, Unterhaltungs- oder Kommunikationsapparaten, die für Zwei- oder Drei-Personen-Haushalte in der Regel nicht doppelt oder dreimal so teuer sind wie für Ein-Personen-Haushalte, selbst wenn sie mit größerer Kapazität oder in besserer Qualität angeschafft sowie intensiver genutzt werden.
- Zum anderen haben Menschen mit unterschiedlichem Alter, Geschlecht oder sonstigen Charakteristika sachlich unterschiedliche Bedarfe. Das gleiche Maß an Bedürfnisbefriedigung wird daher mit unterschiedlichen Güterbündeln und u.U. auch mit unterschiedlichen Ressourcen erreicht. Beispiele liefern hier die altersbedingt stark unterschiedlichen Bedarfe in den Bereichen Bildung, Mobilität oder Gesundheit sowie auch allgemeine Differenzierungen individueller Bedarfe nach dem Gesundheitszustand. Im Rahmen der Bemessung finanzieller Leistungen zur Deckung des Regelbedarfs sollen dafür trotzdem möglichst einheitliche, sachlich angemessene Geldbeträge festgelegt werden.
- Zu diesen sachlichen Gründen kommen Probleme bei der Zurechnung von Gütern bzw. den darauf entfallenden Ausgaben zu einzelnen Haushaltsmitgliedern, die sich aufgrund fehlender Informationen in den verfügbaren Daten ergeben. Im Idealfall würden in den zu nutzenden Daten Informationen über den individuellen Konsum einzelner Haushaltsmitglieder vorliegen. Zwar lässt sich eine solche Zuordnung nie für alle in einem Haushalt konsumierten Güter vornehmen, da etliche Güter in der Tat gemeinsam verbraucht bzw. genutzt werden („haushaltsöffentliche Güter“). Dennoch könnte mit entsprechend differenzierten Daten vergleichsweise

einfach angegeben bzw. abgeschätzt werden, wie sich ein großer Teil der Ausgaben eines Haushalts auf einzelne Haushaltsmitglieder verteilt. Solche Daten liegen in der EVS leider nicht vor. Auch andere Datensätze beinhalten nur in wenigen Ausnahmen für einige der wichtigsten Güterkategorien solch differenzierte Daten (vgl. Bonke/Browning 2011; Dudel et al. 2010; Mati 2011). Ursache hierfür ist, dass die Erfassung des individuellen Konsums im Rahmen von repräsentativen Bevölkerungsumfragen sehr aufwendig ist. Daher werden Verbrauchsdaten in aller Regel auf Haushaltsebene erhoben, wie dies auch in der EVS geschieht. Bei der Bemessung von Regelbedarfen müssen daher auch dort Verteilungsschlüssel definiert und Zurechnungen vorgenommen werden, wo grundsätzlich individuell messbare Nachfrage- und Konsumhandlungen vorliegen, aber faktisch keine Daten dazu zur Verfügung stehen.

Verteilungsschlüssel können zur Lösung dieser Probleme entweder differenziert für einzelne Güter oder Gütergruppen gebildet werden, wie dies im RBEG vorausgesetzt wird. Zu diesem Zweck müssen die Verbrauchsausgaben für jede Gütergruppe so den einzelnen Haushaltsmitgliedern zugerechnet werden, dass diese jeweils dieselbe Bedürfnisbefriedigung, d.h. ein gleiches Wohlfahrtsniveau erreichen. Idealerweise müssten allerdings auch Substitutionsprozesse zwischen verschiedenen Gütergruppen berücksichtigt werden, die mit dem Übergang von einem Haushaltstyp zu einem anderen typischerweise verbunden sein können. Alternativ dazu lassen sich solche Schlüssel jedoch auch in Bezug auf die gesamten Verbrauchsausgaben privater Haushalte ermitteln. In diesem Fall lassen sie sich aus Relationen der (regelbedarfsrelevanten) Verbrauchsausgaben von Haushalten unterschiedlichen Typs ermitteln, in denen alle Mitglieder ein gleiches Wohlfahrtsniveau erreichen. Verteilungsschlüssel dieser Art entsprechen dann den Bedarfs- oder Verteilungsgewichten einzelner Haushaltsmitglieder in sogenannten Äquivalenzskalen, die auch zur Bedarfsgewichtung des Einkommens von Haushalten unterschiedlicher Größe und Struktur verwendet werden. In der vorliegenden Studie wird beiden Möglichkeiten nachgegangen.

Die Verteilungsschlüssel, die derzeit bei der Ermittlung des Regelbedarfs von Mehr-Personen-Haushalten, insbesondere von Haushalten mit Kindern, verwendet werden, basieren auf einem Methodenmix. Teils wurden sie mit Hilfe empirischer Analysen auf der Basis der EVS 1998 und Spezialerhebungen für einige wichtige Güterkategorien bestimmt, teils ergeben sie sich aus durch Plausibilitätsüberlegungen gestützten Setzungen (vgl. Münnich/Krebs 2002). Auch wurden sie ursprünglich nicht als Teil des Verfahrens zur Bemessung existenzsichernder Sozialleistungen entwickelt. Vielmehr dienten sie generell dem Ziel, in Familienhaushalten anfallende Lebenshaltungsaufwendungen für Kinder zu ermitteln. Bei der Überprüfung und Weiterentwicklung der Verteilungsschlüssel, die Gegenstand dieser Studie sind, kann dem Gesamtzusammenhang des aktuell geltenden Verfahrens zur Bestimmung von Leistungen zur sozialen Grundsicherung dagegen von Anfang an Rechnung getragen werden. Berücksichtigt werden können dabei ferner sowohl methodische Weiterentwicklungen und aktualisierte Datengrundlagen als auch die fachliche Diskussion der im Gesetzgebungsverfahren für das RBEG getroffenen Entscheidungen.

Verfahren zur Bemessung von existenzsichernden Sozialleistungen beruhen auf einer Reihe unausweichlicher Grundsatzentscheidungen, die im Kern normativer Natur und damit Sache des Gesetzgebers sind. Das gilt auch für das derzeit angewandte Verfahren. Dies beginnt mit der Wahl des Statistikmodells, setzt sich fort bei der Auswahl und genauen Abgrenzung der dabei betrachteten

Referenzhaushalte sowie der Auswahl der als regelbedarfsrelevant eingestuften Güter und Dienstleistungen und macht damit auch die Frage nach der Höhe des Regelbedarfs letztlich zu einer politisch-normativen Frage. Mit den Mitteln der Wissenschaft kann die vorliegende Studie einen Beitrag dazu leisten, die Transparenz und Konsistenz dieses Verfahrens zu erhöhen, die Überprüfbarkeit der Ergebnisse zu verbessern und die einschlägige politische Diskussion zu versachlichen. Die dafür jeweils notwendigen normativen Entscheidungen sind aber nicht selbst Gegenstand der Studie. Sie werden hier als gegeben genommen und im nötigen Umfang beleuchtet. Fallweise haben diese Entscheidungen nämlich Auswirkungen darauf, wie für eine wissenschaftlich valide, empirisch gestützte Bestimmung von Verteilungsschlüsseln vorzugehen ist. Umgekehrt lassen sich seitens der Wissenschaft Vorschläge machen, wie solche normativen Entscheidungen im Rahmen des Verfahrens zur Regelbedarfsermittlung sachgerecht begründet werden können und wie sachlich nicht gebotene, normative Setzungen vermieden werden können. Dies gilt auch für die hier angestrebte Untersuchung zur Überprüfung und Weiterentwicklung der Verteilungsschlüssel.

Zur Überprüfung der Verteilungsschlüssel für die Ermittlung des Regelbedarfs von Haushalten verschiedener Größe und Zusammensetzung im Kontext des „Statistikmodells“ werden in der Studie schwerpunktmäßig zwei Fragekomplexe bearbeitet. Zum einen erweist es sich, dass die Bestimmung von Verteilungsschlüsseln zur Frage nach der Abgrenzung von Referenzhaushalten für verschiedene Haushaltstypen zurückführt. Nur wenn diese Haushalte, die jeweils über niedrige, aber bedarfsdeckende Einkommen verfügen sollen, hinsichtlich ihrer Lebenshaltung wirklich miteinander vergleichbar sind, können aus ihrem jeweiligen Ausgabeverhalten Aussagen über angemessene Verteilungsschlüssel abgeleitet werden. Daher werden im Hinblick auf die Bestimmung der Verteilungsschlüssel in der Studie Verfahren entwickelt und geprüft, die die gebotene Vergleichbarkeit von Haushalten unterschiedlichen Typs in methodisch nachvollziehbarer Weise sicherstellen sollen. Zum anderen können zur anschließenden Bestimmung von Verteilungsschlüsseln diverse methodische Ansätze und konkrete Verfahren herangezogen werden. Diese unterscheiden sich stark in ihrer Komplexität, den jeweils berücksichtigten Eigenarten von Haushalten und ihrem Ausgabeverhalten, den Anforderungen an die zu verwendenden Daten sowie bestimmten inhaltlichen oder methodisch-technischen Annahmen, die jeweils erfüllt sein müssen, damit die Verfahren anwendbar sind. Aus wissenschaftlicher Sicht erscheinen letztlich mehrere dieser Verfahren als prinzipiell geeignet, Verteilungsschlüssel zur Bemessung des Regelbedarfs in seinen unterschiedlichen Stufen zu bestimmen.

Alle hier geprüften Verfahren – auch die empirischen Arbeiten, die zumindest einem Teil der derzeit verwendeten Verteilungsschlüssel zugrunde liegen – liefern generell zwar methodisch mehr oder weniger gut abgesicherte Schätzwerte („Punktschätzer“) als Ergebnisse. Diese sind aber immer mit gewissen Unsicherheiten behaftet. Zu diesen Schätzwerten können somit Lösungsintervalle angegeben werden, innerhalb derer die „wahren“ Werte z.B. mit 95%-iger Wahrscheinlichkeit liegen.⁵ Die umfassenden empirische Analysen, die in der Studie vorgestellt werden, führen daher

⁵ Für die Regelbedarfsermittlung selbst müssen dagegen stets exakte Werte herangezogen werden. Nach den Standards statistischer Analysen bieten sich dafür die sogenannten „Punktschätzer“ an.

am Ende in erster Linie zu Vergleichen der jeweils ermittelten Ergebnisse – untereinander sowie mit den derzeit verwendeten Verteilungsschlüsseln – und zur Diskussion dieser Ergebnisse vor dem Hintergrund des gesamten, aktuell geltenden Verfahrens zur Bemessung existenzsichernder Sozialleistungen und der dazu vom Gesetzgeber getroffenen normativen Grundsatzentscheidungen. Gestützt auf die zentralen Resultate der angestellten Analysen wird schließlich allerdings auch ein konsistentes Schema von Verteilungsgewichten erarbeitet, dessen Verwendung die Ermittlung der Regelbedarfe in den Regelbedarfsstufen 2 und 3 (Erwachsene in Haushalten mit weiteren Erwachsenen) und 4 bis 6 (Kinder und Jugendliche) vereinheitlichen und vereinfachen könnte.

**Teil I: Verteilungsschlüssel zur Ermittlung von Regelbedarfen:
Grundlagen**

2 Regelbedarfsermittlung: Stand der Diskussion

2.1. Gegenwärtige Berechnung der Regelbedarfe

Das aktuell geltende Verfahren zur Ermittlung der Regelbedarfe ist in § 28 SGB XII festgeschrieben und wird im RBEG⁶ genauer spezifiziert. Während die Regelsätze der Sozialhilfe bis zum Jahr 1990 nach einem bedarfstheoretisch aufgestellten Warenkorb bestimmt und für weitere Haushaltsangehörige mit prozentual verringerten Beträgen gegenüber dem Regelsatz des Haushaltsvorstands („Eckregelsatz“) normativ gesetzt wurden, wurde mit der zweiten Änderung der Regelsatzverordnung vom 21. März 1990 zum sogenannten Statistikmodell übergegangen, das auf der Ausgabenstruktur der Haushalte mit niedrigen Einkommen basiert. Gleichzeitig wurden auch die abgeleiteten Regelsätze für Haushaltsangehörige neu bestimmt, wobei auf mit Hilfe der sogenannten Differenzmethode angestellte Berechnungen des Deutschen Vereins für öffentliche und private Fürsorge (1989) zurückgegriffen wurde.

1996 ging die Zuständigkeit für die Bemessung von den Ländern auf den Bund über. Dabei wurde dieses auf Daten aus der EVS basierende Bemessungssystem in § 22 Bundessozialhilfegesetz (BSHG) gesetzlich verankert⁷ und im Jahr 2004 mit einer neuen Regelsatzverordnung⁸ näher bestimmt. Dabei wurden die Altersstufen für Haushaltsangehörige auf zwei reduziert und die jeweils bezogen auf den Regelbedarf allein lebender Erwachsener zu gewährenden Prozentsätze auf 60% für unter-14-Jährige und auf 80% für über 14-Jährige festgelegt. In der Gesetzesbegründung wurde hierfür neben einem Verweis auf die sogenannte neue (oder modifizierte) OECD-Skala auch auf Ergebnisse der vom Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (BMFSFJ) eingesetzten Arbeitsgruppe „Lebenshaltungsaufwendungen für Kinder“ aus dem Jahr 2002⁹ hingewiesen. Die von dieser Arbeitsgruppe im Rahmen mehrerer Forschungsaufträge ermittelten Verteilungsschlüssel, die für verschiedene Gütergruppen eine unterschiedliche Aufteilung auf mehrere Haushaltsmitglieder vorsehen, wurden erstmals zur Ermittlung der Regelsätze im Jahr 2009 genutzt, als wieder eine dritte Altersstufe für Kinder eingeführt wurde.¹⁰

Nach dem Verfassungsgerichtsurteil vom 9. Februar 2010 wurden die Grundlagen für die Ermittlung der Regelbedarfe im RBEG neu geregelt. Das Verfahren für die gegenwärtige Berechnung der Verteilungsschlüssel ist im Entwurf zu diesem Gesetz (BT-Drs. 17/3404, S. 65–67) ausführlich dargelegt. Danach werden die Regelbedarfe für Kinder und Jugendliche (Regelbedarfsstufe 4 bis 6) mittels Verteilungsschlüsseln aus dem regelbedarfsrelevanten Verbrauch von Paaren mit einem

⁶ Gesetz zur Ermittlung der Regelbedarfe nach § 28 des Zwölften Buches Sozialgesetzbuch (Regelbedarfs-Ermittlungsgesetz – RBEG) vom 24. März 2011.

⁷ Gesetz zur Reform des Sozialhilferechts (SHRefG) vom 23. Juli 1996.

⁸ Verordnung zur Durchführung des § 28 des Zwölften Buches Sozialgesetzbuch (Regelsatzverordnung – RSV) vom 3. Juni 2004.

⁹ Diese sind dokumentiert in Münnich/Krebs (2002).

¹⁰ Gesetz zur Sicherung von Beschäftigung und Stabilität in Deutschland (BStabSichG) vom 2. März 2009, Art. 17: Änderung der Regelsatzverordnung.

Kind berechnet. Die Verteilungsschlüssel für die einzelnen, in der EVS gebildeten Gütergruppen wurden dabei nach unterschiedlichen Methoden ermittelt. Dazu zählen sowohl die Mehrbedarfsmethode,¹¹ die Pro-Kopf-Methode als auch die neue OECD-Skala; bei einzelnen Positionen der EVS wird auch eine alleinige Zurechnung zu den Eltern oder zu den Kindern vorgenommen. Für weitere Erwachsene im Haushalt (Regelbedarfsstufen 2 und 3) wurden die Regelbedarfe – angelehnt an frühere Strukturen existenzsichernder Sozialleistungen – auf Basis der Regelbedarfe alleinlebender Erwachsener (Regelbedarfsstufe 1) pauschal gesetzt.

Im Folgenden werden zunächst die wichtigsten Schritte des derzeit geltenden Verfahrens zur Ermittlung des Regelbedarfs der Bezieher von Leistungen nach dem SGB II oder SGB XII rekapituliert. Für die Aufgabenstellung der vorliegenden Studie haben sie größtenteils den Charakter von Vorentscheidungen mit ausgeprägtem normativen Charakter, die bei der Frage nach angemessenen Verteilungsschlüsseln für die Verbrauchsausgaben in Mehr-Personen-Haushalten als gegeben zu nehmen sind. Allerdings können sich bei der Überprüfung der bestehenden Verteilungsschlüssel und bei der Suche nach Ansätzen zur Entwicklung neuer Schlüssel auch im Hinblick auf solche Fragen einige Klärungen ergeben. Gleichzeitig bietet das derzeitige Verfahren Ansatzpunkte für methodische Weiterentwicklungen, die – wie vom Bundesverfassungsgericht gefordert – zu einer realitätsgerechten und in sich schlüssigen Handhabung beitragen können.

2.1.1. Statistikmodell und „Statistik-Warenkorb“

Seit dem Übergang zum sogenannten Statistikmodell orientieren sich die Leistungen der sozialen Grundsicherung¹² in Deutschland im Prinzip am Ausgabeverhalten von Haushalten mit geringen Einkommen, die jedoch nicht selbst als „bedürftig“ angesehen werden. In seiner konkreten Anwendung soll das Verfahren zur Ermittlung der Regelbedarfe dabei zu Leistungen führen, mit denen das Sicherungsziel der Leistungen auch bei Haushalten unterschiedlicher Größe und Zusammensetzung in vergleichbarer Weise erreicht wird. Zu diesem Zweck werden bei der Anwendung des Statistikmodells derzeit zwei leicht verschieden abgegrenzte Referenzgruppen definiert, deren Ausgabeverhalten in Bezug auf einen einheitlichen Katalog bestimmter, als regelbedarfsrelevant eingestufte Verbrauchsausgaben für die Ermittlung der Regelbedarfe von Personen mit unterschiedlicher Stellung im Haushalt maßgeblich ist.

Die Festlegung der Regelbedarfe und ihrer Struktur für verschiedene Haushalte ist dabei im Kern unweigerlich eine politisch-normative Entscheidung. Mit Verfahren wie dem Statistikmodell kann die Diskussion darüber versachlicht, die Konsistenz des Systems der Regelbedarfe erhöht und die Erreichung der sozialen Sicherungsziele sowie des rechtstaatlichen Gleichbehandlungsgrundsatzes besser überprüfbar gemacht werden. Hinter der Höhe der Ansprüche auf Leistungen nach dem

¹¹ Die Mehrbedarfsmethode steht hinter den in der Gesetzesbegründung zitierten Studien zur Zurechnung von Ausgaben im Bereich Ernährung (Karg et al. 2002) sowie im Bereich Wohnen und Energie (Hesse et al. 2001) auf einzelne Haushaltsmitglieder bzw. konkret auf Erwachsene und Kinder innerhalb von Familienhaushalten.

¹² Seit dem 1.1.2005 werden die Grundsicherungsleistungen im SGB II und SGB XII festgelegt.

SGB II und SGB XII, mit denen zugleich das jeweilige sozio-kulturelle Existenzminimum definiert wird, stehen jedoch notwendigerweise normative Entscheidungen über Einkommensschwellen, unterhalb derer bei gegebenen Rahmenbedingungen der jeweiligen Gesellschaft Anlass zu staatlicher Intervention gesehen wird. Gestützt auf wissenschaftliche Erkenntnisse aller Art¹³ muss eine solche Entscheidung letztlich von politisch Verantwortlichen mit entsprechender Legitimation getroffen werden.

Der normative Charakter der Ermittlung von Regelbedarfen, der durch die Wahl eines Statistikmodells anstelle eines reinen Warenkorb nicht außer Kraft gesetzt werden kann, tritt daher auch an vielen Stellen des gegenwärtig zu diesem Zweck verwendeten Verfahrens zutage. Bereits die Wahl des Statistikmodells stellt angesichts möglicher Alternativen und diverser anderer Herangehensweisen in anderen Ländern (vgl. dazu Abschnitt 2.3) eine wichtige normative Entscheidung dar. Bei der konkreten Handhabung werden weitere Elemente des Verfahrens normativ entschieden. Dies gilt insbesondere für die Wahl geeigneter Referenzgruppen, einschließlich ihrer Abgrenzung nach Haushaltstypen und nach den jeweils als relevant erachteten Einkommensbereichen, sowie für die Auswahl der regelbedarfsrelevanten Güter.

Unabhängig davon, wie Referenzgruppen für die Anwendung des Statistikmodells genau identifiziert und abgegrenzt werden, ergibt sich dabei immer eine Situation, die in methodischer Hinsicht zwangsläufig zirkulär ist und auf den normativen Charakter der Entscheidung über die Höhe des Regelbedarfs bzw. über das Verfahren zu dessen Bestimmung zurückverweist. Im Grunde muss nämlich bereits eine Vorentscheidung über das ungefähre Niveau des zu ermittelnden Existenzminimums getroffen werden, wenn man etwa unter den alleinlebenden Erwachsenen eine Gruppe von Haushalten identifizieren will, die zwar über ein geringes Einkommen verfügen, bei denen dieses Minimum aber trotzdem als definitiv gedeckt angesehen wird. Statistische Daten und ökonometrische Analysen können in diesem Kontext hilfreich sein, um sicherzustellen, dass bei der Abgrenzung einer solchen Referenzgruppe Verstöße gegen die Grundidee des Statistikmodells vermieden werden.¹⁴ Sie können ferner eingesetzt werden, um zu gewährleisten, dass bei der Regelbedarfs-

¹³ Eine quantitativ eindeutige, wissenschaftliche Definition von Einkommensarmut kann es nicht geben. So basiert etwa das Standardverfahren zur Bestimmung von Armuts- und Armutsrisikoquoten, das sich in den letzten Jahren – ausgehend von einer größeren Zahl möglicher Vorgehensweisen – etabliert hat, auf mehreren gesetzten Schwellenwerten und Rechenkonventionen, die insgesamt nicht objektiv begründbar sind. Ein zentrales Element dieses Verfahrens, nämlich die Äquivalenzgewichtung von Haushaltseinkommen nach der sogenannten modifizierten OECD-Skala, dient dabei – ähnlich der Aufgabenstellung dieser Studie – zur Bestimmung angemessener Verteilungsschlüssel für die Einkommensverwendung in Mehr-Personen-Haushalten. Die Skala basiert aber ihrerseits auf Setzungen und nur begrenzt auf empirischen Analysen; sie bezieht sich nicht speziell auf Haushalte mit niedrigem Einkommen; und sie wurde von der OECD selbst auch nie für den allgemeinen Gebrauch empfohlen (vgl. Hagenaaers et al. 1994: 194; OECD 2008). Für eine gezielte Politik der Bekämpfung von Einkommensarmut bilden Armutsquoten und ihre Ermittlung daher kaum eine geeignete Grundlage.

¹⁴ Vgl. dazu den parallelen Untersuchungsauftrag zur Definition „verdeckter Armut“, auf den das Bundesverfassungsgericht in seiner Entscheidung vom 9. Februar 2010 (1 BvL 1/09, 1 BvL 3/09, 1 BvL 4/09, Rn. 169) hingewirkt hat. In § 10 Abs. 2 Nr. 1 RBEG wird diese Frage als weiteres Thema für den vom BMAS im Jahre 2013 vorzulegenden Bericht zur Weiterentwicklung der Methodik für die Ermittlung von Regelbedarfen festgeschrieben.

mittlung für unterschiedliche Haushaltskonstellationen Gruppen von Haushalten anderen Typs herangezogen werden, deren Lebensstandard mit dem der ersten Referenzgruppe vergleichbar ist. Ansonsten können sich bei der Festlegung der Struktur der Regelbedarfe für unterschiedliche Haushaltstypen Brüche im System ergeben. Die Last zentraler normativer Entscheidungen kann den politisch Verantwortlichen letztlich aber nicht durch das Statistikmodell abgenommen werden.

Normativen Charakter hat auch die Entscheidung darüber, bei der Analyse des Ausgabeverhaltens der als Referenzgruppen herangezogenen Haushalte bestimmte Gütergruppen und Güter als nicht regelbedarfsrelevant einzustufen. Unschwer begründbar sind solche Entscheidungen nur, wenn es sich dabei um Bedarfe handelt, die durch separat gewährte Leistungen (z.B. für Wohnung und Heizung) gedeckt werden, auf die im Bedarfsfall gleichfalls ein Rechtsanspruch besteht. Darüber hinaus werden bei der Ermittlung der Regelbedarfe jedoch auch einige Güter als nicht regelbedarfsrelevant eingestuft, weil ihr Konsum nicht als Teil des Existenzminimums angesehen wird (z.B. Tabakwaren und alkoholische Getränke). Diese Einstufung basiert unmittelbar auf einer normativen Entscheidung, die die politisch Verantwortlichen sachgerecht begründen müssen, zu der sie aber im Grundsatz legitimiert sind. Effektiv sollen sich die Regelbedarfe auf der Basis des Statistikmodells somit an den Ausgaben für normativ festgelegte, regelbedarfsrelevante Güter orientieren. Das Verfahren wird in der relevanten Rechtsprechung daher mittlerweile – sachlich zutreffend – auch als „Statistik-Warenkorb“ bezeichnet (BVerwG 5 C 43.03., Rn. 3; BVerfG, 1 BvL 1/09, 1 BvL 3/09, 1 BvL 4/09, Rn. 43). Statistisch und methodisch fundiert können vor diesem Hintergrund mögliche Probleme aufgezeigt werden, die aus der Unterscheidung zwischen regelbedarfsrelevanten und nicht-regelbedarfsrelevanten Gütern für die Analyse des Ausgabeverhaltens von Haushalten mit unterschiedlicher Konsumstruktur resultieren können. Darüber hinaus können Vorschläge gemacht werden, wie das Verfahren trotzdem sachgemäß und in sich konsistent gehandhabt werden kann. Für politische Debatten darüber, welche Verbrauchsausgaben als regelbedarfsrelevant einzustufen sind, können empirische Daten aber lediglich informative Diskussionsgrundlagen bieten.

2.1.2. Regelbedarfe und Regelbedarfsstufen

Der einer Person zu gewährende pauschalierte Regelbedarf soll nach § 27a SGB XII dazu dienen, den gesamten notwendigen Lebensunterhalt zur Gewährleistung des Existenzminimums sicher zu stellen. Ausgenommen werden dabei Bedarfe, die anderweitig gedeckt sind oder ihrer Höhe nach unabweisbar erheblich von einem durchschnittlichen Bedarf abweichen. Zu diesen Ausnahmen gehören insbesondere die regional stark schwankenden Ausgaben für Unterkunft und Heizung, deren Übernahme in § 35 SGB XII bzw. § 22 SGB II geregelt ist. Für alle anderen Gütergruppen werden auf Basis der EVS 2008 die durchschnittlichen Verbrauchsausgaben für regelbedarfsrelevante Positionen in den Referenzhaushalten ermittelt und daraus die Regelbedarfe für verschiedene Haushaltsmitglieder ermittelt.

Referenzhaushalte sind nach § 28 SGB XII Ein-Personen-Haushalte sowie – für die Ermittlung des Regelbedarfs von Kindern – Haushalte, in denen Paare mit einem Kind leben, jeweils in unteren Einkommensgruppen. Die genaue Abgrenzung erfolgt in §§ 2 bis 4 RBEG, wonach bei den Ein-Personen-Haushalten die unteren 15% und bei den Paarhaushalten die unteren 20% der nach ihrem

Nettoeinkommen geschichteten Haushalten zu berücksichtigen sind. Vorab auszunehmen sind dabei jene Haushalte, die Leistungen nach dem SGB II (Arbeitslosengeld II oder Sozialgeld) oder SGB XII (Hilfe zum Lebensunterhalt oder Grundsicherung im Alter und bei Erwerbsminderung) beziehen und kein zu berücksichtigendes Erwerbseinkommen oder Elterngeld beziehen oder Anspruch auf Eigenheimzulage haben.

Gegenwärtig bestehen für die Bemessung der Leistungen sechs Regelbedarfsstufen, für die in der Anlage zu § 28 SGB XII Euro-Beträge für die Regelbedarfe in den Jahren 2011, 2012 und 2013 festgelegt wurden. Die auf Basis der EVS 2008 ermittelten Beträge wurden dafür mit einem Mischindex aus Preis- und Lohnentwicklung fortgeschrieben.

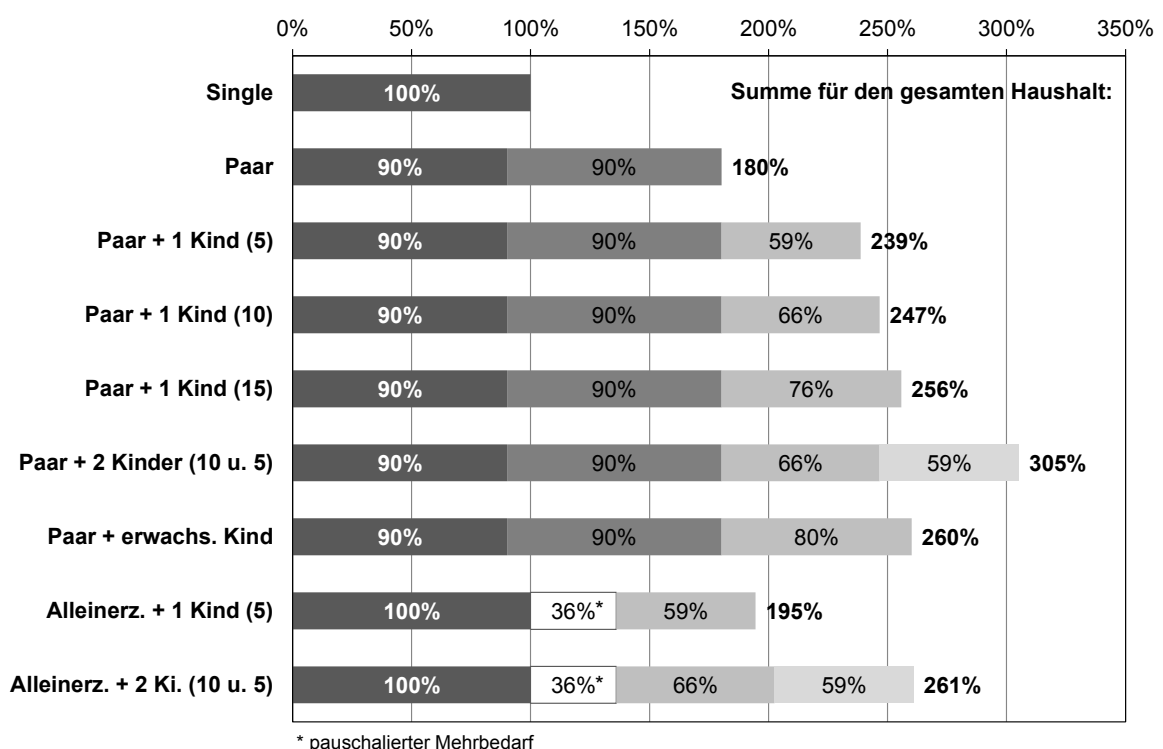
- Regelbedarfsstufe 1 gilt „für eine erwachsene leistungsberechtigte Person, die als alleinstehende oder alleinerziehende Person einen eigenen Haushalt führt; dies gilt auch dann, wenn in diesem Haushalt eine oder mehrere weitere erwachsene Personen leben, die der Regelbedarfsstufe 3 zuzuordnen sind“. Der Regelbedarf für diese Personengruppe wird als Summe der durchschnittlichen, regelbedarfsrelevanten Verbrauchsausgaben der Einzelpersonen-Referenzhaushalte bestimmt.
- Regelbedarfsstufe 2 gilt „für jeweils zwei erwachsene Leistungsberechtigte, die als Ehegatten, Lebenspartner oder in eheähnlicher oder lebenspartnerschaftsähnlicher Gemeinschaft einen gemeinsamen Haushalt führen“. Der Regelbedarf beträgt 90% der Regelbedarfsstufe 1. Dieser Ansatz ist normativ bestimmt und geht von der Annahme aus, dass zwei erwachsene Personen, die gemeinsam wirtschaften, aufgrund von Größen- und Verbundvorteilen („*Economies of scale and scope*“) einen Bedarf von 180% einer allein leben Person haben. Beiden Partnern werden dabei gleiche Anteile an den gemeinsamen Verbrauchsausgaben zugerechnet.
- Regelbedarfsstufe 3 gilt „für eine erwachsene leistungsberechtigte Person, die weder einen eigenen Haushalt führt, noch als Ehegatte, Lebenspartner oder in eheähnlicher oder lebenspartnerschaftsähnlicher Gemeinschaft einen gemeinsamen Haushalt führt“. Der Regelbedarf beträgt 80% der Regelbedarfsstufe 1, wobei in Bezug auf den Anstieg der Verbrauchsausgaben durch ein weiteres erwachsenes Haushaltsmitglied hier die gleiche Annahme wie bei Regelbedarfsstufe 2 zugrunde gelegt wird.
- Die Regelbedarfsstufen 4 bis 6 gelten für leistungsberechtigte Kinder und Jugendliche im Alter von 14 bis unter 18 Jahren, im Alter von 6 bis unter 14 Jahren bzw. im Alter bis unter 6 Jahren. Die Regelbedarfe für Kinder und Jugendliche werden auf Basis der regelbedarfsrelevanten Verbrauchsausgaben der Referenzhaushalte, in denen Paare mit einem Kind in der jeweiligen Altersgruppe leben, bestimmt. Da die Verbrauchsausgaben in der EVS nur auf Haushaltsebene erhoben werden, müssen die den Kindern zugerechneten Ausgaben jedoch durch entsprechende Verteilungsschlüssel ermittelt werden.

Für erhöhte laufende Bedarfe, die in bestimmten Bedarfsgemeinschaften typischerweise anfallen, durch die Regelleistungen in diesen Bedarfsstufen aber noch nicht abgedeckt sind, werden daneben gemäß § 30 SGB XII (bzw. in ähnlicher Form auch gemäß § 21 SGB II) pauschalierte Mehrbedarfe

gewährt. Dies gilt insbesondere für Alleinerziehende, die mit einem Kind unter 7 Jahren oder mit zwei oder drei Kindern unter 16 Jahren zusammenleben. Sie erhalten zusätzliche Leistungen in Höhe von 36% der Leistungen nach Regelbedarfsstufe 1, soweit im Einzelfall kein abweichender Bedarf besteht.¹⁵

Einen Überblick über die Struktur der Regelleistungen, die auf dieser Basis derzeit ausgewählten Haushalten verschiedener Größe und Zusammensetzung gewährt werden, gibt Abbildung 2-1. Die Leistungen für einzelne Mitglieder sowie für den gesamten Haushalt (ohne individuell gewährte Leistungen für Unterkunft und Heizung) werden dabei durchgängig in Relation zu den Leistungen gemäß Regelbedarfsstufe 1 ausgewiesen, die auf 100% normiert sind.

Abbildung 2-1: Relationen der SGB-XII-Regelleistungen für unterschiedliche Haushaltstypen



Anmerkung: Das Alter der Kinder wird in Klammern angegeben.

Quelle: eigene Darstellung.

2.1.3. Familienhaushalte: Verteilungsschlüssel für verschiedene Gütergruppen

Zur Ermittlung der Regelbedarfe in den Bedarfsstufen 4 bis 6 werden die in Familienhaushalten mit einem Kind anfallenden Ausgaben auf die Eltern und das jeweils bei ihnen lebende Kind aufgeteilt.

¹⁵ Pauschalierte Mehrbedarfe werden nach dem SGB XII und dem SGB II darüber hinaus auch Schwangeren nach der 12. Schwangerschaftswoche (17% der Leistungen nach Regelbedarfsstufe 1) sowie unter bestimmten zusätzlichen Voraussetzungen auch Behinderten (35%) gewährt, nach dem SGB XII zudem Personen im Rentenalter oder voll erwerbsgeminderten Personen (17%). Auch dies gilt jeweils, soweit im Einzelfall nicht ein abweichender Bedarf besteht.

Für verschiedene Gütergruppen werden dabei unterschiedliche Ansätze verwendet, die im Gesetzentwurf zum RBEG (BT-Drs. 17/3404, S. 64–86) ausführlich dokumentiert sind. Für die Bereiche Ernährung, Wohnen und Verkehr werden die von der Arbeitsgruppe „Lebenshaltungsaufwendungen für Kinder“ empfohlenen Verteilungsschlüssel verwendet, die auf den Ergebnissen mehrerer Studien mit Daten der EVS 1998 und anderen, spezielleren Daten basieren (vgl. Münnich/Krebs 2002). Für alle anderen Gütergruppen werden Verteilungsschlüssel herangezogen, die ebenfalls von dieser Arbeitsgruppe vorgeschlagen, aber nicht durch eigene empirische Arbeiten gewonnen oder untermauert wurden.

- *Bereich Ernährung und Getränke sowie Verpflegungsdienstleistungen:*

Für den Bereich Ernährung und Getränke sowie Verpflegungsdienstleistungen hat die Arbeitsgruppe Verteilungsschlüssel differenziert nach Alleinerziehenden, Paaren mit und ohne Kinder, nach Anzahl der Kinder sowie nach Alter und Geschlecht des Kindes vorgelegt. Das methodische Vorgehen bei der Entwicklung dieser Verteilungsschlüssel war ein mehrstufiges Verfahren: (i) ökonomische Ermittlung des Haushaltsverbrauchs in einer Gütergruppe als Funktion von sozio-ökonomischen Charakteristika des Haushalts und der Haushaltsmitglieder; (ii) ökonomische Ermittlung des Verbrauchs der einzelnen Haushaltsmitglieder für jede Gütergruppe auf Basis der ermittelten Regressionskoeffizienten; (iii) Bestimmung der personenbezogenen Aufteilungsschlüssel als Anteile des so ermittelten individuellen Verbrauchs am vom Modell erfassten gesamten Haushaltsverbrauch; (iv) Ableitung des individuellen Verbrauchs durch Anwendung der Aufteilungsschlüssel auf den beobachteten Haushaltsverbrauch (vgl. Karg et al. 2002, S. 11 ff.). Für die Ermittlung der Regelbedarfe für Kinder und Jugendliche werden hiervon die Verteilungsschlüssel für Paare mit einem Kind in den vorgegebenen Altersstufen verwendet.¹⁶

- *Bereich Wohnungsinstandhaltung und Strom:*

Im Regelbedarf gemäß § 27a SGB XII sind nur die Ausgaben für Wohnungsinstandhaltung und Strom enthalten, während die Kosten für Unterkunft und Heizung nach § 35 SGB XII gesondert in der tatsächlich anfallenden Höhe übernommen werden. Die von der Arbeitsgruppe vorgelegten Verteilungsschlüssel beziehen sich allerdings nicht auf die Kosten für Wohnen, sondern auf die Aufteilung des beanspruchten Wohnraums auf Eltern und Kinder. Diese Verteilungsschlüssel sind differenziert nach Alleinerziehenden, Paaren mit und ohne Kinder, Anzahl der Kinder, neuen und alten Bundesländern sowie nach dem Alter des Kindes und dem Einkommensniveau des Haushalts. Methodisch wurden diese Verteilungsschlüssel auf Basis einer Regression für die Gesamtnachfrage nach Wohnraum des gesamten Haushalts und einer anschließenden Differenzenbildung der Regressionskoeffizienten für Haushalte gleichen Typs mit und ohne eine weitere Person ermittelt (vgl. Hesse et al. 2001). Für die Berechnung der in

¹⁶ Im Rahmen der Ermittlung der Regelbedarfe wurden die nach Alter und Geschlecht des Kindes unterschiedlichen Verteilungsschlüssel auf der Mikroebene, d.h. vor der Berechnung der gewichteten Durchschnittsausgaben individuell zugewiesen.

den Regelbedarfen enthaltenen Ausgaben für Wohnungsinstandhaltung und Strom werden die Verteilungsschlüssel von Paaren mit einem Kind der mittleren Einkommensgruppe, differenziert nach neuen und alten Bundesländern, verwendet.¹⁷ Dieselben Verteilungsschlüssel werden auch für einzelne Positionen aus dem Bereich Innenausstattung, Haushaltsgeräte und Haushaltsgegenstände genutzt.

- *Verkehr*

Für den Bereich Verkehr wurden von der Arbeitsgruppe zwei Verteilungsschlüssel vorgelegt, jeweils differenziert nach Alleinerziehenden, Paaren mit und ohne Kinder sowie Kinderzahl, die sich einerseits auf Kosten des Individualverkehrs und andererseits auf Kosten der Nutzung von öffentlichen Verkehrsmitteln beziehen. Das methodische Vorgehen zur Ermittlung der entsprechenden Verteilungsschlüssel ist wiederum ein mehrstufiges Verfahren: (i) Ermittlung der Personenkilometer für alle Haushaltsmitglieder für verschiedene Verkehrsmittel auf Basis mehrerer Verkehrserhebungen; (ii) Ableitung der Anteile von Kindern am Verkehr der Familie, (iii) Ableitung der anteiligen Verkehrsausgaben (vgl. Hamacher et al. 2001). Zur Regelbedarfsermittlung werden die Verteilungsschlüssel für Paare mit einem Kind verwendet, wobei beim Individualverkehr nur Ausgaben für Fahrräder als regelbedarfsrelevant gesetzt wurden.

- *Verteilungsschlüssel für alle anderen Bereiche*

Für alle anderen Gütergruppen hat die Arbeitsgruppe ebenfalls Verteilungsschlüssel vorgeschlagen, und zwar eine Aufteilung nach der Pro-Kopf-Methode, der neuen OECD-Skala oder im Sinne einer vollständigen Zurechnung zu Erwachsenen bzw. Kindern (vgl. Münnich/Krebs 2002, Übersicht 4). Eine Begründung für die Auswahl der Schlüssel und ihre Zuordnung zu den einzelnen Gütern und Dienstleistungen wurde dabei seinerzeit nicht dokumentiert. Bei der Berechnung der Regelbedarfe wurde von den vorgeschlagenen Schlüsseln nur insoweit abgewichen, als sich die Positionen der EVS mittlerweile verändert haben.

2.2. Politische Forderungen und alternative Berechnungen

2.2.1. Politische Diskussionen vor der Neubemessung 2011

Durch das Urteil des Bundesverfassungsgerichts vom 9. Februar 2010 (1 BvL 1/09, 1 BvL 3/09, 1 BvL 4/09) wurde dem Gesetzgeber der Auftrag erteilt, die Regelbedarfe verfassungskonform neu zu bemessen. Das Urteil setzte eine kontroverse politische Diskussion in Gang. Die Kernforderungen des Bundesverfassungsgerichts an den Gesetzgeber, die bis Ende des Jahres 2010 eingelöst werden mussten, waren folgende:

¹⁷ Weshalb dabei die Schlüssel von Haushalten mit mittlerem Einkommen empfohlen wurden und nicht die gleichfalls ermittelten Schlüssel für untere Einkommensgruppe, wird von der Arbeitsgruppe „Lebenshaltungsaufwendungen für Kinder“ allerdings nicht erläutert.

- Eine transparente Berechnungsmethode für die Regelbedarfe an berechnete Erwachsene und Kinder vorzulegen.
- Auf den spezifischen Bedarf von Kindern und Jugendlichen einzugehen, statt ihre Bedarfe prozentual aus den Erwachsenenätzen abzuleiten.
- Eine Härtefallregelung im SGB II für unabweisbare, laufende und nicht nur einmalige Bedarfe zu schaffen, die über den Monatsbetrag der Regelleistungen hinausgehen.
- Die Höhe der Regelbedarfe regelmäßig zu prüfen und in zweckgemäßer Weise anzupassen.

Die sich daraus entwickelnde politische Debatte konzentrierte sich zunächst auf die Höhe der Regelbedarfe. Interessant ist diese Debatte insofern, als das Bundesverfassungsgericht die zuvor ausbezahlten Regelleistungen explizit für „nicht... evident unzureichend“ erklärt (1 BvL 1/09, 1 BvL 3/09, 1 BvL 4/09, Rn. 146), sondern vor allem eine transparentere und stimmigere Berechnung gefordert hatte.

Die Bundesregierung legte im Oktober 2010 den Entwurf des Gesetzes zur Ermittlung von Regelbedarfen und zur Änderung des Zweiten und Zwölften Buches Sozialgesetzbuch vor, der Anfang Dezember im Bundestag mit der Stimmenmehrheit der Regierungskoalition beschlossen wurde. Gegenüber dem zuvor, auf Basis der Daten der EVS 2003 geltenden Verfahren war im Gesetzentwurf zum einen eine geänderte Abgrenzung der Referenzgruppe für die Ein-Personen-Haushalte auf Basis der EVS 2008 vorgesehen; daneben wurden neue Referenzgruppen für Familienhaushalte mit auf den ersten Blick abweichender Abgrenzung eingeführt. Zum anderen wurde die Abgrenzung der regelbedarfsrelevanten Verbrauchsausgaben leicht modifiziert. Des Weiteren beabsichtigte die Bundesregierung die Einführung des sogenannten „Bildungspakets“, durch das Kindern und Jugendlichen in Familien mit Leistungen nach dem SGB XII oder SGB II vor allem erhöhte Sachleistungen gewährt werden sollten. Schließlich plante die Bundesregierung auch, die Hinzuverdienstmöglichkeiten für Leistungsbezieher zu verbessern.

Am 17. Dezember 2010 wurde der zustimmungspflichtige Entwurf aber vom Bundesrat abgelehnt, so dass anschließend ein Vermittlungsverfahren eingeleitet werden musste. Effektiv einigten sich die Regierungskoalition und die SPD in diesem Verfahren erst zwei Monate später auf ein Ergebnis, dem beide Seiten zustimmen konnten. Die Ergebnisse wurden in der Öffentlichkeit durchaus kritisch diskutiert. Mit Blick auf die eher geringen Änderungen des Regierungsentwurfs wurde dabei bereits die langatmige Verhandlungsführung kritisiert (Niejahr 2010; von Borstel 2011). Im Mittelpunkt stand jedoch die Frage, ob die Ergebnisse gegebenenfalls einer erneuten Prüfung durch das Bundesverfassungsgericht standhalten könnten (vgl. Becker 2010; Martens 2011; Geyer 2011; Rademacher/Tartler 2011). Mittlerweile gibt es einen Beschluss des Sozialgerichts Berlin vom 25. April 2012 (S 55 AS 9238/12) zur Vorlage der neu ermittelten Regelbedarfe beim Bundesverfassungsgericht. Ein Beschluss des Verfassungsgerichts über die Annahme und demgemäß auch eine Entscheidung in der Sache stehen aber noch aus. Das Bundessozialgericht hat in einer Entscheidung vom 12. Juli 2012 (B 14 AS 35/12 R) dagegen geurteilt, dass die Neuermittlung der Regelbedarfe verfassungskonform sei.

2.2.2. Methodische Bedenken in der öffentlichen Diskussion

Als die Zustimmung von Bundestag und Bundesrat zum RBEG in seiner endgültigen Fassung Ende Februar 2011 absehbar war, wurden die Methoden zur Ermittlung des Regelbedarfs von Wissenschaftlern einer genaueren Untersuchung unterzogen, die sich zumeist bereits zuvor mit dieser Frage befasst hatten und zum Teil auch den ganzen Prozess der Entstehung und Umsetzung des Urteils des Bundesverfassungsgerichts vom 9. Februar 2010 (1 BvL 1/09, 1 BvL 3/09, 1 BvL 4/09), etwa als Sachverständige im Rahmen des Verfassungsgerichtsverfahrens oder im Bundestagsausschuss für Arbeit und Soziales, begleiteten und sich nun kritisch mit der Vereinbarkeit der neuen Regelungen mit dem Verfassungsgerichtsurteil beschäftigten. Zu nennen sind dabei insbesondere die auf methodische Fragen fokussierten Arbeiten von Irene Becker (2011) sowie von Rudolf Martens (2011).¹⁸ Einige Autoren legten zugleich alternative Berechnungen zu einer nach ihrer Sicht verfassungskonformen Ermittlung der Regelbedarfe von Erwachsenen und teilweise auch von Kindern vor, die hier im nächsten Schritt ebenfalls dargestellt werden (vgl. Abschnitt 2.2.3). Zunächst werden jedoch die methodischen Kritikpunkte zusammengefasst, die nach Ansicht dieser Autoren Anlass zu solchen Alternativrechnungen gaben. Eine Beurteilung der dabei im Einzelnen genannten Kritikpunkte, v.a. auch hinsichtlich ihrer Bedeutung für die Aufgabenstellung der vorliegenden Studie, findet sich in Abschnitt 2.2.4).

a) Das Statistikmodell

Obwohl das Verfassungsgericht in seiner Entscheidung vom 9. Februar 2010 die Verwendung des Statistikmodells zur Ermittlung des Regelbedarfs nicht kritisiert hat (vgl. BVerfG, 1 BvL 1/09, 1 BvL 3/09, 1 BvL 4/09, Rn. 159ff.) und dieses auch weiterhin die präferierte Methode für die Bemessung der Regelbedarfe ist, wäre verfassungsrechtlich auch die Verwendung eines Warenkorbmodells, wie es bis Anfang der 1990er Jahre zu diesem Zweck eingesetzt wurde, möglich. Die Verwendung des Statistikmodells hat demgegenüber allerdings den Vorteil, dass das soziokulturelle Existenzminimum aus dem beobachtbaren Ausgabeverhalten unterer Einkommensgruppen abgeleitet wird, statt Entscheidungen darüber in die Hand ausgewählter Experten zu geben, wie dies im Warenkorbmodell der Fall war (Becker 2011: 9). Kritiker weisen zwar darauf hin, dass auch die Anwendung des Statistikmodells auf normativen (Vor-)Entscheidungen basiert, die sich aber „nur“ auf die Auswahl der Methode, die Wahl der Referenzgruppe(-n) und gegebenenfalls auch auf die Auswahl regelbedarfsrelevanter Güter beziehen. Daher wird argumentiert, dass diese Methode weniger von subjektiven Werturteilen abhängig ist (Palsherm 2011: 65f.).

Angenommen werden muss dabei, dass die betrachtete Referenzgruppe mit ihrem Ausgabenverhalten nicht nur ihr physisches Überleben sichert, sondern auch eine angemessene Teilhabe an der Gesellschaft realisiert. Kritisiert wird in Bezug darauf, dass die Einkommen in den unteren Bereichen der Verteilung so niedrig seien, dass damit die Realisierung des nach Ansicht der Kritiker „wirklichen“ Bedarfs nicht möglich ist. Dieses Problem könne durch die Wahl eines angemessenen

¹⁸ Teilweise greifen sie dabei auf frühere Arbeiten zur selben Thematik zurück (etwa Becker 2010; Becker/Hauser 2010; oder Martens 2004; 2008).

Referenzeinkommensbereichs beseitigt werden. Wie ein solcher Bereich abzugrenzen sei, lasse sich aber nicht objektiv bestimmen. Je restriktiver diese Auswahl, desto weniger reflektiere das beobachtete Ausgabeverhalten den gesellschaftlich üblichen, soziokulturellen Mindestbedarf. Laut Becker (2011: 9) könnten die entsprechenden Bedarfe vor allem deswegen tendenziell unterschätzt werden, weil nicht-monetäre, private Transfers nicht beobachtet werden. Wichtig sei es außerdem, Änderungen der Einkommensverteilung zu beachten. Wenn die Löhne im Referenzbereich sinken würden, während die Durchschnittslöhne gleichzeitig stiegen, bedeute dies, dass die Regelleistungen nicht Schritt hielten mit der gesamtgesellschaftlichen Entwicklung. Um vom Ausgabenverhalten der Referenzgruppe auf das sozio-kulturelle Existenzminimum schließen zu können, wurde von anderer Seite vorgeschlagen, dem quantitativen Statistikmodell eine qualitative Befragung der Haushalte zu ihren „Überlebens- und Teilhabestrategien“ an die Seite zu stellen (Kötter 2011: 102). Ein weiterer Vorschlag war, parallel dazu einen Warenkorb aufzustellen, um die Ergebnisse des Statistikmodells kontrollieren zu können (Lenze 2011: 535).

b) Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2008 als Datengrundlage

Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) wird alle fünf Jahre vom Statistischen Bundesamt und den Statistischen Landesämtern als Quotenstichprobe durchgeführt. In dieser umfangreichen Repräsentativerhebung werden detaillierte Angaben über Ausgaben, Einnahmen (inklusive Geldgeschenke), Vermögen, Vermögensauflösungen und Kreditaufnahme erfragt. Durch Kontrollmechanismen (z.B. den sogenannten „Budgetierungsansatz“) soll die Validität der Erhebung in den Ämtern zudem gesteigert werden. Da die erfassten Ausgaben jeweils im Haushaltskontext getätigt werden und viele der erworbenen Güter und Dienstleistungen im Haushalt gemeinsam konsumiert werden, lassen sich individuelle Bedarfe daraus nicht direkt ermitteln. Da dies für die Regelbedarfsermittlung aber notwendig ist, kann und muss dieses Problem methodisch mit Hilfe der Ermittlung von Verteilungsschlüsseln gelöst werden (vgl. dazu Abschnitt e).

Insgesamt wird die EVS auch von Kritikern des derzeit geltenden Verfahrens zur Regelbedarfsermittlung als geeignete Datenbasis angesehen, um Regelbedarfe zu bestimmen (Becker 2011: 13f.). Dies gilt insbesondere für die Datengrundlage zur Ermittlung der Regelbedarfe von Erwachsenen. Kritisiert wird hier lediglich die Verwendung der EVS-Daten auch für selten gekaufte, langlebige Gebrauchsgüter (vgl. Abschnitt f). Bei den Referenzgruppen für die Ermittlung der Bedarfe von Kindern und Jugendlichen werden dagegen Probleme aufgrund geringer Fallzahlen gesehen, vor allem bei der Erfassung von Ausgaben in den Bereichen Verkehr und Kommunikationsdienstleistungen. Bei der Referenzgruppe mit 14- bis unter-18-jährigen Kindern wird die Datenlage sogar generell als schwach beurteilt (Becker 2011: 34): Aus nur 115 beobachteten Haushalten erhalte man in den Ergebnissen der EVS 2008 bei 60 von 78 Positionen des regelleistungsrelevanten Kon-

sums jeweils unter 100 Fälle mit positiven Ausgaben. In dieser Hinsicht könne die Datengrundlage daher als „gerade noch hinreichend“ angesehen werden.¹⁹

c) Referenzhaushaltstypen und Regelbedarfsstufen

Um die Regelbedarfe für das Jahr 2011 neu zu ermitteln, wurden insgesamt vier Typen von Referenzhaushalten zugrunde gelegt: zum einen die Gruppe der Alleinstehenden, um den Bedarf Erwachsener zu ermitteln, und drei Gruppen von Paaren mit jeweils einem Kind unterschiedlichen Alters (bis unter 6 Jahre, von 6 bis unter 14 Jahren sowie von 14 bis unter 18 Jahren), um die Bedarfe von Kindern und Jugendliche zu ermitteln.

Die für Erwachsene geltenden Regelbedarfsstufen 1 bis 3 werden dabei vollständig anhand der Referenzhaushalte Alleinstehender berechnet. Becker (2011: 15f.) kritisierte u.a., dass die Regelbedarfsstufen 2 und 3 für weitere Erwachsene (effektiv jeweils 80% der Regelbedarfsstufe 1) empirisch neu untermauert werden sollten, da sie auf Berechnungen des Deutschen Vereins für öffentliche und private Fürsorge auf Basis der EVS 1983 zurückgehen und dementsprechend stark überholt sein könnten.

Allgemeiner wird schließlich eingewandt, dass die Verwendung von vier verschiedenen Referenzgruppen dazu führe, dass die Regelbedarfe kein in sich geschlossenes Zahlenwerk darstellen, das jeweils die mit dem Hinzutreten eines weiteren Haushaltsmitglieds eintretenden Änderungen im Ausgabeverhalten abbildet. Dies komme vor allem bei der Erfassung der Haushaltsgemeinkosten zum Tragen, da Erwachsene im Familienkontext ganz andere Ausgaben haben könnten als die Mitglieder der Referenzgruppe Alleinlebender, aus denen sich ihr Regelbedarf ableitet. Becker (2011: 16) plädiert daher für die Verwendung nur einer Referenzgruppe (von Paaren mit Kindern unter 18 Jahren), aus deren Ausgabeverhalten alle Regelbedarfsstufen ermittelt werden sollten (vgl. auch Palsherm 2011: 68).

Eine explizite Vorgabe des Bundesverfassungsgerichts für die Auswahl der Referenzgruppen ist zudem, dass ihr Einkommen „zuverlässig über der Sozialhilfeschwelle“ liegen muss (1 BvL 1/09, 1 BvL 3/09, 1 BvL 4/09, Rn. 169). Sonst würde es bei der Bestimmung der Regelbedarfe zu Zirkelschlüssen kommen, weil über die Abgrenzung der Referenzgruppen Einkommen aus Transferleistungen herangezogen würden, um eben diese Leistungen zu bemessen (Rothkegel 2011: 73). Becker (2011: 19f.) fordert deswegen, zumindest sogenannte „Aufstocker“ mit monatlichen Erwerbseinkommen bis 100 € sowie Menschen, die in „verdeckter Armut“ leben, seien aus den Referenzgruppen herauszunehmen (vgl. auch Rothkegel 2011: 74). Sie spricht zu diesem Zweck die Möglichkeit einer Vermögensüberprüfung an, um potenziell Leistungsberechtigte auch unter denjenigen zu identifizieren, die trotz geringer Einkommen keine Leistungen in Anspruch nehmen (Becker 2011: 22–24). Weitere verzerrende Wirkungen für die Referenzgruppe vermutet Becker (2011: 50) bei BAföG-Empfängern (deren Berücksichtigung in der Referenzgruppe ihres Erachtens zu einer

¹⁹ Becker (2011: 29ff.) spricht in diesem Zusammenhang auch leicht missverständlich von Einschränkungen der „statistischen Signifikanz“ der auf dieser Basis ermittelten Ergebnisse. Gemeint ist deren Belastbarkeit und Robustheit.

Unterschätzung des Mindestbedarfs anderer Personen führen könne) und bei Selbstständigen mit schwankendem Einkommen, die sich nur phasenweise im unteren Einkommensbereich befinden (mit dem möglichen Effekt einer Überschätzung des Mindestbedarfs).

Auch die Verwendung unterschiedlicher Quantile für die Berechnung der Regelbedarfe von Erwachsenen und Kindern – einerseits die untersten 15%, andererseits die untersten 20% der nach vorherigem Ausschluss der Bezieher von Leistungen nach dem SGB II oder SGB XII ohne sonstiges Einkommen nach dem Einkommen geschichteten Ein-Personen-Haushalte bzw. der jeweiligen Familienhaushalte – kann nach Ansicht der Kritiker dazu beitragen, dass die Referenzgruppen nicht miteinander vergleichbar seien (Becker 2011: 74): Bei der Berechnung der Regelbedarfe für Erwachsene werde dabei tendenziell eine ärmere Gruppe zugrunde gelegt als bei der Berechnung der Regelbedarfe für Kinder, ohne dass diese Differenzierung nach Auffassung der Kritiker sachlich einleuchtend begründet werde (vgl. dazu auch Martens 2011: 10f).

d) Regelbedarfsrelevante Ausgaben

Bei der Neubemessung der Regelbedarfe auf der Basis des RBEG wurden, wie schon zuvor, in verschiedenen Abteilungen bzw. in den darin enthaltenen Einzelpositionen der EVS bestimmte Ausgaben als „nicht regelbedarfsrelevant“ eingestuft. In einigen, quantitativ gewichtigen Fällen sind diese Ausgrenzungen völlig unstrittig, etwa weil Bezieher von Leistungen nach dem SGB II oder SGB XII neben dem Regelbedarf weitere Leistungen erhalten, die z.B. die Kosten angemessenen Wohnraums, inkl. der dabei anfallenden Heizkosten, gesondert abdecken. In anderen Fällen wurde die Differenzierung zwischen regelbedarfsrelevanten und nicht-regelbedarfsrelevanten Ausgaben jedoch als problematisch kritisiert. Dies gilt auch, wenn für die Ausklammerung nicht-relevanter Ausgaben, z.B. für alkoholische Getränke, an anderer Stelle kompensierende Korrekturen vorgenommen wurden – im genannten Beispiel etwa eine Erhöhung der regelbedarfsrelevanten Ausgaben für nicht-alkoholische Getränke um den Geldbetrag, der zum Kauf einer den konsumierten alkoholischen Getränken entsprechenden Flüssigkeitsmenge erforderlich wäre (vgl. Martens 2011: 11f.).

Ein grundlegendes Konzept, das dem Statistikmodell zugrunde liegt, ist der „Ausgleich unter- und überdurchschnittlicher Bedarfe auf der individuellen Ebene“ (Becker 2011: 9). Bei den Ergebnissen für durchschnittliche Ausgaben in den verschiedenen Abteilungen der EVS wird davon ausgegangen, dass jede Person bzw. jeder Haushalt individuelle Bedarfe mit einer gewissen Wahlfreiheit decken kann. Aufgrund individueller Präferenzen und Umstände kann sich jeder für eine bestimmte Aufteilung seiner Ressourcen entscheiden und Überbedarfe in einigen Bereichen durch Verzicht in anderen Bereichen ausgleichen. Das individuelle Ausgabeverhalten muss deswegen in keinem Fall exakt den Durchschnittsausgaben der Referenzgruppe entsprechen. Dies bedeutet aus Sicht der Kritiker allerdings, dass eine normative Ausklammerung bestimmter Güterpositionen aus der Berechnung des Existenzminimums, die zugleich auf eine Vermischung der Methode mit dem Warenkorbmodell hinauslaufe, zu einer Senkung des verfügbaren Budgets für alle Leistungsbezieher führe, mit Wirkung auch für jene, die diese Güter gar nicht konsumieren würden (vgl. Becker 2011: 10; Rothkegel 2011: 77).

Gerechtfertigt wird die Differenzierung nach Regelbedarfsrelevanz durch den vom Bundesverfassungsgericht eingeräumten „gesetzgeberischen Gestaltungsspielraum“, der damit zumindest methodisch in einem Spannungsverhältnis zur Statistikmethode steht. Der gesetzgeberische Spielraum ist allerdings auch nach Ansicht des Bundesverfassungsgerichts eingeschränkt. So muss jede Kürzung von Ausgabepositionen sachgerecht und empirisch fundiert sein (1 BvL 1/09, 1 BvL 3/09, 1 BvL 4/09, Rn. 171), und der pauschalierte Regelbedarf muss so bemessen sein, dass jeder Hilfsbedürftige aufgrund seines individuellen Verbrauchsverhaltens mit diesem festen Betrag insgesamt eine menschenwürdige Existenz führen kann (Rn. 205). In der öffentlichen Diskussion wurde mit Bezug darauf eingewandt, die weiterhin vorgenommenen Kürzungen seien „zu einem erheblichen Teil nicht sachgerecht bzw. nicht stichhaltig“ (Becker 2011: 50). Andere Autoren hielten sie sogar für politisch motiviert, um als Ergebnis der Bedarfsbemessung einen bestimmten Betrag zu erhalten, der arbeitsmarktpolitisch und fiskalisch gewünscht sei (vgl. Lenze 2011: 536; Martens 2010: 6), oder erklärten sie direkt für verfassungswidrig (Münder 2011: 79). Becker (2011: 13) betrachtet die „Summe der Durchschnittsbeträge der nicht-regelleistungsrelevanten Güter in Relation zu den gesamten Konsumausgaben der Referenzgruppe“ als entscheidende Größe, die anzeigt, ob das sozio-kulturelle Existenzminimum gewährleistet werde oder nicht (vgl. auch Palsherm 2011: 66).

e) Verteilungsschlüssel zur individuellen Zurechnung von Haushaltsausgaben

Eine realitätsgerechte Ermittlung der Regelbedarfe von Kindern, wie sie vom Bundesverfassungsgericht gefordert wurde, muss sich auf das Ausgabeverhalten der Haushalte mit Kindern stützen. Da in der EVS viele Ausgaben nicht eindeutig einzelnen Haushaltsmitgliedern zurechenbar sind oder objektiv gemeinsam getätigt werden, müssen dabei Verteilungsschlüssel verwendet werden. Für die Neuermittlung der Regelbedarfe wurden zu diesem Zweck Ergebnisse der Arbeitsgruppe „Lebenshaltungsaufwendungen für Kinder“ genutzt, die in den 1990-er Jahren vom Bundesministerium für Jugend, Familie, Frauen und Gesundheit eingerichtet wurde. Da sich die in der Arbeitsgruppe angestellten Studien auf Familien in allen Einkommensschichten bezogen, hätten diese Ergebnisse nach Becker (2011: 17–19) allerdings hinsichtlich ihrer Verwendungsmöglichkeit für die Bestimmung von Mindestbedarfen überprüft werden müssen. Ebenso wäre eine Überprüfung im Hinblick auf veränderte Lebens- und Konsumgewohnheiten notwendig gewesen. Abgesehen davon rügt Becker die in der Arbeitsgruppe „Lebenshaltungsaufwendungen für Kinder“ verwendeten Verfahren zur konkreten Ermittlung der Verteilungsschlüssel am Rande zwar als „schwer nachvollziehbar“ (2011: 43); sie hält die Herangehensweise – einschließlich eines unvermeidlichen Rekurses auf empirisch nicht zu fundierende Überlegungen bei der Schlüsselung einzelner Ausgaben – insgesamt aber für „durchaus plausibel“ (2011: 17f.).

Im Urteil des Bundesverfassungsgerichts wird speziell auf einen zusätzlichen Bedarf schulpflichtiger Kinder verwiesen, der gedeckt werden muss, damit diese erfolgreich die Schule besuchen können (1 BvL 1/09, 1 BvL 3/09, 1 BvL 4/09, Rn. 192). Für die empirische Basis zur Ermittlung dieses Bedarfs spielen nicht näher begründete Verteilungsschlüssel ebenfalls eine große Rolle. Die zu diesem Zweck gewährte Schulbedarfspauschale in Höhe von 100 € im Jahr wird nach kritischer Durchsicht von Becker (2011: 46) aber als ausreichend angesehen. Sie liege zwischen den ungeschlüsselten Durchschnittsausgaben der Referenzfamilien für einschlägige Güter und einer ge-

schätzten Untergrenze des kindsspezifischen Anteils an diesen Ausgaben. Dagegen erscheine die zusätzlich gewährte Teilhabepauschale in Höhe von 10 € monatlich – unter Berücksichtigung der EVS-Zahlen sowie einer als angemessen erachteten, d.h. mit abweichendem Verteilungsschlüssel vorgenommenen, Zurechnung von Ausgaben, die in diesem Bereich effektiv getätigt werden – als zu gering (Becker 2011: 48). Das Problem wiegt aus der Sicht der Kritiker gegebenenfalls umso schwerer, als diese Leistung trotz der gesonderten Gewährung letztlich einen Teil des Regelbedarfs deckt (durch Nichtbeachtung relevanter Positionen in der EVS bei der Ermittlung der Regelbedarfe für Kinder und Jugendliche). Eine Klärung des Verhältnisses der in den Regelleistungen erfassten Ausgaben zu den auf andere Weise gedeckten Regelbedarfen erscheine im Hinblick darauf generell als notwendig (Rothkegel 2011: 80f.).

f) Langlebige Gebrauchsgüter

Ein spezielles Problem bei der Regelbedarfsermittlung mit Hilfe des Statistikmodells und auf der Basis der EVS-Daten stellt die Berücksichtigung langlebiger Konsumgüter dar, die in jedem einzelnen Haushalt in der Regel nur selten gekauft werden und deren Zurechnung auf mehrere Haushaltsmitglieder ggfs. weitere Fragen aufwirft. Da die entsprechenden Ausgaben nur unregelmäßig anfallen, werden sie nach Ansicht der Kritiker in jedem Beobachtungszeitraum – der im Rahmen der detaillierten Datenerhebung zur EVS für jeden beobachteten Haushalt nur ein Vierteljahr betrifft – statistisch nur unzureichend, d.h. v.a. insgesamt zu selten, erfasst.

Von Kritikern wird daher eingewandt, dass die Qualität der Regelbedarfsermittlung erhöht werden könne, wenn die EVS-Ergebnisse nur für häufig gekaufte Güter und Dienste genutzt würden und der Regelbedarf selber nur diese häufig getätigten Verbrauchsausgaben berücksichtige (Martens 2011: 29f.). Leistungen für selten gekaufte, langlebige Gebrauchsgüter seien gesondert, nämlich als Einmalleistungen zu gewähren, die für Familien und andere Mehr-Personen-Haushalte effektiv den Charakter eines Festbetrages auf Haushaltsebene annähmen. Becker (2011: 18–24) sieht wegen der geringen Fallzahlen mit positiven Ausgaben für solche Güter zwar die Datenqualität beeinträchtigt; in eigenen Berechnungen schlüsselt sie die auf dieser Basis gemessenen Ausgaben allerdings selbst für verschiedene Haushaltsmitglieder auf.

Das Bundesverfassungsgericht hatte zuvor schon klargestellt, dass es verfassungsrechtlich grundsätzlich nicht zu beanstanden ist, einmalige Bedarfe in die monatlichen Regelleistungen einzubeziehen und letztere entsprechend zu erhöhen. Erwartet werden kann dabei, dass Hilfebedürftige diesen erhöhten Anteil für unregelmäßig auftretende Bedarfe ansparen. In Verbindung mit der Möglichkeit, Darlehen für solche Bedarfe aufzunehmen, wird eine Bedarfsunterdeckung verhindert (1 BvL 1/09, 1 BvL 3/09, 1 BvL 4/09, Rn. 150).

2.2.3. Alternative Berechnungen in der Literatur

In der Diskussion über das Verfassungsgerichtsurteil vom 9. Februar 2010 (1 BvL 1/09, 1 BvL 3/09, 1 BvL 4/09) und dessen Umsetzung auf der Basis des RBEG wurde immer wieder auf alternative Berechnungen zur Höhe der Regelbedarfe für Erwachsene und Kinder verwiesen, bei denen mit Rücksicht auf einige der zuvor geschilderten methodischen Bedenken anders vorgegangen

wurde als bei der Neuermittlung der Regelbedarfe zum 1. Januar 2011 und daher auch andere, in der Regel höhere Beträge ermittelt wurden.

So wurde frühzeitig auf alternative Berechnungen des Deutschen Paritätischen Wohlfahrtsverbandes verwiesen (vgl. Martens 2004; 2008). Diese wurden – zumindest was den Regelbedarf von alleinlebenden Erwachsenen betrifft – im März 2011, d.h. nach Abschluss des Vermittlungsverfahrens, nochmals aktualisiert (vgl. Martens 2011). Für die Aufgabenstellung der vorliegenden Studie ist daneben auch eine der älteren Arbeiten (Martens 2008) von bleibendem Interesse, da dort mit vergleichbarer Methodik, aber gestützt auf Daten aus der EVS 2003 Berechnungen zu Regelbedarfen für Kinder und Jugendliche vorgelegt wurden, die nicht direkt vom Regelbedarf Erwachsener abgeleitet sind – ganz wie dies anschließend auch vom Bundesverfassungsgericht gefordert wurde.

Viel zitiert wurden in der Diskussion der Jahre 2010 und 2011 daneben auch alternative Berechnungen, die Becker (2010) im Auftrag des Diakonischen Werks der Evangelischen Kirche in Deutschland erstellte, das im August 2010 seine Erwartungen an die damals anstehende Reform der Leistungen nach dem SGB II und SGB XII formuliert hatte (Diakonie 2010). Gestützt auf darin enthaltene Vorgaben erarbeitete Becker noch im Herbst desselben Jahres ein eigenes Verfahren zur Regelbedarfsermittlung, sowohl für Erwachsene als auch für Kinder und Jugendliche. Die Ergebnisse wurden später, in der Auseinandersetzung über die Resultate der Neuermittlung auf der Basis des RBEG, allerdings nicht mehr aktualisiert.

Obwohl einige dieser alternativen Berechnungen bereits vorher angestellt und veröffentlicht wurden, unterscheidet sich die Methodik nicht fundamental von derjenigen, die bei der Neuermittlung der Regelbedarfe angewandt wurde. Vielmehr akzeptieren die Autoren jeweils wichtige Grundlagen und eine ganze Reihe von Rechenansätzen und konkreten Rechenschritten, die bei der Bemessung von Regelsätzen für existenzsichernde Sozialleistungen schon zuvor verwendet worden waren. In anderen Punkten weichen sie aber auch markant davon ab. So werden in allen hier betrachteten Arbeiten insbesondere das Statistikmodell sowie die EVS als Datengrundlage für dessen Anwendung akzeptiert. Abweichungen finden sich hingegen im Hinblick auf die Auswahl und/oder die Abgrenzung der Referenzgruppe(-n), auf die Abgrenzung regelbedarfsrelevanter Verbrauchsausgaben sowie in einigen Details auch auf die Verteilungsschlüssel, die für die Ermittlung des Regelbedarfs von Kindern und Jugendlichen gebraucht werden. Die ersten beiden dieser Punkte betreffen bereits das Verfahren zur Ermittlung des Regelbedarfs alleinlebender Erwachsener und die Konsistenz der Regelbedarfe in allen Bedarfsstufen, für die explizit eine Ermittlung vorgenommen wurde. Trotzdem konzentriert sich die Darstellung hier auf Alternativrechnungen zum Regelbedarf von Jugendlichen und Kindern.

Bereits im Jahre 2008 legte der Deutsche Paritätische Wohlfahrtsverband (DPWV) eigene Berechnungen zur Höhe des Regelbedarfs von Kindern und Jugendlichen vor (vgl. Martens 2008), deren Leistungen bis dahin vereinfachend auf der Basis fester Prozentsätze vom Regelbedarf Erwachsener abgeleitet wurden (für Kinder unter 14 Jahren: 60%; für Jugendliche ab 14 und bis unter 18 Jahren: 80% der Leistung für Erwachsene). Eine realitätsgerechte, direkte Berechnung des Bedarfs von Kindern und Jugendlichen stellte nach der Entscheidung des Bundesverfassungsgerichts vom

9. Februar 2010 (1 BvL 1/09, 1 BvL 3/09, 1 BvL 4/09) eine der Anforderungen an eine verfassungskonforme Neubestimmung der Leistungen nach dem SGB II oder SGB XII dar.

Zwischen der anschließenden Umsetzung dieses Urteils und dem von Martens (2008) vorgeschlagenen Berechnungsverfahren, das sich möglichst eng an das seinerzeit gültige, offizielle Verfahren zur Berechnung der Regelleistungen für Erwachsene anlehnte, bestehen zahlreiche strukturelle Parallelen. Es ergeben sich aber auch Abweichungen vom seit dem 1. Januar 2011 geltenden Verfahren zur Ermittlung des Regelbedarfs für Kinder und Jugendliche lt. RBEG, wie eine Gegenüberstellung der Ansätze für einzelne Gütergruppen und der insgesamt resultierenden Beträge verdeutlicht (vgl. Tabelle 2-1 bis Tabelle 2-3). Zu berücksichtigen ist dabei allerdings auch, dass sich die Berechnungen von Martens (2008) noch allein auf Daten der EVS 2003 (mit Anpassungen für die Preisentwicklung bis 2008) stützen.

Als Referenzgruppe für die Bestimmung angemessener Regelleistungen für Kinder und Jugendliche zieht Martens (2008) die unteren 20% der nach Nettoeinkommen geschichteten Paarhaushalte mit einem Kind unter 18 Jahren heran, wie dies später auch im RBEG gesetzlich geregelt wurde. In seinen Berechnungen nimmt er jedoch alle Haushalte mit Bezug von Sozialhilfeleistungen sowie solche mit Einkommen unter der Sozialhilfeschwelle des Jahres 2003 heraus, um damit eine Berücksichtigung von Haushalten in „verdeckter Armut“ auszuschließen.

Vorgeschlagen wurde vom DPWV mit der Arbeit von Martens (2008) ferner, bei den Regelleistungen für Kinder und Jugendliche drei Altersgruppen (0 bis unter 6 Jahre, 6 bis unter 14 Jahre und 14 bis unter 18 Jahre) zu bilden. Differenziertere Berechnungen für Haushalte mit verschiedenen Kinderzahlen hielt der Verband hingegen für verzichtbar. Sinkende Ausgaben je Kind seien beim Vorhandensein von Geschwistern vernachlässigbar, da die quantitativ bedeutsamen Haushaltsersparnisse bei mehreren Kindern auf die Wohnkosten entfielen, die für den Regelbedarf nicht relevant sind. Bei den anderen Gütergruppen werden die Einsparpotenziale bereits bei einem Dreipersonen-Haushalt als ausgeschöpft angesehen.

Der Frage, welche EVS-Abteilungen und darin enthaltenen Positionen bei Kindern und Jugendlichen als regelbedarfsrelevant anzusehen sind, widmet Martens (2008: 14) eine ausführliche Diskussion. Den im RBEG gewählten Weg, einen Teil des Bedarfs durch gesonderte Leistungen („Bildungspaket“), darunter ggfs. auch durch Sachleistungen, zu decken, konnte er bei seinen Berechnungen aus dem Jahr 2008 nicht berücksichtigen, was einen Teil der Abweichungen erklärt.

Neben der Abgrenzung der relevanten Ausgaben stellte sich Martens (2008) beim Ausgabeverhalten von Mehr-Personen-Haushalten zudem das Problem der Zurechnung von Ausgaben für bestimmte Güter zu den einzelnen Haushaltsmitgliedern. Er greift zu diesem Zweck – wie dies später auch im RBEG geschieht – auf die Verteilungsschlüssel des Statistischen Bundesamtes zurück, die auf den Vorschlägen der Arbeitsgruppe „Lebenshaltungsaufwendungen für Kinder“ basieren (vgl. Münnich/Krebs 2002 und Münnich 2006). Schließlich überprüft Martens (2008) noch die Angemessenheit der Ergebnisse in den verschiedenen EVS-Positionen, v.a. um nochmals mögliche Verzerrungen auszuschließen. Dazu vergleicht er die Ausgaben für die verschiedenen Gütergruppen zwischen dem untersten und dem zweituntersten Einkommensquintil miteinander und erhöht den Ansatz für den regelbedarfsrelevanten Verbrauch in der Referenzgruppe durch Auffüllbeträge

dann, wenn sich zwischen den Verbrauchsausgaben der beiden Quintile eine Differenz mehr als 50% ergibt.²⁰

Tabelle 2-1: Regelbedarf von Kindern unter 6 Jahren – alternative Berechnungen

	Regelbedarf lt. RBEG	Alternativ- rechn. DPWV (Martens 2008)	Alternativrechnung Diakonie (Becker 2010)	
			EVS 2003 20% ^{b)} eig. Ausw.	EVS 2008 20% eig. Ausw.
Datenbasis: Referenzgruppe ^{a)} regelbedarfsrelevante Ausgaben	EVS 2008 20% lt. RBEG	EVS 2003 20% ^{b)} eig. Ausw.	EVS 2003 20% ^{b)} eig. Ausw.	EVS 2008 20% eig. Ausw.
EVS-Abteilungen				
Nr. Gegenstand				
01 Nahrungsmittel, alkoholfreie Getränke	78,67	76,85	78,62	78,88
03 Bekleidung und Schuhe	31,18	32,42	34,15	31,04
04 Wohnen, Energie und Wohnungsinstandhaltung	7,04	9,64	9,15	7,59
05 Innenausstattg., Haushaltsgeräte u. -gegenstde.	13,64	13,28	13,13	12,9
06 Gesundheitspflege	6,09	12,68	8,94	9,15
07 Verkehr	11,79	12,14	24,72	27,39
08 Nachrichtenübermittlung	15,75	20,42	–	–
09 Freizeit, Unterhaltung und Kultur	35,93	56,27	35,16	31,52
10 Bildungswesen	0,98	23,6	20,13	16,27
11 Beherbergungs- und Gaststättendienstleistungen	1,44	7,93	11,86	10,88
12 Andere Waren und Dienstleistungen	9,18	11,07	10,96	19,32
Summe ^{c)}	211,69	276,30	246,82	244,94
Regelbedarf (2011)	215,00 ^{d)}	276,00 ^{e)}	n.a.	n.a.
Bildungspaket	13,00 ^{f)}	–		
Alle Angaben: Monatsbeträge in €.				
a) Die untersten x% der nach der Höhe des Nettoeinkommens geschichteten Ein-Personen-Haushalte ohne die vorab ausgeschlossenen Bezieher von Leistungen nach dem SGB II und SGB XII ohne eigenes Erwerbseinkommen.				
b) Zusätzlicher Ausschluss von Beziehern von Leistungen nach dem SGB II und SGB XII mit eigenem Einkommen und von Personen in „verdeckter Armut“.				
c) Kleine Abweichungen aufgrund möglicher Fehler in den Originalangaben.				
d) Übersteigt die Summe wegen Fortschreibung bis ins Jahr 2011 und aufgrund einer Vertrauensschutzregelung (für die bis 2010 gewährten Leistungen); gerundet auf glatten €-Betrag.				
e) Gerundet auf glatten €-Betrag.				
f) Allgemein quantifizierbare Elemente für die jeweilige Altersgruppe.				

Quellen: RBEG-Entwurf (BT-Drs. 17/3404); 8. Existenzminimumbericht (BT-Drs. 17/5550); Martens (2008); Becker (2010); eigene Zusammenstellung.

Aus diesen Überlegungen und Berechnungen ergeben sich aus Sicht des DPWV Regelleistungen für Kinder und Jugendliche, die aus verschiedenen Gründen – Datenbasis, Abgrenzung der Refe-

²⁰ Effektiv geschieht dies aber nur punktuell, im Bereich „Freizeit, Unterhaltung und Kultur“. Martens (2008) vermutet daher, dass Familien mit niedrigen Einkommen vor allem in diesem Bereich sparen, um lebensnotwendige Ausgaben in anderen Positionen tätigen zu können.

renzgruppe und der mit den pauschalierten Regelleistungen abzudeckenden Güter und Bedarfe – nicht direkt mit den seit 1. Januar 2011 tatsächlich gewährten Leistungen vergleichbar sind. Eine Aktualisierung der Berechnungen mit Daten der EVS 2008 wurde nicht durchgeführt.²¹

Tabelle 2-2: Regelbedarf von Kindern ab 6 und unter 14 Jahren – alternative Berechnungen

	Regelbedarf lt. RBEG	Alternativ- rechn. DPWV (Martens 2008)	Alternativrechnung Diakonie (Becker 2010)	
	EVS 2008 20% lt. RBEG	EVS 2003 20% ^{b)} eig. Ausw.	EVS 2003 20% ^{b)} eig. Ausw.	EVS 2008 20% ^{b)} eig. Ausw.
Datenbasis: Referenzgruppe ^{a)} regelbedarfsrelevante Ausgaben				
EVS-Abteilungen <u>Nr.</u> <u>Gegenstand</u>				
01 Nahrungsmittel, alkoholfreie Getränke	96,55	90,54	95,64	103,46
03 Bekleidung und Schuhe	33,32	38,1	40,13	33,47
04 Wohnen, Energie und Woh- nungsinstandhaltung	11,07	11,59	15,46	11,47
05 Innenausstattg., Haushalts- geräte u. -gegenstde.	11,77	17,4	15,96	9,88
06 Gesundheitspflege	4,95	14,69	11,22	7,86
07 Verkehr	14,00	26,55	24,77	29,44
08 Nachrichtenübermittlung	15,35	21,91	10,73	9,82
09 Freizeit, Unterhaltung und Kultur	41,33	68,07	64,37	60,37
10 Bildungswesen	1,16	19,81	17,95	14,74
11 Beherbergungs- und Gast- stättendienstleistungen	3,51	15,07	17,84	14,9
12 Andere Waren und Dienst- leistungen	7,31	8,58	13,87	19,02
Summe ^{c)}	240,32	332,31	327,94	314,43
Regelbedarf (2011)	251,00 ^{d)}	332,00 ^{e)}		
Bildungspaket	21,33 ^{f)}	–		
Alle Angaben: Monatsbeträge in €.				
a) Die untersten x% der nach der Höhe des Nettoeinkommens geschichteten Ein-Personen-Haushalte ohne die vorab ausgeschlossenen Bezieher von Leistungen nach dem SGB II und SGB XII ohne eigenes Erwerbseinkommen.				
b) Zusätzlicher Ausschluss von Beziehern von Leistungen nach dem SGB II und SGB XII mit eigenem Einkommen und von Personen in „verdeckter Armut“.				
c) Kleine Abweichungen aufgrund möglicher Fehler in den Originalangaben.				
d) Übersteigt die Summe wegen Fortschreibung bis ins Jahr 2011 und aufgrund einer Vertrauensschutzregelung (für die bis 2010 gewährten Leistungen); gerundet auf glatten €-Betrag.				
e) Gerundet auf glatten €-Betrag.				
f) Allgemein quantifizierbare Elemente für die jeweilige Altersgruppe.				

Quellen: RBEG-Entwurf (BT-Drs. 17/3404); 8. Existenzminimumbericht (BT-Drs. 17/5550); Martens (2008); Becker (2010); eigene Zusammenstellung.

²¹ Als Grund nennt Martens (2011), dass aufgrund der geringen Fallzahlen bei einigen Ausgabenkategorien nicht alle Positionen der vom Statistischen Bundesamt durchgeführten Sonderauswertungen der EVS 2008 veröffentlicht wurden und daher eine andere Zusammenfassung nicht möglich ist.

Tabelle 2-3: Regelbedarf von Kindern ab 14 und unter 18 Jahren – alternative Berechnungen

	Regelbedarf lt. RBEG	Alternativ- rechn. DPWV (Martens 2008)	Alternativrechnung Diakonie (Becker 2010)	
			EVS 2003 20% ^{b)} eig. Ausw.	EVS 2008 20% ^{b)} eig. Ausw.
Datenbasis: Referenzgruppe ^{a)} regelbedarfsrelevante Ausgaben	EVS 2008 20% lt. RBEG	EVS 2003 20% ^{b)} eig. Ausw.	EVS 2003 20% ^{b)} eig. Ausw.	EVS 2008 20% ^{b)} eig. Ausw.
EVS-Abteilungen				
<u>Nr.</u> <u>Gegenstand</u>				
01 Nahrungsmittel, alkoholfreie Getränke	124,02	131,89	135,83	138,53
03 Bekleidung und Schuhe	37,21	32,01	33,71	37,58
04 Wohnen, Energie und Wohnungsinstandhaltung	15,34	14,41	14,93	16,12
05 Innenausstattg., Haushaltsgeräte u. -gegenstände.	14,72	19,82	12,84	10,6
06 Gesundheitspflege	6,56	17,5	13,02	9,7
07 Verkehr	12,62	27,32	23,37	27,15
08 Nachrichtenübermittlung	15,79	22,05	9,1	8,67
09 Freizeit, Unterhaltung und Kultur	31,41	54,65	59,99	56,62
10 Bildungswesen	0,29	5,81	9,97	3
11 Beherbergungs- und Gaststättendienstleistungen	4,78	20,55	21,58	21,08
12 Andere Waren und Dienstleistungen	10,88	11,87	16,92	15,3
Summe ^{c)}	273,62	357,88	351,26	344,35
Regelbedarf (2011)	287,00 ^{d)}	358,00 ^{e)}		
Bildungspaket	21,33 ^{f)}	–		
Alle Angaben: Monatsbeträge in €. <ul style="list-style-type: none"> a) Die untersten x% der nach der Höhe des Nettoeinkommens geschichteten Ein-Personen-Haushalte ohne die vorab ausgeschlossenen Bezieher von Leistungen nach dem SGB II und SGB XII ohne eigenes Erwerbseinkommen. b) Zusätzlicher Ausschluss von Beziehern von Leistungen nach dem SGB II und SGB XII mit eigenem Einkommen und von Personen in „verdeckter Armut“. c) Kleine Abweichungen aufgrund möglicher Fehler in den Originalangaben. d) Übersteigt die Summe wegen Fortschreibung bis ins Jahr 2011 und aufgrund einer Vertrauensschutzregelung (für die bis 2010 gewährten Leistungen); gerundet auf glatten €-Betrag. e) Gerundet auf glatten €-Betrag. f) Allgemein quantifizierbare Elemente für die jeweilige Altersgruppe. 				

Quellen: RBEG-Entwurf (BT-Drs. 17/3404); 8. Existenzminimumbericht (BT-Drs. 17/5550); Martens (2008); Becker (2010); eigene Zusammenstellung.

Aktueller sind daher Berechnungen von Becker (2010), die sie im Auftrag des Diakonischen Werks durchführte. Zwar stützt auch sie sich in erster Linie auf Daten der EVS 2003; daneben stellt Becker (2010) allerdings auch schon Berechnungen auf der Basis der EVS 2008 an, denen die Sonderauswertungen des Statistischen Bundesamtes zum Entwurf des RBEG zugrunde liegen.²² Ferner zielen die Positionen der Diakonie (2010), die Becker bei ihren Berechnungen umsetzt, auf die

²² Effektiv greift sie dabei auf vom Statistischen Bundesamt aufbereitete Daten für den seinerzeit schon vorliegenden Entwurf des RBEG zurück. Sie kann daran allerdings jeweils nur Modifikationen vornehmen, die sich auf die Abgrenzung der regelbedarfsrelevanten Verbrauchsausgaben beziehen.

damals beginnende Diskussion der Reform der Leistungen nach dem SGB II oder SGB XII. So zielt etwa die Anforderung, bei der Deckung des Regelbedarfs von Kindern und Jugendlichen Geldleistungen Vorrang vor Sachleistungen zu geben, auf die seinerzeit einsetzende Debatte über das „Bildungspaket“. Sie führt ebenfalls zu einer anderen Struktur der Leistungen als im RBEG schließlich festgelegt wurde.

Als Referenzhaushalte zieht Becker (2010) entsprechend dem Positionspapier der Diakonie durchgängig Paarhaushalte mit einem Kind heran, auch für parallele Berechnungen zum Regelbedarf alleinlebender Erwachsener. Der Bedarf aller einzelnen Haushaltsmitglieder wird dabei aus den Ausgaben der Familienhaushalte mittels der von der Arbeitsgruppe „Lebenshaltungsaufwendungen für Kinder“ (Münnich/Krebs 2002) vorgeschlagenen Verteilungsschlüssel ermittelt. Bei der Einkommensabgrenzung der Referenzgruppe klammert Becker (2010) in den Daten der EVS 2003 jeweils alle Bezieher von Sozialhilfeleistungen aus, auch solche die daneben noch über andere Einkommensquellen verfügen und lediglich aufstockende Leistungen erhalten, und sie setzt eine generelle Einkommensuntergrenze in Höhe der damals geltenden Sozialhilfeschwelle.²³ Als Referenzgruppe betrachtet sie dann die untersten 20% der verbleibenden, nach der Höhe ihres Einkommens geschichteten Haushalte.²⁴ In Bezug auf die Abgrenzung regelbedarfsrelevanter Ausgaben konnte Becker (2010) die konkrete Vorgehensweise lt. RBEG noch nicht kennen. Sie wählt daher zwei Ansätze, von denen hier Ergebnisse für denjenigen ausgewiesen werden, bei dem sie nur solche Ausgaben ausklammert, die extrem selten getätigt werden oder deren Verzicht nicht als Beschränkung der gesellschaftlichen Teilhabe anzusehen ist. In einer zweiten Variante klammert sie darüber hinaus noch weitere Güterpositionen aus, die ebenfalls als verzichtbar betrachtet werden könnten.

Bei ihren Berechnungen modifiziert Becker (2010) die Verteilungsschlüssel für Haushaltsausgaben, die die Arbeitsgruppe „Lebenshaltungsaufwendungen für Kinder“ erarbeitet hatte, leicht, um der Verbrauchstruktur von Haushalten im unteren Einkommensbereich gerecht zu werden. Die Unterschiede betreffen die Ausgaben für Nahrungsmittel, die Ausgaben für Bücher, Schreibwaren, Zeichenbedarf etc., die nach Ansicht von Becker (2010: 18) bei einer einkommensschwachen Familie mit einem Schulkind eher diesem Kind zuzurechnen sein dürften als bei mittleren und höheren Einkommen, sowie die Ausgaben für Telekommunikation, die mit Rücksicht auf Flatrate-Tarife nicht teilweise auf die Kinder umgelegt, sondern als Haushalts-Fixkosten voll der ersten erwachsenen Person im Haushalt zugewiesen werden.

Alles in allem stehen den ab 1. Januar 2011 geltenden Beträgen für Leistungen nach den Regelbedarfsstufen 4 bis 6 (Kinder in verschiedenen Altersgruppen), jeweils zuzüglich des Gegenwerts des sogenannten Bildungspakets, Resultate alternativer Berechnungen gegenüber, die insgesamt zu hö-

²³ Damit sind die von Becker (2010) verwendeten Referenzgruppen für die Jahre 2003 und 2008 nicht direkt vergleichbar (siehe Fußnote 22). Vergleichbarkeit ist dabei allerdings generell nicht erreichbar, da es 2003 noch kein SGB II gab.

²⁴ Die Diakonie (2010) hatte demgegenüber vorgeschlagen, anstelle dieses untersten Quintils das zweite und dritte der untersten Dezile der Einkommensverteilung als Referenzgruppe heranzuziehen, um die Berücksichtigung von Haushalten in „verdeckter Armut“ weitestgehend auszuschließen. Dies war für Becker (2010) aufgrund der zur Verfügung stehenden Daten nicht möglich.

heren Leistungen an Kinder und Jugendliche führen würden. Dabei fällt die Differenz der Berechnungen von Becker (2010) deutlich geringer aus als bei den Berechnungen von Martens (2008). Im Hinblick auf die Summe des Regelbedarfs von Familienhaushalten (vgl. Martens 2011 für Berechnungen zum Regelbedarf alleinlebender Erwachsener) gelangen die beiden Autoren der hier dargestellten Alternativrechnungen allerdings – bei etwas anderer Struktur der Regelleistungen für einzelne Haushaltsmitglieder – zu Resultaten, die insgesamt weniger stark voneinander wie auch von den tatsächlichen Beträgen nach dem RBEG abweichen, als es zunächst den Anschein haben mag.

2.2.4. Bewertung

Die in der politischen und öffentlichen Debatte der letzten Jahre vorgebrachten Kritikpunkte am aktuellen Verfahren zur Ermittlung der Regelbedarfe in der sozialen Grundsicherung lassen sich in zwei Kategorien unterteilen: Mit unterschiedlicher Zielrichtung wird zum einen die praktische Vorgehensweise bei der Ermittlung der Regelbedarfe diskutiert. Zum anderen werden die expliziten und impliziten normativen Grundentscheidungen der gegenwärtigen Methode zur Regelbedarfsermittlung kritisch hinterfragt.

a) Praktische Vorgehensweise

(i) Höhe der Regelbedarfe

Im Anschluss an die Entscheidung des Bundesverfassungsgerichts vom 9. Februar 2010 (1 BvL 1/09, 1 BvL 3/09, 1 BvL 4/09) und noch vor der Vorlage des ersten Entwurfs für das RBEG, der die konkreten Pläne der Bundesregierung zur Umsetzung dieses Urteils darlegte, entstand im politischen Raum zunächst eine Diskussion, die sich direkt auf die Höhe der Regelsätze richtete (vgl. Abschnitt 2.2.1). Im Mittelpunkt dieser Diskussion stand dabei der Regelbedarf alleinlebender Erwachsener, dessen Höhe selbst nicht Gegenstand des Forschungsauftrags für die vorliegende Studie ist, sondern bei der Ermittlung eines konsistenten Systems von Regelbedarfen mit Hilfe angemessener Verteilungsschlüssel für die Ausgaben in Mehr-Personen-Haushalten als gegeben zu nehmen ist. Gefordert wurden dabei überwiegend höhere Regelsätze. Von anderer Seite wurde aber auch explizit eine tendenzielle Absenkung der Regelsätze gefordert. Im Vergleich zur weiteren Diskussion, die sich am RBEG-Entwurf entzündete, war die Kritik an der Höhe der bis dahin geltenden Regelsätze beiderseits recht pauschaler Natur. Methodische Fragen, die für das vorliegende Forschungsvorhaben eine Rolle spielen könnten, wurden bestenfalls indirekt aufgeworfen, in dem Maße wie seinerzeit vorliegende Alternativrechnungen zur Höhe der Regelsätze, auf die fallweise verwiesen wurde, aus expliziter Kritik an „willkürlichen“ Entscheidungen oder an normativen Vorentscheidungen bei der früheren Berechnung der Regelleistungen entstanden waren. Viele der Gegenvorschläge erscheinen dabei jedoch ihrerseits als rein willkürlich.

Durch die Entwicklung bzw. Verwendung eines an den Zielen der sozialen Grundsicherung ausgerichteten, transparenten und methodisch abgesicherten Verfahrens zur Ermittlung der Regelbedarfe, einschließlich der für Mehr-Personen-Haushalte erforderlichen Verteilungsschlüssel, sollte sich pauschale Kritik an der Höhe der auf dieser Basis ermittelten Regelbedarfe im Prinzip auf die darin zum Ausdruck kommenden normativen Grundsatzentscheidungen zurücklenken lassen.

(ii) *Vorwurf der politisch willkürlichen Berechnung*

Im Fortgang der öffentlichen Diskussion über die Neuberechnungen der Regelleistungen, die im Urteil des Bundesverfassungsgerichts gefordert worden war, traten konkretere Einwände hervor, die von Vertretern einschlägig interessierter Verbände und auch von der Wissenschaft vorgebracht wurden und sich stärker den Details der praktischen Vorgehensweise bei der Ermittlung der Regelbedarfe widmeten. Ein Gutteil der dabei vorgebrachten Argumente lässt sich als Kritik an als willkürlich eingestuften Einzelentscheidungen bei bestimmten Schritten des gewählten Verfahrens zusammenfassen. Diese Einzelentscheidungen, so die Kritiker, seien insgesamt weniger inhaltlich oder methodisch begründet gewesen, sondern in erster Linie mit Rücksicht auf finanzpolitische Konsequenzen oder als reiner Verhandlungskompromiss getroffen worden. Hingewiesen wurde in diesem Zusammenhang insbesondere erstens auf die (Neu-)Abgrenzung der Referenzgruppen für die Auswertung des tatsächlichen Verbrauchsverhaltens einkommensschwacher Haushalte, zweitens auf die genaue Abgrenzung der regelbedarfsrelevanten Ausgaben innerhalb einiger Gütergruppen sowie drittens auf die Schlüsselung einiger kleinerer Gruppen von Verbrauchsausgaben bei der Zurechnung auf einzelne Mitglieder von Mehr-Personen-Haushalten, für die empirische Grundlagen fehlten (vgl. Abschnitt 2.2.2).

Anzumerken ist dazu, dass der Einwand politischer Willkür zwar auf mögliche Methodenmängel zielt, diese aber nicht in jedem Fall substantiiert werden. Die Kritik erwächst in erster Linie aus Präferenzen für andere, nicht weniger willkürliche Entscheidungen. Durch ein zielgerechtes, transparentes und methodisch abgesichertes Verfahren zur Ermittlung von Regelleistungen müssten sich Einwände solcher Art daher mindestens teilweise entkräften lassen.

Im Einzelnen ist etwa zu beachten, dass die Abgrenzung der Referenzgruppe für die Ermittlung des Regelbedarfs alleinlebender Erwachsener nach Inkrafttreten des SGB II und des SGB XII neu überdacht werden musste, um Vergleichbarkeit mit dem vorher angewandten Verfahren zu wahren. Die unterschiedliche Abgrenzung mit 15% der einkommensschwächsten Ein-Personen-Haushalte (ohne Empfänger von SGB-II- oder SGB-XII-Leistungen ohne sonstiges Einkommen) und 20% der einkommensschwächsten Familien-Haushalte mit einem Kind ist dabei keineswegs als klares Anzeichen eines willkürlichen Eingriffs anzusehen und sie deutet für sich genommen nicht auf eine kaum begründbare Inkonsistenz (vgl. dazu auch Abschnitt b).

Ob und in welchen Einzelfällen eine Unterscheidung zwischen regelbedarfsrelevanten und -irrelevanten Verbrauchsausgaben als begründet erscheint, lässt sich rein wissenschaftlich nicht begründen. Diskutieren lässt sich aber, welche Konsequenzen es im Rahmen des Statistikmodells generell hat, solche Unterscheidungen zu treffen und welche methodischen Aspekte dabei gegebenenfalls zu beachten sind (vgl. erneut Abschnitt b).

Bis 2010 wurden – abgesehen von der Einführung der dritten Altersstufe zum 1. Juli 2009 – zur Bemessung von Regelleistungen keine expliziten Verteilungsschlüssel verwendet. Vielmehr wurden die Regelsätze für Kinder und sonstige weitere Haushaltsmitglieder vereinfachend als Prozentsätze der Regelleistungen für alleinlebende Erwachsene festgelegt. Diese Prozentsätze orientierten sich zwar an empirisch ermittelten Verteilungsschlüsseln – seit 1990 an den Berechnungen des Deutschen Vereins (1989; BR-Drs 34/90, S. 4f.) und seit 2005 an den Empfehlungen der Ar-

beitsgruppe „Lebenshaltungsaufwendungen für Kinder“ (BR-Drs 206/04, S. 11) –, dieses Vorgehen wurde aber vom Bundesverfassungsgericht als nicht ausreichend begründet angesehen (BVerfG, 1 BvL 1/09, 1 BvL 3/09, 1 BvL 4/09, Rn. 101). Bei der vom Bundesverfassungsgericht geforderten expliziten Ermittlung des Bedarfs von Kindern und Jugendlichen musste daher auf Arbeiten zurückgegriffen werden, die von vornherein nicht auf alle aktuell zugrunde zu legenden Daten anwendbar waren. Fallweise musste auch zu Hilfskonstruktionen auf der Basis von Plausibilitätsüberlegungen gegriffen werden.

Letztlich richtet sich die hier angesprochene Kritik teilweise auch mehr oder weniger direkt gegen normative Vorentscheidungen, die für die Handhabung jedes Verfahrens zur Ermittlung von existenzsichernden Sozialleistungen in der einen oder anderen Weise getroffen werden müssen. Diese grundlegenden Entscheidungen mit normativem Charakter sind in der vorliegenden Studie nicht zu überprüfen. Ihre Implikationen für ein konsistentes Verfahren werden im nächsten Schritt allerdings nochmals explizit beleuchtet, einschließlich ihrer Auswirkungen auf eine empirisch gestützte Bestimmung der Verteilungsschlüssel, auf die sich die hier angestellten Arbeiten richten.

b) Normative Vorentscheidungen

Verfahren zur Ermittlung von Leistungen der sozialen Grundsicherung sind im Kern stark normativ geprägt (vgl. insbes. Abschnitt 2.2.1). Die Verwendung eines „Statistikmodells“, bei dem sich diese Leistungen am Ausgabeverhalten privater Haushalte orientieren sollen, welche über geringe Einkommen verfügen, aber nicht selbst als „bedürftig“ gelten, erfordert weitere grundsätzliche Entscheidungen, die im Kern normativer Natur sind. Sie haben nicht unmittelbar mit der Bestimmung bzw. Verwendung der Verteilungsschlüssel für Ausgaben in Mehr-Personen-Haushalten zu tun, sondern müssen bereits im Vorfeld getroffen werden. Die Vorentscheidungen, die im Grunde bereits mit der Wahl des Statistikmodells beginnen, das hier nach einer kurzen Diskussion möglicher Alternativen (vgl. Abschnitt 3.1) für die weitere Arbeit als maßgeblich genommen werden wird, wirken sich jedoch sowohl auf das Niveau der zu bestimmenden Regelbedarfe als auch auf die Verteilungsschlüssel aus. Im Mittelpunkt der Kritik stand dabei insbesondere die Wahl von Referenzgruppen, die im Rahmen des Statistikmodells nicht erst dann erforderlich ist, wenn es um die letztendliche Ermittlung der Regelbedarfe geht, sowie die Auswahl der als regelbedarfsrelevant erachteten Gütergruppen und Güter.

(i) Referenzgruppen

Die Abgrenzung der Referenzgruppen in Bezug auf den relevanten Einkommensbereich legt das Wohlstandsniveau fest, das mit den Regelbedarfen erreicht werden soll. Wie die Kritiker zu Recht bemerken, handelt es sich hierbei um eine rein normative Entscheidung. Eine faktische Orientierung an der gegenwärtigen (Einkommens-)Grenze des Leistungsbezugs beinhaltet dabei immer und notwendig einen Zirkelschluss. Dies gilt auch dann, wenn alle Leistungsbezieher (inkl. „Aufstocker“) und „verdeckt arme“ Haushalte aus der Referenzgruppe ausgeschlossen werden, etwa indem ganz pauschal nur Haushalte mit einem Einkommen von mindestens 4% über dem ausgehend von den bisherigen Regelbedarfen ermittelten Existenzminimum betrachtet werden, wie dies bei früheren Berechnungen üblich war. In jedem Fall wird mit der Abgrenzung unterstellt, dass für

die ausgewählten Haushalte sowohl das materielle Existenzminimum als auch eine hinreichende gesellschaftliche Teilhabe gewährleistet ist. Eine solche Abgrenzung mit Hilfe einer normativ gesetzten, faktischen oder expliziten Untergrenze, die sich an bestehenden Einkommensgrenzen für den Leistungsbezug orientiert, wird, gestützt auf statistische Verfahren zur Analyse des Verbrauchsverhaltens der jeweiligen Referenzgruppe, letztlich immer wieder in etwa diese Grenze reproduzieren.²⁵

Auch die Bestimmung einer oberen Einkommensgrenze für die jeweilige Referenzgruppe ist eine normative Setzung. Durch beide Abgrenzungen wird letztlich eine Gruppe abgegrenzt, für die unterstellt wird, dass das sozio-kulturelle Existenzminimum mindestens gedeckt ist und deren Ausgabeverhalten bei den als regelbedarfsrelevant festgelegten Gütern im Mittel genau zu dem Wohlfahrtsniveau führt, das als sozio-kulturelles Existenzminimum angesehen wird. Insofern müssen die Abgrenzungen nach unten und nach oben sinnvoll miteinander korrespondieren. Sofern man die Abgrenzung nach unten an den Bezug von existenzsichernden Sozialleistungen koppelt, ist die Argumentation der Bundesregierung zur Begründung der Einschränkung auf 15% der Ein-Personen-Haushalte mit höheren Einkommen in sich schlüssig: Verwiesen wird dabei auf die Tatsache, dass nach Inkrafttreten des SGB II und SGB XII wesentlich mehr Haushalte ohne eigenes Einkommen aus der Referenzgruppe ausgeschlossen werden als zuvor, so dass sich die Einkommensobergrenze der Referenzhaushalte in der gesamten Einkommensverteilung bei einer Festsetzung auf 15% im Vergleich zur früheren Abgrenzung nach der Regelsatzverordnung auf Basis der EVS 2003 effektiv nach oben verschiebt (BT-Drs. 17/3404, S. 89). Mit dieser Abgrenzung wird zum einen Kontinuität gegenüber den früheren Regelungen gewahrt, und zum anderen ein vergleichbarer Einkommensabschnitt bei Ein-Personen- und bei Paarhaushalten mit einem Kind abgegrenzt, der ohne Ausschluss der Leistungsbezieher bei etwa 22% der Einkommensverteilung liegt.²⁶

Vorentscheidungen in Bezug auf das Niveau der Regelbedarfe eines Haushaltstyps – etwa alleinlebender Erwachsener –, die in der Wahl der Referenzgruppe für diesen Haushaltstyp impliziert sind, wirken sich auf ein in sich stimmiges System der Regelbedarfe aller Stufen aus. Sie beeinflussen nämlich unter anderem die Höhe der Verteilungsschlüssel, die zur Ermittlung der Regelbedarfe in Mehr-Personen-Haushalten im Vergleich zu Ein-Personen-Haushalten oder zu anderen Typen von Mehr-Personen-Haushalten erforderlich sind. Dies gilt zumindest, soweit damit zu rechnen ist, dass die Struktur der Verbrauchsausgaben in Haushalten unterschiedlicher Zusammensetzung von der Höhe des jeweils verfügbaren Einkommens abhängt.

²⁵ Vor allem in der Gegenäußerung der Bundesregierung zu der Stellungnahme des Bundesrates (BT-Drs 17/3982) geht die Bundesregierung auf nicht zu vermeidende normative Setzungen ein: „Entscheidend ist dabei, dass es keinen dauerhaft nach objektiven Kriterien festlegbaren und damit auch keinen allgemeingültigen Maßstab für die Wahl der Referenzgruppe als Datenbasis für die Regelbedarfsermittlung gibt“ (ebd., S. 1). Dass das gewählte Verfahren implizit das bisherige Niveau als Norm nimmt und damit reproduziert, wird dabei allerdings nicht explizit thematisiert.

²⁶ Ob und unter welchen Bedingungen mit einer solchen Abgrenzung des gleichen Einkommensabschnitts auch im Wohlstandsniveau vergleichbare Gruppen abgegrenzt werden, wird in Abschnitt 3.2.1.b) diskutiert.

Bei der Abgrenzung der Einkommensbereiche der Referenzgruppen für verschiedene Haushaltstypen (Ein-Personen-Haushalte, Paare ohne Kinder, Paare mit Kind) gilt es daher, jeweils ein vergleichbares Wohlstandsniveau zu bestimmen, das das Existenzminimum abdeckt. Um dies zu gewährleisten, müssen die Referenzgruppen für die verschiedenen Haushaltstypen keineswegs auf einer gleichen Abgrenzung im Sinne gleicher Einkommensquantile basieren, wie dies von Kritikern häufig eingefordert wurde. Das momentane Vorgehen mit unterschiedlichen Abgrenzungen der Einkommen der Referenzgruppen für Ein-Personen-Haushalte und Paarhaushalte mit Kindern ist daher keineswegs grundsätzlich zu beanstanden.²⁷ Allerdings ist die methodische Ermittlung der Regelbedarfe für Kinder und Jugendliche aus den Daten zum Verbrauchsverhalten von Paarhaushalten momentan nicht in allen Details nachvollziehbar und überzeugend. Mangels besserer Werte wurden dafür zum einen Verteilungsschlüssel herangezogen, die auf anderer Basis ermittelt und teilweise ohne ausreichend dokumentierte Begründung gesetzt wurden (s. Unterabschnitt (iii)). Zum anderen soll damit die Höhe der Regelbedarfe für Kinder und Jugendliche bestimmt werden, wobei die erforderliche Vergleichbarkeit hinsichtlich des Wohlstandsniveaus mit den Regelbedarfen der Erwachsenen bisher nicht geprüft oder nachgewiesen wurde.

(ii) *Regelbedarfsrelevante Ausgaben*

Zu berücksichtigen ist auch, dass es sich beim momentanen Verfahren zur Berechnung der Regelbedarfe nicht um ein reines Statistikmodell handelt (vgl. Abschnitt 2.1.1) sondern um die statistische Ermittlung der Höhe der Ausgaben bestimmter Haushalte für normativ festgelegte Güter und Dienstleistungen, die als „regelbedarfsrelevant“ angesehen werden. Wie bereits erwähnt hat sich für ein solches Mischmodell mittlerweile der Begriff „Statistik-Warenkorb“ etabliert (vgl. insbes. BVerfG, 1 BvL 1/09, 1 BvL 3/09, 1 BvL 4/09, Rn. 43). Als nicht-regelbedarfsrelevant werden dabei zum einen sämtliche Güter und Dienstleistungen eingestuft, die durch andere rechtlich gesicherte Leistungsansprüche gedeckt werden, zum anderen einzelne Güter wie Alkohol und Zigaretten. Der Gesetzgeber hat für eine derartige normative Auswahl der zu betrachtenden Gütergruppen die Kompetenz, die vom Bundesverfassungsgericht ausdrücklich bestätigt wurde.

Allerdings ergeben sich durch eine solche Auswahl einige grundsätzliche Probleme mit dem Statistikansatz. Dieser ermittelt das durchschnittliche Budget für den Konsum von Gütern, die für eine bestimmte Bedürfnisbefriedigung notwendig sind. Dabei ist es unerheblich, welche Güter die Personen im Einzelnen konsumieren, sofern nur insgesamt das entsprechende Wohlstandsniveau erreicht wird. Da das Statistikmodell die Gesamtausgaben über alle Güter ermittelt, spielt es keine Rolle, welche Substitutionen zwischen den konsumierten Gütern stattfinden. Wenn bei der Ermittlung der Regelbedarfe hingegen ein Methodenmix aus normativer Bestimmung des Warenkorbs und statistischer Ermittlung der Ausgaben angewandt wird, wird es notwendig, die Substitutionsbeziehungen zwischen als nicht-regelbedarfsrelevant eingestuften Gütern und den im Warenkorb belassenen Gütern zu berücksichtigen.

²⁷ Unter den Kritikern wird dieser Aspekt lediglich von Rothkegel (2011: 71) erkannt.

Besteht z.B. für die Hälfte der Haushalte die Freizeitbeschäftigung in Gartenarbeit und für die andere Hälfte in sportlichen Aktivitäten, und werden Ausgaben für Gartenarbeit als nicht regelbedarfsrelevant eingestuft, so gehen in das Budget für Freizeitbeschäftigung nur die Ausgaben für sportliche Aktivitäten ein, die bei der Hälfte der Haushalte gleich Null sind. Wird nun das statistische Mittel über alle Haushalte gebildet, entspricht das so ermittelte Budget weder dem Bedarf der sportlich aktiven Haushalte noch dem der anderen bei der Befriedigung ihrer Bedürfnisse im Bereich Freizeit. Die richtige Höhe des Budgets lässt sich eigentlich nur dann ermitteln, wenn auch die Haushalte aus der Grundgesamtheit ausgeschlossen werden, die die Güter konsumieren, welche aus dem Warenkorb entfernt werden. Im Beispiel dürfte also das Budget für Freizeitaktivitäten nur auf Basis der sportlich aktiven Haushalte ermittelt werden. Inwieweit ein solches Vorgehen praktikabel ist und ob es methodische Alternativen gibt, die Probleme zu lösen, die hier entstehen können, ist daher zu untersuchen (vgl. hierzu Abschnitt 6.4).

(iii) *Verteilungsschlüssel*

Kaum Kritik geübt wurde in der hier nachgezeichnete Debatte schließlich an den Verteilungsschlüsseln der Arbeitsgruppe „Lebenshaltungsaufwendungen für Kinder“, auf die für den Ansatz, der seit 2010 zur direkten Ermittlung des Regelbedarfs von Kindern und Jugendlichen verfolgt wird, seinerzeit – schon mangels anderer verfügbarer Grundlagen – zurückgegriffen wurde. An diesen Schlüsseln wurden, gestützt auf Plausibilitätsüberlegungen, fallweise lediglich leichte Modifikationen vorgenommen. Ansonsten wurde diesbezüglich lediglich auf einen allgemeinen Aktualisierungsbedarf für die empirisch gestützte Schlüsselung hingewiesen und eher am Rande die fehlende Transparenz ihrer Ermittlung bzw. Festlegung vermerkt.

Die seinerzeit vom BMFSFJ in Auftrag gegebenen Studien, auf denen die Schlüssel zum Teil basieren, nämlich die Studien zur Aufteilung von Ausgaben in den Bereichen Ernährung, Wohnen und Verkehr (vgl. Karg *et al.* 2002; Hesse *et al.* 2001; Hamacher *et al.* 2001), sind zwar dokumentiert. Dies gilt jedoch nicht für die weiteren, in der Arbeitsgruppe getroffenen Entscheidungen zur Schlüsselung von Ausgaben in anderen Bereichen, für die verschiedene Ansätze gewählt werden (Pro-Kopf-Methode, Differenzmethode, OECD-Skala oder einseitige Zurechnungen zu Eltern oder Kindern; vgl. Münnich/Krebs 2002). Mit den dazu ggfs. angestellten Überlegungen sowie den zur Ermittlung speziellerer Schlüssel verwendeten Daten und Methoden hat sich im Rahmen der Diskussionen der letzten Jahre niemand vertiefend beschäftigt. Dies geschieht erst im Rahmen der hier angestellten Forschungsarbeit zur Einlösung des Überprüfungsauftrags nach § 10 Abs. 2 RBEG.

Alle drei hier angesprochenen Fragekomplexe – die Abgrenzung der Referenzgruppen, die Beschränkung auf regelbedarfsrelevante Ausgaben sowie v.a. die Überprüfung der bestehenden bzw. die Ermittlung neuer Verteilungsschlüssel – kehren somit unter den forschungsleitenden Fragen der vorliegenden Studie wieder (vgl. Kapitel 4).

2.3. Internationaler Vergleich

Für eine Diskussion der verschiedenen methodischen Ansätze, die zur Ermittlung von Leistungen zur sozialen Grundsicherung angewendet werden können, erscheint auch ein Blick ins Ausland als

interessant. Internationale Vergleiche, in denen die Methodik der Bemessung solcher Leistungen zumindest mit in den Blick genommen wird, sind in der Literatur allerdings nicht zu finden. Gestützt auf Angaben aus dem *Mutual Information System on Social Protection* (MISSOC)²⁸ und auf fallweise verfügbare vertiefende Hinweise wird im Folgenden daher zunächst für Länder in der EU, zuzüglich der Länder des EWR und einiger in diesem System erfasster Kandidaten- und Nachbarländer, ein Überblick über Höhe und grundlegende Bemessungsverfahren von Leistungen gegeben, die der deutschen Grundsicherung ähnlich sind. Soweit möglich wird dabei auch speziell darauf eingegangen, wie Bedarfe von Kindern und Jugendlichen ermittelt werden. Anschließend wird ein empirisch gestütztes Verfahren dargestellt, das die Weltbank in ihrer internationalen Beratungstätigkeit zur Bemessung von existenzsichernden Sozialleistungen vorschlägt und das faktisch bisher vor allem in Ländern Lateinamerikas praktische Bedeutung erlangt hat.

2.3.1. Bemessung existenzsichernder Sozialleistungen in EU-Staaten

Zunächst ist anzumerken, dass es selbst innerhalb der Europäischen Union, ergänzt mit Ländern des Europäischen Wirtschaftsraums (EWR) sowie einiger Kandidaten- und weiterer Nachbarländer der EU, nicht überall Leistungen gibt, die funktional und administrativ – d.h. als national einheitlich oder zumindest auf einheitlicher Rechtsgrundlage gewährte Transfers – mit den in Deutschland existierenden Instrumenten zur Grundsicherung vergleichbar sind. Wo sich solche Leistungen identifizieren lassen, variieren sie überdies enorm in ihrer Höhe und in ihrer Struktur bei der Gewährung an unterschiedliche Gruppen von Individuen bzw. an Haushalte verschiedener Größe und verschiedenen Typs. Darin spiegeln sich nicht nur unterschiedliche Niveaus von Einkommen und Preisen für lebensnotwendige Güter, sondern auch unterschiedliche sozio-kulturelle Gegebenheiten, unterschiedliche sozialstaatliche Traditionen und unterschiedliche Kompromisse zwischen Sicherungszielen einerseits und arbeitsmarktpolitischen und fiskalischen Zielen andererseits.

Einen Überblick über Höhe und Struktur existenzsichernder Sozialleistungen anderer Länder, die mit der Grundsicherung in Deutschland hinreichend vergleichbar sind, gibt Tabelle 2-4. Die Leistungen sind in soziale Sicherungssysteme eingebettet, die sehr unterschiedlich ausgestaltet und finanziert sind. Von besonderer Bedeutung ist v.a., ob durch die angegebenen Beträge jeweils auch Wohnkosten gedeckt werden sollen oder ob dies – wie in Deutschland – im Bedarfsfall über separate Leistungen geschieht. Dies wird in der Übersicht daher ebenfalls ausgewiesen.²⁹

²⁸ Vgl. dazu die MISSOC-Datenbank, online verfügbar unter <http://ec.europa.eu/social/main.jsp?catId=815&langId=de> (Stand: 10.07.2012).

²⁹ Von Interesse ist daneben auch die Frage, ob und inwieweit den Empfängern neben den hier betrachteten Leistungen ein zuzahlungsfreier Zugang zu Regelleistungen des Gesundheitssystems gewährt wird. Dies dürfte ganz überwiegend der Fall sein, verlässliche Aussagen für alle Länder sind den Quellen dazu allerdings nicht zu entnehmen.

Tabelle 2-4: Grundsicherungsleistungen in EU- und EWR-Mitgliedsstaaten

Belgien	Dänemark	Estland	Spanien	Frankreich	Lettland
Alleinstehende: € 755,08 Person in Lebensgemein- schaft: € 503,39 Paar: € 1.006,78 + Wohnkosten- Zuschüsse nach Einzelfallprüfung	Alleinstehende (> 25 J.): DKK 6.472 (€ 868) Person in Lebensgemein- schaft (> 25 J.): DKK 5.367 (€ 719) Personen <25 J. (oh. eig. Kinder in ihrem Haushalt): • bei den Eltern: DKK 2.668 (€ 358) • allein lebend: DKK 5.367 (€ 719) + Wohnkosten- Zuschüsse nach Einzelfallprüfung	Alleinstehende: € 76,70 weitere Haus- haltsmitglieder (inkl. Kinder): € 61,36 + Wohnkosten- Zuschüsse nach Einzelfallprü- fung	Alleinstehende: € 347,60 + Wohnkosten- Zuschuss: € 210,-	Alleinstehende: € 466,99 Alleinerziehende: € 799,56 Paar, 2 Kinder: € 980,68 Paar, 3 Kinder: € 1.167,48 Inkl. Wohnkosten	Alleinstehende: LVL 40 (€ 56) Kinder: LVL 45 (€ 63) + regional varii- rende Wohnkos- ten- Zuschüsse
Niederlande	Norwegen	Österreich	Polen	Schweden	Vereinigtes Kgr.
Alleinstehende: € 659,93 Paar (mit oder ohne Kinder): € 1.319,85 Alleinerziehende: € 923,70 Paar, bde. < 21 J. • ohne Kind: € 456,08 • mit Kind: € 720,05 Paar, einer < 21 J., einer < 27 J.: • ohne Kind: € 887,97 • mit Kind: € 1.151,94 Paar, einer < 21 J., einer > 27 J.: • ohne Kind: € 228,04 • mit Kind: € 492,01 Inkl. Wohnkosten	Alleinstehende: NOK 5.288 (€ 679) Person in Lebensgemein- schaft: NOK 4.392 (€ 564) Paar: NOK 8.783 (€ 1.128) Kinder: 0–5 J.: NOK 2.017 (€ 259) 6–10 J.: NOK 2.681 (€ 344) 11–17 J.: NOK 3.361 (€ 432) + Wohnkosten- Zuschüsse nach Einzelfallprüfung	Alleinstehende: € 752,94 Paar: € 1.129,41 Kind: € 135,53 (Mindestsatz, in einigen Bundes- ländern höher) Inkl. Wohnkos- ten; überschrei- ten die Wohn- kosten 25% des Regelsatzes, werden Zu- schüsse ge- währt.	Zwischen PLN 20 (€ 5,07) und PLN 418 (€ 106) Der genaue Be- trag unterliegt individueller Prüfung, je nach Haushalts- konstellation. + Wohnkosten- Zuschüsse nach Einzelfallprüfung	Alleinstehende: SEK 2.830 (€ 310) Paar: SEK 5.120 (€ 561) Kinder: 0–1 J.: SEK 1.670 (€ 183) 1–2 J.: SEK 1.900 (€ 208) 3 J.: SEK 1.560 (€ 171) 4–6 J.: SEK 1.900 (€ 208) 7–10 J.: SEK 2.130 (€ 233) 11–14 J.: SEK 2.440 (€ 267) 15–18 J.: SEK 2.740 (€ 300) 19–20 J.: SEK 2.770 (€ 303) Zuschläge für Haus- haltsausgaben, z.B.: – für 1 Person: SEK 890 (€ 98) – für 2 Personen: SEK 1.000 (€ 110) – für 3 Personen: SEK 1.260 (€ 138) (...) – für 7 Personen: SEK 2.040 (€ 223) Inkl. Wohnkosten	Alleinstehende: GBP 270 (€ 300) Alleinerziehen- de: GBP 270 (€ 300) Paar: GBP 423,80 (€ 468) unterhaltsbe- rechtigtes Kind: GBP 249,33 (€ 276) Zulagen für: • Familien: GBP 69,60 (€ 76) • Rentnerpaar: GBP 415 (€ 460) + Wohnkosten- Zuschüsse nach Einzelfallprüfung

Angaben zu monatlichen Beträgen mit Ausnahme des Vereinigten Königreichs (Beträge für vier Wochen).

Quelle: MISSOC-online Datenbank (Stand 10.07.2012).

Bezüglich der Bemessung der existenzsichernden Sozialleistungen kann unterschieden werden zwischen Ländern mit folgenden grundlegenden Grundtypen von Verfahren:

- normative Setzung von Beträgen für die Leistungen
- normative Setzung von Warenkörben für die Bemessung der Leistungen
- Orientierung der Leistungen an volkswirtschaftlichen Bezugsgrößen
- Bemessung der Leistungen mit Hilfe statistischer Verfahren zur Bedarfsermittlung

In einigen Ländern werden Beträge für Grundsicherungsleistungen seitens der Politik einfach normativ gesetzt, ohne dass eine konkrete Berechnungsmethode für die Leistungen existiert. So wurde in Großbritannien eine soziale Mindestsicherung bereits in den 1940-er Jahren als Geldleistung etabliert und seitdem lediglich durch pauschale Leistungszuschläge für spezielle Personengruppen erweitert (Department of Work and Pensions 2011). Die Höhe der Leistungen wird dabei jährlich unter Berücksichtigung der Inflationsrate sowie der jeweiligen Haushaltslage angepasst. Auch in Lettland wird das zu sichernde Existenzminimum betragsmäßig von der Politik festgesetzt, wobei spezielle Sachleistungen für Kinder, wie etwa alle schulbezogenen Leistungen sowie ein freier Zugang zur Gesundheitsversorgung, hinzugerechnet werden (MISSOC 2011). In Spanien wird der Regelsatz für eine alleinstehende, erwachsene Person ebenfalls von der Regierung gesetzt. Für weitere in der Bedarfsgemeinschaft lebende Personen werden jeweils Leistungen in Höhe von 70% des Regelsatzes gewährt (MISSOC 2011). Italien gewährt keine zentralstaatlichen Leistungen zur Existenzsicherung. Hier obliegt die Gewährung und gegebenenfalls auch die Festsetzung der Höhe solcher Leistungen den zuständigen Regionalbehörden. Entsprechende Geldleistungen variieren daher von Region zu Region, werden gegebenenfalls aber ebenfalls überwiegend normativ gesetzt (Deutsche Botschaft 2011).

Im norwegischen Sozialrecht ist, ähnlich wie im deutschen, von einem „menschenwürdigen Existenzminimum“ die Rede, welches der Staat zu gewährleisten hat. Die zu diesem Zweck erforderlichen Leistungen werden gesetzlich jedoch nicht konkretisiert. Die Umsetzung und Finanzierung von existenzsichernden Leistungen ist den Kommunen übertragen, die sich allerdings an zentralen Richtlinien orientieren müssen. So können die normativ gesetzten Leistungen von Region zu Region divergieren, die Struktur für verschiedene Haushaltskonstellationen folgt jedoch stets dem gleichen Muster. So erhält jede weitere in einer Bedarfsgemeinschaft lebende erwachsene Person 66 % des Regelsatzes für den Haushaltsvorstand. Kinder, die in drei Altersgruppen unterteilt sind, erhalten 31%, 54% bzw. 64% des Regelsatzes. Da alle weiteren Leistungen für Kinder, wie etwa ein bedarfsunabhängiges Kindergeld oder schulbezogene Sachleistungen, stets in voller Höhe gewährt werden, gilt das norwegische Sicherungssystem im internationalen Vergleich als überdurchschnittlich familienfreundlich (Norge Arbeids- og Velferdsforvaltningen 2011).

Eine Methode, die in verschiedenen Ausprägungen international oft angewandt wird, ist das Warenkorbmodell. So wird in Polen bspw. jeweils ein kompletter Warenkorb für vier unterschiedliche Haushaltskonstellationen (Ein-Personen-Haushalte, Zwei-Personen-Haushalte, Mehr-Personen-Haushalte und Seniorenhaushalte) zusammengestellt, auf dem die Leistungen zur Mindestsicherung basieren. Zusätzliche Bedarfe von Kindern werden hingegen nicht im Warenkorbmodell ermittelt, sondern finden in der Zahlung eines bedarfsunabhängigen Kindergeldes und der Bereitstellung

eines Katalogs an pauschalierten Leistungen, wie Transfers für wohnortferne Schulbildung, Schulessen, Erziehungsurlaub u.ä. Berücksichtigung. In Belgien werden hingegen zwei Warenkörbe für unterschiedliche Kategorien von Gütern ermittelt (für „Konsumgüter und Dienstleistungen“ und für „Gesundheit“). Auf dieser Basis werden dann Beträge der Leistungen für die Empfängergruppen Ein-Personen-Haushalte, Paar-Haushalte und Paar-Haushalte mit Kind ermittelt. Ebenso können von einem für den Haushaltsvorstand ermittelten Warenkorb prozentuale Abschläge für die Bemessung der Leistungen an alle weiteren Personen im jeweiligen Haushalt festgesetzt werden. So wird in Estland eine Pauschale in Höhe von 80% des Wertes des Warenkorbes eines Haushaltsvorstands für alle weiteren Personen in der Bedarfsgemeinschaft gewährt (MISSOC 2011).

Zahlreiche Staaten wenden bei der Bemessung von Grundsicherungsleistungen zwar kein konkretes Verfahren oder eine spezielle statistische Methode an, stützen sich bei der Festsetzung der Leistungen aber auf eine inländische Bezugsgröße, die als Richtschnur dient. So orientiert sich die Grundsicherung in Österreich jeweils am aktuellen „Richtsatz der Pensionsversicherung“. Dieser stellt einen Mindestrentenanspruch dar, wird aber seit geraumer Zeit auch bei der allgemeinen Existenzsicherung berücksichtigt. Der Richtsatz wird jährlich an die Inflationsrate angepasst, und für den Bedarf von Kindern wird ein pauschaler Prozentsatz von 18% des Erwachsenenbedarfs angesetzt (Bundesministerium für Soziales und Konsumentenschutz 2007). In ähnlicher Weise dient in Frankreich und den Niederlanden jeweils der aktuelle, nationale Mindestlohn als Maßstab für Leistungen zur Existenzsicherung. Aus diesem leitet sich ein „Nettomindesteinkommen“ ab, welches dann als Referenzgröße für die Höhe der Leistungen gilt, wobei prozentuale Abschläge von dieser Größe vorgenommen werden. Konkret sieht das niederländische Gesetz über Arbeit und Sozialhilfe (WWB) Regelsätze für drei Haushaltskategorien vor (Alleinstehende, Paar-Haushalte sowie Alleinerziehende). Differenziert werden die aus dem Mindestlohn abgeleiteten Leistungen ferner zwischen Personen im Alter von 21 bis 64 Jahren und Personen ab dem 65. Lebensjahr. Auch das französische „*Revenu de solidarité active*“ (RSA) orientiert sich am gesetzlichen Mindestlohn des Landes. Bei einem Mindestlohn von 9 € pro Stunde und einer gesetzlich festgelegten Arbeitszeit von 35 Stunden pro Woche ergibt sich ein Bruttomindestlohn von 1.365 € im Monat, aus dem dann die Leistungen zur Existenzsicherung für verschiedene Haushaltstypen berechnet werden (Französische Botschaft 2008).

Bei den Grundsicherungsleistungen in Dänemark, der sogenannten *Kontanthjælp*, dient das Arbeitslosengeld als Maßstab für die Bemessung der Leistungen. Die Leistungen der dänischen Arbeitslosenversicherung, die über den ersten Zeitraum der Erwerbslosigkeit gewährt werden, hängen vom zuletzt erzielten Nettolohn ab, sind aber nach oben gedeckelt. Die im Anschluss daran gezahlte Grundsicherung beträgt 80% des maximalen Arbeitslosengeldes des Haushaltsvorstands. Hier-von werden die folgenden differenzierten Bedarfe abgeleitet:

- Alleinstehende über 25 Jahren: 60 % des Höchstbetrages
- Kinderlose Ehepaare: 2×60 % des Höchstbetrages
- Ehepaare mit Kind: 2×80 % des Höchstbetrages

Eine gesonderte Ermittlung der Bedarfe von Kindern findet nicht statt. Bedürftige Kinder, die das 25. Lebensjahr noch nicht vollendet haben, erhalten jedoch den landesüblichen Studentenbeihilfesatz, der allen Studierenden bedarfsunabhängig gezahlt wird (Clasen/Viebrock 2006).

Neben dem Mindestrentenanspruch, dem Mindestlohn oder dem Arbeitslosengeld kann auch das im Inland erzielte Durchschnittseinkommen als Maßstab dienen. In Israel wird bspw. jährlich das Durchschnittseinkommen der Bevölkerung erhoben. Ausgehend davon werden dann durch prozentuale Abschläge Mindestbedarfe für verschiedene Haushaltstypen ermittelt. So erhält eine alleinstehende erwachsene Person 22,5% des Durchschnittseinkommens, ein Paar 30%. Weitere Differenzierungen nach verschiedener Haushaltskonstellation werden vorgenommen, und der zusätzliche Bedarf eines Kindes mit einem 10%-igen Aufschlag berücksichtigt (Weber 2009).

Nur wenige Länder stützen ihre existenzsichernden Sozialleistungen schließlich auf empirisch ermittelte Verbrauchsdaten. So wird beispielsweise in Schweden jährlich der sogenannte „Nationale Standard“ ermittelt, welcher dann als Grundlage für die Festsetzung von Transferleistungen bzw. deren regelmäßige Anpassung dient (Kuhlmann 2008; Martinek 2006). Neben einer allgemeinen Preiserhebung werden Haushalte dabei hinsichtlich ihres Verbrauch in den Kategorien „Ernährung“, „Kleidung und Schuhe“, „Spiel und Vergnügen“, „Gesundheit und Hygiene“, „Versicherungen“, „Verbrauchsartikel“ sowie „Information und Kommunikation“ befragt (Household Budget Survey 2011). Anhand dieser Daten werden in den einzelnen Kategorien unter Einschaltung von Experten monatliche Bedarfe ermittelt, die, ähnlich wie bei der Warenkorbmethode, in Kombination mit den Preiserhebungen zur jeweils zu gewährenden Transferleistung führen. Auch die Bedarfe von Kindern werden auf diese Weise gezielt festgestellt (Swedish Consumer Agency 2009).

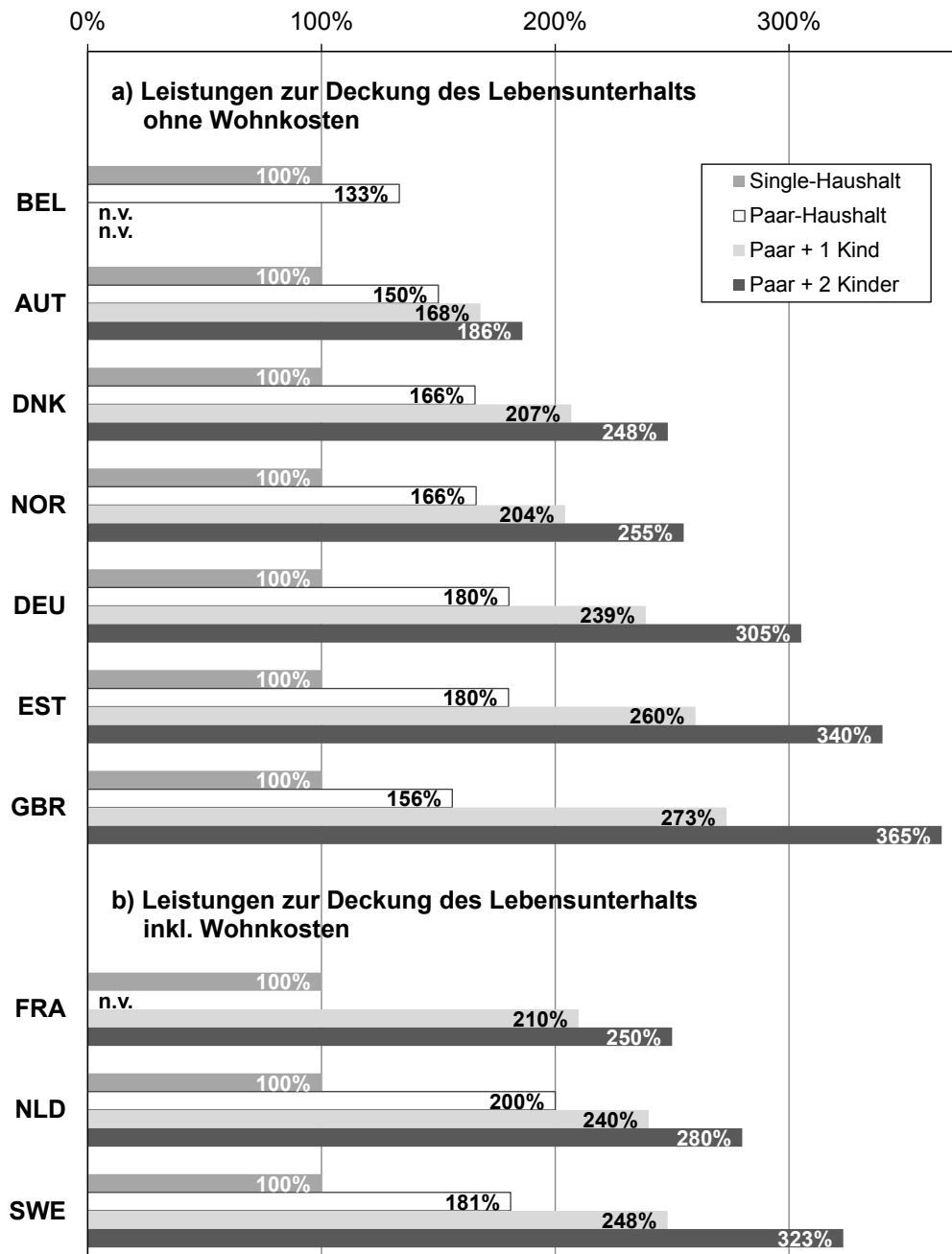
Die stark variierende Höhe der Leistungen, die sich in den verschiedenen Ländern auf der Basis verschiedener Methoden oder reiner Setzungen ergeben (vgl. erneut Tabelle 2-4), reflektiert in allererster Linie sehr unterschiedliche Niveaus von Einkommen und Lebenshaltungskosten. Abbildung 2-2 ergänzt die bisherigen Angaben daher mit einem Vergleich der Relationen der jeweils gewährten Leistungen für ausgewählte Typen von Haushalte mit unterschiedlicher Zusammensetzung, in den auch die Regelleistungen nach dem SGB II-Leistungen der Grundsicherung in Deutschland einbezogen werden (vgl. Abbildung 2-1).

Berücksichtigt werden dabei nur Länder, bei denen für mindestens zwei der betrachteten Haushaltstypen Angaben verfügbar sind. Außerdem wird unterschieden zwischen Ländern, in denen, die sich – wie in Deutschland – auf Leistungen zur Deckung allgemeiner Lebenshaltungskosten ohne (nach individuellen Gegebenheiten zu deckende) Ausgaben für Wohnen gewährt werden, und Ländern, in denen die Leistungen auch solche Ausgaben abdecken sollen.³⁰ Die Leistungen, die die

³⁰ Eine angemessene Struktur von Leistungen zur Deckung von Wohnkosten für Haushalte unterschiedlicher Zusammensetzung kann sich von der sonstiger Lebenshaltungsaufwendungen unterscheiden. Wenn hier Angaben zu Leistungen ohne und mit einem Anteil zur Deckung von Wohnkosten berücksichtigt würden, könnte der Vergleich dadurch verzerrt werden. Auch könnte eine angemessene Struktur von Leistungen, die Wohnkosten decken sollen, weit stärker zwischen den verschiedenen Ländern differieren als dies im Hinblick auf sonstige Lebenshaltungskosten als plausibel erscheint.

Haushalte verschiedenen Typs insgesamt erhalten, werden wiederum durchgängig in Relation zu den Leistungen für einen alleinlebenden Erwachsenen ausgewiesen, die auf 100% normiert sind.

Abbildung 2-2: Relationen der Grundsicherungsleistungen für verschiedene Haushaltstypen im internationalen Vergleich



Anmerkung: Von Kindern in Ein-Kind-Familien wird angenommen, dass sie 5 Jahre alt sind, von Kindern in Zwei-Kind-Familien, dass sie 10 und 5 Jahre alt sind.

Quelle: eigene Darstellung.

Es zeigt sich, dass schon der zusätzliche Bedarf eines zweiten Erwachsenen, der in einem Paarhaushalt lebt, in den betrachteten Ländern mit 33% bis 80% der Leistungen (ohne Wohnkosten) für einen allein lebenden Erwachsenen sehr unterschiedlich angesetzt wird. Mit wachsender Haushaltsgröße streuen die zusätzlichen Leistungen für weitere Mitglieder noch stärker. Deutschland liegt dabei stets in der oberen Hälfte des erkennbar werdenden Spektrums. Eine stärkere Spreizung der Leistungen nach Haushaltsgröße geht dabei tendenziell mit – gemessen am nationalen Einkommens- und Preisniveau – niedrigeren Leistungen einher: Je knapper die Leistungen an alleinlebende Erwachsene bemessen sind, desto mehr wird für weitere Haushaltsmitglieder hinzugefügt. Zwar ergeben die Angaben für Länder, in denen die Grundsicherungsleistungen auch die Wohnkosten abdecken sollen, in dieser Hinsicht ein etwas anderes Bild. Die Struktur der dort gewährten Leistungen ist aber mit denen der Länder, in denen (hohe) Wohnkosten separat und individuell gedeckt werden, und u.U. auch untereinander nicht so gut vergleichbar.

2.3.2. Der Ansatz der Weltbank: *Proxy means testing*

Im internationalen Vergleich von Verfahren zur Berechnung existenzsichernder Transferleistungen erscheinen schließlich auch solche Länder als interessant, die nicht über eine lange Tradition sozialer Sicherung verfügen und erst jüngst soziale Sicherungsnetze implementiert haben. Mit der Unterstützung internationaler Institutionen, namentlich der Weltbank, waren im vergangenen Jahrzehnt vor allem Länder in Mittel- und Südamerika bemüht, zur Bekämpfung anhaltender Armut soziale Sicherungssysteme einschließlich einer Grundsicherung aufzubauen. Hervorzuheben ist, dass solche Länder trotz einer oft schwierigen Datenlage nicht zu einer rein normativen Setzung der jeweils zu gewährleistenden Mindestbedarfe greifen. Vielmehr hat die Weltbank für sie in den letzten Jahren unter dem Stichwort „*Proxy means testing*“ (näherungsweise Bedürftigkeitsprüfung) ein allgemeines Verfahren zur Bestimmung von Mindestbedarfen entwickelt, das auf eine empirisch gestützte Bedarfsermittlung zielt, aber stets an nationale Gegebenheiten, Datengrundlagen und Handlungsspielräume angepasst werden kann und muss (Castaneda/Lindert 2005).

Mit der Implementierung sozialstaatlicher Strukturen gehen im sozio-ökonomischen Kontext solcher Staaten in der Regel zahlreiche Probleme einher, die wirtschaftlich stärker entwickelte Länder bei der Bemessung von Grundsicherungsleistungen nicht oder nicht mehr bewältigen müssen. So erweist sich oft schon die reine Feststellung von Bedürftigkeit als schwierig, da es kaum amtliche Informationen über die Wohlstandssituation einzelner Haushalte gibt. Angesichts großer Unterschiede zwischen ländlichen und urbanen Räumen und regional stark variierender Grade der informellen Selbstversorgung („Subsistenzwirtschaft“) sind entsprechende Informationen untereinander zudem schwer vergleichbar. Für solche Situationen muss daher zunächst ein einfaches Verfahren zur Bestimmung des Wohlstands einzelner Haushalte entwickelt werden. Anschließend sollen etwaige Abweichungen von einer auf geeignete Weise festgelegten „*poverty line*“ (Armutslinie) über Transferleistungen kompensiert werden. Für diesen Zweck können verschiedene Verfahren des „*means testing*“ (Bedürftigkeitsprüfung) durchgeführt werden. Ferner kann versucht werden, über „*targeting*“-Verfahren (zur Verbesserung der Zielgenauigkeit) eine effiziente Gewährung der Geld- und Sachtransfers zu unterstützen (Conning/Kevane 2001).

Ein voll entwickeltes Beispiel für die Anwendung eines solchen, mehrstufigen Verfahrens bietet das mexikanische Programm „*Oportunidades*“, mit dem bedürftigen Familien ein Anreiz zur Investition in das Humanvermögen ihrer Kinder gegeben werden soll. Ein wichtiges Hindernis dafür ist, dass das Familieneinkommen oft spürbar sinkt, wenn die Kinder wegen verlängerter Bildungsbeteiligung nicht erwerbstätig sind. Um diese sogenannten Opportunitätskosten der Schulbildung mindestens teilweise zu ersetzen, wird im Rahmen des Programms eine Pauschalzahlung in Höhe von bis zu 580 Pesos für Jungen und bis zu 660 Pesos für Mädchen gewährt (ca. 46 US-\$ bzw. 58 US-\$), da letztere die Schule häufiger vorzeitig verlassen. Außerhalb des Bereichs Bildung erhalten bedürftige Familien zudem Sachleistungen im Bereich „Gesundheit“ und maximal 155 Pesos (ca. 12 US-\$) im Bereich „Ernährung“, stets mit der Verpflichtung zur Teilnahme der Kinder an Schulbildung und Gesundheitsfürsorge (Skoufaris et al. 2001). Die Feststellung von Bedürftigkeit sowie die Bemessung individuell gewährter Leistungen erfolgt dabei in zwei Schritten.

Zunächst wird im Rahmen eines sogenannten „*geographical targeting*“ (zur Eingrenzung von Zielgebieten) jeder Region ein durchschnittliches Niveau der Armut, gemessen v.a. am Pro-Kopf-Einkommen, zugeordnet. Haushalte, die in einem Gebiet leben, das im Durchschnitt unter der landesweiten Armutslinie liegt, gelten pauschal als bedürftig. In einem zweiten Schritt werden die individuellen Bedarfe solcher Haushalte dann differenzierter ermittelt. Wo das verfügbare Einkommen als Indikator für den Wohlstand eines Haushaltes nur schwer erhoben werden kann oder nicht als aussagekräftig anzusehen ist, werden dazu „*proxy means tests*“ als einfaches, aber funktionales Mittel verwendet (Lindert 2005): Gestützt auf Daten für Variablen wie „Haushaltszusammensetzung“, „Verfügbarkeit von Wohnraum“ oder „Besitz langlebiger Konsumgüter“ wird dabei mit Hilfe einfacher Regressionen ein einkommensunabhängiger Index ermittelt, der auch als Näherungswert („*proxy*“) für das Einkommen interpretiert werden kann. Mit Hilfe der in diesen Regressionen ermittelten Koeffizienten sowie den Variablenwerten für einzelne Haushalte lässt sich der für sie geltende Indikatorwert bestimmen. Um die nötigen Daten zu gewinnen, werden in den unterhalb der allgemeinen Armutslinie gelegenen Regionen Mexikos von Regionalbehörden Umfragen und Hausbesuche durchgeführt, deren Resultate schließlich auch über die Bedürftigkeit der Haushalte entscheiden (Castano 2002). Die Höhe der auf dieser Grundlage gewährten Leistungen wird allerdings seitens der Politik eher normativ gesetzt als empirisch gesichert ermittelt.

Ähnliche Verfahren werden mittlerweile auch in Kolumbien (zur Ermittlung des sogenannten SIS-BEN-Index nach dem nationalen *Sistema de Identificación de Potenciales beneficiarios de Programas Sociales*), Chile (zur Bemessung des *Subsidio Unico Familiar*, SUF) und Brasilien (für das dortige Bolsa-Programm) angewandt (Castaneda/Tarsicio 2005; Biere/Lindert 2005). Derzeit beteiligt sich die Weltbank im Rahmen ihrer internationalen Beratungstätigkeit an Versuchen, ähnliche Ansätze für die Identifikation von Bedürftigkeit und die Bemessung von Sozialleistungen zur Armutsbekämpfung in Ländern Südostasiens zum Tragen zu bringen. In den 1990-er Jahren arbeitete sie zu ähnlichen Zwecken auch mit einigen der Transformationsländer in Mittel- und Osteuropa zusammen, die seinerzeit vor der Aufgabe standen, ihre sozialen Sicherungssysteme unter marktwirtschaftlichen Bedingungen neu zu konzipieren. Zwar erscheint ein solcher Ansatz in stärker entwickelten Volkswirtschaften, die bei der Ausgestaltung ihrer sozialen Sicherungssysteme nicht mit massiven Anlaufschwierigkeiten in Bezug auf die Zielgenauigkeit der Leistungen zu kämpfen

haben, auf den ersten Blick nicht als Alternative für die Feststellung individueller Bedürftigkeit und die Festlegung individuell angemessener Leistungen. Interessanterweise hat der Ansatz aber große Ähnlichkeiten mit Verfahren, die innerhalb der EU gegenwärtig unter dem Stichwort „*Reference Budgets*“ zur vereinfachten Beobachtung der sozialen Inklusion von Haushalten in prekären Lebenslagen entwickelt worden sind (vgl. <http://www.referencebudgets.eu/budgets/>). Ferner gibt es klare Berührungen mit aktuellen Bestrebungen zu einer umfassenderen Messung von Wohlstand bzw. Armut in zahlreichen EU- und OECD-Ländern unter Berücksichtigung einer größeren Zahl von Sozialindikatoren (zu Hintergründen und Möglichkeiten zur Umsetzung vgl. etwa Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung/Conseil d'Analyse Économique 2010).

3 Methoden zur Ermittlung von Verteilungsschlüsseln

Um das Verfahren der Regelbedarfsermittlung, speziell der dazu verwendeten Verteilungsschlüssel bzw. angemessener Relationen zwischen den verschiedenen Regelbedarfsstufen, weiterzuentwickeln und dabei gegebenenfalls auch methodische Alternativen aufzuzeigen, wird im nächsten Schritt die einschlägige Forschungsliteratur gesichtet und im Hinblick auf ihre Beiträge zur Aufgabenstellung dieser Studie systematisiert. Besondere Aufmerksamkeit gilt dabei einer umfangreichen Literatur, in der verschiedenartige Ansätze zur Analyse des Verbrauchsverhaltens privater Haushalte unterschiedlicher Größe und Struktur entwickelt und angewandt werden (Abschnitt 3.1). Weit weniger beachtet wird in den vorliegenden Arbeiten die Frage nach der Abgrenzung von Referenzgruppen, die hinsichtlich ihrer Wohlfahrtsposition in methodisch kontrollierbarer Weise vergleichbar sind und sich damit als Grundlage für die Bestimmung von Verteilungsschlüsseln eignen. Dieser Frage, die sich im Kontext der Regelbedarfsermittlung mit besonderer Dringlichkeit stellt, wird hier – gestützt auf geeignete Elemente der Analysen der Verbrauchsstrukturen von Haushalten – ebenfalls nachgegangen (Abschnitt 3.2). Schließlich wird noch der Frage nach der Konsistenz eines Systems von Verteilungsschlüsseln bzw. von Relationen der Regelbedarfsstufen sowie der Bedeutung von statistischer Unsicherheit – Datenunsicherheit, Stichprobenunsicherheit und Methodenunsicherheit – nachgegangen (Abschnitt 3.3).

3.1. Methoden zur Bestimmung von Verteilungsgewichten

Bei der Sichtung und Systematisierung der theoretischen und empirischen Forschungsliteratur über Ausgabenstrukturen privater Haushalte und die Kosten von Kindern oder – allgemeiner ausgedrückt – über die Gewichte verschiedener Mitglieder im Hinblick auf die Ausgaben eines Haushalts, lassen sich zentrale Fragestellungen identifizieren, die zugleich Grundlage der verschiedenen Untersuchungsansätze sind. Browning (1992: 1440) benennt letztlich vier verschiedene Fragen, die in der Literatur behandelt worden sind und nach denen sich die Ansätze klassifizieren lassen. Diese Forschungsfragen lauten:³¹

- (i) Die Frage nach den beobachtbaren Fakten: Wie beeinflussen Kinder die Ausgabenstruktur eines Haushalts?
- (ii) Die Frage nach dem Bedarf: Wie viel Einkommen benötigt eine Familie mit Kindern im Vergleich zu einem kinderlosen Paar, um einen bestimmten Lebensstandard zu erreichen?

³¹ Originaltext von Browning (1992: 1440):

- (i) The positive question: how do children affect the expenditure patterns of a household?
- (ii) The needs question: How much income does a family with children need compared to a childless family, in order to attain a specific standard of living?
- (iii) The expenditure question: How much do parents spend on their children?
- (iv) The iso-welfare question: How much income does a family with children require to be as well off as a family with no children?

- (iii) Die Frage nach den Ausgaben für Kinder: Wie viel von ihrem Einkommen geben Eltern für ihre Kinder aus?
- (iv) Die Frage nach dem gleichen Wohlfahrtsniveau: Welches Einkommen benötigt eine Familie mit Kindern, um die gleiche Wohlfahrt zu erreichen wie ein Paar ohne Kinder?

Die erste Frage zielt auf die Effekte, die das Vorhandensein von Kindern auf die Struktur der Haushaltsausgaben hat. Zum einen werden spezifische Güter für Kinder wie Windeln und Kinderspielzeug zusätzlich nachgefragt. Zum anderen führen sowohl die bereits in Kapitel 1.2 angesprochenen Größen- und Verbundvorteile als auch Verhaltens- und Präferenzänderungen durch das Leben mit Kindern zu Verschiebungen im Güterbündel. So werden einerseits qualitativ andere Haushaltsgüter nachgefragt, wie z.B. größere Kühl- und Gefriergeräte oder unempfindlichere Einrichtungsgegenstände, und andererseits z.B. Restaurantbesuche und Fernreisen durch Ausflüge und „Urlaub auf dem Bauernhof“ substituiert. Diese Veränderungen im Nachfrageverhalten stehen vor allem im Fokus der Konsumforschung. Für die Bestimmung von staatlichen Transferleistungen sind sie dem Grunde nach nicht von Interesse, da es bei diesen letztlich um die Bestimmung eines Geldbetrages geht, der jeweils entsprechend den individuellen Präferenzen verwendet werden kann. Allerdings beeinflussen solche Veränderungen in der Konsumstruktur güterspezifische Verteilungsschlüssel und sollten bei deren Ermittlung möglichst Berücksichtigung finden.³²

Die anderen drei Fragen werden von Gray (2010) als direkt relevant dafür angesehen, wie Systeme zur finanziellen Unterstützung von Kindern bzw. Haushalten, in denen sie leben, ausgestaltet werden sollen. Die zweite Frage nach dem Bedarf von Haushalten unterschiedlicher Zusammensetzung zur Erreichung eines bestimmten Lebensstandards steht v.a. bei der Bestimmung von Mindestsicherungsniveaus im Vordergrund. Arbeiten zu dieser Frage sind überwiegend älteren Datums (vgl. Nelson 1993) und beschreiben überwiegend Verfahren zur normativen Festlegung des gesuchten Budgets, mit einer direkten Bestimmung des Bedarfs („Normverbrauchs“) der einzelnen Haushaltsmitglieder, wobei kaum auf Ausgabendaten zurückgegriffen wird (Abschnitt 3.1.1).

Die dritte Frage nach der Höhe der Ausgaben, die Eltern für ihre Kinder tätigen, tritt dagegen dann hervor, wenn Kosten von Kindern ganz oder teilweise kompensiert werden sollen, wie dies bei einigen familienpolitischen Leistungen beabsichtigt ist. Zur Klärung dieser Frage sind Verfahren notwendig, die entsprechende Ausgabenanteile für alle Einkommenskategorien ermitteln, nicht nur für ein bestimmtes Mindestsicherungsniveau. Oft enthalten die verfügbaren Daten nur Informationen über die Ausgaben für den gesamten Haushalt, d.h. ohne Zurechnung zu einzelnen Haushaltsmitgliedern. In diesem Fall sind zur Beantwortung der Frage Methoden notwendig, mit denen sich Anteile an den Gesamtausgaben eines Haushalts – für einzelne Gütergruppen und auch insgesamt – nach bestimmten Kriterien einzelnen Mitgliedern zurechnen lassen (Abschnitt 3.1.2).

³² Dies gilt vor allem, wenn nur Querschnittsdaten zur Verfügung stehen. Bei Längsschnittdaten könnte die Veränderung der Konsumstruktur bei Hinzukommen eines Kindes beobachtet und entsprechend berücksichtigt werden. Bei Querschnittsdaten ist nur der Vergleich zwischen verschiedenen Haushaltstypen möglich, weshalb nicht identifiziert werden kann, ob eine unterschiedliche Konsumstruktur auf unterschiedliche individuelle Präferenzen oder auf eine Veränderung infolge des neuen Haushaltsmitglieds zurückzuführen ist.

Die vierte Frage nach vergleichbaren Wohlfahrtsniveaus wird vor allem in der Verteilungs- und Armutsforschung gestellt. Hierbei wird – zumeist ebenfalls für alle Einkommenskategorien – nach Kriterien gesucht, um Haushalte unterschiedlicher Größe und Zusammensetzung nicht nur bezüglich ihres Konsumniveaus vergleichen zu können, sondern ausdrücklich auch im Hinblick auf die mit dem jeweiligen Einkommen erzielte Wohlfahrt. Neben den Ausgaben (Kosten) wird hier daher auch die jeweils erreichte Bedürfnisbefriedigung (Nutzen) betrachtet. Mit entsprechenden Verfahren werden ebenfalls Anteile der Gesamtausgaben einzelnen Mitgliedern zugerechnet. Kriterium dabei ist aber, dass die Haushalte dadurch in ihrer Wohlfahrtsposition vergleichbar werden, so dass für die Budgetanteile der Haushaltsmitglieder hier sogenannte „Äquivalenzgewichte“³³ bzw. Äquivalenzskalen ermittelt werden (Abschnitt 3.1.3).

Entsprechende Relationen der Budgetanteile der einzelnen Haushaltsmitglieder lassen sich im Prinzip auch bei Analysen zu den zuvor angesprochenen Fragen bilden. In diesen Fällen ist der Begriff Äquivalenzgewichte jedoch nicht angemessen, da in diesen Fällen nicht explizit auf die Vergleichbarkeit von Lebensstandards oder Wohlfahrtsniveaus abgestellt wird. Als allgemeiner Begriff für die Resultate von Ansätzen zur Beantwortung aller drei Fragen wird daher der Begriff der „Verteilungsgewichte“ einzelner Haushaltsmitglieder verwendet.

Verfahren aus allen drei Gruppen basieren zumeist auf Vergleichen von unterschiedlichen Haushaltstypen. Dabei werden üblicherweise jeweils zwei Haushaltstypen miteinander verglichen, die sich in ihrer Zusammensetzung genau um eine Person unterscheiden. So werden z.B. Ein-Personen-Haushalte mit Paarhaushalten verglichen oder kinderlose Paare mit Paaren, die ein Kind haben. Allerdings müsste dabei eigentlich vorab festgelegt werden, hinsichtlich welcher Kriterien die beiden Gruppen vergleichbar sein sollen. Trotz der Grundidee, dass damit vergleichbare Wohlfahrtsniveaus bestimmt werden sollen, wird dieser Frage in der Literatur zu den Äquivalenzskalen zumeist keine große Aufmerksamkeit geschenkt. Überwiegend wird dort der gesamte Datensatz – d.h. alle Haushalte der entsprechenden Haushaltstypen, unabhängig vom jeweiligen Einkommensniveau – für die Analysen genutzt. Faktisch wird damit angenommen, dass die internen Verteilungsstrukturen und damit die ermittelten Skalen vom Einkommensniveau unabhängig sind. Diese Annahme ist jedoch überwiegend nicht angemessen. Aus diesem Grund ist es notwendig, in einem weiteren Schritt auch Verfahren zur Bestimmung geeigneter Vergleichsgruppen genauer zu beleuchten (Abschnitt 3.2).

3.1.1. Ansätze nach Normverbrauch

Normverbrauch-Ansätze verfolgen das Ziel, ein Bündel von Gütern und Dienstleistungen zu identifizieren, das Menschen in unterschiedlichen Haushaltszusammensetzungen ein vorab bestimmtes Wohlfahrtsniveau ermöglicht. Ausgehend von diesem als „Normverbrauch“ festgelegten Waren-

³³ Synonym zu Äquivalenzgewicht werden auch die Begriffe Verteilungsgewicht und Bedarfsgewicht verwendet.

korb wird dann mittels entsprechender Preisgewichtung das dafür notwendige Einkommen ermittelt. Dieser Ansatz wird auch als *Warenkorbmethode* oder *Standard-Budget-Ansatz* bezeichnet.³⁴

Die Warenkorbmethode ist ein weit verbreitetes Verfahren zur Bestimmung von Einkommensniveaus, an denen sozialpolitische Maßnahmen ansetzen. Die entwickelten Standard-Budgets unterscheiden sich allerdings in vielfacher Hinsicht. Um die Ansätze zu klassifizieren, betrachtet Fisher (2007) drei Dimensionen.

Zum einen unterscheiden sich die Ansätze darin, ob ein differenzierter Warenkorb mit einer Fülle von einzelnen Gütern und Dienstleistungen zugrunde gelegt wird oder ein Warenkorb, der stärker aggregierte Güterkategorien enthält. Zum andern werden als Zielgröße unterschiedliche Wohlfahrtsniveaus festgelegt, die mit dem Standard-Budget gesichert werden sollen und entweder nur das materielle Existenzminimum, ein sozio-kulturelles Existenzminimum oder das Niveau des Durchschnittskonsums umfassen. Schließlich werden die Standard-Budgets auf sehr unterschiedliche Weise ermittelt. Im Wesentlichen lassen sich hier fünf Vorgehensweisen erkennen.³⁵

- Der Warenkorb wird von Experten normativ festgelegt. Dabei werden üblicherweise unterschiedliche Experten für die verschiedenen Güterkategorien in entsprechende Arbeitsgruppen berufen.
- Der Warenkorb wird von Repräsentanten der Bevölkerung festgelegt. Dabei erarbeiten üblicherweise verschiedene Bevölkerungsgruppen in unterschiedlichen Arbeitsgruppen in einem stufenweisen Verfahren die Zusammensetzung.
- Beide Ansätze werden kombiniert, indem die Diskussionsergebnisse aus den Bevölkerungsgruppen in die Expertenrunde eingehen.
- Es wird ein statistischer Warenkorb ermittelt, indem aus dem Ausgabenverhalten einer repräsentativen Bevölkerungstichprobe die im Durchschnitt konsumierten Güter und deren Mengen ermittelt werden.³⁶
- Experten bestimmen die Auswahl der Güter im Warenkorb, die jeweiligen Konsummengen werden aus Verbrauchsangaben, die in repräsentativen Surveys erhoben werden, statistisch bestimmt. Es handelt sich hierbei um den sogenannten „Statistik-Warenkorb“. Da meist nur Daten über Konsumausgaben verfügbar sind, werden effektiv nicht die Mengen der Güter im Warenkorb bestimmt, sondern gleich die entsprechenden Ausgaben.

Einen Überblick über Forschungsergebnisse auf Basis der verschiedenen Ansätze im angelsächsischen Raum gibt Tabelle 3-1.

³⁴ Teilweise werden in der Literatur auch die Begriffe „*Budget standards*“, „*Budgetary approach*“, „*Basic needs budget*“ und „*Expert budget*“ verwendet.

³⁵ Einen Überblick und eine ausführliche Diskussion der verschiedenen Methoden geben Bradshaw et al. (2008), Deeming (2005), Fisher (2007), Gray (2010), Vrooman (2009).

³⁶ Statistische Warenkörbe werden typischerweise zur Berechnung von Preisindizes der Lebenshaltungskosten verwendet.

Tabelle 3-1: Varianten der Warenkorbmethode in der Forschungsliteratur

Anwendungsbeispiel	Einzelne Güter oder Gütergruppen	Abgebildete(-r) Lebensstandard(-s)	Experten oder Repräsentanten der Bevölkerung
USA: verschiedene Budgets	Gütergruppen	Im allgemeinen ein „no-frills“ Lebensstandard („ohne Extras“)	Experten
Kanada: lokale Sozialämter	Einzelne Güter	Unterschiedlich für verschiedene Ämter	Experten
Kanada: Sarlo	Einzelne Güter	Physische Grundbedürfnisse	Experten
Kanada: Market	Gütergruppen	Lebensstandard zur sozialen Inklusion	Experten
Großbritannien: Family Budget Unit	Einzelne Güter	„Bescheidener, aber angemessener“ Lebensstandard	Experten, Fokusgruppen, 1990 Breadline Britain Survey
Großbritannien: Stitt and Grant	Einzelne Güter	Primäre Armutsgrenze	Experten
Großbritannien: Minimum Income for Healthy Living	Gütergruppen	Mindesteinkommen für ein gesundes Leben	Experten
Australien: Social Policy Research Centre	Einzelne Güter	„Bescheidener, aber angemessener“ sowie „komfortabler, aber finanzierbarer“ Lebensstandard	Experten, mit Vorgaben durch Fokusgruppen aus der Bevölkerung
Irland: Vincentian Partnership for Social Justice	Einzelne Güter	„Bescheidener, aber angemessener“ Lebensstandard	Experten, mit Vorgaben durch Niedrig-Einkommensbezieher
Großbritannien: Consensual Budget Standards	Einzelne Güter	Essenzieller Mindest-Lebensstandard	Allgemeine Bevölkerung
Großbritannien: A Minimum Income Standard for Britain	Einzelne Güter	Essenzieller Mindest- oder Akzeptabler Lebensstandard	Allgemeine Bevölkerung und Experten
Neuseeland: Poverty Measurement Project	Gütergruppen	Angemessene Mindest-Haushaltsausgaben (Armutsgrenze)	Niedrig-Einkommensbezieher (Fokusgruppen)
Kanada: Acceptable Living Level (Winnipeg)	Einzelne Güter	„Geringer, bescheidener und akzeptabler“ Lebensstandard	Niedrig-Einkommensbezieher (als Berater)

Quelle: Fisher (2007), in Auszügen, eigene Übersetzung.

Standard-Budgets werden üblicherweise nur für eine begrenzte Anzahl von Haushaltstypen – die Referenzhaushalte – erstellt. Für Personen in anderen Haushalten müssen deren Bedarfe daher noch zusätzlich bestimmt werden. Da beim Standard-Budget-Ansatz üblicherweise der Bedarf für eine erwachsene Person den Ausgangspunkt darstellt, gilt es hierbei vor allem, den Bedarf von Kindern unterschiedlichen Alters und Geschlecht abzuschätzen. Auch hierfür finden sich unterschiedliche Methoden.³⁷

- Es wird ein eigener Warenkorb für Kinder erstellt, der nur diejenigen Güter und Dienstleistungen bzw. Ausgaben enthält, die eindeutig den Kindern zuzurechnen sind. Dieser Ansatz vernachlässigt den gemeinsamen Konsum bzw. Gebrauch von Gütern und unterschätzt den Bedarf von Kindern.
- Zusätzlich zu den Gütern, die eindeutig Kindern zuzuordnen sind, werden bestimmte Anteile gemeinsam genutzter Güter normativ gesetzt.

³⁷ Vgl. für einen Überblick Citro/Michael (1995).

- Es werden die Standard-Budgets zweier Haushalte – mit und ohne Kinder – verglichen und mittels der Differenzmethode der Mehrbedarf von Kindern ermittelt.
- Aus dem Standard-Budget für einen größeren Familienhaushalt werden mittels anderweitig ermittelter Äquivalenzskalen die Anteile der Familienmitglieder abgeleitet.

Das „Statistikmodell“ – oder präziser; der „Statistik-Warenkorb“ –, wie es in Deutschland zur Regelbedarfsermittlung nach § 28 SGB XII verwendet wird, entspricht dem Verfahren einer expertenbasierten Auswahl des Warenkorbs, nämlich der regelbedarfsrelevanten Güter und Dienstleistungen, und einer statistischen Ermittlung des güterspezifischen Verbrauchs für die beiden Referenzhaushaltstypen „Ein-Personen-Haushalte“ und „Paarhaushalte mit einem Kind“. Die Bedarfe von Kindern werden für die einzelnen Gütergruppen³⁸ dann mittels unterschiedlicher Verfahren ermittelt, die entweder bereits behandelt wurden oder im Folgenden noch näher beleuchtet werden: normative Setzung, Differenzmethode, Äquivalenzskalen und indirekte Zurechnung.

Ein sehr ähnliches Verfahren wird in Australien seit den 1990-er Jahren eingesetzt (vgl. Saunders et al. 1998; Henman et al. 2007). Dasselbe gilt außerdem für Schweden (vgl. dazu Abschnitt 2.3.1). In Großbritannien finden sich zwar zahlreiche Forschungsarbeiten, die als Grundlagen für die praktische Umsetzung eines entsprechenden Verfahrens dienen könnten (vgl. etwa Deeming 2005; Bradshaw et al. 2008). Trotzdem wird dort bei der Bemessung existenzsichernder Sozialleistungen mit einer Fortschreibung normativ gesetzter Geldbeträge seit Langem an einer sehr viel einfacheren Vorgehensweise festgehalten (vgl. erneut Abschnitt 2.3.1).

Eine neuere Anwendung der Standard-Budget-Methode findet sich in einem EU-Projekt „*Reference Budgets for Social Inclusion*“, das mit Unterstützung der Europäischen Kommission von den nationalen Schuldnerberatungen in den Jahren 2007 bis 2009 durchgeführt wurde. Hier wurden sogenannte Referenzbudgets entwickelt, die nun in der Schuldnerberatung eingesetzt werden (vgl. <http://www.referencebudgets.eu>).

Werden bei einer Setzung des Normverbrauchs lediglich relevante Güter oder Gütergruppen benannt, aber keine Verbrauchsmengen für einzelne Haushaltsmitglieder vorgegeben, können im Hinblick auf Mehr-Personen-Haushalte ergänzend Verfahren zur Zurechnung von Aufwendungen für die jeweiligen Güter zu einzelnen Haushaltsmitgliedern herangezogen werden. Entsprechende Zurechnungsverfahren zur Bestimmung von Verteilungsgewichten können aber auch außerhalb solcher gemischten Ansätze genutzt werden.

3.1.2. Zurechnung von Aufwendungen

Methoden zur Zurechnung von Aufwendungen zu einzelnen Haushaltsmitgliedern stellen nicht in erster Linie auf die konsumierten Güter ab, sondern setzen an den empirisch beobachteten Ausgaben von Haushalten unterschiedlicher Größe und Zusammensetzung an und verteilen diese nach

³⁸ Wenn im Folgenden aufgrund der besseren Lesbarkeit von Gütern bzw. Gütergruppen gesprochen wird, sind jeweils Güter und Dienstleistungen gemeint.

unterschiedlichen Kriterien auf die einzelnen Haushaltsmitgliedern. Die Ansätze zur Zurechnung lassen sich in vier Kategorien unterteilen.

a) Pro-Kopf-Methode

Die einfachste Zurechnungsform ist die *Pro-Kopf-Methode*, bei der die Gesamtausgaben eines Haushalts durch die Anzahl der Haushaltsmitglieder geteilt werden, so dass unabhängig von individuellen Bedarfen allen Personen ein gleicher Anteil an den Ausgaben zugemessen wird. Hier wird quasi unterstellt, dass entweder alle Personen im Haushalt exakt den gleichen Anteil an allen Gütern konsumieren oder dass eine Verteilungsregel für die Ressourcen besteht, wonach allen Haushaltsmitgliedern der gleiche Anteil am Einkommen zur Verfügung steht. Zur Bemessung des gesamten Bedarfs von Haushalten, deren Mitglieder offensichtlich unterschiedliche Bedarfe haben, ist dieser Ansatz nicht geeignet. Bei einzelnen Gütern könnte er aber – je nachdem, wieweit die Datengrundlagen für eine genauere Zurechnung geeignet sind – gelegentlich sinnvoll sein.

b) Zurechnung nach individuellen Verbrauchseinheiten

Im Idealfall liegen in den Daten Angaben zu individuellen Ausgaben bzw. zum individuellen Konsum vor. Wenn dies der Fall ist, lässt sich der Anteil einer Person am gesamten Konsum eines Haushalts direkt empirisch bestimmen, und zwar als das Verhältnis der individuellen *Verbrauchseinheiten* zum Gesamtverbrauch des jeweiligen Gutes im Haushalt. Allerdings bleibt auch hier das Problem der Zurechnung von haushalts-öffentlichen Gütern, für die sich keine Verbrauchseinheiten messen lassen, und von Haushaltsersparnissen, so dass zumindest hierfür noch eine Zurechnung nach anderen Verfahren erfolgen muss. Oft werden alle Gemeinkosten, d.h. die Ausgaben für nicht individuell genutzte Güter, nach den gleichen Schlüsseln oder nach der Pro-Kopf-Methode verteilt. Anfallende *Economies of scale* führen zu verringertem individuellem Konsum bei allen Familienmitgliedern, womit hierfür quasi automatisch eine Zurechnung erfolgt.

Für Gütergruppen, für die man gesicherte Kenntnisse über die individuellen Verbrauchseinheiten hat, ist diese Methode gut geeignet. Typischerweise liegen die erforderlichen Detailinformationen jedoch nicht für alle Gütergruppen vor. So werden in den Untersuchungen von Hamacher et al. (2001) und Karg et al. (2002) unter anderem Datensätze mit individuellen Verbrauchseinheiten genutzt, und zwar aus Spezialerhebungen für die Nutzung von Verkehrsmitteln und den Lebensmittelverbrauch. Gerade diese Untersuchungen belegen aber auch die großen Unterschiede der Konsumanteile von Eltern und Kindern für verschiedene Gütergruppen, weshalb eine Übertragung der so ermittelten Schlüssel auf andere Gütergruppen oder auf die Gesamtausgaben des Haushalts kaum angemessen ist. In umfassenderen Erhebungen zum Verbrauch privater Haushalte wird auf die Erfassung des individuellen Verbrauchs einzelner Mitglieder dagegen meist verzichtet. Dies gilt mit Rücksicht auf den großen Erhebungsaufwand auch für die EVS (vgl. dazu den Methodenbericht des Statistischen Bundesamtes 2013: 6).

c) Marginale Kosten

Die *Mehrbedarfsmethode* geht konzeptionell einen anderen Weg. Hier werden grundsätzlich nur die *marginalen Kosten*, d.h. die zusätzlichen Ausgaben, die durch ein weiteres Haushaltsmitglied

entstehen, ermittelt. Zur Ermittlung dieser marginalen Kosten lassen sich in der Literatur zwei Vorgehensweisen finden: die Differenzmethode und ökonometrische Verfahren auf Basis einer Konsumfunktion in Abhängigkeit von den Haushaltsmerkmalen. Der Mehrbedarf eines Kindes schlägt sich hier in den dabei ermittelten Regressionskoeffizienten nieder. Grundsätzlich folgen die beiden Vorgehensweisen jedoch der gleichen Idee (siehe zur formalen Ableitung Exkurs 3-1).

(i) *Differenzmethode*

Bei der Differenzmethode wird der Mehrbedarf als Differenz der Ausgaben zweier ansonsten gleicher Haushalte (hinsichtlich Haushaltszusammensetzung und Einkommen und gegebenenfalls auch anderer Haushaltsmerkmale) mit und ohne eine zusätzliche Person mit den jeweils betrachteten Eigenschaften ermittelt. Hierzu werden die statistisch ermittelten Mittelwerte der Ausgaben der beiden betrachteten Haushaltstypen voneinander abgezogen.

Die einfache Differenzmethode kann allerdings sinnvoll nur für die Gesamtausgaben eines Haushalts und nicht für einzelne Gütergruppen angewendet werden, da die Differenzen aufgrund der Substitutionsmöglichkeiten zwischen den Gütergruppen im letzteren Fall nicht sinnvoll interpretierbar sind. So können für einzelne Gütergruppen durchaus negative „Mehrbedarfe“ entstehen, wenn z.B. Eltern mit kleinen Kindern Restaurantbesuche gegenüber Paaren ohne Kinder drastisch einschränken, während an anderer Stelle, nämlich beim häuslichen Verzehr von Lebensmitteln, ein übergroßer Mehrbedarf entsteht. Zwar gleichen sich diese Werte insgesamt aus, die Einzeldifferenzen können jedoch nicht als „Bedarf“ des Kindes in der jeweiligen Gütergruppe angesehen werden.

(ii) *Ökonometrische Bestimmung marginaler Kosten*

Um bei der Ermittlung der marginalen Kosten weiterer Haushaltsmitglieder zusätzliche Haushaltsmerkmale berücksichtigen zu können, ohne die Anzahl der zu vergleichenden Haushaltstypen zu sehr auszuweiten und damit in Fallzahlenprobleme zu kommen, bieten sich ökonometrische Verfahren zur Bestimmung einer Ausgabenfunktion an, die um solche zusätzlichen Merkmale erweitert wird. Diese Verfahren lassen sich auch sinnvoll für einzelne Gütergruppen anwenden, wenn die zuvor beschriebenen Substitutionseffekte über geeignete Variablen kontrolliert werden. Entsprechende Ansätze nutzen meist ein mehrstufiges Schätzverfahren,³⁹ um den Beschränkungen der jeweiligen Datenbasis gerecht zu werden.

Ein Beispiel für die Bestimmung von marginalen Kosten mittels eines solchen Ansatzes sind die Arbeiten von Karg et al. (2002) und Biberger (2003), die den Mehrbedarf von Kindern im Lebensmittelbereich mit Daten der Feinaufzeichnung der EVS 1998 bestimmen. Diese umfassen sowohl

³⁹ Die Anwendung ökonometrischer Analyseverfahren wird in der Fachsprache als „Schätzung“ bezeichnet. Gemeint sind damit mehr oder weniger komplexe statistische Verfahren, die auf der Basis einer größeren Zahl von empirischen Beobachtungen bestimmte Parameterwerte von Gleichungen mit vorgegebener Struktur so bestimmen, dass die Abweichungen der tatsächlich beobachteten Werte (z.B. der Ausgaben eines Haushalts) von den mit dieser Gleichung (etwa in Abhängigkeit von Haushaltsgröße, Haushaltseinkommen, Alter der Haushaltsmitglieder etc.) berechneten Werten minimiert werden. Wegen der missverständlichen Nähe zum alltagssprachlichen Gebrauch des Wortes „Schätzung“ wird diese Begrifflichkeit hier vermieden, solange sich die fachsprachliche Bedeutung aus dem Kontext nicht unmittelbar ergibt.

die Mengen als auch die Ausgaben auf Haushaltsebene. Auf der Basis von Regressionsmodellen für jede der erfassten Güterkategorien unter Kontrolle von Haushaltsgröße, Haushaltseinkommen und Haushaltszusammensetzung lässt sich der Anteil jedes Haushaltsmitglieds an den Ausgaben für alle Lebensmittel bestimmen. Mittelt man diese Ergebnisse für verschiedene Personengruppen, deren Bedarf von Interesse ist, lassen sich unter anderem die Ausgaben für Kinder ermitteln. Entgegen der Aussage der Autoren wird hier jedoch nicht der „personenbezogene Verbrauch“ ermittelt, sondern ebenfalls ein Mehrbedarf (vgl. hierzu Abschnitt 11.2.1). Hesse et al. (2001) nutzen einen ähnlichen, wenngleich wesentlich einfacheren mehrstufigen Ansatz zur Bestimmung des Mehrbedarfs von Kindern an Wohnraum, wobei hier explizit von Mehrbedarf gesprochen wird.

Die Ermittlung von marginalen Kosten mittels ökonomischer Verfahren weist gegenüber anderen Verfahren etliche Vorteile auf. So können die Ansätze flexibel an den Datenbestand angepasst werden, da die Zahl der Kontrollvariablen zumindest bei großen Datensätzen fast beliebig erhöht werden kann und somit die gesamten verfügbaren Informationen genutzt werden können. Da keine theoretischen Basisannahmen getroffen werden, können für verschiedene Gütergruppen auch unterschiedliche Verfahren genutzt werden, sofern nur auf mögliche Substitutionseffekte zwischen den Gütergruppen geachtet wird. Die fehlende theoretische Fundierung ist allerdings auch gleichzeitig ein gravierender Nachteil dieser Ansätze. Ohne theoriebasierte Grundannahmen bleibt die Wahl der konkreten funktionalen Form des verwendeten Modells beliebig, mit nicht unerheblichen Folgen für die Interpretationen der Ergebnisse.

Für die Einschätzung und Bewertung der mit der Mehrbedarfsmethode ermittelten Verteilungsschlüssel ist zu bedenken, dass Gemeinkosten und Haushaltersparnisse durch gemeinsames Wirtschaften mit dieser Methode nicht anteilig auf die Haushaltsmitglieder verteilt werden. Gemeinkosten und die Kosten für haushalts-öffentliche Güter sind bei diesem Ansatz im Bedarfsgewicht für die erste Person des Haushalts enthalten, zumindest soweit durch die zusätzliche Person keine zusätzlichen Gemeinkosten entstehen oder aufgrund von Substitution andere haushalts-öffentliche Güter erworben werden. Neu anfallende Gemeinkosten schlagen sich dagegen im Mehrbedarf nieder. Auch *Economies of scale* und *scope* gehen voll in den Mehrbedarf ein. Dieser fällt damit grundsätzlich niedriger aus als der tatsächliche Konsum einer zusätzlichen Person.⁴⁰ Die Mehrbedarfsmethode ist damit für die Berechnung von Standards für ganze Haushalte unterschiedlicher Zusammensetzung angemessen, für die Bestimmung individueller Bedarfe aber nur unter Verwendung weiterer Kriterien geeignet, da der Mehrbedarf von Personen mit gleichen Merkmalen von der jeweiligen Haushaltszusammensetzung abhängt. So ist z.B. der Mehrbedarf eines dreijährigen Kindes, das allein mit seinen Eltern lebt, höher als wenn es noch fünf ältere Geschwister hat.

⁴⁰ Wenn durch eine weitere Person im Haushalt Einsparungen z.B. dadurch entstehen, dass der Kühlschrank nun statt von einer Person von zwei Personen genutzt wird, müssten die Kosten gleichmäßig beiden Personen zugerechnet werden, was bedeutet, dass sich die Kosten für die erste Person im Vergleich zu vorher halbieren und bei der zweiten Person Kosten in gleicher Höhe anfallen. Für den Haushalt insgesamt fallen aber keine Mehrkosten an, weshalb bei der Mehrbedarfsmethode diese Kosten einfach unberücksichtigt bleiben.

Exkurs 3-1: Formale Grundlagen des Konzepts marginaler Kosten

Formal lassen sich die marginalen Kosten als Ableitung

$$\frac{\delta x(h, z)}{\delta h_l} \quad (3-1)$$

der Gesamtausgaben x des Haushalts vom Typ h mit weiteren Haushaltsmerkmalen z bzgl. der Haushaltsmitglieds h_l darstellen, womit zugleich eine einheitliche Notation für alle Mehrbedarfsansätze geschaffen ist.

Bei der *Differenzmethode* werden die bedingten Mittelwerte, d.h. die statistisch ermittelten Mittelwerte der Ausgaben der beiden betrachteten Haushaltstypen voneinander abgezogen. Diese Berechnung ist äquivalent zur OLS-Schätzung eines Regressionsmodells der Form

$$x = \alpha + \beta_1 h_1 + \dots + \beta_L h_L + \epsilon. \quad (3-2)$$

wobei L die Anzahl der Haushaltsmitglieder und h_l eine Dummy-Variable für das l -te Haushaltsmitglied repräsentiert. Stimmen zwei Haushalte in allen Merkmalen außer der Zugehörigkeit von Person h_l überein, so sind die marginalen Kosten dieses Haushaltsmitglieds gleich β_l . Dies wiederum ist äquivalent mit der Differenz der geschätzten Ausgaben $\hat{x} - \hat{x}_l$ der beiden betrachteten Haushalte, die bei einer OLS-Regression exakt den Mittelwerten entspricht.

Als Beispiel für *ökonometrische Verfahren* sei die Arbeit von Karg et al. (2002) vorgestellt. Hier wird zunächst für jede der erfassten Güterkategorien q_j ein Regressionsmodell auf Haushaltsebene berechnet, wobei das Haushaltseinkommen, die Haushaltsgröße und die Haushaltszusammensetzung kontrolliert werden: $q_j = f(x, h, z) + \epsilon$. Hiervon ausgehend wird für jedes Haushaltsmitglied $l = 1, \dots, h_i$ des Haushalts i dessen individueller Konsum über $q_{ijl} = f(z_{il})$ mit $z_{il} \subset z_i$ geschätzt. Den Anteil von Person a am gesamten Konsum in der Güterkategorie j erhält man als $s_{ija} = q_{ija} / \sum_{l=1}^{h_i} q_{ijl}$. Hieraus lässt sich dann auch der absolute Anteil eines jeden Haushaltsmitglieds an den Ausgaben für alle Lebensmittel berechnen. Dass es sich hierbei um einen Mehrbedarfsansatz handelt, ergibt sich aus der konkret verwendeten Schätzfunktion:

$$q_{ji} = \left(\alpha \cdot L_i + \sum_{l=1}^{L_i} \sum_{g=1}^{22} \beta_{ig} DGE_{gli} \right) * (\dots) \quad (3-3)$$

mit DGE_{gli} als Dummy-Variable für die Alters- und Geschlechtsgruppe g des Mitglieds l in Haushalt i . Die erste Klammer entspricht nahezu vollständig der obigen Gleichung, die mit der Differenzmethode äquivalent ist. Danach entsprechen die β_{ig} dem marginalen Verbrauch eines Haushaltsmitglieds in Alters- und Geschlechtsgruppe g . Die multiplikative Verknüpfung mit den anderen, hier nicht weiter aufgeführten Termen (\dots) der Funktion führt dann lediglich zu einer Skalenverschiebung.

d) Ökonometrische Bestimmung der *Sharing rule*

Einen völlig anderen Weg der Zurechnung von Konsumausgaben zu verschiedenen Haushaltsmitgliedern verfolgen Arbeiten, die eine sogenannte „*Sharing rule*“ empirisch zu ermitteln versuchen. Diese Arbeiten gehen nutzentheoretisch vor und basieren auf dem sogenannten *Collective household model* (vgl. etwa Bourguignon 1999). Hier wird davon ausgegangen, dass der Konsum im Haushalt Ergebnis gemeinsamer Entscheidungen ist, an denen alle Haushaltsmitglieder beteiligt sind. Die Aufteilung des Haushaltskonsums, die *Sharing rule*, hängt dabei von verschiedenen Merkmalen der Haushaltsmitglieder ab, die ihre Verhandlungsmacht und ihre Möglichkeiten bestimmen, sich in den Entscheidungsprozess einzubringen.⁴¹ Diese *Sharing rule* soll dann mittels ökonometrischer Verfahren ermittelt werden. Für die Ableitung eines Modells aus dem theoretischen Ansatz ist dabei die Annahme wesentlich, dass die kollektive Entscheidung zu effizienten Ergebnissen führt, d.h. dass sie die optimale Lösung darstellt und keine andere *Sharing rule* eine Verbesserung für alle Haushaltsmitglieder bringen könnte.

Um den individuellen Konsum identifizieren und mit Hilfe eines ökonometrischen Modells quantifizieren zu können, sind hier allerdings noch weitere Annahmen nötig. Dabei lassen sich im Wesentlichen drei Gruppen von Ansätzen ausmachen:

- (i) Annahme des Vorhandenseins von Gütern, die individuell zugeordnet werden können (vgl. Bargain/Donni 2010a und 2010b; Bargain et al. 2011; Cherchye et al. 2011; Chiappori/Ekeland 2009; Dunbar et al. 2010)
- (ii) Annahme einer identischen Nachfragestruktur von alleinlebenden Männern und Frauen und Männer und Frauen in Paarhaushalten (vgl. Browning et al. 2010; Lewbel/Pendakur 2008)
- (iii) Annahme stabiler Präferenzen und individueller Zufriedenheitsmaße im Zeitverlauf bei der Verwendung von Panel-Daten (vgl. Alessie et al. 2006)

Zudem stehen in den hier angesprochenen Arbeiten unterschiedliche Forschungsfragen im Vordergrund. Großteils werden die Determinanten der Verteilung zwischen Männern und Frauen untersucht, wobei ausschließlich reine Paarhaushalte betrachtet werden (z.B. Cherchye et al. 2011, Browning et al. 2010, Lewbel/Pendakur 2008). Die Aufteilung von Ressourcen oder Konsum in Familienhaushalten wird dagegen nur in wenigen Arbeiten betrachtet (z.B. Bargain et al. 2011; Dunbar et al. 2010). Bei einigen Arbeiten steht die Zurechnung von haushalts-öffentlichen Gütern und *Economies of scale* im Vordergrund (z.B. Browning et al. 2010; Bargain et al. 2011; zur beispielhaften Darstellung eines solchen Modells vgl. Exkurs 3-2).

Die Ansätze zur Ermittlung der *Sharing rule* sind grundsätzlich geeignet, direkte Anteile einzelner Familienmitglieder an den einzelnen Gütergruppen zu ermitteln und auch *Economies of scale* angemessen zu berücksichtigen. Die theoriebasierte Vorgehensweise sichert auch eine eindeutige und nachvollziehbare Interpretation der Ergebnisse. Allerdings hat dies auch etliche Nachteile. Die

⁴¹ Eine denkbar einfache *Sharing rule* stellt letztlich auch die Pro-Kopf-Methode dar, die schlicht eine Gleichverteilung des Einkommens postuliert, also die Aufteilungsregel von keinen individuellen Merkmalen abhängig macht.

Ergebnisse sind nur im Kontext der zugrunde liegenden theoretischen Annahmen interpretierbar. Da diese nicht unumstritten sind, sollten die Ergebnisse immer auch mit denen anderer Verfahren kontrastiert werden. Auch in der praktischen Umsetzung zeigen sich etliche noch ungelöste Probleme. So müssen zur Identifizierbarkeit des ökonomischen Modells zahlreiche zusätzliche, teilweise sehr restriktive Annahmen getroffen werden, die jeder theoretischen Begründung entbehren.

Exkurs 3-2: Das Beispiel von Bargain/Donni (2010a, b) und Bargain et al. (2011).

Um den individuellen Konsum von Kindern identifizieren zu können, wird davon ausgegangen, dass es mindestens ein Gut gibt, das lediglich von Erwachsenen konsumiert wird. Ferner werden stabile Präferenzen angenommen, namentlich dass Männer und Frauen in Paar- oder Familienhaushalten die gleichen Präferenzen haben wie alleinlebende Männer und Frauen.

Unter der grundlegenden Annahme einer effizienten *Sharing rule* als Ergebnis der kollektiven Entscheidung lässt sich der Anteil von Gütergruppe j an den Ausgaben für Haushaltsmitglied l in einem Haushalt von Typ h schreiben als

$$\omega_{l,h}^j = - \frac{\partial v_l(\mathbf{p}, x_{l,h}(\mathbf{p}, x) - \log \theta_{l,h}(\mathbf{z})) / \partial p^j}{\partial v_l(\mathbf{p}, x_{l,h}(\mathbf{p}, x) - \log \theta_{l,h}(\mathbf{z})) / \partial x_{lh}} \quad (3-4)$$

mit

v_l	indirekte Nutzenfunktion der Person l
h	Haushaltstyp (1 = Ein-Personen-Haushalt, 2 = Paarhaushalt, 3 = Paar mit einem Kind)
x	logarithmierte Gesamtausgaben
\mathbf{z}	Haushaltsmerkmale
l	Laufindex für Haushaltsmitglieder (1 = Mann, 2 = Frau, 3 = Kind)
$\eta_{l,h}$	Anteil von Haushaltsmitglied l an den Gesamtausgaben $\exp(x)$ (Budgetanteil)
$x_{lh}(\mathbf{p}, x) = x + \log \eta_{l,h}(\mathbf{p})$	logarithmierter individueller Anteil
$\theta_{lh}(\mathbf{z})$	<i>Economies of scale</i>

Der Anteil von Gütergruppe j an den Gesamtausgaben eines Haushalts des Typus h ergibt sich dann als

$$W_h^j(x, \mathbf{z}) = \sum_{l=1}^h \eta_{l,h}(x, \mathbf{z}) \cdot \omega_{l,h}^j(x, \mathbf{z}) \quad (3-5)$$

oder

$$W_h^j(x, \mathbf{z}) = \sum_{l=1}^h \eta_{l,h}(x, \mathbf{z}) \cdot [\tau_{l,h}^j(\mathbf{z}_l) + \omega_l^j(x - \log \theta_{l,h}(\mathbf{z}) + \log \eta_{l,h}(x, \mathbf{z}), \mathbf{z}_l)] \quad (3-6)$$

Diese Gütergruppenanteile lassen sich aus den Ausgabendaten ermitteln. Dazu ist ein iteratives, stufenweises Vorgehen notwendig. Ausgehend von einer ökonomischen Schätzung der Güterkategorien in Ein-Personen-Haushalten, für die der Budgetanteil definitionsgemäß 1 sein muss, werden dann die Budgetanteile für die Mitglieder in Familienhaushalten bestimmt, wobei die auf der Vorstufe ermittelten Parameter jeweils in die nachfolgenden Schätzungen eingesetzt werden, bis das Verfahren konvergiert. Zur Bestimmung der Budgetanteile von Kindern erfordert dabei die Annahme einer Güterkategorie, die nur von Erwachsenen konsumiert wird und deren Anteil für Kinder damit definitionsgemäß Null ist.

3.1.3. Äquivalenzskalen

Gegenüber den ersten beiden Gruppen von Ansätzen, die direkt auf die individuellen Bedarfe bzw. den individuellen Konsum von Personen in Mehrpersonenhaushalten abstellen, sollen Äquivalenzskalen einen Vergleich von Wohlstandspositionen ermöglichen. Im Vordergrund steht somit die Ergebnisseite, d.h. die Frage, welche Bedürfnisbefriedigung mit dem Einsatz der jeweiligen Ressourcen und dem Konsum der Güter erreicht wird.

Ziel der Ermittlung von Äquivalenzskalen ist es, Haushalte unterschiedlicher Zusammensetzung und unterschiedlichen Einkommens hinsichtlich ihrer Wohlstandsposition vergleichbar zu machen. Dazu ist es grundsätzlich notwendig, Kriterien dafür zu finden, was unter gleichem Lebensstandard oder gleicher Wohlstandsposition verstanden wird. Zu diesem Zweck ist immer eine normative Setzung erforderlich. Größtenteils wird dabei das Einkommen als die Hauptressource zum Einsatz wohlfahrtsstiftender Aktivitäten als Zielgröße herangezogen. Das Haushaltseinkommen wird am Ende durch die äquivalenzgewichtete Personenzahl im Haushalt geteilt, wobei zweite und weitere Personen in Mehrpersonenhaushalten ein Gewicht kleiner als Eins erhalten, um unterschiedliche Bedarfe sowie *Economies of scale* und *scope* zu berücksichtigen.

Im Prinzip steht hinter dieser Vorgehensweise ein Mehrbedarfsansatz, weshalb die Äquivalenzgewichte auch direkt zur Berechnung der marginalen Kosten weiterer Haushaltsmitglieder genutzt werden können (vgl. hierzu auch Gray 2010). Diese marginalen Kosten werden im Gegensatz zu den im letzten Kapitel diskutierten Methoden hier aber mit Bezug auf ein explizit vorzugebendes Wohlstandsniveau bestimmt.⁴² Die Grundidee von Äquivalenzskalen ist somit ebenfalls der Vergleich zweier Haushalte mit ansonsten gleichen Merkmalen, die sich nur durch ein weiteres Haushaltsmitglied unterscheiden. Nun wird allerdings gezielt danach gefragt, welcher zusätzliche Konsum bzw. welches zusätzliche Einkommen notwendig ist, damit beide Haushalte das gleiche Wohlstandsniveau erreichen. Diese zusätzlichen Haushaltsausgaben, geteilt durch die Ausgaben des Referenzhaushalts, ergeben den Äquivalenzskalenwert für den zweiten Haushalt.⁴³ Dieser Sachverhalt lässt sich auch formal nutzentheoretisch darstellen (siehe Exkurs 3-3), was für eine vergleichende Bewertung der Ansätze wichtig ist.

Mittlerweile lassen sich in der Literatur eine Fülle unterschiedlicher Ansätze finden, Äquivalenzskalen zu ermitteln. Diese lassen sich in drei große Gruppen unterteilen:

1. Normative Setzungen durch Experten
2. Ermittlung subjektiver Äquivalenzskalen
3. Ökonometrische Verfahren auf der Basis von Ausgabendaten

⁴² Bei den im letzten Kapitel diskutierten Ansätzen geschieht dies faktisch implizit durch die zugrunde gelegte Merkmalskombination der Referenzhaushalte.

⁴³ Aus den Äquivalenzskalen lassen sich dann Verteilungsschlüssel direkt berechnen. Benötigt der Haushalt einer Alleinerziehenden mit einem Kind gegenüber einem Ein-Personen-Haushalt z.B. 50% zusätzliches Einkommen um das gleiche Wohlstandsniveau zu erreichen, d.h. der Haushalt erhält ein Äquivalenzgewicht von 1,5, so wird dem Kind 1/3 der Ausgaben des Haushalts zugerechnet.

Normative Setzungen von Äquivalenzskalen werden zumeist von Fachleuten aufgrund von physiologischen und sozio-ökonomischen Bedarfen vorgenommen. Subjektive Äquivalenzskalen werden dagegen mit Hilfe von Bevölkerungsumfragen ermittelt. Bei der ausgabenbasierten Ermittlung von Äquivalenzskalen werden Daten zum Ausgabeverhalten von Haushalten verwendet, um mit ökonomischen Verfahren Skalenwerte zu ermitteln.

Die drei Verfahren unterscheiden sich nicht nur im Vorgehen, sondern auch bezüglich des Datenbedarfs deutlich. Zudem verbergen sich hinter jeder der Varianten mehrere, teils nochmals recht unterschiedliche Ansätze, die lediglich eine gemeinsame Grundidee teilen. Beispielsweise lassen sich die ökonomischen Ansätze zur Ermittlung ausgabenbasierter Äquivalenzskalen danach unterscheiden, wie komplex die zugrunde gelegten Nachfragesysteme sind (Ein- oder Mehr-Gleichungs-Ansätze), ob die Struktur der („parametrischen“) Modelle dabei vorab weitestgehend festgelegt wird oder im Rahmen „semiparametrischer“ oder „nichtparametrischer“ Schätzverfahren größere Freiheitsgrade zur Anpassung an die jeweiligen Daten bestehen⁴⁴ und wie mit ggfs. auftretenden Probleme, eindeutige Lösungen zu finden („Identifikationsproblemen“), umgegangen wird.

Exkurs 3-3: Nutzentheoretische Darstellung von Äquivalenzskalen

Nutzentheoretisch lässt sich die Fragestellung für die Bildung von Äquivalenzskalen folgendermaßen darstellen. Ausgehend von einer Haushaltsnutzenfunktion $U(q, z)$ ergibt sich unter der Annahme effizienter Lösungen bei einem gegebenen Haushaltseinkommen x die Kostenfunktion $C(p, u, z) = \min_q \{p'q | U(q, z) \geq u\}$, aus der sich die Nachfragefunktion $D(p, x, z)$ ableiten lässt, die für die Schätzung verwendet wird. Der Äquivalenzskalenwert ergibt sich dann als Quotient der Kostenfunktionen der beiden Haushalte:

$$A(p, z, z_r) = \frac{C(p, u, z)}{C(p, u, z_r)} \quad (3-7)$$

Um verschiedene Äquivalenzskalen einfach miteinander vergleichbar zu machen, wird die Elastizität der Skalenwerte in Abhängigkeit von der Haushaltsgröße betrachtet. Eine einfache Form ist (vgl. Buhmann et al. 1988):

$$A(h) = h^k \quad (3-8)$$

wobei h die Haushaltsgröße ist und für die Elastizität $k \geq 0$ gilt. Betrachtet man nun einen Haushalt mit Größe h und Einkommen y , entspricht das Haushaltseinkommen dieses Haushalts dem eines Ein-Personen-Haushalts mit Einkommen y/h^k . Je größer die Elastizität ist, umso größer sind die Gewichte weiterer Personen im Haushalt (vgl. Schwarze 2003).

⁴⁴ Bei parametrischen Verfahren wird im Schätzmodell eine spezifische funktionale Form verwendet, die meist direkt aus einem theoretischen Modell abgeleitet wird. Semi- und nicht-parametrische Verfahren verwenden eine flexible Schätzfunktion, deren Parameter dann aber oft nicht mehr inhaltlich interpretierbar sind (vgl. Abschnitt 3.1.3.c)(iii).

a) **Expertenbasierte Äquivalenzskalen**

Bei der Ermittlung von Äquivalenzskalen durch Experten werden die Skalengewichte nicht empirisch bestimmt, sondern durch Experten gesetzt. Deren Einschätzungen beruhen üblicherweise sowohl auf theoretisch begründeten Annahmen als auch auf verschiedenen empirischen Erkenntnissen.

So basiert die vielfach verwendete „modifizierte“ oder „neue“ OECD-Skala auf einer solchen normativen Setzung durch die Europäische Union (Dennis/Guio 2004; OECD 2008). Sie stützt sich zwar auf verschiedene empirische Untersuchungen (insbesondere auf Haushaltsbefragungen in neun Mitgliedsstaaten), wurde letztlich aber auf politischer Ebene festgelegt. Angesichts der unterschiedlichen Wohlfahrtsniveaus innerhalb Europas nach der Osterweiterung wird die Angemessenheit dieser Skala jedoch derzeit wieder in Frage gestellt.

Auch die Quadratwurzelmethode, die von der OECD in vielen Veröffentlichungen verwendet wird, beruht letztlich auf einer normativen Setzung der gesamten Skala. Hierbei wird das Haushaltseinkommen durch die Quadratwurzel der Anzahl der Haushaltsmitglieder geteilt, wodurch das marginale Gewicht für jedes weitere Mitglied verkleinert wird. Hier geht zwar die Vorstellung von *Economies of scale* und *scope* ein, aber ohne dafür empirisch gestützte oder auch nur theoretisch plausible Gewichtungsfaktoren zu verwenden. Eine solche Vorgehensweise mag für internationale Vergleiche von Ländern sehr unterschiedlicher wirtschaftlicher Entwicklung tragbar sein, wo es notwendig ist, mit einfachen Skalen überhaupt eine Art Vergleichbarkeit herzustellen. Für rein nationale Analysen – insbesondere wenn sie nur bestimmte Einkommensbereiche betreffen - sollten sie allerdings nur mit Bedacht verwendet werden. Wenn zudem staatliche Leistungen von diesen Analysen abhängen, erscheinen der Rückgriff auf pure Setzungen und der Verzicht auf die Nutzung empirischer vorhandener Informationen nicht angemessen.

b) **Subjektive Äquivalenzskalen**

Die sogenannten subjektiven Äquivalenzskalen werden auf Basis von Bevölkerungsumfragen ermittelt. Dabei werden die in der Bevölkerung herrschenden Einschätzungen zur Höhe des Einkommens genutzt, das zur Erreichung eines bestimmten Wohlfahrtsniveaus erforderlich ist. In der Literatur werden dafür unterschiedliche Vorgehensweisen beschrieben.

Einige Ansätze versuchen, das für einen bestimmten Nutzen notwendige Einkommen direkt zu ermitteln (van Praag 1968, 1991, Kapteyn 1994). Hierbei kommen sogenannte „*Income Evaluation Questions* (IEQ)“ zum Einsatz (Kapteyn/van Praag 1975). Beim sogenannten Leyden-Ansatz (Goedhart et al. 1977; Kapteyn/Wansbeek 1985) werden mittels Befragung die Einkommensniveaus erhoben, die für eine vorgegebene fiktive Haushaltssituation als gut oder schlecht angesehen werden. Ein ähnliches Vorgehen mit neueren Daten für Deutschland und Frankreich ist auch bei Koulovatianos et al. (2005) zu finden.

Andere Ansätze erheben die subjektive Zufriedenheit mit hypothetischen Einkommenssituationen, eine aus der psychologischen Forschung bekannte, sogenannte Cantril-Frage, woraus dann unter

Bezug auf den jeweiligen Haushaltskontext der Befragten die Äquivalenzskalen ermittelt werden. (Kapteyn/van Praag 1975; van Praag 1991; Plug/van Praag 1995).⁴⁵

In einer dritten Gruppe von Arbeiten wird die subjektive Zufriedenheit der Befragten mit ihrem gegenwärtigen Haushaltseinkommen erfasst. Über die Variation der unterschiedlichen Haushaltstypen in der Stichprobe werden dann die Äquivalenzskalen ermittelt. (Bellemare et al. 2002; Charlier 2002; Kapteyn 1994; Schwarze 2003; Stewart 2009; Vaughan 1984). Dieses Vorgehen eröffnet die Möglichkeit, neben dem Einkommen auch andere Faktoren zu berücksichtigen.

Empirisch ermittelte subjektive Skalen fallen sowohl für verschiedene Länder als auch für die verschiedenen Ansätze relativ ähnlich aus (van Praag/van der Saar 1988; Koulovatianos et al. 2005). Ein durchgängiges Ergebnis ist, dass die subjektiven Skalengewichte deutlich geringer sind als bei bedingten Äquivalenzskalen (Bellemare et al 2002; Ott/Rust 2001; Schwarze 2003). Dies deutet darauf hin, dass die Menschen der Haushaltszusammensetzung selbst einen positiven Nutzen zu-messen, der einen Ausgleich für ein niedrigeres Konsumniveau darstellt. Interessant ist dabei vor allem, dass die Äquivalenzskalen je nach Einkommensniveau unterschiedlich sind und mit steigen-den Einkommen geringer werden.

Tabelle 3-2: Subjektive Äquivalenzskalen nach Einkommensniveau

(n = Haushaltsgröße, 1 bzw. 2 Erwachsene + Kinder)

Leyden-Ansatz: Bewertung unterschiedlicher Einkommen für die eigene Haushaltskonstellation ^{a)}						
Einkommensniveau	n=1	n=2	n=3	n=4	n=5	n=6
sehr schlecht	0.86	1.00	1.09	1.16	1.21	1.26
schlecht	0.89	1.00	1.07	1.12	1.17	1.20
ungenügend	0.90	1.00	1.07	1.12	1.16	1.19
ausreichend	0.90	1.00	1.07	1.12	1.16	1.19
gut	0.93	1.00	1.05	1.08	1.11	1.13
sehr gut	0.95	1.00	1.03	1.05	1.07	1.08
Cantril-Ansatz: Lebenszufriedenheit ^{b)}						
Einkommen (hfl)	n=1	n=2	n=3	n=4	n=5	n=6
10.000	0.88	1.00	1.18	1.35	1.51	1.66
20.000	1.26	1.00	1.05	1.13	1.22	1.30
30.000	1.55	1.00	0.98	1.02	1.07	1.13
40.000	1.80	1.00	0.94	0.95	0.98	1.02
50.000	2.03	1.00	0.90	0.99	0.92	0.94

^{a)} "Bitte versuchen Sie anzugeben, welches Einkommen Sie für jeden der folgenden Fälle für angemessen halten. In meiner (unserer) Situation würde ich ein Nettoeinkommen pro Woche von ca. \$... als sehr schlecht, ca. \$... als schlecht, ca. \$... als ungenügend, ca. \$... als ausreichend, ca. \$... als gut, ca. \$... als sehr gut bezeichnen."

^{b)} "Hier ist das Bild einer Leiter, die die Leiter des Lebens repräsentiert. Die unterste Sprosse, Sprosse 0, stellt das schlechteste Leben dar, während die oberste Sprosse, Sprosse 10, das beste mögliche Leben dar. Wo auf der Leiter stehen Sie zur Zeit?"

Quelle: Plug/van Praag (1995), entnommen aus Ott/Rust (2001)

⁴⁵ Auf Cantril (1965) gehen Fragestellungen zur subjektiven Lebenszufriedenheit zurück, bei denen die Befragten ihre Selbsteinstufung auf einer mehrgliedrigen Skala („Cantril-Leiter“, im Standardfall mit elf Stufen von „denkbar schlecht“ bis „ideal“) angeben sollen (vgl. auch Cantril/Roll 1971).

Dies ist auch in Tabelle 3-2 zu sehen. Hier sind Äquivalenzskalen angegeben, die sich aus den Befragungen zur subjektiven Bewertung von Einkommen für verschiedene Haushaltskonstellationen ergeben. Referenzhaushalt sind hier Zwei-Personen-Haushalte, die ein Gewicht von 1 bekommen. Werte unter bzw. über 1 bedeuten, dass ein Haushalt über einen entsprechend geringeren Anteil bzw. das entsprechende Vielfache des Einkommens des Zwei-Personen-Haushalts verfügen muss, um das vergleichbare Wohlfahrtsniveau (wie es in der jeweiligen Studie abgefragt wurde) zu erreichen. Beispielsweise braucht nach der Leyden-Studie ein Ein-Personen-Haushalt im untersten Einkommensbereich 86% des Einkommens eines Paarhaushalts, während ein 5-Personen-Haushalt 21% mehr benötigt. Solche geringen Differenzen der Skalenwerte für Haushalte unterschiedlicher Größe sind in Äquivalenzskalen auf der Basis subjektiver Einschätzungen wie bereits erwähnt nicht untypisch. Bemerkenswert ist dies v.a. deshalb, weil man subjektive Einschätzungen des eigenen Lebensstandards nicht ohne weiteres als realitätsfern abtun kann. Probleme bezüglich der Messung und Interpretation subjektiver Skalen werden im Folgenden allerdings noch erläutert.

Zudem fällt beim Vergleich der unterschiedlichen subjektiven Skalen auf, dass bei Verwendung der Cantril-Frage, die auf einen umfassenderen Wohlfahrtsbegriff zielt, die Skalen über die Einkommensklassen hinweg deutlich stärker differieren und in den höheren Einkommensklassen die Skalengewichte für Kinder verschwinden bzw. sogar leicht negativ werden. Das Zusammenleben mit Kindern wird also so positiv bewertet, dass dafür auch große materielle Einbußen hingenommen werden. Ein Grund dafür dürfte sein, dass die Wohlfahrtseffekte der Haushaltszusammensetzung bei der Bewertung der gesamten Lebensumstände umfassend – d.h. auch mit Blick auf vergangene Lebensabschnitte und Zukunftschancen – berücksichtigt werden. Dafür spricht auch, dass die Skalengewichte Alleinlebender in den höheren Einkommensklassen größer als 1 werden, d.h. dass dem Alleinleben per se ein stark negativer Wert zugemessen wird, der im Vergleich zum Zusammenleben mit anderen nur durch ein erhöhtes Einkommen kompensiert werden kann. Bei niedrigem Einkommen fällt dagegen der Kostenaspekt von Kindern besonders stark ins Gewicht, der auch durch die positiven Aspekte des Lebens mit Kindern nicht kompensiert wird, da die notwendigen materiellen Aufwendungen für Kinder hier den aktuellen Lebensstandard deutlich reduzieren.

Eine solche Interpretation stützen auch die Ergebnisse von Koulovatianos et al. (2005), die bei der Ermittlung der Äquivalenzgewichte explizit zwischen Erwachsenen und Kindern unterscheiden, indem sie verschiedene Haushaltskombinationen vergleichen (A = Erwachsener, C = Kind). Die entsprechenden Äquivalenzgewichte sind in Tabelle 3-3 enthalten, wobei die Referenzhaushalte hier die (nicht explizit ausgewiesenen) Ein-Personen-Haushalte (A, mit einem Skalengewicht von 1) sind. Die Skalengewichte fallen deshalb auch durchweg höher aus als bei Plug/van Praag (1995). Hier sieht man deutlich, dass die Gewichte für Kinder zwischen den Einkommensklassen weit stärker variieren als die eines weiteren Erwachsenen.

Die Ermittlung subjektiver Äquivalenzskalen ist jedoch auch mit Problemen verbunden. Werden Äquivalenzeinkommen durch direkte Befragung ermittelt, stellt sich die Frage, als wie valide die Angaben angesehen werden können. Dies gilt insbesondere, wenn die Befragten mit einer hypothetischen Situation konfrontiert werden, da fraglich ist, ob die Befragten die Bedarfe von Haushalten angemessen einschätzen können, die sich in Zusammensetzung und Einkommenshöhe sehr stark

von dem eigenen Haushalt unterscheiden. Wird dagegen nur die Zufriedenheit mit dem eigenen verfügbaren Haushaltseinkommen erfragt, muss für die Ermittlung der Äquivalenzskalen interpersonelle Vergleichbarkeit der Angaben der Befragten unterstellt werden. Dies ist gerade bei subjektiven Zufriedenheitseinschätzungen sehr zweifelhaft.

Tabelle 3-3: Subjektive Äquivalenzskalen und Äquivalenzgewichte von Kindern

Reference income	AC Scale	ACC Scale	ACCC Scale	AA Scale	AAC Scale	AACC Scale	AACCC Scale	$(A + \alpha C)^\theta$ estimates	
								$\hat{\alpha}$	$\hat{\theta}$
Germany									
1	1.570 (0.230)	2.020 (0.398)	2.473 (0.612)	1.753 (0.205)	2.269 (0.325)	2.725 (0.498)	3.174 (0.749)	0.67 (0.03)	0.83 (0.02)
2.5	1.241 (0.114)	1.436 (0.195)	1.629 (0.283)	1.495 (0.266)	1.718 (0.319)	1.919 (0.394)	2.115 (0.474)	0.42 (0.02)	0.63 (0.02)
4	1.174 (0.110)	1.315 (0.181)	1.451 (0.254)	1.460 (0.279)	1.612 (0.329)	1.755 (0.373)	1.887 (0.435)	0.32 (0.02)	0.58 (0.02)
5.5	1.128 (0.089)	1.233 (0.150)	1.339 (0.210)	1.387 (0.265)	1.508 (0.311)	1.615 (0.359)	1.726 (0.416)	0.27 (0.02)	0.51 (0.02)
7	1.112 (0.088)	1.205 (0.146)	1.295 (0.201)	1.389 (0.272)	1.493 (0.317)	1.587 (0.365)	1.677 (0.413)	0.23 (0.02)	0.50 (0.02)
France									
1	1.579 (0.266)	2.055 (0.468)	2.487 (0.667)	1.734 (0.277)	2.224 (0.416)	2.670 (0.631)	3.092 (0.876)	0.72 (0.03)	0.76 (0.02)
2.5	1.300 (0.158)	1.539 (0.262)	1.756 (0.369)	1.505 (0.234)	1.763 (0.327)	1.981 (0.431)	2.188 (0.539)	0.51 (0.02)	0.61 (0.02)
4	1.253 (0.162)	1.444 (0.268)	1.614 (0.383)	1.441 (0.241)	1.636 (0.330)	1.806 (0.433)	1.966 (0.534)	0.47 (0.03)	0.52 (0.02)
5.5	1.211 (0.160)	1.370 (0.260)	1.511 (0.358)	1.403 (0.260)	1.569 (0.338)	1.714 (0.431)	1.847 (0.529)	0.42 (0.03)	0.49 (0.02)
7	1.196 (0.158)	1.341 (0.257)	1.473 (0.366)	1.403 (0.266)	1.553 (0.344)	1.683 (0.437)	1.808 (0.545)	0.38 (0.03)	0.49 (0.02)

Anmerkung: Die Tabelle zeigt durchschnittliche Skalengewichte für Haushalte verschiedener Zusammensetzung (aus Erwachsenen A und Kindern C) im Vergleich zu Haushalten alleinlebender Erwachsener, differenziert nach Einkommensklassen sowie auf der Grundlage vergleichbarer Befragungen in Deutschland und Frankreich. In Klammern werden die jeweiligen Standardfehler angegeben.

Quelle: Koulovatianos et al. (2005: 974).

Diese Kritikpunkte an den Verfahren, die sich grundsätzlich nicht ausräumen lassen, verbieten es, einen solchen Ansatz zur Ermittlung von existenzsichernden staatlichen Leistungen zugrunde zu legen, da er ausschließlich auf nicht hinterfragbaren Bewertungen aus der Bevölkerung basiert, so dass das Kriterium der Überprüfbarkeit verletzt ist. Allerdings liefern gerade diese Arbeiten Anhaltspunkte für eine starke Einkommensabhängigkeit der marginalen Kosten von Kindern, die bei der Auswahl der zu verwendenden Methoden zu berücksichtigen sind (vgl. dazu auch die in der vorliegenden Studie angestellten Untersuchungen für Haushalte in unterschiedlichen Einkommensbereichen in den Kapiteln 7 und 8, insbes. die entsprechenden Sensitivitätsanalysen in den Abschnitten 7.8 und 8.5.

c) Ausgabenbasierte Äquivalenzskalen

Die in der Wissenschaft gebräuchlichsten Verfahren zur Ermittlung von Äquivalenzskalen sind sogenannte *ausgabenbasierte Äquivalenzskalen*. Hier wird die Ausgabenstruktur als Indikator für den Lebensstandard verwendet. Dafür werden die Budgetanteile verschiedener Gütergruppen her-

angezogen. Diese Ansätze zielen vor allem auf eine Vergleichbarkeit des Konsumnutzens der getätigten Ausgaben.

Zur Ermittlung von ausgabenbasierten Äquivalenzskalen werden Daten zum Nachfrage- und Ausgabenverhalten verwendet. In der älteren Literatur wurden vor allem aggregierte Daten benutzt. In der neueren Literatur werden hingegen Mikrodaten verwendet. Beobachtungseinheiten sind in aller Regel Haushalte, für die Informationen über die Ausgaben für mindestens eine Gütergruppe vorhanden sind.

Die Idee besteht dann im Wesentlichen darin, Unterschiede im Ausgabenverhalten über ökonometrische Verfahren auf Haushaltscharakteristika zurückzuführen und aus diesen Unterschieden Äquivalenzskalen zu ermitteln (Faik 1995). Einfachere Ansätze verwenden hierzu lediglich die Ausgaben für eine bestimmte Güterkategorie. In einer Erweiterung dieser Idee lassen sich Gleichungssysteme für mehrere Gütergruppen und hierüber spezifische Äquivalenzskalen für diese einzelnen Gruppen spezifizieren. In beiden Fällen lassen sich parametrische und semi-(nicht-)parametrische Varianten unterscheiden.

(i) *Äquivalenzskalen auf Basis einzelner Gütergruppen.*

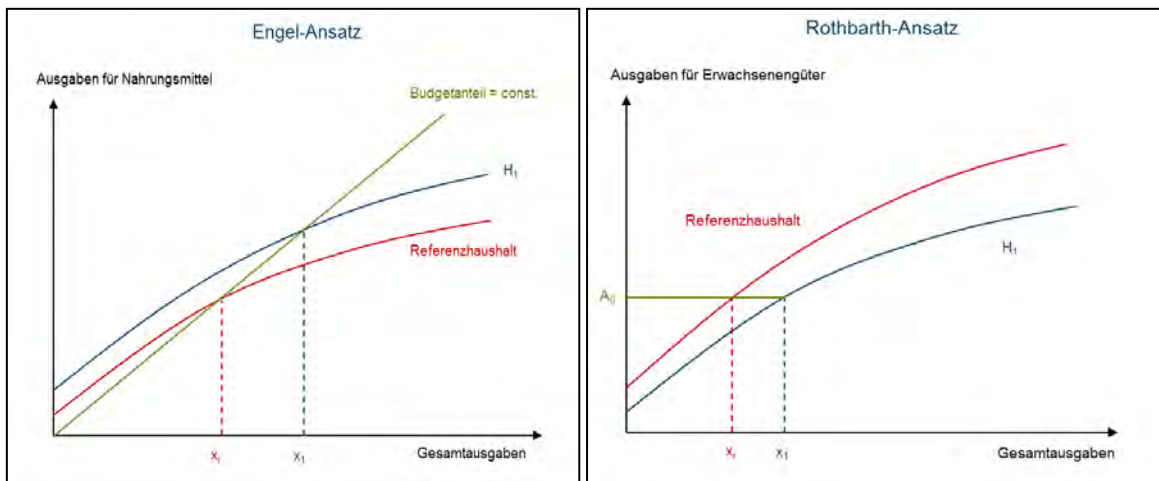
Die Ansätze dieser Gruppe nehmen den *Anteil bestimmter Gütergruppen am Gesamteinkommen* als Indikator für das Wohlstandsniveau und ermitteln auf Basis der sogenannten Engel-Kurven die Differenz zu Haushalten anderer Zusammensetzung, die den gleichen Budgetanteil für die zugrunde gelegte Gütergruppe aufwenden. Die bekannten Ansätze von Engel und Rothbarth zur Bestimmung von Äquivalenzskalen beziehen sich beide lediglich auf ein Gut (vgl. Deaton/Muellbauer 1986; Faik 1995; Lancaster/Ray 1998; Lewbel 2008).

Beim sogenannten Engel-Ansatz wird der Frage nachgegangen, welches zusätzliche Einkommen bei weiteren Haushaltsmitgliedern nötig ist, um die Ausgabenanteile für bestimmte Gütergruppen konstant zu halten. Ausgehend von den Arbeiten von Ernst Engel (1857) wurde ursprünglich der Budgetanteil für Nahrungsmittel als Wohlstandsmaß angesehen. Mittlerweile wird der Ansatz aber auch für andere Gütergruppen verwendet. Dabei wird davon ausgegangen, dass der Anteil der betrachteten Gütergruppe an den Gesamtausgaben des Haushalts das Wohlfahrtsniveau bestimmt. Zudem wird eine typische neoklassische Nachfragefunktion unterstellt, wonach die absoluten Ausgaben für diese Gütergruppe mit steigendem Einkommen (bzw. steigenden Gesamtausgaben) zunehmen, dies aber mit abnehmenden Zuwachsraten. Daraus folgt, dass der Anteil bei gegebenem Einkommen mit steigender Haushaltsgröße zunimmt. Haushalte, die sich hinsichtlich ihrer Zusammensetzung unterscheiden, erreichen dann das gleiche Wohlfahrtsniveau, wenn der Budgetanteil der betrachteten Gütergruppe gleich ist.

Bei der sogenannten Rothbarth-Methode, die auf Rothbart (1943) zurückgeht, wird dagegen das Einkommen ermittelt, das notwendig wäre, um die *absolute Ausgabenhöhe* für bestimmte Gütergruppen konstant zu halten. Äquivalenzziffern lassen sich mit dieser Methode nur dann ermitteln, wenn es Gütergruppen gibt, an denen die zusätzlichen Haushaltsmitglieder nicht partizipieren. Sofern Informationen über den individuellen Konsum vorliegen, ist dies sichergestellt. Liegen jedoch nur Angaben zu den Ausgaben auf Haushaltsebene vor, kann nur dann sichergestellt werden, dass

der Konsum der anderen Haushaltsmitglieder bei einer Gütergruppe unverändert bleibt, wenn die Art der Güter erkennen lässt, dass diese von den zusätzlichen Haushaltsmitgliedern nicht konsumiert werden. Dies gelingt im Allgemeinen nur für den Vergleich von Haushalten mit und ohne Kinder, wenn sich Güter identifizieren lassen, die nicht von Kindern konsumiert werden. Bei der Ermittlung von Skalen für Familienhaushalte werden daher wie im ursprünglichen Ansatz typische Erwachsenengüter verwendet (z.B. Nelson 1988).

Abbildung 3-1: Äquivalenzskalen für einzelne Gütergruppen (Engel- und Rothbarth-Ansatz)



Quelle: eigene Darstellung

Letztlich wird bei beiden Verfahren eine Ausgaben- bzw. Kostenfunktion für jene Gütergruppen bestimmt, die in die Betrachtung eingehen, so dass für beide Verfahren die oben beschriebene, einheitliche nutzentheoretische Darstellung gewählt werden kann (siehe Abbildung 3-1). Sie unterscheiden sich dabei in der implizit unterstellten Nutzenfunktion, die aus den genannten Annahmen eindeutig hervorgeht.⁴⁶ Die Äquivalenzgewichte ergeben sich dann aus dem Verhältnis der Gesamtausgaben der beiden Vergleichshaushalte.

Die Ansätze vom Engel- und Rothbarth-Typ haben den großen Vorteil, dass sie einen geringen Datenbedarf haben und leicht umzusetzen sind. Benötigt werden lediglich Informationen über das Einkommen bzw. die Gesamtausgaben des Haushalts und über die Ausgaben für die betrachtete Güterkategorie sowie Informationen über die Haushaltszusammensetzung.

Allerdings entstehen dabei auch erhebliche Probleme. Überwiegend wird in der Literatur festgestellt, dass Äquivalenzskalen nach dem Rothbarth-Ansatz niedriger ausfallen als die vom Engel-Typ (vgl. insb. Deaton/Muellbauer 1986). Dies ist jedoch nicht durchgängig zu beobachten und

⁴⁶ So impliziert der Rothbarth-Ansatz eine sogenannte limitationale Nutzenfunktion, bei der es hinsichtlich der Bedürfnisbefriedigung keinerlei Substitutionsmöglichkeiten zwischen den betrachteten Erwachsenengütern und den anderen Gütern gibt. Der Engel-Ansatz setzt dagegen Nutzenfunktionen voraus, die zu homogenen Engelkurven (Nachfragekurven des betrachteten Gutes) führen, was dann der Fall ist, wenn der Nutzen, der aus dem betreffenden Gut gezogen wird, eine linear-homogene Funktion des Einkommens ist. Insbesondere erfüllen lineare Nachfragekurven, wie sie auch in den linearen Nachfragesystemen verwendet werden, die Bedingung.

hängt von den betrachteten Gütergruppen ab. Beim Engel-Ansatz kommt es zu Verzerrungen, wenn der Anteil der betrachteten Gütergruppe am Gesamtkonsum der zusätzlichen Person nicht dem des bisherigen Haushalts entspricht, also die Präferenzen bzw. Bedarfe aller Haushaltsmitglieder nicht identisch sind, was man für Eltern und Kinder üblicherweise annehmen muss. Beim Rothbarth-Ansatz wird dagegen ignoriert, dass weitere Haushaltsmitglieder, insbesondere Kinder, aufgrund von *Economies of scale* und neuen Bedarfen die relativen Preise der einzelnen Güter beeinflussen.

Deaton/Paxson (1998 und 2003) zeigen zudem, dass die dem Engel-Ansatz zugrunde liegenden Annahmen empirisch nicht haltbar sind, da bei Konstanz der Pro-Kopf-Ausgaben der Budgetanteil für Nahrungsmittel mit der Zunahme der Haushaltsgröße sinkt. Perali (2008) weist nach, dass die Engelschen Ergebnisse genau dann zutreffen, wenn auch die Annahme der Einkommensunabhängigkeit erfüllt ist. Da diese wie mehrfach nachgewiesen über die Gesamtheit aller Haushalte verletzt ist, lässt sich der Engel-Ansatz nur für Einkommensbereiche anwenden, innerhalb derer Einkommensunabhängigkeit angenommen werden kann.

Exkurs 3-4: Ermittlung von Äquivalenzskalen nach Engel und Rothbarth

Das ökonometrische Verfahren zur Bestimmung der Äquivalenzskala ist beim Engel- und beim Rothbarth-Ansatz praktisch identisch. Es wird eine Nachfragegleichung für die relativen bzw. absoluten Ausgaben des betrachteten Guts spezifiziert. Dabei können im Prinzip beliebige homogene Nachfragegleichungen verwendet werden. Eine einfache lineare Spezifikation für die Rothbarth-Skala liefern bspw. Lancaster/Ray (1998):

$$q_i = \alpha_i + \beta_j \cdot \log(x) + \sum_h \beta_h z_h + \epsilon \quad (3-9)$$

Dabei beschreibt q_i die Ausgaben für ein Erwachsenengut j , x die Gesamtausgaben des Haushalts und z_h die Zahl der Haushaltsmitglieder in Kategorie h . Für den Engel-Ansatz ersetzt man q_i durch ω_i , den Budgetanteil für die betrachtete Güterkategorie. In beiden Fällen kann die Schätzung einfach über OLS erfolgen. Weitere Spezifikationen finden sich bei Deaton/Muellbauer (1986), Faik (1995) oder Lancaster/Ray (1998). In allen Fällen können die Haushaltsmerkmale z_h beliebig um weiteren Dimensionen und Variablen, wie z.B. die Zahl der Kinder in bestimmten Altersklassen, erweitert werden.

Zur Bestimmung der Äquivalenzskala werden dann die demographischen Merkmale des Referenz- und des Vergleichshaushalts in die Nachfragefunktion eingesetzt. Durch Gleichsetzung beider Funktionen lässt sich der Äquivalenzskalenwert $A = x/x_r$ bestimmen mit x als Ausgabenniveau der Haushalte und x_r als Ausgabenniveau des Referenzhaushalts. Für obige lineare Spezifikation ergibt sich dabei:

$$A_R = \exp \left(\sum_h \frac{\beta_h}{\beta_j} (z_{h,r} - z_h) \right) \quad (3-10)$$

Bei einer von Deaton/Muellbauer (1986) vorgeschlagenen Variante der Nachfragefunktion

$$q_i = \alpha_i + \beta_j \cdot \log\left(\frac{x}{L}\right) + \sum_h \beta_h z_h + \epsilon \quad (3-11)$$

mit L = Anzahl der Personen im Haushalt, ergibt sich der Äquivalenzskalenwert als

$$A_R = \frac{L}{L_r} \exp\left(\sum_h \frac{\beta_h}{\beta_j} (z_{h,r} - z_h)\right). \quad (3-12)$$

Diese Variante ist insofern attraktiv, als sie aus einer „naiven“ Äquivalenzskala L/L_r besteht, die entsprechend den Werten der Koeffizienten skaliert wird. Sind die β_h im Verhältnis zu β_j klein, so entspricht der Äquivalenzskalenwert in etwa $A_r \approx L/L_r$.

(ii) Äquivalenzskalen auf Basis gesamter Nachfragesysteme

Vor dem Hintergrund dieser Kritik an den Ein-Gleichungs-Modellen einerseits und der Verfügbarkeit umfassender Nachfragedaten andererseits wurden schon früh Ansätze entwickelt, die nicht nur eine Gütergruppe betrachten, sondern Äquivalenzskalen auf Basis der gesamten Nachfragestruktur der Haushalte bestimmen. In solchen Ansätzen, die technisch sehr komplex sind, werden in *Mehrgleichungsmodellen güterspezifische Skalen* für die gesamten Konsumausgaben ermittelt, die jedoch vorab bestimmte Restriktionen erfüllen müssen, damit diese Skalen identifizierbar werden (Modelle vom Prais-Houthakker-Typ), oder auf explizit formulierten Nutzenfunktionen basieren. Hier ist vor allem die Gruppe von Ansätzen zu nennen, die güterspezifische Skalen auf Basis nutzentheoretisch abgeleiteter *linearer Ausgabensysteme* und deren zahlreichen Erweiterungen ermitteln. Daneben gibt es noch eine Reihe von Ansätzen auf Basis von nutzentheoretisch fundierten, nicht-linearen Ausgabensystemen sowie eine Gruppe sogenannter semiparametrischer Ansätze⁴⁷. Die erforderlichen Annahmen sind dann weniger restriktiv, die Modelle aufgrund der statistischen Anforderungen aber noch komplizierter.

Modelle vom Prais-Houthakker-Typ

Beim Prais-Houthakker-Verfahren, das bereits in den 50er Jahren entwickelt wurde (Prais/Houthakker 1955), wird der Versuch unternommen, dasjenige Haushaltseinkommen zu ermitteln, mit dem das Versorgungsniveau beim Hinzutreten weiterer Haushaltsmitglieder konstant gehalten werden kann. Bei diesem Verfahren handelt es sich um eine Weiterentwicklung der Engel-Methode, bei der das Problem der Auswahl bestimmter Gütergruppen dadurch umgangen wird, dass für alle Gütergruppen gruppenspezifische Äquivalenzgewichte ermittelt werden. Dies ist jedoch ohne zusätzliche Annahmen nicht möglich. Zum einen wird eine sogenannte limitationale Nutzenfunktion unterstellt, d.h. eine Gütersubstitution wird annahmegemäß ausgeschlossen. Zudem wird die Eigenschaft genutzt, dass die Summe der güterspezifischen Äquivalenzwerte, gewichtet mit den Budget-

⁴⁷ Bei den semiparametrischen Ansätzen handelt es sich teilweise auch um Ein-Gleichungs-Modelle.

anteilen der Güter, gleich dem Äquivalenzwert des Einkommens sein muss, der im Ein-Personen-Haushalt per Definition gleich Eins ist. Ausgehend von dieser Güterstruktur werden dann in einem iterativen Verfahren die Skalenwerte für alle anderen Haushalte ermittelt. Allerdings besteht hier ein Identifikationsproblem, d.h. die Resultate sind nicht eindeutig bestimmt, da die Einkommens-Äquivalenzskala von den güterspezifischen Skalen abhängt und umgekehrt. Dieses Problem wird mit einem „plausiblen“ Anfangswert für den iterativen Prozess gelöst, was letztlich aber höchst unbefriedigend bleibt (vgl. Faik 1995).

Ansätze auf Basis linearer Ausgabensysteme

Lineare Ausgabensysteme sind Nachfragesysteme, welche auf der Basis von Ausgabenkategorien eine Ableitung von Äquivalenzgewichten ermöglichen (vgl. Parks 1969; Philips 1974; Pollak/Wales 1969, Scheffter 1991) und erstmals von Stone (1954) für empirische Analysen verwendet wurden. Ausgangspunkt ist eine spezifische Nutzenfunktion, die sogenannte Klein-Rubin/Stone-Geary-Nutzenfunktion, aus der sich unter der Annahme der Nutzenmaximierung ein System von Ausgabenfunktionen ableiten lässt (siehe zur formalen Darstellung Exkurs 3-5).

Aufgrund der Nutzenfunktion mit sogenannten neoklassischen Eigenschaften erfüllt dieses System drei für die Schätzung notwendige theoretische Bedingungen: Adding-up, lineare Homogenität und Symmetrie der Kreuz-Substitutionseffekte.⁴⁸ Die Linearität der Nachfragefunktionen ergibt sich aus der spezifischen Form der unterstellten Nutzenfunktion. Diese ist direkt additiv, d.h. dass die jeweiligen Güter bzw. Gütergruppen einen von allen anderen Gütern unabhängigen Nutzen stiften. Die entsprechenden Nachfragekurven sind somit „separabel“.⁴⁹ Für die empirische Analyse bedeutet dies, dass Komplementärgüter, die beim gemeinsamen Konsum den Nutzen erhöhen (z.B. Auto und Benzin), daher in einer Güterkategorie zusammengefasst sein müssen. Auch inferiore Güter, bei denen die nachgefragte Menge mit steigendem Einkommen zurückgeht, sind definitorisch ausgeschlossen.

Die auf dem LES basierenden Äquivalenzskalen lassen sich relativ einfach ermitteln und gut interpretieren. Da sie stringent aus Nutzenmaximierungsmodellen hergeleitet werden, so dass sie theoretisch konsistent auf den Vergleich identischer Nutzenniveaus zielen, kommen sie mit vergleichsweise geringen Restriktionen aus. Allerdings wird bei diesen Ansätzen die Ersparnis explizit ausgeklammert, da nicht das Einkommen, sondern die Gesamtsumme aller Ausgaben für Güter und Dienste analysiert wird. Die unterstellte Nutzenfunktion hängt ausschließlich vom aktuellen Konsum ab, so dass Ersparnis für zukünftigen Konsum konzeptionell nicht erfasst werden kann. Be-

⁴⁸ „Adding up“ bedeutet die Erfüllung der Budget-Restriktion, dass also die Summe aller Ausgaben dem Einkommen entspricht. „Lineare Homogenität“ erfordert das Fehlen von Geldillusion, d.h. dass sich bei Veränderungen des Einkommens und aller Preise um den gleichen Faktor das Nachfrageverhalten nicht ändert. „Symmetrie der Kreuz-Substitutionseffekte“ bedeutet, dass die Substitutionsbeziehungen bei Preisänderungen für jeweils zwei Güter paarweise gleich sind.

⁴⁹ Zur ausführlichen Diskussion der mit der Separabilität verbundenen Probleme vgl. Abschnitt 3.1.5.a)(vii) sowie Abschnitt 6.4.1.

nutzt man aber nur die Ausgabendaten von Haushalten, die auch sparen oder entsparen, lassen sich die ökonometrisch ermittelten Parameter nicht mehr im nutzentheoretischen Kontext interpretieren.

Diesem Problem begegnet das *Extended Linear Expenditure System* (ELES; Lluch 1973), das auf einer zeitabhängigen, additiven Klein-Rubin/Stone-Geary-Nutzenfunktion basiert. Im Gegensatz zum LES werden beim ELES nicht die Budgetanteile an den Gesamtausgaben ermittelt, sondern partielle Konsumquoten, die sich zur Gesamtkonsumquote addieren. Die Ersparnis, die Differenz zwischen Einkommen und Gesamtausgaben, wird somit explizit berücksichtigt und kann als weiteres Gut „künftiger Gesamtkonsum“ interpretiert werden (vgl. Howe 1975).

Das ELES wurde vielfach angewendet und weiterentwickelt, z.B. durch Lluch/Williams (1975), Lluch et al. (1977) sowie Pollak/Wales (1969). Dixon/Lluch (1977) erweiterten das ELES um dauerhafte Gebrauchsgüter, und Howe et al. (1979) formulierten das quadratische Ausgabensystem QES (*Quadratic Expenditure System*) mit dem Ziel demographische Variablen einzubinden (vgl. auch Pollak/Wales (1978). Von Blundell/Ray (1982) wurde das LES zu einem nicht-linearen Ausgabensystem erweitert, in dem die Budgetanteile der einzelnen Güter und Gütergruppen nicht mehr konstant sind. Eine weitere Ergänzung der Linearen Ausgabensysteme stellt das FELES (*Functionalized Extended Linear Expenditure System*) dar, bei dem zusätzlich sozioökonomische und soziodemografische Merkmale berücksichtigt werden, um auch interpersonelle Unterschiede zu berücksichtigen (Merz 1980; 1983).

Durch diese Erweiterungen werden zwar einige Kritikpunkte ausgeräumt, es handelt sich allerdings auch beim ELES und FELES um lineare Ausgabensysteme, die auf der Annahme einer separierbaren Nutzenfunktion basieren, mit den schon beschriebenen Restriktionen für die in Frage kommenden Güter. Weder inferiore Güter noch Komplementärgüter sind theoretisch vorgesehen, obwohl sie im Ausgabenbündel der Haushalte vorkommen. Will man diese Ansätze dennoch verwenden, gilt es, Kategorien von Güterbündeln so zu konstruieren, dass diese Separierbarkeitsannahme erfüllt ist.

Exkurs 3-5: Formale Darstellung Linearer Ausgabensysteme

(a) Linear Expenditure System (LES)

Das klassische lineare Ausgabensystem (LES) basiert auf der sogenannten Klein-Rubin/Stone-Geary-Nutzenfunktion (vgl. Klein/Rubin 1947):

$$U(q_1, \dots, q_J) = \sum_{j=1}^J \beta_j \log(q_j - \gamma_j) \quad (3-13)$$

mit $0 < \beta < 1$, $\sum_{j=1}^J \beta_j = 1$, $q_j > \gamma_j$
 q_j Konsum der Güterkategorie j
 γ_j Basiskonsum der Güterkategorie j

Das Nutzenmaximierungsproblem unter einer Budgetbeschränkung mit dem Einkommen y und den Preisen p_j

$$y = \sum_{j=1}^J q_j \cdot p_j \quad (3-14)$$

führt dann zum linearen Ausgabensystem

$$x_j = p_j q_j = p_j \gamma_j + \beta_j \left(y - \sum_{k=1}^J p_k \gamma_k \right) \quad \forall j = 1 \dots J \quad (3-15)$$

mit x_j Ausgaben für Güterkategorie j
 p_j Preis der Güterkategorie j
 β_j marginaler Budgetanteil der Güterkategorie j .

Dieses Nachfragesystem erfüllt die notwendigen Bedingungen:

- *Adding-up*: Die Summe aller Ausgaben über die Gütergruppen ist gleich dem Einkommen (Budgetrestriktion)
- Homogenität: Die nachgefragte Menge bleibt bei Multiplikation von Einkommen und Preis mit identischen Werten gleich (lineare Homogenität)
- Symmetrie der Kreuz-Substitutionseffekte; die Substitutionsbeziehung für jeweils zwei Güter sind paarweise gleich.

Es kann daher in reduzierter Form als „scheinbar unzusammenhängende“ Regression (*Seemingly unrelated regression*, SUR) für unterschiedliche Haushaltstypen h geschätzt werden. Die reduzierte Form des LES ergibt sich als:

$$x_{j,h} = \left(\gamma_j^* - \beta_j \sum_{k=1}^J \gamma_k^* \right) + \beta_j x_h = \alpha'_j + \beta_j x_h \quad \forall j = 1 \dots J \quad (3-16)$$

wobei $\gamma_j^* = p_j \gamma_j$ die Basisausgaben in der Güterkategorie j bezeichnet. Daraus lassen sich dann die güterspezifischen Äquivalenzskalenwerte $A_j = x_{j,h} / x_{j,r}$ ermitteln.

(b) *Extended Linear Expenditure System (ELES)*

Das Extended Linear Expenditure System (ELES) basiert auf einer zeitabhängigen additiven Klein-Rubin/Stone-Geary-Nutzenfunktion:

$$U(q_{1,t}, \dots, q_{J,t}) = \int_0^{\infty} e^{-\eta t} \sum_{j=1}^J \beta_j \log(q_{j,t} - \gamma_j) dt \quad (3-17)$$

Die reduzierten Nachfragefunktionen lauten dann

$$x_{j,h} = \left(\gamma_j^* - \beta_j^* \sum_{k=1}^J \gamma_k^* \right) + \beta_j^* x_h = \alpha'_j + \beta_j^* x_h \quad \forall j = 1 \dots J \quad (3-18)$$

mit $\beta_j^* = \beta_j x$ partielle marginale Konsumquote für Güterkategorie j
 und $x =$ Gesamtausgaben.

Während im LES die Gesamtausgaben exogen vorgegeben sind, werden im ELES über die intertemporale Nutzenmaximierung die Ersparnis und damit die Gesamtausgaben endogen erklärt. Es werden nun nicht mehr die marginalen Budgetanteile β_j geschätzt, sondern die partiellen marginalen Konsumquoten β_j^* , die sich zur aggregierten marginalen Konsumquote (Konsumneigung) addieren. In diesem Ansatz kann dann die Ersparnis als weiteres Gut „künftiger Gesamtkonsum“ interpretiert werden.

(c) *Functionalized Extended Linear Expenditure System (FELES)*

Merz (1980; 1983) erweitert das ELES um die Möglichkeit, sozio-ökonomische Variablen zu berücksichtigen. Er entwickelt hier zwei unterschiedliche Modelle. In der einen Variante werden die Basisausgaben parametrisiert und als Funktion sozio-ökonomischer und sozio-demografischer Merkmale definiert, in der anderen gilt dasselbe für die marginale Konsumquote:

$$\gamma_j^* = \sum_{k=1}^K \zeta_{j,k} Z_{k,h} \quad \text{bzw.} \quad \beta_j^* = \sum_{k=1}^K \zeta_{j,k} Z_{k,h} \quad (3-19)$$

Die daraus folgenden Nachfragesysteme enthalten entsprechende Terme, die die Bestimmung der Parameter $\zeta_{j,k}$ für den Einfluss dieser Merkmale erlauben. Damit lassen sich dann auch deren Effekt auf die Äquivalenzgewichte bestimmen.

Eine Besonderheit der linearen Ausgabensysteme ist die spezifische Form der unterstellten Nutzenfunktion. Diese geht für jede Güterkategorie von einem Basiskonsum γ_j und einer einkommensabhängigen marginalen Konsumneigung β_j aus, die teils als marginaler Budgetanteil, teils direkt als marginale Konsumquote modelliert wird. Aus theoretischer Sicht stellt der Basiskonsum denjenigen Konsum dar, der von allen Haushalten unabhängig vom Einkommen konsumiert wird. Er wird in der Literatur deshalb vielfach auch „Mindestkonsum“ oder „notwendiger Konsum“ genannt.⁵⁰ Für jeden darüber hinausgehenden Konsum wird ein Verlauf entsprechend einer neoklassischen Nutzenfunktion mit abnehmenden Grenznutzen unterstellt, was bedeutet, dass mit steigendem Einkommen der Konsum ebenfalls zunimmt, aber aufgrund von Sättigungseffekten mit abnehmenden kleineren Zuwachsraten.

Diese Annahmen sind allerdings bereits aus theoretischer Sicht sehr restriktiv und erfordern bestimmte Voraussetzungen der Güteraggregation, damit empirische Ergebnisse auf Basis dieser Modelle auch entsprechend interpretiert werden können.

Zunächst ist die Annahme eines gleichen Basiskonsums für alle Einkommensschichten in dieser Einfachheit weder theoretisch noch empirisch haltbar. Entsprechend der Theorie der „permanenten

⁵⁰ So schreiben z.B. Deaton/Muellbauer (1980: 65) „[...] are often interpreted as minimum required quantities, or subsistence quantities [...]“ oder Pollak/Wales (1995: 5) „A household whose demand system is an LES is often described as first purchasing ‘necessary’, ‘subsistence’, or ‘committed’ quantities of each good [...] Thus, the quantities [...] can be interpreted as a ‘necessary’ basket.“

Einkommenshypothese⁵¹ ist in unterschiedlichen Einkommensschichten durchaus ein unterschiedlicher Basiskonsum zu erwarten, indem z.B. ein Zweitwagen, vielfältige Abonnements und teurere Lebensmittel zum Standardkonsum gehören, den Haushalte aus niedrigeren Einkommensschichten gar nicht erreichen können. Die marginalen Konsumanteile, also der Konsum, der mit dem aktuellen Einkommen variiert, korrespondiert somit direkt mit diesem Basiskonsum. So mag der regelmäßige Restaurantbesuch in höheren Einkommensschichten zum Basiskonsum gehören, während er bei Haushalten mit geringerem Einkommen sicherlich zum marginalen Konsum zählt.

Auch die Höhe von Basiskonsum und Steigung der marginalen Konsumneigung korrespondieren. So wird der Basiskonsum bei Lebensmitteln groß sein, aber aufgrund bald eintretender Sättigungseffekte einen flacheren Verlauf des marginalen Konsums aufweisen, der vor allem durch höherwertige und damit teurere Lebensmittel und weniger durch eine Zunahme der Mengen verursacht wird. Bei Luxusgütern wird das Verhältnis gerade umgekehrt sein.

Schließlich dürfen bei einer solchen Modellierung aus theoretischen Gründen weder Basiskonsum noch marginaler Konsum negativ sein. Sowohl theoretisch als auch in der Realität sind aufgrund von Substitutionseffekten aber negative marginale Konsumneigungen durchaus möglich, wenn z.B. mit steigenden Einkommen höherwertige Güter konsumiert werden und daher die Nachfrage nach den bisher konsumierten Gütern zurückgeht.⁵² Da dies in der Modellierung der LES annahmegermäßig ausgeschlossen wird, ist der Ansatz streng genommen nur bei einer Gruppierung der Güterkategorien anwendbar, bei der solche Substitutionsprozesse nicht relevant werden, also innerhalb der betrachteten Güterkategorie stattfinden (siehe hierzu auch die Diskussion zur Separabilitätsannahme in Abschnitt 3.1.5.a)(vii)).

Nicht-lineare Ausgabensysteme

Ansätze, die auf nicht-linearen Ausgabensystemen basieren, umgehen das Problem der Separabilität, indem keine Annahmen über die Nutzenfunktion getroffen werden. Ein sehr früher, nicht-linearer Ansatz ist der sogenannte *Barten-Ansatz* (Barten 1964). Dieser basiert ebenfalls auf einem nutzentheoretischen Konzept. Es wird das Einkommen ermittelt, welches das bedingte Nutzenniveau, das mit den Konsumausgaben erreicht wird, bei unterschiedlicher Haushaltszusammensetzung konstant hält. Dabei wird von der Hypothese ausgegangen, dass die Haushaltszusammensetzung die „subjektiven Preise“ der Konsumgüter beeinflusst. Hierbei handelt es sich um eine Gewichtung der monetären Preise mit einem güterspezifischen Faktor, der von der Haushaltszusammensetzung abhängt. Dieses Gewicht ist umso größer, je mehr das hinzukommende Haushaltsmitglied von dem jeweiligen Gut konsumiert. Wird ein Gut nur von den bisherigen Mitgliedern kon-

⁵¹ Die permanente Einkommenshypothese geht davon aus, dass Menschen ihren Konsum nicht überwiegend am aktuellen Einkommen ausrichten, sondern an den langfristigen Einkommenserwartungen. Dies bedeutet, dass Haushalte im höheren Einkommensbereich permanent einen höheren Konsum aufweisen, selbst wenn das aktuelle Einkommen schwankt, da diese mit Entsparen oder Kreditaufnahme überbrückt werden. Aber auch Personen mit einem hohen Einkommenspotential (z.B. aufgrund entsprechender Bildung) mögen in Erwartung eines zukünftig höheren Einkommens einen höheren Grundkonsum haben.

⁵² Letztere werden in der Literatur „inferiore Güter“ genannt.

sumiert – wie die Erwachsenengüter im Rothbarth-Modell –, ist das Gewicht gleich 1. Die subjektiven Preise spiegeln somit den güterspezifischen Bedarf der Haushaltsmitglieder wider (vgl. z.B. Gerfin/Wanzenried 2001). Die Äquivalenzgewichte werden dann aus dem Verhältnis der Kostenfunktionen mit diesen subjektiven Preisen bestimmt.

Voraussetzung für die Identifikation der Nachfragefunktionen ist beim Barten-Ansatz, dass alle Güter sowohl im Referenzhaushalt als auch im zu vergleichenden Haushalt konsumiert werden (Deaton/Muellbauer 1986). Das Problem einer nicht vorhandenen Nachfrage nach einzelnen Gütern (*Zero expenditure*) kann durch Verwendung des sogenannten *Translating*-Ansatzes (Pollak/Wales 1978) umgangen werden. Beim *Translating* wird eine Normierung vorgenommen, indem sozio-demografisch funktionalisierte Mengenbestandteile von den Gesamtkonsummengen abgezogen werden (Faik 1995: 127).

Nicht-lineare Ausgabesysteme wurden allerdings auch in der Tradition der LES entwickelt. Das wichtigste ist das sogenannte *Almost Ideal Demand System* (AIDS) nach Deaton/Muellbauer (1980b). Das AIDS kann als eine Approximation an eine allgemeine Kostenfunktion angesehen werden, wobei von einer preisunabhängigen, generalisierten logarithmierten Kostenfunktion (PIGLOG) ausgegangen wird. Damit das AI-System geschätzt werden kann, müssen allerdings Preise definiert sein und gemessen werden. Liegen diese nicht vor, müssen die relevanten Preise näherungsweise geschätzt werden. Dazu werden sogenannte *Unit values* bestimmt. Eine einfache Methode zur Bestimmung der *Unit values* schlägt u.a. Deaton (1987; 1988) vor, wonach sich die *Unit values* einer Gütergruppe als Division von Ausgaben durch die Menge der Gruppe ergibt. Weitere Ansätze zur Berechnung von *Unit values* schlagen Cox/Wohlgenant (1986) vor. Zusätzlich müssen auch hier Null-Angaben beachtet werden, wofür üblicherweise die Heckman-Korrektur (vgl. Heckman 1979) verwendet wird. Der Vorteil des AIDS liegt in der sehr flexiblen Formulierung der Nachfragefunktionen, die nahezu beliebige Kurvenanpassungen ermöglichen. Zugleich lässt sich der Ansatz leicht schätzen und interpretieren.

Weiterentwicklungen des AIDS sind das *Inverse Almost Ideal Demand System* (IAIDS) und das *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS). Das von Eales/Unnevehr (1994) entwickelte IAIDS erweitert das AIDS um langlebige Güter, die nur in größeren Zeitabständen gekauft werden. Dazu schlagen sie die Verwendung der Inversen der Kostenfunktion vor, die als Distanzfunktion angesehen werden kann. Diese bezeichnet die proportionale Veränderung des gesamten Konsums, die erforderlich ist, damit ein vorgegebenes Nutzenniveau erreicht wird. Das *Quadratic Almost Ideal Demand System* (QUAIDS) nach Banks et al. (1997) ist ein besonders flexibler Ansatz, da hier die Annahme linearer Engelkurven aufgegeben wird und durch eine quadratische Funktion ersetzt wird. Die quadratischen Terme variieren mit den Preisen, weshalb die entsprechenden Koeffizienten nicht konstant sind.

All diesen nicht-linearen Nachfragesystemen ist gemeinsam, dass sie eine Aufspaltung der Konsumausgaben in Gütermengen und Preise vornehmen und daher Informationen über güterbezogene Preise oder Preisvariationen im Zeitverlauf benötigen (Faik 1995: 93). Da die EVS im 5-Jahresrhythmus erhoben wird, ergeben sich zwischen den einzelnen Erhebungswellen zwar geringe, aber dennoch hinreichende zeitliche Preisvariationen, weshalb dieser Ansatz – unter Zuhilfenahme von

Preisindikatoren für die in der EVS erfassten Güter, die vom Statistischen Bundesamt in anderem Kontext bereit gestellt werden – auf EVS-Daten angewendet werden kann, die zu verschiedenen Zeitpunkten erhoben wurden (vgl. Missong 2004).

Exkurs 3-6: Nicht-lineare Ausgabensysteme

Beim Ansatz von Barten (1964) wird das Einkommen ermittelt, welches das bedingte Nutzenniveau, das mit den Konsumausgaben erreicht wird, bei unterschiedlicher Haushaltszusammensetzung konstant hält. Dabei wird von der Hypothese ausgegangen, dass die Haushaltszusammensetzung die subjektiven Preise der Konsumgüter beeinflusst. Die Haushaltsnutzenfunktion lautet dann:

$$U = u\left(\frac{q_1}{m_1(h)}, \dots, \frac{q_J}{m_J(h)}\right), \quad (3-20)$$

wobei das güterspezifische Gewicht $m_j(h)$ eine Funktion der Struktur des Haushalts ist. Die daraus folgende Kostenfunktion $C(p, u, z) = C(U, p_1 m_1(h), \dots, p_J m_J(h))$ lässt sich über die zugehörige Nachfragefunktion bestimmen und daraus der Äquivalenzskalenwert ermitteln:

$$A = \frac{C(U, p_1 m_1(h), \dots, p_J m_J(h))}{C(U, p_1 m_1(h_r), \dots, p_J m_J(h_r))} \quad (3-21)$$

Das *Almost Ideal Demand System* (AIDS) kann als eine Taylor-Approximation zweiten Grades an eine allgemeine Kostenfunktion betrachtet werden, wobei die Kostenfunktion die Inverse der indirekten Nutzenfunktion ist (Gundlach 1993). Das Modell kann fast vollständig in linearen Nachfragegleichungen formuliert werden, was unter schätztechnischen Aspekten von Vorteil ist. Homogenität und Symmetrie können zudem über Linearitätsannahmen in fixen Parametern getestet werden. Ausgangspunkt für das AIDS ist eine preisunabhängige, generalisierte logarithmierte Kostenfunktion (PIGLOG) mit einem translog-Preisindex $a(p)$:

$$\log C(u, p) = (1 - u) \log[a(p)] + \log[b(p)] \quad (3-22)$$

$$\log C(u, p) = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j \log p_j + \frac{1}{2} \sum_a \sum_b \gamma_{a,b}^* \log p_a \log p_b + u \beta_0 \prod_c p_c^{\beta_c}, \quad (3-23)$$

woraus sich die Budgetanteile mit dem Preisindex P ableiten lassen:

$$\omega_j = \alpha_j + \sum_a \gamma_{ja} \log p_a + \beta_j \log\left(\frac{x}{p}\right), \quad (3-24)$$

woraus das vollständige Ausgabensystem abgeleitet werden kann.

(iii) *Semi- und nicht-parametrische Ansätze*

Zur Schätzung von Nachfragefunktionen kann anstelle der bisher beschriebenen „parametrischen“ Spezifikationen auch eine semi- oder nicht-parametrische Spezifikation gewählt werden. Hier liegt

kein theoretisch fundiertes Ausgabenmodell zugrunde. Ziel ist es, einen möglichst flexiblen, empirischen Ansatz zu finden, der die Informationen in den Daten ohne allzu restriktive Vorgaben bestmöglich nutzt. Rein nicht-parametrische Spezifikationen bieten sich für die Ermittlung von Äquivalenzskalen zwar nicht an, gerade weil sie keinerlei Anforderungen an die Wohlfahrtsverteilung im Haushalt mehr stellen. Sie können aber genutzt werden, um parametrische Modellspezifikationen zu überprüfen (vgl. etwa Banks et al. 1997). Beispiele für die semiparametrische Schätzung von Äquivalenzskalen finden sich bei Blundell et al. (1998, 2003), Pendakur (1999) oder Stengos et al. (2006) und sind im Exkurs 3-7 dargestellt.

Ein wesentlicher Vorteil dieser Gruppe von Ansätzen ist darin zu sehen, dass keine Annahmen über die funktionale Form des Zusammenhangs zwischen Gesamtausgaben und Ausgabenanteilen getroffen werden müssen. Umgekehrt erhält man aber keine direkt interpretierbaren Parameter. Zugleich wird die Modellschätzung relativ komplex. Die bisher veröffentlichten Arbeiten gehen vor allem theoretischen Fragen nach, etwa der Überprüfung der *independence-of-base*-Annahme (vgl. Pendakur 1999; Stengos et al. 2006), und haben nicht die Ableitung sozialpolitisch relevanter Skalen zum Ziel. Schließlich zeigt sich bei praktisch allen Arbeiten, die semi- oder nichtparametrische Verfahren verwenden, dass der Zusammenhang zwischen Gesamtausgaben und Ausgabenanteilen im unteren Ausgabenbereich oftmals näherungsweise linear ist (vgl. Blundell et al. 1998; Banks et al. 1997; Wilke 2006), so dass für diesen Bereich – aber nicht über alle Einkommensniveaus hinweg – lineare Ansätze als durchaus passend erscheinen.

Exkurs 3-7: Semi- und nicht-parametrische Ansätze

Ein Beispiel für einen semiparametrischen Ansatz findet sich bei Blundell et al. (2003) mit folgender Form:

$$\omega_j = g_j(\log[x]) + \sum_k \beta_k z_k + \epsilon_j \quad (3-25)$$

Hierbei steht ω_j für den Ausgabenanteil von Güterkategorie j an den Gesamtausgaben eines Haushalts, z_k steht für prinzipiell beliebige demographische Merkmale, die in üblicher Form in das Modell mit eingehen. $g_j(\log[x])$ ist eine beliebige, glatte Funktion der logarithmierten Gesamtausgaben x , wobei die Form des Einflusses nicht explizit festgelegt wird – im Gegensatz zu den bisher beschriebenen Ansätzen. Da bei dieser Form lediglich für einen Teil der Kovariablen ein parametrischer Einfluss festgelegt wird, wird sie als semiparametrisch bezeichnet.

Wird stattdessen die Spezifikation $\omega_j = g_j(\log x) + \epsilon_j$ verwendet, spricht man von einem nicht-parametrischen Modell. Die Funktion $g(\cdot)$ wird dabei allgemein, d.h. sowohl im semiparametrischen als auch im nicht-parametrischen Fall, wie folgt festgelegt (vgl. Pendakur 1999):

$$g(x) = \frac{\sum_{i=1}^n \kappa\left(\frac{x-x_i}{h}\right) \omega_i}{\sum_{i=1}^n \kappa\left(\frac{x-x_i}{h}\right)}, \quad (3-26)$$

wobei $\kappa(\cdot)$ eine Kerndichtefunktion mit Bandbreite h und i der Laufindex über die Beobachtungen des Datensatzes ist. Durch dieses Vorgehen wird die Form des Zusammenhangs zwischen x und ω nicht vorgegeben, sondern gewissermaßen aus den Daten selbst ermittelt.

Zur Schätzung von Äquivalenzskalen betrachten Blundell et al. (1998) lediglich Paarhaushalte mit einem und mit zwei Kindern und verwenden folgendes Modell:

$$\omega_j = g_j(\log[x] - \theta z) + \beta z + \nu p_j + \epsilon_j \quad (3-27)$$

Z ist dabei eine Dummy-Variable für den Haushaltstyp Paar mit zwei Kindern. Der Parameter θ hat den Effekt, dass die Form des Einflusses der Gesamtausgaben für beide Haushaltstypen zwar identisch, jedoch im Niveau verschoben ist. $\exp(\theta)$ kann dann als Äquivalenzskalenwert für Paarhaushalte mit zwei Kindern interpretiert werden. Der Term νp_j dient der Korrektur der Endogenität der Gesamtausgaben.

d) **Beurteilung**

Die verschiedenen Ansätze zur Ermittlung von Äquivalenzskalen führen zu sehr unterschiedlichen Resultaten. Die größten Gewichte für zusätzliche Haushaltsmitglieder weisen Skalen nach dem Engel-Ansatz auf, Skalen vom Rothbarth-Typ eher geringere Gewichte, während Skalen, die auf gesamten Nachfragesystemen basieren, überwiegend dazwischen liegen, aber ihrerseits wiederum eine große Bandbreite aufweisen.⁵³ Die Skalen sind somit sehr sensitiv hinsichtlich der zugrunde liegenden Annahmen. Dies kann die Aussagefähigkeit der Skalen u.U. erheblich beeinflussen. Die wichtigsten Probleme sollen hier daher kurz dargestellt werden.

Damit die Kostenfunktionen in den nutzentheoretisch fundierten Ausgabensystemen eindeutig abgeleitet und ökonometrisch bestimmt werden können, sind insbesondere für die linearen Ausgabensysteme verschiedene Separabilitätsannahmen zu treffen. Je nach Ziel der Skalenermittlung müssen die zugrunde liegenden Nutzenfunktionen in verschiedener Hinsicht separierbar sein: zwischen dem Konsum der Eltern und dem der Kinder, zwischen haushalts-öffentlichen Gütern und den privaten Elterngütern sowie zwischen verschiedenen Perioden. Die Separabilität ist bei all diesen Ansätzen verletzt, wenn *Economies of scale* existieren oder wenn durch weitere Haushaltsmitglieder die Preise oder die Qualität anderer Güter verändert werden. So mag durch Kinder z.B. die Qualität des TV-Konsums aus Sicht der Eltern beeinträchtigt werden und durch die Notwendigkeit eines Babysitters der Preis für einen Theaterbesuch steigen.

Darüber hinaus wird bei fast allen Ansätzen die Annahme der „*Base independence*“ – d.h. der Unabhängigkeit der Äquivalenzskala vom Einkommensniveau – eingeführt, die für die Identifizierung

⁵³ Vergleichende Analysen legen z.B. Phipps (1998) und Lancaster et al. (1999) vor. Deaton/Muellbauer (1986) zeigen mittels einer auf Gorman (1976) zurückgehenden Modifikation des Barten-Ansatzes, dass der empirische Wert zwischen den Werten liegt, die durch den Engel- und den Rothbarth-Ansatz ermittelt werden. Um die Variablen des Gorman-Modells bestimmen zu können, benötigt man allerdings Preisinformationen, und es wird ausdrücklich darauf hingewiesen, dass die Parameter des Gorman-Barten-Ansatzes in der Praxis extrem schwer zu bestimmen sind.

der empirischen Modelle notwendig ist (Blundell/Lewbell 1991). Diese Annahme ist mehrfach getestet worden und wurde in Bezug auf die gesamte Einkommensverteilung stets abgelehnt. Dies hat große Bedeutung für die Anwendung von Äquivalenzskalen, insbesondere im unteren Einkommensbereich. Hierauf weisen die Ergebnisse der subjektiven Äquivalenzskalen hin.

Schließlich wird bei allen Ansätzen zur Ermittlung von Äquivalenzskalen eine *gemeinsame Wohlfahrtsposition* unterstellt, d.h. eine Verteilung der nutzenstiftenden Güter, die allen Haushaltsmitgliedern die gleiche Bedürfnisbefriedigung sichert. Bei den nutzentheoretisch fundierten Ansätzen wird dies durch die Haushaltsnutzenfunktion expliziert. Auch diese Annahme muss hinterfragt werden, wie dies bei den Ansätzen der Bestimmung einer *Sharing rule* geschieht. Ob ein solches Konzept überhaupt mit der Idee von Äquivalenzskalen vereinbar ist, ist aber fraglich.

3.1.4. Empirische Ergebnisse für Deutschland

a) Überblick über Studien für Deutschland

Einen ersten Überblick über empirisch ermittelte Äquivalenzskalen für Deutschland gibt die nachfolgende Tabelle 3-4. Sie zeigt deutlich die große Variation der Äquivalenzgewichte je nach verwendeter Methode. Während diese für reine Paarhaushalte vergleichsweise gering ist und die Äquivalenzskalenwerte „nur“ zwischen 1,28 und 1,81 schwanken, ist die Variation bei den Kindern deutlich größer. Dies gilt insbesondere, wenn mehrere Kinder im Haushalt sind. Teilweise verändert sich der Skalenwert durch das zweite und dritte Kind kaum mehr, teilweise ganz erheblich. Dies macht deutlich, dass man nicht *a priori* nur Paarhaushalte mit einem Kind betrachten und dann den entsprechenden Wert auch für weitere Kinder übernehmen kann, sondern die Effekte weiterer Kinder eigens gründlich untersucht werden sollten.

Die Tabelle zeigt auch, dass die gegenwärtige Struktur der Regelbedarfe (Zeilen „SGB XII“ in Tabelle 3-4) höheren Äquivalenzskalenwerten entspricht als alle Studien mit den zuvor diskutierten ökonomischen Verfahren. Allerdings darf man hieraus nicht folgern, dass die Verteilungsschlüssel tatsächlich angemessen sind und die entsprechenden Regelbedarfe sogar großzügig bemessen wären. Zum einen beziehen sich die Studien auf die Gesamtausgaben der Haushalte, während die Regelbedarfe etwa die quantitativ gewichtigen Ausgaben für Wohnen und Heizung nicht abdecken. Zum anderen basieren alle in der Tabelle dargestellten empirischen Studien auf Daten für die gesamte Bevölkerung, d.h. für alle Einkommensschichten. Wenn die Gewichte stark einkommensabhängig sind, wie es die subjektiven Äquivalenzskalen nahe legen, sind die hier ausgewiesenen Skalenwerte der Studien deutlich niedriger als sie bei vergleichbaren Analysen für den unteren Einkommensbereich ausfallen würden.

Tabelle 3-4: Äquivalenzskalen: Empirische Resultate für Deutschland

Quelle	Datenbasis	Methode	Haushaltszusammensetzung						k
			A	AC	AA	AAC	AACC	AACCC	
Faik(2011)	EVS2003	ELES	1,00		1,65	1,78	1,92	2,13	0,49
Koulovatianos u.a.(2005)	eig.Erhebung	Survey	1,00	1,57	1,75	2,27	2,73	3,17	0,72
Bellemare´et al.(2002)	SOEP1998	Subj./P/SP	1,00	1,14	1,30	1,49			0,34
	SOEP1998	Subj./P/SP	1,00	1,14	1,28	1,46			0,32
	SOEP1998	Subj./P/SP	1,00	1,14	1,29	1,46			0,32
	SOEP1998	Subj./P/SP	1,00	1,17	1,35	1,56			0,38
	SOEP1998	Subj./P/SP	1,00	1,23	1,30	1,56			0,38
	SOEP1998	Subj./P/SP	1,00	1,98	1,45	2,08			0,70
Lohmann(2001)	EVS1993	ELES/FELES	1,00	1,41	1,46	1,85	1,95	1,98	0,47
	EVS1993	ELES/FELES	1,00	1,35	1,52	1,74	1,91	2,04	0,47
Stryck(1997)	EVS1988	(LES)	1,00	1,25	1,43	1,54	1,62	1,64	0,34
Faik(1995)	EVS1983	Engel	1,00		1,81	2,19	2,45	2,77	0,66
	EVS1983	Barten	1,00		1,48	1,73	1,89	1,98	0,45
	EVS1983	Translating	1,00		1,34	1,53	1,64	1,72	0,36
	EVS1983	Prais/Houth.	1,00		1,55	1,84	2,02	2,17	0,51
Merz/Faik(1995)	EVS1983	(LES)	1,00	1,19	1,58	1,72	1,85	1,99	0,45
Merz et al.(1994)	EVS1983	(LES)	1,00	1,16	1,68	1,81	1,94	2,07	0,48
Scheffter(1991)	EVS1983	(LES)	1,00	1,32	1,35	1,68	1,84	2,03	0,44
Minimum			1,00	1,14	1,28	1,46	1,62	1,64	0,32
Maximum			1,00	1,98	1,81	2,27	2,73	3,17	0,72
OECD(neu)			1,00	1,30	1,50	1,80	2,10	2,40	0,54
SGB XII (2008)	lt. RBEG (EVS 2008)		1,00		1,80	2,46	3,13	3,79	0,83
SGB XII (2013)	SGB XII Regelbedarfe		1,00		1,80	2,48	3,15	3,83	0,84

A: Erwachsener (adult), C: Kind (child), k: Elastizität der Skalenwerte, vgl. Formel (3-8)

Quelle: Lohmann (2001) und eigene Ergänzungen für neuere Arbeiten.

b) Äquivalenzskalen bei den gegenwärtigen Regelbedarfen

Äquivalenzskalen werden aktuell bei der Ermittlung der Regelbedarfe verwendet. Zum einen werden sie explizit bei der Berechnung der Regelbedarfsstufen 4 bis 6 eingesetzt, indem unterschiedliche güterspezifische Äquivalenzgewichte verwendet werden. Hierbei kommen sowohl die neue OECD-Skala, die Pro-Kopf-Skala und 100%-Gewichte als auch in eigenen Studien ermittelte Verteilungsschlüssel zum Einsatz. Zum anderen wird bei der Setzung der Regelbedarfsstufen (RBS) 2 bis 3 zwar nicht von Äquivalenzskalen gesprochen, allerdings werden solche zumindest implizit verwendet.

(i) Regelbedarfsstufen 2 und 3

RBS 2 entspricht 90% von RBS 1. RBS 3 entspricht 80% von RBS 1. Dabei liegt beiden Werten dieselbe Logik zugrunde: Ausgehend von einem Ein-Personen-Haushalt erzeugt jede weitere erwachsene Person einen zusätzlichen Bedarf in Höhe von 80% der RBS 1. Auf Haushaltsebene

ergibt sich beispielsweise bei zwei Personen in RBS 2 ein Wert von 180% von RBS 1. Formal lässt sich diese Äquivalenzskala, bei der Kinder nicht berücksichtigt werden, schreiben als

$$A(h) = 1 + 0.8(h - 1)$$

(ii) *Regelbedarfsstufen 4 bis 6*

Bei den RBS 4 bis 6 werden Äquivalenzskalen teilweise verwendet, um Haushaltsausgaben auf Kinder und Eltern zu verteilen. Dabei werden folgende Skalen verwendet: eine Pro-Kopf-Skala sowie die neue OECD-Skala. Die Pro-Kopf-Skala entspricht $A(h) = h^k$ mit $k = 1$. Die modifizierte OECD-Skala lässt sich darstellen als

$$A(h_{14+}, h_{14-}) = 1 + 0.5h_{14+} + 0.3h_{14-},$$

wobei h_{14+} die Zahl der Haushaltsmitglieder über 14 Jahren und h_{14-} die Zahl der Haushaltsmitglieder unter 14 Jahren ist.

(iii) *Die SGB-XII Regelbedarfe ausgedrückt als Äquivalenzskalenwerte*

Auf Basis der SGB-XII Regelbedarfe lassen sich dann die entsprechenden Äquivalenzskalen errechnen, indem die Summe der Regelbedarfe eines Haushaltstyps ins Verhältnis zum Regelbedarf eines Ein-Personen-Haushalts gesetzt wird. Werden für Kinder die RBS 4 bis 6 gemittelt, so ergeben sich folgende Äquivalenzskalenwerte (vgl. auch Abschnitt 2.1.2, insbes. Abbildung 2-1):

Tabelle 3-5: Implizite Äquivalenzskala der Regelbedarfsstufen im SGB II

Haushaltstyp	A	AA	AAC	AACC	AACCC
Skalenwert (Kind altersgewichtet)	1	1,8	2,48	3,15	3,82
C: 15 – 18 J.			2,56		
C: 7 – 14 J.			2,47		
C: 0 - 6 J.			2,39		

A: Erwachsener (adult), C: Kind (child)

Quelle: eigene Berechnungen (Rechtsstand: 2012).

3.1.5. Bewertung

In diesem Abschnitt wurden die Recherchen zum Stand der Diskussion über die Bestimmung von Verteilungsschlüsseln für die Ausgaben privater Haushalte durch einen Überblick über die einschlägige Forschungsliteratur ergänzt. Dabei wurde die Literatur zu Verfahren für die Ermittlung solcher Verteilungsschlüssel gesichtet, systematisch dargestellt, und die dafür vorgeschlagenen Methoden wurden jeweils hinsichtlich ihrer Vor- und Nachteile beleuchtet. Vor diesem Hintergrund soll nun eine Beurteilung im Hinblick darauf erfolgen, welche Verfahren sich für die hier angestrebte Überprüfung bzw. Neuentwicklung von Verteilungsschlüsseln für die Regelbedarfe nach dem SGB XII anbieten.

Wie bereits in Kapitel 1.2 beschrieben, werden Verteilungsschlüssel zur Zurechnung von Ausgaben bei Mehrpersonenhaushalten aus mehreren Gründen gebraucht. Inhaltliche Gründe sind die beim gemeinsamen Wirtschaften auftretenden „*Economies of scale*“ (Größeneffekte) und „*Economies of scope*“ (Verbundeffekte) sowie die unterschiedlichen Bedürfnisse von Personen unterschiedlichen Alters, Geschlechts oder Gesundheitszustands. Darüber hinaus wird in den verfügbaren Daten der individuelle Verbrauch einzelner Haushaltsmitglieder u. U. nicht erfasst, so dass eine Zurechnung des Verbrauchs auf Haushaltsebene erforderlich wird.

Sowohl aus inhaltlichen Gründen, d. h. im Hinblick auf die angestrebte Zurechnung von Ausgaben, als auch wegen methodischer Beschränkungen müssen bei praktisch allen alternativen Methoden zur Ermittlung von Verteilungsschlüsseln Annahmen eingeführt werden, die über die bereits an früherer Stelle diskutierten Grundsatzentscheidungen (vgl. Kapitel 2.2, insbesondere Abschnitt 2.2.4.b)) noch hinausgehen. Diese Annahmen sind zum Teil theoretischer Natur und zum Teil aus methodischen Gründen notwendig. Allerdings sind auch Annahmen, die aus rein methodischen Gründen getroffen werden, letztlich dennoch substanzieller Natur – also normative Vorentscheidungen –, die häufig nicht als solche ausgewiesen werden bzw. deren Bedeutung für die Interpretation der Ergebnisse vielfach nicht thematisiert wird. Für eine kritische Diskussion der Angemessenheit der zu verwendenden Methoden ist dies jedoch dringend erforderlich, weil die Ergebnisse ansonsten als „objektiv“ angesehen könnten und ihre Aussagekraft damit überschätzt würde.

Zu berücksichtigen ist schließlich auch, dass die verschiedenen inhaltlich oder methodisch begründeten Annahmen unterschiedliche Auswirkungen auf die Handhabbarkeit und die Realitätsnähe der zuvor diskutierten Verfahren sowie auf die Interpretation der Ergebnisse haben, die für die Bewertung ebenfalls eine Rolle spielen. Um dennoch eine Auswahl der in Frage kommenden Methoden vornehmen zu können, sollen zunächst noch einmal die möglichen Problembereiche und ihre Relevanz zusammenfassend diskutiert werden.

a) Inhaltliche Annahmen

Alle statistischen Verfahren zur Bestimmung von Verteilungsschlüsseln auf Basis von Verbrauchsdaten gehen von der grundlegenden Annahme aus, dass die Grundgesamtheit der Haushalte, auf der die Analysen basieren, hinreichend homogen sind hinsichtlich des Wohlfahrtsniveaus, der Bedarfsstruktur bei gleicher Haushaltszusammensetzung und der internen Wohlfahrtsverteilung und daher eine ähnliche Ausgabenstruktur aufweisen.

(i) Ressourcen-Pooling und interne Gleichverteilung

Wesentliche Annahme aller Verfahren zur Bestimmung von haushaltsinternen Verteilungsschlüsseln ist die des vollständigen gemeinsamen Wirtschaftens, wobei ein Ausgleich aller individuellen Interessen erfolgt. Dies beinhaltet zum einen die Annahme der vollständigen Ressourcenzusammenlegung, d.h. dass alle individuellen Einkommen zum gemeinsamen Haushaltseinkommen zusammengelegt und daraus alle Konsumausgaben für alle Haushaltsmitglieder im allseitigen Konsens bestritten werden. Ein auf rein individuellen Entscheidungen beruhender Konsum findet nicht statt. Zum anderen wird unterstellt, dass die Struktur der Konsumausgaben so bestimmt wird, dass alle Haushaltsmitglieder das gleiche Wohlfahrtsniveau erreichen. Eine Ungleichverteilung auf-

grund unterschiedlicher Verhandlungsstärke zwischen den Partnern oder zwischen Eltern und Kindern wird a priori ausgeschlossen.

Beide Annahmen sind in der Realität in vielen Haushalten offensichtlich nicht erfüllt. So ist es vielfach üblich, dass nur ein Teil der individuellen Einkommen in das gemeinsame Haushaltsbudget einfließt und den Haushaltsmitgliedern ein individueller Anteil verbleibt. Auch Kindern wird ab einem gewissen Alter ein eigenes Taschengeld für den individuellen Konsum zur Verfügung gestellt. Ebenso wurde mit vielen Studien zu Bargaining-Modellen belegt, dass die interne Wohlfahrtsverteilung von der individuellen Verhandlungsstärke abhängt, die wiederum durch die individuellen Ressourcen bestimmt wird (vgl. z.B. Ott 1992, Konrad/Lommerud 2000, Pollak 2005). Auch altruistische Motive der Eltern gegenüber ihren Kindern können zu einer Ungleichverteilung zu Lasten der Eltern führen.

Ansätze, die solche Annahmen vermeiden, sind noch selten⁵⁴ und eignen sich zudem nur bedingt als Grundlage für die Bemessung von staatlichen Transferleistungen. Soweit beschränktes Ressourcen-Pooling und eine interne Ungleichverteilung auf freiwilligen Entscheidungen der Beteiligten beruhen, kann es allerdings nicht staatliche Aufgabe sein, dies bei der Bemessung der Regelbedarfe zu berücksichtigen – auch wenn dadurch trotz in der Summe ausreichender Leistungen nach den familieninternen Verteilungsprozessen eine Deckung des Existenzminimums aller einzelnen Mitglieder u.U. nicht gewährleistet ist. Für die hier betrachteten Verfahren zur Ermittlung von Verteilungsschlüsseln bedeutet diese Überlegung, dass die daraus abgeleiteten Regelbedarfe gesamter Haushalte jeweils nur die notwendige Bedingung für eine Abdeckung des sozio-ökonomischen Existenzminimums aller Mitglieder erfüllen. Sie können aber keinesfalls sicherstellen, dass dies im Rahmen der familieninternen Verteilung auch für alle Familienmitglieder erreicht würde.

(ii) „*Independence of base*“: *Einkommensunabhängigkeit*

Viele Methoden zur Ermittlung von Verteilungsschlüsseln oder Äquivalenzskalen unterstellen, dass die Ausgabenstruktur von der Einkommenshöhe unabhängig ist – die sogenannte „*Independence of base*“-Annahme. Das bedeutet nicht, dass über alle Haushalte hinweg eine identische Höhe der Ausgaben in der jeweiligen Gütergruppe für die einzelnen Haushaltsmitglieder unterstellt wird. Jedoch wird angenommen, dass der durchschnittliche Anteil einer Person an den Gesamtausgaben auch bei unterschiedlichem Einkommen konstant bleibt, dass also beispielsweise der Anteil eines Kindes an den Gesamtausgaben für Lebensmittel eines Ehepaars mit einem Kind immer den gleichen Prozentsatz x beträgt, unabhängig davon, wie hoch die Gesamtausgaben dieses Haushalts sind.⁵⁵

⁵⁴ Eine Ausnahme bilden lediglich die Ansätze zur Ermittlung einer *Sharing rule* (vgl. Abschnitt 3.1.2.d), die ja gerade die Bestimmung der internen Verteilung zum Ziel hat.

⁵⁵ Dies gilt auch für Ansätze wie ELES und Erweiterungen, die die Einkommenshöhe berücksichtigen und die Ersparnis als endogen betrachten. Hier wird zwar die Aufteilung auf Konsum und Ersparnis als einkommensabhängig modelliert, jedoch nicht die Ausgabenstruktur innerhalb des Konsumbudgets. Auch beim Mehrbedarfsansatz nach der Differenzmethode wird implizit die gleiche Annahme unterstellt, indem der Mehrbedarf als statistisches Mittel über alle betrachteten Haushalte ermittelt wird.

Inhaltlich bedeutet diese Annahme, (i) dass beim gemeinsamen Wirtschaften identische *Economies of scale* und *scope* unterstellt werden, unabhängig vom damit erreichten Wohlstandsniveau, (ii) dass die Bedarfe von Eltern und Kindern bei allen Wohlstandsniveaus immer im gleichen Verhältnis zueinander stehen und (iii) dass die interne Wohlstandsverteilung zwischen den Eltern sowie zwischen Eltern und Kindern stets gleich bleibt. Meist wird hier der Haushalt als *Black box* betrachtet und bei der Interpretation wiederum eine gleiche Wohlstandsverteilung unterstellt, also dass der Konsum so zwischen allen Haushaltsmitgliedern aufgeteilt wird, dass alle das gleiche Maß an Bedürfnisbefriedigung erreichen.

Alle drei Teil-Annahmen sind sowohl aus theoretischer Sicht unplausibel als auch empirisch widerlegt. Insbesondere die Ergebnisse der Untersuchungen zu subjektiven Äquivalenzskalen zeigen eine deutliche Einkommensabhängigkeit der Skalengewichte (vgl. Abschnitt 3.1.3.b) Auch die Analysen mit Hilfe semi- und nicht-parametrischer Verfahren zeigen die Einkommensabhängigkeit auf (vgl. Blundell et al. 2003, Pendakur 1998, Wilke 2006). Äquivalenzskalen und Verteilungsschlüssel, die auf Basis der Gesamtheit der Haushalte über alle Einkommensbereiche hinweg ermittelt werden, sind damit nicht geeignet, um Regelbedarfe für den unteren Einkommensbereich abzuleiten.

Die Anwendung dieser Methoden erfordert daher die Abgrenzung einer Grundgesamtheit von Vergleichshaushalten, die hinreichend homogen ist, so dass die getroffenen Annahmen möglichst wenig verletzt sind (siehe den folgenden Abschnitt 3.2). Diese Abgrenzung sollte dabei sowohl theoretisch begründet als auch empirisch getestet werden. Unter theoretischen Gesichtspunkten ist zum einen zu untersuchen, innerhalb welcher Einkommensgrenzen vergleichbare *Economies of scale* und *scope* anfallen, die sich vor allem dann erheblich ändern, wenn aufgrund eines höheren Einkommens eine andere Basisausstattung an langlebigen haushaltsöffentlichen Gebrauchsgütern erworben wird (sprungfixe Kosten). Zum anderen ist der Frage nachzugehen, ob und ab welchem Niveau sich das Verhältnis der Bedarfe und der Wohlstandsverteilung zwischen Eltern und Kindern mit steigenden Einkommen verändert. Dies ist evtl. dann zu erwarten, wenn Eltern aufgrund ihrer Fürsorge und der Freude an ihren Kindern diesen einen größeren Anteil am Haushaltseinkommen zukommen lassen, sobald die Grundbedürfnisse gedeckt sind. Es gilt also die betrachteten Haushaltsgruppen so abzugrenzen, dass Haushalte gleicher Zusammensetzung eine ähnliche interne Verteilung aufweisen und die ermittelten Äquivalenzskalen stabil bleiben. Die so abgegrenzten Referenzgruppen stellen dann die Basis für die Ermittlung der Verteilungsschlüssel dar. Wegen der leicht andersartigen Aufgabenstellung im Gesamtzusammenhang der (Regel-)Bedarfsermittlung müssen sie aber nicht notwendigerweise mit den normativ zu bestimmenden Referenzgruppen zur Festlegung der zu betrachtenden Wohlfahrtsniveaus übereinstimmen (vgl. dazu auch Abschnitt 3.2.1 und 4.2).

(iii) *Stabile, interpersonell vergleichbare Präferenzen*

Weiterhin werden bei allen ökonometrischen Verfahren stabile und interpersonell vergleichbare Präferenzen unterstellt. Für die Ermittlung von Verteilungsschlüsseln bedeutet dies, dass zum einen davon ausgegangen wird, dass sich die Präferenzen von Personen ohne Kinder nicht ändern, wenn sie Kinder bekommen. Eine Veränderung ihres Nachfrageverhaltens ist unter dieser Annahme dann

nur auf die Notwendigkeit zurückzuführen, das Einkommen nun auch zur Bedürfnisbefriedigung weiterer Personen aufzuwenden. Dies gilt jedoch sicher nicht für alle Güterkategorien. So mögen Eltern z.B. das Rauchen zugunsten der Gesundheit ihrer Kinder aufgeben oder Restaurantbesuche einschränken, da solche Unternehmungen zumindest bei kleinen Kindern wenig Anklang finden. Zum anderen wird angenommen, dass sich zumindest im Mittel die Präferenzen von Personen mit Kindern nicht von denen unterscheiden, die auf Dauer ohne Kinder bleiben, und daher der Vergleich der Ausgaben beider Haushaltstypen die marginalen Kosten von Kindern abbildet. Haben aber Personen unterschiedliche Präferenzen hinsichtlich des Wunsches nach Kindern und der Bereitschaft hierfür auf eigenen Konsum zu verzichten, so ist hier mit einer Selbstselektion zu rechnen, die zu systematisch unterschiedlichem Nachfrageverhalten von Personen ohne und mit Kindern führt.

Für dieses Problem gibt es keine Lösungen. Ohne interpersonelle Vergleichbarkeit zu unterstellen, lassen sich Ergebnisse statistischer und mikroökonomischer Verfahren grundsätzlich inhaltlich nicht interpretieren.⁵⁶ Auch hier lassen sich die Probleme nur dadurch reduzieren, dass die zu vergleichenden Haushaltsgruppen möglichst so gewählt werden, dass ähnliche Präferenzen erwartet werden können. Dies bedeutet, die Vergleichsgruppen nicht nur hinsichtlich des Einkommensniveaus einzugrenzen, sondern zusätzliche Merkmale, die Rückschlüsse auf die Präferenzstruktur zulassen, zu berücksichtigen.

(iv) *Adding up*

Eine Annahme, die zur ökonomischen Bestimmung von Ausgabensystemen notwendig ist, ist die sogenannte *Adding-up*-Annahme, die Restriktionen auf die zu schätzenden Parameter legt. Diese Restriktionen sind aus technischen Gründen notwendig, entsprechen inhaltlich jedoch der Annahme einer Budgetrestriktion. Dies bedeutet, dass das gesamte Einkommen genau der Summe aller Güterausgaben entspricht, wobei Ersparnisse als eine zusätzliche Güterkategorie betrachtet werden können. Diese Annahme ist grundsätzlich unproblematisch, da sie die realen Budgetrestriktionen reflektiert. Problematisch ist allerdings, dass in einem solchen Rahmen weder Verschuldung noch Entsparen explizit berücksichtigt werden können. Die Aufnahme von Krediten wie auch der Verzehr von Vermögen vergrößert das in der laufenden Periode für den Konsum zur Verfügung stehende Budget. Die dafür erforderlichen künftigen bzw. vorausgegangenen Konsumeinschränkungen werden bei den Analysen jedoch vernachlässigt, indem das Ausgabenverhalten dieser Haushalte genauso gewertet wird, als entspräche das Budget dem laufenden Einkommen. Sofern also die Analysen auch auf dem Ausgabenverhalten von Haushalten beruhen, die sich in der laufenden Periode verschulden oder Vermögen verzehren, muss dies bei der Interpretation der Ergebnisse berücksichtigt werden. Geht man davon aus, dass Kredite, Vermögensbildung und -auflösung dem Ausgleich von Schwankungen in der Wohlstandsposition dienen, lassen sich daraus u.U. Indi-

⁵⁶ Liegen Paneldaten vor, so lässt sich die Forderung nach interpersoneller Vergleichbarkeit teilweise abschwächen und die entsprechenden Annahmen können getestet werden. Ganz ohne die Annahme interpersoneller Vergleichbarkeit kommen jedoch auch diese Modelle nicht aus.

zien für die jeweilige Wohlstandsposition gewinnen, die zu einer begründeten Abgrenzung der Referenzgruppen beitragen können.

(v) *Keine haushaltsöffentlichen Güter*

Einige Modelle gehen von der Annahme aus, dass sämtliche Ausgaben eines Haushalts einzelnen Haushaltsmitgliedern als privater Konsum zugerechnet werden können. Haushaltsöffentliche Güter, die von allen Mitgliedern genutzt werden, wie z.B. Kühlschrank oder Heizung, können hier nicht betrachtet werden, sondern müssen einer Person zugerechnet werden. Dies mag für viele Anwendungen unproblematisch sein, für die Ableitung von individuellen Regelbedarfssätzen ist ein solches Vorgehen jedoch nicht angebracht.

(vi) *Funktionale Form*

Viele Modelle zur Bestimmung von Verteilungsgewichten und Äquivalenzskalen basieren auf einer spezifischen „funktionalen Form“ für den Zusammenhang zwischen erklärenden Variablen und abhängiger Variable. Sofern dieser funktionale Zusammenhang nicht inhaltlich begründet wird, entstehen erhebliche Interpretationsprobleme für die daraus resultierenden Parameter.

So legen die Modelle zur Bestimmung ausgabenbasierter Äquivalenzskalen überwiegend *lineare Nachfragefunktionen* zugrunde, bei denen auf die Ausgaben für einzelne Gütergruppen jeweils konstante Anteile des Einkommens entfallen. Dies ergibt sich aus speziellen Annahmen über die zugrunde liegende Nutzenfunktion. Diese Annahmen sind durchaus kritisch zu betrachten. Allerdings gilt dies vor allem für den Bereich höherer Einkommen bzw. für eine Zusammenfassung aller Einkommensklassen bei der Bestimmung von Äquivalenzskalen. Wie die Ergebnisse flexiblerer Verfahren (vgl. etwa Abschnitt 3.1.3.c) zeigen, ist im für die Regelbedarfssätze relevanten unteren Einkommensbereich das Konsumverhalten relativ unelastisch, so dass die Annahme linearer Nachfragefunktionen hier durchaus der Realität entspricht. Unter Umständen gilt es daher ebenfalls, den relevanten Einkommensbereich zu identifizieren, in dem diese Annahme vertretbar ist.

(vii) *Separabilität*

Eine wesentliche Annahme aller Modelle ist die sogenannte Separabilitätsannahme. Diese besagt im Kern, dass verschiedene Entscheidungen, die die Ausgabenstruktur beeinflussen, voneinander unabhängig sind. Solche Annahmen kommen in dreierlei Hinsicht vor.

Separabilität von Gütergruppen besteht, wenn sich die allgemeine Nutzenfunktion aus voneinander unabhängigen Teil-Nutzenfunktionen zusammensetzt, so dass beispielsweise die Bedürfnisbefriedigung durch Lebensmittel nicht direkt von der durch Kleidung abhängig ist. Hingegen hängt die Bedürfnisbefriedigung durch verschiedene Güter immer über die allgemeine Budgetbeschränkung des Haushalts, d.h. durch das insgesamt verfügbare Einkommen, miteinander zusammen. Separabilität bedeutet auch, dass die Substitution zwischen zwei bestimmten Gütern von dritten Gütern unabhängig ist. Für einzelne Güter ist diese Annahme überwiegend verletzt. So hängt die Substitution von Kartoffeln und Reis sicherlich auch vom Nudelpreis ab. Dagegen ist die Nachfrage nach Kartoffeln und nach Kartoffelchips eher separierbar, da damit unterschiedliche Bedürfnisse befriedigt werden, obwohl sie von den Inhaltsstoffen her nahezu identisch sind. Vor diesem Hintergrund

muss man fragen, ob die Bildung einer Gütergruppe „Kartoffelprodukte“ eine sinnvolle Kategorie ist. Auch bei Komplementärgütern treten entsprechende Probleme auf. So ist die Wahl des Fortbewegungsmittels – z.B. Auto oder Fahrrad – nicht unabhängig vom Benzinpreis. Letztlich gilt es hier, geeignete Güterbündel so abzugrenzen, dass sowohl direkte Substitutionsgüter wie auch Komplementärgüter in einer Güterkategorie enthalten sind und zwischen diesen Gütergruppen die Separabilitätsannahme dann als vertretbar erscheint.

Eine weitere Separabilitätsannahme ist die der *zeitlichen Separabilität*. Diese besagt, dass der Konsumnutzen zu einem Zeitpunkt nicht vom Konsum früherer Perioden abhängt. Auch diese Annahme ist grundsätzlich verletzt, wie das obige Beispiel der Komplementärgüter zeigt. Die laufende Nachfrage nach Benzin hängt sehr stark von der früheren Entscheidung über das Fortbewegungsmittel ab. Bei Modellen, die sich nur auf Querschnittsdaten mit einem Beobachtungszeitpunkt stützen, stellt sich dieses Problem vor allem als eines langlebiger Gebrauchsgüter dar (siehe den nachfolgenden Punkt „Zero expenditure“). Gravierender ist das Problem bei Modellen, die explizit auf Veränderungen im Zeitablauf abstellen.

Schließlich wird generell auch *Separabilität von Produktion und Konsum* unterstellt, indem die Haushaltsproduktion ausgeblendet wird. Auch dies ist unrealistisch, da durch Eigenarbeit vor allem der Preis für das einer bestimmten Bedürfnisbefriedigung dienende Güterbündel beeinflusst werden kann. Sofern nicht die nachgefragten Mengen, sondern nur Ausgaben für einzelne Güterkategorien gemessen werden, muss für eine angemessene Interpretation die geleistete Eigenarbeit mit berücksichtigt werden. Dies kann durch Berücksichtigung der Haushaltstechnologie, d.h. die langlebigen Gebrauchsgüter und die zur Verfügung stehende Zeit, die näherungsweise durch die Erwerbsarbeitszeiten bestimmt werden kann, geschehen.

b) Methodisch-technische Probleme

Neben diesen Annahmen, die vor allem aus inhaltlichen und theoretischen Gesichtspunkten getroffen werden oder zumindest entsprechend begründet werden können, treten noch eine Reihe methodisch-technischer Probleme auf, die durch weitere Annahmen gelöst werden müssen, um die entsprechenden Verfahren überhaupt anwenden zu können.

(i) Leere Ausgabenkategorien (Zero expenditure)

Ein gewichtiges Problem bei der Analyse von Ausgabenstrukturen sind fehlende Angaben zu einzelnen Ausgabenkategorien. Diese können unterschiedliche Ursachen haben, die teils auf Datenfehler zurückgehen und teils inhaltlich begründet sind.

Ein bei allen Befragungen vorkommendes Problem sind *fehlende Angaben* in den Daten, weil von den Befragten die Angaben verweigert werden oder sie die Antwort nicht wissen – etwa weil sie im Falle von Konsumausgaben die Beträge vergessen haben. Fehlende Daten dieses Typs sind bei hinreichend großen Fallzahlen vergleichsweise unproblematisch, da verschiedene statistische Verfahren zur Verfügung stehen, um den daraus resultierenden Informationsverlust möglichst gering zu halten. Voraussetzung dafür ist allerdings, dass dieser Fehlertyp von den anderen, inhaltlich begründeten Leerkategorien unterschieden werden kann.

Dass Haushalte für einzelne Gütergruppen zutreffend keine Ausgaben angeben, kann wiederum unterschiedliche Gründe haben. Ein Grund ist eine geringe *Häufigkeit der Käufe* dieser Güter, so dass im Beobachtungszeitraum ein entsprechender Einkauf nicht getätigt wurde, obwohl das Gut konsumiert wird. Dies trifft vor allem für langlebige Gebrauchsgüter zu, die zwar kontinuierlich genutzt werden, aber nur in größeren Abständen, die mitunter Jahre umfassen, angeschafft werden. Die entsprechenden, punktuell anfallenden Ausgaben müssen daher dem gesamten Zeitraum anteilig zugerechnet werden. Dies ist grundsätzlich kein Problem, sofern man eine über alle Haushalte gleiche Nutzungsdauer und eine gleichmäßige Verteilung der Käufe im Zeitablauf unterstellen kann. Die in der Beobachtungsperiode bei einigen Haushalten anfallenden Käufe führen dann zu den für alle Haushalte relevanten Durchschnittsausgaben. Allerdings kann es hier schnell zu Fallzahlenproblemen kommen. So wird man beispielsweise bei einer durchschnittlichen Nutzungsdauer von 10 Jahren und einem Beobachtungszeitraum von drei Monaten, wie er bei der EVS zugrunde gelegt wird, in einem Sample von 1.000 Haushalten nur 25 Käufe beobachten. Zudem ist die Annahme der gleichmäßigen Verteilung im Zeitablauf vielfach nicht tragfähig, wenn nicht nur Ersatzkäufe von defekten Geräten getätigt werden, sondern durch technische Neuerungen zeitliche Klumpungen von entsprechenden Käufen ausgelöst werden, wie dies z.B. bei der Einführung von Flachbildfernsehern angenommen werden kann.

Ein weiterer Grund für Null-Angaben ist ein *grundsätzlicher Nichtkonsum* von bestimmten Gütern, da z.B. aus gesundheitlichen oder ethischen Gründen auf bestimmte Produkte verzichtet wird. Prominente Beispiele hierfür sind Alkohol, Tabakwaren, Fleischprodukte oder Produkte aus umweltschädlichen Materialien. Nicht für alle dieser Produkte lässt sich klären, ob es sich um dauerhaften Nichtkonsum oder nur um seltenen Konsum handelt, der innerhalb des Dreimonatszeitraums zufällig nicht beobachtet wird.

Schließlich führt auch *Nichtkonsum aufgrund geringen Einkommens* zu Leerkategorien, wenn der Konsum bestimmter Güter von den Personen durchaus gewünscht und angestrebt wird, aufgrund der Einkommenslage aber nicht realisiert werden kann, weil andere Güter höhere Prioritäten haben. Auch dieser Typ von Null-Angaben lässt sich nicht ohne weiteres von den zuvor genannten unterscheiden.

Für die Ableitung von Regelbedarfen, die ein bestimmtes Wohlstandsniveau sicherstellen sollen, sind die dahinter stehenden Gründe jedoch von Belang, da sie die notwendigen normativen Setzungen in unterschiedlicher Weise berühren. Hier gilt es, entweder geeignete Indikatoren für die Unterscheidung zu finden oder Güter so zu Güterbündeln zu aggregieren, dass keine Null-Angaben für das Bündel entstehen.

(ii) *Endogenität wichtiger Variablen*

Generell wird bei statistischen und ökonometrischen Verfahren unterstellt, dass die Variablen, die bei der Modellierung des Konsums berücksichtigt werden, nicht mit den Fehlertermen der ökonometrischen Modelle korreliert sind. Inhaltlich bedeutet dies, dass der Konsum nicht auf die betrachteten Einflussfaktoren zurückwirkt. Vielfach trifft dies jedoch nicht zu, man spricht dann von Endogenität dieser Variablen. So ist z.B. das Einkommen, das für den Konsum zur Verfügung steht, nicht exogen bestimmt, sondern im Grundsatz eine endogene Variable, da es durch den Umfang der

eigenen Erwerbstätigkeit beeinflusst wird, der wiederum von den Konsumwünschen abhängt. Da die Erwerbstätigkeit meist nur langsam angepasst werden kann, kann man hier zwar zumindest kurzfristig Exogenität unterstellen. Die bereits diskutierten Möglichkeiten zur Aufnahme von Krediten bzw. zum Verzehr von Vermögen lassen aber auch kurzfristige Anpassungen des Budgets zu. Wird dies bei den statistischen Verfahren nicht berücksichtigt, sind die Ergebnisse nicht erwartungstreu, was dann zumindest bei der Interpretation und der Anwendung der auf diese Weise ermittelten Verteilungsschlüssel berücksichtigt werden muss.

(iii) Identifikationsprobleme: Keine eindeutigen Lösungen

Bei manchen Modellspezifikationen treten sogenannte Identifikationsprobleme auf, aufgrund derer die gesuchten Parameter nicht oder nicht eindeutig bestimmt werden können. Dies ist vor allem dann der Fall, wenn durch gut begründete theoretische Überlegungen eine funktionale Form für die Schätzung (in der z.B. manche Parameter additiv und andere multiplikativ verknüpft sind) abgeleitet wird, bei der mehr Parameter bestimmt werden müssen als mit den zur Verfügung stehenden Daten möglich ist. In einem solchen Fall bleibt die Ausgabenstruktur unbestimmt („nicht-identifiziert“), da die Parameter beliebige Werte annehmen können und eine Interpretation nahezu unmöglich wird. Hier sind dann vereinfachende Zusatzannahmen erforderlich, die jedoch die theoretische Fundierung des Modells einschränken und damit dessen Aussagekraft vermindern.

(iv) Preisvariabilität

Manche Modelle benötigen Preisinformationen für die betrachteten Gütergruppen, um die angestrebten ökonometrischen Analysen anstellen zu können. Dabei müssen die im Modell verwendeten Preise für alle Haushalte gelten. Diese Annahme geht auch in Verfahren ein, die nicht explizit Preisinformationen benötigen. Bei Daten zum Ausgabeverhalten sind Preisinformationen jedoch in aller Regel nicht enthalten.⁵⁷ Zudem ist es bei manchen Gütern fraglich, ob diese von allen Haushalten zum gleichen Preis erworben werden können, weil es beispielsweise große regionale Unterschiede bei den Wohnkosten gibt. Sofern solche Unterschiede bekannt sind, müssen sie berücksichtigt werden, z.B. indem diese Gütergruppen aus der Ermittlung der Regelbedarfe herausgenommen werden, wie dies momentan für die Kosten der Unterkunft der Fall ist, und auch bei der separaten Deckung nicht einer allgemeinen Pauschalierung unterworfen werden. Modelle, die explizit auf Preisinformationen angewiesen sind, können mit Daten der EVS nur unter Zuspiegelung von Preisen aus anderer Quelle genutzt werden.

c) Zuordnung der Annahmen und Probleme

Die nachfolgende Tabelle gibt einen Überblick, welche der Verfahren zur Ermittlung von Verteilungsschlüsseln mit Hilfe ökonometrischer Verfahren von den hier diskutierten Annahmen und methodischen Problemen betroffen sind.

⁵⁷ Auch eine implizite Ermittlung der Preise ist nur möglich, wenn zumindest Mengenangaben gemacht werden. In der EVS stehen diese aber außer bei der Feinaufzeichnung bei den Nahrungsmitteln nicht zur Verfügung.

Tabelle 3-6: Annahmen und Problembereiche bei den verschiedenen Verfahren

Verfahren	Independence of base	Stabile, interpersonell vergleichbare Präferenzen	Adding up	keine haushaltsöf-fentlichen Güter	spezifische funktionale Form	Separabilität	leere Ausgabenkategorien	Endogenität	Identifikationsproblem	Preisvariabilität
LES	(X)	X	X		X	X	X	X	X	
ELES	(X)	X	X		X	X	X	X		
FELES	(X)	X	X		X	X	X	X		
AIDS	X	X	X			X	X	X		X
QUAIDS	X	X	X			X	X	X		X
QES	X	X	X			X	X	X		X
Nourney	X	X		X	X	X	X	X	X	
Einzelgleichung (OLS)		X			X	X	?	X		
Semi-parametrische Verfahren	(X)	X				X	?	X		
Mehrbedarfsmethode	X	X				X	?	X		
Individuelle Verbrauchseinheiten		X		X		X	?			
Sharing rule	X	X		X	X	X	?	X		(X)

Die Zuordnung der verschiedenen Probleme zu den einzelnen Verfahren gibt bereits erste Hinweise für die Auswahl der anzuwendenden Methoden. Wenig geeignet ist der Ansatz von Nourney, der von Karg et al. (2002) genutzt wird, aber mit fast allen hier betrachteten Problemen behaftet ist. Annähernd dasselbe gilt für die Sharing rule. Ebenfalls wenig geeignet sind AIDS, QUAIDS und QES, da hier Preisinformationen benötigt werden, die in der EVS nicht enthalten sind. Relativ wenige Probleme weisen dagegen die Mehrbedarfsmethode sowie ELES und FELES auf. Außer den Problemen, die sich bei nahezu allen Verfahren stellen, ergeben sich bei der Mehrbedarfsmethode keine weiteren Schwierigkeiten. Für ELES und FELES muss zusätzlich die als relativ unproblematisch eingestufte *Adding-up*-Annahme erfüllt sein; weiterhin wird als funktionale Form eine lineare Ausgabenfunktionen unterstellt, was zumindest im unteren Einkommensbereich ebenfalls als unproblematische Annahme angesehen werden kann. Die wenigsten Probleme stellen sich bei der Bestimmung über individuelle Verbrauchseinheiten, die aber nur dann angewendet werden kann, wenn entsprechende Daten über den individuellen Verbrauch einzelner Haushaltsmitglieder vorliegen (siehe Abschnitt 3.1.2.b). Da dies momentan nicht der Fall ist, scheidet dieser Ansatz aus.

3.2. Methoden zur Bestimmung der Vergleichsgruppen

Wie die Diskussion im vorherigen Abschnitt gezeigt hat, hängt die Relevanz der mit den Verfahren verbundenen Probleme auch mit der Wahl der zu vergleichenden Haushalte zusammen, da zur Bestimmung von Verteilungsschlüsseln nicht auf Daten zum Verbrauch einzelner Haushaltsmitglieder zurückgegriffen werden kann. Dies gilt insbesondere für die Annahmen der Einkommensunabhängigkeit und der stabilen, interpersonell vergleichbaren Präferenzen, die in der Realität als widerlegt angesehen werden müssen. Will man aussagekräftige Verteilungsschlüssel ermitteln, ist es daher notwendig, Vergleichsgruppen abzugrenzen, für die diese Annahmen möglichst nicht oder kaum verletzt sein dürften (vgl. hierzu die Ausführungen in Abschnitt 3.1.5.a).

Für die Bestimmung der Vergleichsgruppen ist es allerdings zunächst notwendig, die betrachteten Haushaltstypen einzugrenzen. Da bei den Analysen schon aus technischen Gründen nicht alle sozio-demografischen Variablen berücksichtigt werden können, ist es nicht möglich, die Vielzahl aller verschiedenen Haushaltskonstellationen in die Grundgesamtheit aufzunehmen. Vielmehr muss die Auswahl der zu betrachtenden Haushaltstypen sowohl die Mehrheit der Haushalte repräsentieren als auch unter theoretischen Gesichtspunkten erfolgen. Leitendes Auswahlkriterium sollte dabei sein, Haushalte zu identifizieren, die bei gleicher Haushaltszusammensetzung hinsichtlich Bedürfnisstruktur und interner Verteilung ein möglichst ähnliches Verbrauchsverhalten aufweisen, so dass für die Haushaltstypen Vergleichbarkeit aufgrund ähnlicher Präferenzen unterstellt werden kann.

Zudem muss ein relevanter Einkommensbereich festgelegt werden, da die Struktur der Ausgaben für verschiedene Haushaltsmitglieder nicht unabhängig vom jeweiligen Einkommensniveau ist. Diese Einkommensgrenzen müssen aber nicht notwendigerweise mit denen zur Bestimmung des existenzsichernden Wohlfahrtsniveaus übereinstimmen (siehe Abschnitt 4.2). So können die Referenzgruppen zur Bestimmung der Verteilungsschlüssel auch Haushalte umfassen, die ein höheres Wohlstandsniveau aufweisen, sofern die Gruppe bezüglich der Faktoren, die die interne Verteilung bestimmen, hinreichend homogen ist, so dass die Einkommensabhängigkeit der Bedarfsgewichte innerhalb der Gruppe nicht zum Tragen kommt. Wenn dies der Fall ist, ergäbe sich der Vorteil, dass die Bestimmung der Verteilungsschlüssel auf größeren Fallzahlen beruht und damit statistisch besser abgesichert ist. Allerdings muss die Vergleichbarkeit der Wohlstandspositionen zwischen allen betrachteten Haushaltstypen gegeben sein, da sich die Verbrauchsstrukturen, etwa in Form von Äquivalenzgewichten für zusätzliche Mitglieder, sonst nicht verlässlich ermitteln lassen.

3.2.1. Kriterien zur Abgrenzung von Vergleichsgruppen

Es gilt also, die zu vergleichenden Haushaltstypen so abzugrenzen, dass sie hinsichtlich ihres Ausgabenverhaltens hinreichend homogen sind und Haushalte unterschiedlicher Zusammensetzung mit diesem Konsumverhalten jeweils auch ein vergleichbares Wohlfahrtsniveau erreichen. Damit stellt sich die Frage nach der Ermittlung dieses „vergleichbaren Wohlfahrtsniveaus“. Hier sind unterschiedliche Vorgehensweisen denkbar, wobei jeweils immer bestimmte normative Vorstellungen darüber zugrunde liegen, was das Wohlfahrtsniveau bestimmt und wie dies gemessen werden soll.

a) Normative Festlegung eines Einkommensbereichs

Die einfachste Methode ist die normative Festlegung des Einkommensbereichs, der als relevant angesehen wird. Dies impliziert jedoch eine Reihe sehr restriktiver Annahmen. Zum einen muss eine Einkommensuntergrenze benannt werden, die als bedarfsdeckend angesehen wird. Zudem muss diese für alle Haushaltstypen gesondert benannt werden, was bedeutet, dass eine a-priori-Annahme über die Äquivalenzgewichte bei Mehr-Personen-Haushalten getroffen werden muss, um ein vergleichbares, bedarfsdeckendes Niveau postulieren zu können. Man benötigt somit bereits genau die Aufteilungsschlüssel, die erst ermittelt werden sollen. Dieses Verfahren wurde im Gutachten des Deutschen Vereins für öffentliche und private Fürsorge (1989) angewendet, das der Regelsatzberechnung der Länder mit dem Statistikmodell ab 1990 zu Grunde lag. Hier wurde als Einkommensuntergrenze ein Einkommen angenommen, das bei Ein-Personen-Haushalten 4% oberhalb der damaligen Sozialhilfeschwelle lag,⁵⁸ womit die damals geltenden Sozialhilfesätze sowohl hinsichtlich der Höhe als auch der Bedarfsgewichte, die ihrer Struktur zugrunde liegen, als bedarfsdeckend und vergleichbar angenommen wurden. Die jeweiligen Einkommensobergrenzen wurden dagegen aus pragmatischen Gründen lediglich durch die Notwendigkeit einer statistisch hinreichenden Fallzahl für jede Haushaltsgruppe bestimmt, womit letztlich hinsichtlich der Vergleichbarkeit der jeweiligen Einkommenskorridore jede theoretische Begründung fehlt. Für die Ermittlung der Verteilungsschlüssel der Arbeitsgruppe „Lebenshaltungsaufwendungen für Kinder“ (Münnich/Krebs 2001), an denen sich die Regelsatzbemessung seit 2005 orientiert (BR-Drs. 206/04), wurden überwiegend gar keine Vergleichsgruppen gebildet, sondern sie wurden über alle Einkommensgruppen der EVS hinweg ermittelt. Zwar wurden in der Studie zu den Wohnkosten (vgl. Hesse et al. 2001) einkommensabhängige Verteilungsschlüssel ermittelt, wobei allerdings die OECD-Skala zur Normierung des Einkommens verwendet wurde, und damit auch hier das Problem besteht, dass Äquivalenzgewichte, die erst bestimmt werden sollen, bereits in die Bildung der Vergleichsgruppen eingehen. All diese Vorgehensweisen erscheinen im Hinblick auf das Ziel der Regelbedarfsermittlung als sachlich nicht gerechtfertigt und sollen möglichst nicht angewendet werden.

b) Abgrenzung vergleichbarer Abschnitte in der Einkommensverteilung

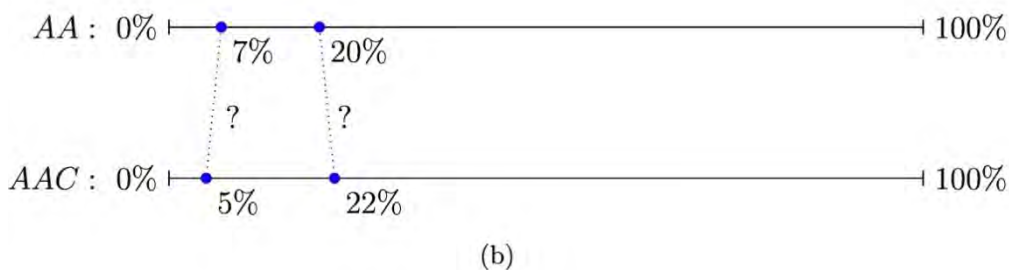
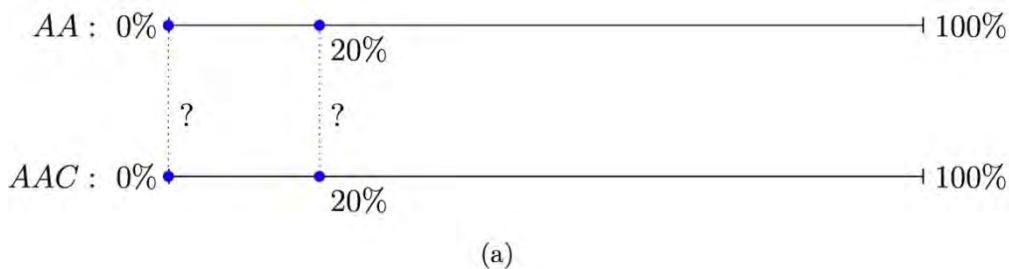
Angemessener sind Abgrenzungen der Vergleichsgruppen für den unteren Einkommensbereich durch die Auswahl „vergleichbarer“ Korridore innerhalb der Einkommensverteilungen für verschiedene Haushaltstypen.⁵⁹ In Abbildung 3-2 ist das grundlegende Problem einer solchen Auswahl von Vergleichsgruppen graphisch dargestellt. Hier sind die Haushalte für verschiedene Haushaltstypen nach Einkommen geschichtet abgetragen.

⁵⁸ Aufgrund von Fallzahlproblemen musste die Grenze bei Mehr-Personen-Haushalten etwas anders gezogen werden.

⁵⁹ Dies gilt nicht nur für die Vergleichsgruppen zur Bestimmung der Verteilungsschlüssel, sondern auch für die Wahl der Referenzgruppen zur konkreten Ermittlung der Regelbedarfe.

In Teilabbildung (a) wird die Einkommensverteilung von Paarhaushalten ohne Kind (AA) und von Paarhaushalten mit einem Kind (AAC) betrachtet. Um nur den unteren Einkommensbereich zu berücksichtigen, wird in diesem Beispiel bei beiden Haushaltstypen zunächst eine Grenze beim untersten Quintil, d.h. bei den untersten 20% der jeweiligen Einkommensverteilung, gezogen. Hier stellt sich nun die Frage, ob die in diese Bereiche fallenden Haushalte hinsichtlich ihres Lebensstandards vergleichbar sind. Dies ist nur dann der Fall, wenn die Verteilung der Wohlfahrtspositionen im unteren Einkommensbereich in beiden Gruppen nahezu identisch ist. Dies ist jedoch nicht unbedingt anzunehmen. Gibt es beispielsweise mehr arme und armutsgefährdete Paarhaushalte mit einem Kind als Paarhaushalte ohne Kind, so weist das unterste Einkommensquintil der Paare mit Kind ein niedrigeres Wohlfahrtsniveau auf als das der Paare ohne Kind. Für eine solche ungleiche Verteilung sprechen unter anderem die Ergebnisse von Mühling (2005).

Abbildung 3-2: Das Problem der Abgrenzung von Vergleichsgruppen



A: Erwachsener (adult), C: Kind (child)

In Teilabbildung (b) werden die gleichen Haushaltstypen einander gegenübergestellt. Allerdings wird nun die Einkommensobergrenze bei Paarhaushalten mit einem Kind beim 22%-Perzentil fest-

gelegt, um den obigen Überlegungen zu ungleichen Einkommensverteilungen Rechnung zu tragen. Zugleich wird bei beiden Haushaltstypen auch die Untergrenze angehoben, um etwa Haushalte, deren Einkommen als nicht bedarfsdeckend angesehen wird, auszuschließen. In dem Beispiel wird davon ausgegangen, dass dieser Anteil bei den Paarhaushalten ohne Kind größer ist als bei denen mit Kind. Bei einer solchen Vorgehensweise bleiben allerdings die oben geäußerten Kritikpunkte – normative Setzung der Untergrenze sowie die Notwendigkeit von Bedarfsgewichten zur vergleichbaren Setzung der Obergrenze – erhalten, wenngleich sie abgeschwächt werden.⁶⁰

c) **Bildung von Vergleichsgruppen auf Basis von Wohlfahrtsindikatoren**

Ein völlig anderer Lösungsansatz zur Bestimmung der Vergleichsgruppen ist die Verwendung von expliziten Wohlfahrtsindikatoren, die das Wohlfahrtsniveau beschreiben (siehe Abschnitt 3.2.2). Diese müssen allerdings normativ bestimmt werden. Ein solches Vorgehen ist in Abbildung 3-2 (c) angedeutet. Einer der beiden Haushaltstypen wird als Referenz gewählt und ein zu betrachtender Einkommensbereich (wiederum normativ) festgelegt. In der Abbildung dienen Paarhaushalte ohne Kind, die zum untersten Einkommensquintil gehören, als Referenz. Die drei roten „x“ symbolisieren entsprechende Haushalte. Bei diesen Haushalten wird nun ein Indikator bzw. ein Bündel von Indikatoren beobachtet, mit denen das Wohlfahrtsniveau erfasst werden kann (zur Wahl möglicher Indikatoren vgl. Abschnitt 3.2.2). Anschließend werden bei den Paarhaushalten mit Kind solche Haushalte ausgewählt, die bei diesem Wohlfahrtsindikator dieselben Werte aufweisen wie die betrachteten Paarhaushalte ohne Kind – dies wird durch die gestrichelten Linien angedeutet. Bei den Paarhaushalten mit Kind wird dabei a priori kein Einkommensbereich festgelegt. Ausgehend von den so zusammengespielten wohlfahrtsäquivalenten, d.h. miteinander vergleichbaren Haushalten können nun Verteilungsschlüssel über ein weiteres Verfahren ermittelt werden.

Bei diesem Vorgehen wird also zunächst bei einer der Vergleichsgruppen eine Setzung vorgenommen, anschließend über die normativ ausgewählten Wohlfahrtsindikatoren die zweite Vergleichsgruppe jedoch empirisch ermittelt. Hierzu kann ein Matching-Verfahren (siehe Abschnitt 3.2.3) verwendet werden. Die „manuelle“ Setzung auch der zweiten Vergleichsgruppe entfällt somit. Zwar muss der relevante Einkommensbereich der ersten Referenzgruppe noch immer normativ gesetzt werden. Allerdings besteht hier die Möglichkeit, die Abhängigkeit der Ergebnisse von dieser Setzung durch Sensitivitätsanalysen zu überprüfen – indem beispielsweise nicht das unterste Einkommensquintil, sondern das unterste Einkommensquartil betrachtet wird (vgl. Abschnitt 3.2.4.a).

⁶⁰ Dies ist im Prinzip die Vorgehensweise, die momentan bei der Berechnung der Regelbedarfe (nicht der Ermittlung der Verteilungsschlüssel) zugrunde gelegt wird, indem durch den Ausschluss der Haushalte, die ausschließlich Leistungen nach dem SGB II oder SGB XII beziehen, und die anschließende Einbeziehung der untersten 15% bzw. 20% der verbleibenden Haushalte bei den Ein-Personen-Haushalten bzw. den Paarhaushalten mit Kind die untere Grenze bei 8,6% bzw. 2,3% und die obere Grenze bei 22,3% bzw. 21,8% festgelegt wird (BT-Drs. 17/3404, S. 89).

3.2.2. Wohlfahrtsindikatoren zur Bestimmung von Vergleichsgruppen

Will man eine Vergleichsgruppenbildung mittels Matching-Verfahren auf der Basis von Wohlfahrtsindikatoren durchführen, um Haushalte in vergleichbarer sozio-ökonomischer Situation („Wohlfahrt“) zu identifizieren, so gilt es solche Indikatoren zu finden, die das Wohlfahrtsniveau verlässlich abbilden. In der Literatur verbreitete Modelle zur Bestimmung von Wohlfahrtsäquivalenz sind der Engel- und der Rothbarth-Ansatz. Diese betrachten aber jeweils nur eine einzelne Gütergruppe zur Bestimmung des Wohlfahrtsniveaus (siehe bereits Abschnitt 3.1.3.c)(i). Kritisch wird gegenüber diesen Ansätzen angemerkt, dass einzelne Indikatoren kaum geeignet sind, das Wohlfahrtsniveau in all seinen Dimensionen angemessen abzubilden. Einen mehrdimensionalen Ansatz verfolgt daher das Lebenslagenkonzept, aus dem sich eine Reihe von Indikatoren ableiten lassen. Zudem ist es aus verschiedenen Gründen sinnvoll, weitere sozio-demografische Merkmale mit aufzunehmen.

Eine Bestimmung der Vergleichsgruppen mittels Matching-Verfahren hat den Vorteil, dass man theoretisch eine beliebige Anzahl von Indikatoren verwenden kann. Die Anzahl der zu verwendenden Indikatoren ist praktisch allerdings durch die Fallzahlen in der Stichprobe begrenzt, damit überhaupt hinreichend viele ähnliche Fälle gefunden werden können. Daher wird es notwendig sein, durch Sensitivitätsanalysen, mit denen überprüft wird, ob und wie stark die Resultate auf Änderungen des Ansatzes reagieren, eine geeignete Kombination von Wohlfahrtsindikatoren zu ermitteln. Dabei sollte auch die Wichtigkeit einzelner Indikatoren – die aber wiederum normativ bestimmt werden müssen – durch entsprechende Gewichtung im Matching-Prozess berücksichtigt werden. Zum Matching wurden Wohlfahrtsindikatoren mit Ausnahme von Szulc (2009) allerdings noch nicht verwendet, da das Matching-Verfahren in der Äquivalenzskalenliteratur generell noch weitgehend unbeachtet ist.

a) Eindimensionale Indikatoren

Einer der frühesten Ansätze zur Bestimmung von Wohlfahrtsäquivalenz geht auf Engel (1857) zurück. Der bereits in Abschnitt 3.1.3.c)(i) skizzierte sogenannte Engel-Ansatz geht von einem theoretischen Nutzenkonzept aus, das auf zwei empirischen Beobachtungen basiert: den als Engelsche Gesetze bekannten Zusammenhängen, (i) dass der Anteil der Nahrungsmittelausgaben an den Gesamtausgaben mit steigendem Einkommen sinkt sowie (ii) dass dieser Anteil bei gleichen Gesamtausgaben umso größer ist, je größer der Haushalt ist (vgl. Deaton/Muellbauer 1980, S. 193). Engel schloss daraus, dass Haushalte, die den gleichen Anteil ihres Budgets für Nahrungsmittel ausgeben, in etwa das gleiche Wohlfahrtsniveau aufweisen.

Ein weiteres dem Engel-Ansatz ähnliches Modell geht auf Rothbarth (1943) zurück (siehe ebenfalls Abschnitt 3.1.3.c)(i). Auch diesem liegt ein nutzentheoretisches Konzept zugrunde, das auf empirischen Beobachtungen basiert. Danach wird für Haushalte unterschiedlicher Zusammensetzung ein vergleichbares Wohlfahrtsniveau unterstellt, wenn sich durch das Hinzukommen einer weiteren Person der Konsum der bisherigen Mitglieder nicht ändert. Hierzu sind allerdings Informationen über den individuellen Konsum notwendig. Der Ansatz lässt sich daher nur dann anwenden, wenn es Güter gibt, die von dem hinzugekommenen Haushaltsmitglied nicht konsumiert werden. Dies ist

vor allem dann der Fall, wenn nur Haushalte miteinander verglichen werden, die sich lediglich durch das Vorhandensein eines Kindes unterscheiden, und wenn typische Erwachsenengüter identifiziert werden können. Beispiele für solche Güter sind Alkohol und Tabak, aber auch Kleidung für Erwachsene.

Mit beiden Verfahren lassen sich – wie in Abschnitt 3.1.3.c(i) beschrieben – Äquivalenzgewichte direkt bestimmen, die dann allerdings nur auf einem einzigen eindimensionalen Wohlfahrtsindikator beruhen. Die entsprechenden Indikatoren – der Budgetanteil für Nahrungsmittel bzw. der Umfang der Ausgaben für Erwachsenengüter – lassen sich aber auch in Verbindung mit weiteren Indikatoren in einem Matching-Verfahren zur Bildung von Vergleichsgruppen verwenden. Will man allerdings den Engel- oder Rothbart-Ansatz zur Ermittlung der Äquivalenzgewichte verwenden, so darf zur Vermeidung von Zirkelschlüssen der entsprechende Indikator nicht beim Matching der Vergleichsgruppen verwendet werden.

b) Lebenslagen- und Lebensstandard-Konzept

Will man nicht nur einzelne Indikatoren zur Messung des Wohlfahrtsniveaus heranziehen, sondern der Mehrdimensionalität von Wohlfahrt⁶¹ gerecht werden, bietet es sich an, auf den sogenannten Lebenslagen-Ansatz zurückzugreifen. Basierend auf frühen Arbeiten von Neurath (1931) und Weisser (1959) wurde das insbesondere in der Forschung zu Armut und zu sozialer Ungleichheit angewandte Lebenslagen-Konzept entwickelt, mit dem die Mehrdimensionalität unterschiedlicher Lebenssituationen – auch unter Berücksichtigung der Wechselwirkung verschiedener Aspekte – analysiert werden soll (Engels 2008). Mit dem Begriff der „Lebenslage“ sollen sowohl die Ressourcen als auch die Handlungsspielräume der Menschen erfasst werden. Mit geeigneten Indikatoren werden dabei die unterschiedlichen Dimensionen sowohl der objektiven Lebensbedingungen als auch des subjektiven Wohlbefindens erfasst.

Teilweise wird der Lebenslagenansatz vom Lebensstandard-Konzept unterschieden, bei dem weniger die Ressourcen und Handlungsmöglichkeiten im Vordergrund stehen, sondern die damit erzielten Lebensstandards, die je nach Präferenzen unterschiedlich ausfallen. Eine gleiche Ressourcenausstattung führt daher nicht notwendigerweise zu einem identischen Lebensstandard (Andreß 2007). Der fehlende Besitz eines eigenen PKW mag Ausdruck bestimmter Präferenzen sein und deutet nicht unbedingt auf ein niedriges Wohlfahrtsniveau hin, auch wenn ein solches Konsumverhalten nicht dem durchschnittlichen Lebensstandard vergleichbarer Haushalte entspricht.

Ohne an dieser Stelle in diese Diskussion tiefer einsteigen zu wollen, deutet dies darauf hin, dass Wohlfahrtsniveaus letztlich nicht vollständig objektiv messbar sind. Dennoch ist man sich in der Literatur darüber einig, dass mit geeigneten Indikatorbündeln relative Wohlfahrtsniveaus angemessen

⁶¹ Gerade wegen dieser Mehrdimensionalität wird hier dem abstrakteren, theoretischen Begriff der „Wohlfahrt“ Vorzug vor anschaulicheren, aber weniger offenen Begriffen wie „Wohlstand“ oder „Lebensstandard“ gegeben, die v.a. materielle Aspekte betreffen und insbesondere auf die Einkommenssituation oder die Ausstattung mit Gütern der betrachteten Individuen und Haushalte abstellen, während sie die Frage der subjektiven Wahrnehmung der Lebensumstände weitestgehend ausblenden.

sen abgebildet werden können. Die Indikatoren entstammen dabei üblicherweise vor allem den fünf Lebenslagendimensionen Bildung, Einkommen, Erwerbsbeteiligung, Gesundheit und Wohnen (z.B. Voges u.a. 2003, S. 9/18). In jüngerer Zeit wird zudem die soziale Teilhabe als wichtige Lebenslagendimension benannt.

c) Weitere sozio-ökonomische Merkmale

Neben den bisher behandelten Indikatoren, die als direktes Maß für das Wohlfahrtsniveau bzw. einzelnen Dimensionen davon angesehen werden können, werden zur Bildung vergleichbarer Gruppen typischerweise auch eine Reihe von sozio-demografischen Merkmalen, insbes. Alter und Geschlecht, verwendet. Dies ist hier aus zwei Gründen sinnvoll. Zum einen sind sie auch direkt wohlfahrtsrelevant, vor allem aber sind sie geeignet, die Präferenzstruktur der Haushaltsmitglieder zumindest etwas zu beschreiben. Dies gilt vor allem dann, wenn sie in Kombination mit den Lebenslagenindikatoren wie Bildung, Erwerbsbeteiligung und sozialer Teilhabe verwendet werden.

3.2.3. Das Matching-Verfahren: Grundlagen und Varianten

Für die Bildung von Vergleichsgruppen auf der Basis von Wohlfahrtsindikatoren bieten sich sogenannte Matching-Verfahren an, die in diesem Kontext überraschenderweise bisher kaum verwendet wurden. Diese Verfahren zielen im Kern darauf, sogenannte „statistische Zwillinge“ zu identifizieren, die sich im Idealfall nur in demjenigen Merkmal unterscheiden, das für den Vergleich von Interesse ist, und in allen anderen Merkmalen identisch sind. Will man beispielsweise den Einfluss eines Kindes auf die Ausgabenstruktur von Paarhaushalten untersuchen, werden jeweils paarweise solche Paarhaushalte gesucht, die sich ausschließlich durch die Anwesenheit eines Kindes und die dadurch mitbestimmte Ausgabenstruktur unterscheiden, aber hinsichtlich aller anderen Merkmale – insbesondere solcher, die das Wohlfahrtsniveau bestimmen, identisch sind.

Die so gebildeten Paare von ansonsten identischen Beobachtungen bilden aus methodischer Sicht eine geeignete Datenbasis zur Ermittlung des Einflusses eines Merkmals auf die zu erklärende Variable. Aus theoretischer Sicht müsste man zur Identifikation des Einflusses des Merkmals eigentlich für jede Beobachtung die beiden möglichen Ausprägungen (*potential outcomes*) der Einflussvariablen (des sogenannten *treatment*) kennen, d.h. man müsste Paare mit Kind auch ohne Kind beobachten können und umgekehrt. In der Realität wird aber immer nur eine Situation realisiert: Paare haben entweder ein Kind oder sie haben keines. Der „statistische Zwilling“ wird dann als Ersatz für die fehlende Beobachtung derselben Paare mit der anderen Merkmalsausprägung genommen, wobei unterstellt wird, dass mit den zum Matching verwendeten Merkmalen Paare gefunden werden, die hinsichtlich der zu erklärenden Variablen gleiche Präferenzen und Verhaltensweisen zeigen.⁶² Unter bestimmten weiteren Unabhängigkeits- und Vollständigkeitsannahmen (*unconfoundedness* und *overlap*, siehe Exkurs 3-8) kann auf diesem Weg der durchschnittliche Effekt

⁶² Dies erfordert sowohl die Annahme stabiler, interpersonell vergleichbarer Präferenzen als auch, dass die zum Matchen verwendeten Variablen Effekte, die für die Vergleichbarkeit relevant sind, korrekt abbilden.

des betrachteten Merkmals (*Average Treatment Effect, ATE*) geschätzt werden. Beim Vergleich von Paaren mit und ohne Kind ist dies der durchschnittliche Effekt eines Kindes für die Ausgabenstruktur, also der gesuchte Ausgabenanteil des Kindes. Eine schwache Variante dieses Effekts (*Average Treatment Effect for the Treated, ATT*) erfordert weniger restriktive Annahmen.

Meist gelingt es aufgrund der Datenlage nicht, ein „exaktes Matching“ durchzuführen, d.h. in den relevanten Merkmalen völlig identische Beobachtungen zu paaren. Daher werden überwiegend statistische Verfahren genutzt, die möglichst ähnliche Beobachtungen zusammenführen und ggfs. auch Mehrfachzuspielungen zulassen. Allerdings können die Effekte dann nicht mehr unverzerrt ermittelt werden. Ziel ist es daher, mit diesen Verfahren Vergleichsgruppen zu identifizieren, die eine möglichst ähnliche Verteilung der Matching-Variablen aufweisen. Dies ist wichtig, wenn mit den Vergleichsgruppen nicht nur Mittelwertdifferenzen berechnet werden sollen, wie sie beim einfachen Mehrbedarfsansatz durchgeführt werden, sowie auch wenn Aufteilungsschlüssel mit ökonomischen Regressionsverfahren ermittelt werden sollen. Gerade die Kombination von Matching-Verfahren mit anschließender ökonomischer Regression zur Bestimmung der jeweils gesuchten Effekte erweist sich vielfach als überlegenes Verfahren gegenüber einer alleinigen Verwendung entweder einer Regression oder eines Matching mit anschließendem Mittelwertvergleich.

Exkurs 3-8: Grundlagen des Matching-Verfahrens

In diesem Exkurs werden die formalen Grundlagen des gerade vorgestellten Vorgehens besprochen. Dabei wird auf den Ansatz der „Potential Outcomes“ zurückgegriffen, der auch als „Rubin causal model“ bezeichnet wird und unter anderem bei Holland (1986) genauer beschrieben ist. Ferner werden Ideen aus dem Bereich des Matching und des damit verbundenen Balancing übernommen, die auf dem Potential-Outcomes-Ansatz basieren. Übersichtsdarstellungen aus ökonomischer Perspektive findet man bei Imbens (2004) und Imbens/Wooldridge (2009), aus soziologischer Perspektive bei Morgan/Harding (2006) und Gangl/DiPrete (2004) und aus statistischer Perspektive bei Stuart (2010).

(i) Potential Outcomes / Rubin Causal model

Betrachtet wird der Effekt eines als Treatment bezeichneten dichotomen Einflussfaktors auf eine Variable X . Dieser Einflussfaktor wird durch eine binäre Variable D erfasst, die gleich 1 ist, wenn das Treatment vorliegt, und ansonsten den Wert 0 annimmt. Bei D kann es sich beispielsweise um Kinder im Haushalt handeln: D ist gleich 1, wenn diese im Haushalt sind, und 0 sonst. Bei X könnte es sich z. B. um die Ausgaben in einer bestimmten Ausgabenkategorie handeln. Im Weiteren wird X als Outcome bezeichnet. Beobachtungen, für die $D = 1$ ist, werden als Treatmentgruppe und Beobachtungen, für die $D = 0$ ist, werden als Kontrollgruppe bezeichnet.

Es wird davon ausgegangen, dass für jede Beobachtung $i = 1, \dots, I$ das Outcome prinzipiell sowohl mit als auch ohne Treatment beobachtbar ist, wobei hierfür $X_i(0)$ und $X_i(1)$ geschrieben wird. Würde man beide Outcomes kennen, könnte der Effekt des Treatment bestimmt werden über $E[X(1) - X(0)]$ – allerdings wird entweder nur $X_i(0)$ oder nur $X_i(1)$ beobachtet. Bezogen auf das im vorausgegangenen Absatz eingeführte Beispiel bedeutet dies, dass es potentiell denk-

bar ist, denselben Haushalt sowohl mit als auch ohne Kinder zu beobachten, in der Realität und damit in den Daten aber nur Informationen für einen der beiden Fälle vorliegen. Ferner kommt hinzu, dass das Outcome in aller Regel nicht unabhängig von weiteren Variablen Z ist, so dass $E[X(1) - X(0)|Z]$ betrachtet werden muss. Diese weiteren Variablen können beispielsweise den Erwerbsstatus der erwachsenen Haushaltsmitglieder umfassen.

Um den Effekt des Treatment dennoch bestimmen zu können, werden zwei Bedingungen eingeführt (vgl. bspw. Rosenbaum/Rubin 1983):¹

$$\text{unconfoundedness} \quad (X(0), X(1)) \perp D|Z \quad (3-28)$$

$$\text{overlap} \quad 0 < Pr(D = 1|Z) < 1 \quad (3-29)$$

Die *unconfoundedness*-Bedingung sagt aus, dass das Paar der beiden potentiellen Outcomes gegeben Z unabhängig vom Treatment ist. Dies bedeutet, dass es bei gegebenem Z keine Selektion ins Treatment gibt: Beobachtungen, die für Z die gleichen Werte aufweisen, dürfen sich nicht systematisch bezüglich der Outcomes unterscheiden.

Die *overlap*-Bedingung bedeutet, dass es für alle Merkmale bzw. Merkmalskombinationen von Z sowohl möglich ist, das Treatment aufzuweisen, als auch, es nicht aufzuweisen. Prinzipiell könnten also alle Beobachtungen das Treatment erhalten. Liegen beide Bedingungen vor, spricht man von einem *strongly ignorable treatment assignment*.

Eine weitere wichtige Annahme wird als *stable unit treatment value assumption* bezeichnet (vgl. bspw. Imbens/Wooldridge 2009). Diese entspricht der bei der statistischen Modellierung üblichen Annahme der Unabhängigkeit von Beobachtungen. Genauer besagt sie, dass das Treatment bzw. Outcome einer Beobachtung unabhängig vom Treatment bzw. Outcome anderer Beobachtungen ist. Ob beispielsweise für eine konkrete Beobachtung i $D_i = 1$ oder $D_i = 0$ ist, wird nicht von einer anderen Beobachtung j beeinflusst.

¹ In der Literatur werden teils auch andere Bezeichnungen für die Bedingungen verwendet (vgl. Imbens 2004).

Ausgehend von diesen Bedingungen kann $E[X(1) - X(0)|Z]$ ermittelt werden über (vgl. Imbens 2004)²

$$\begin{aligned} & E[E(X|D = 1, Z) - E(X|D = 0, Z)] \quad (3-30) \\ &= \sum_z Pr(Z = z) [E(X | D = 1, Z = z) - E(X | D = 0, Z = z)] \end{aligned}$$

Diese Größe wird als *Average Treatment Effect (ATE)* bezeichnet und wird als der Effekt des Treatments auf das Outcome X interpretiert (Gangl/DiPrete 2004).

Eine Variante ist die Betrachtung des *Average Treatment Effect for the Treated (ATT)*. Dieser ist definiert über

$$E[X(1) - X(0)|D = 1, Z] \quad (3-31)$$

Im Gegensatz zum ATE wird hierbei lediglich der Effekt des Treatment auf solche Beobachtungen untersucht, die das Treatment auch erhalten haben. Um den ATT schätzen zu können, müssen zwar wieder Bedingungen eingeführt werden, allerdings sind diese weniger restriktiv als im Falle des ATE:

$$X(0) \perp D|Z \quad (3-32)$$

$$Pr(D = 1|Z) < 1 \quad (3-33)$$

Hierbei handelt es sich um Varianten der *unconfoundedness* und der *overlap* Bedingung. Es wird nunmehr verlangt, dass es keine nicht-kontrollierten, systematischen Unterschiede zwischen Treatment- und Kontrollgruppe bezüglich des Outcome ohne Treatment gibt und dass für jede Merkmalskombination Z eine Zuordnung zur Kontrollgruppe möglich ist.

(ii) *Matching*

Ausgehend von den im vorausgegangenen Unterabschnitt vorgestellten Grundlagen ergeben sich diverse Möglichkeiten zur Schätzung des ATE und des ATT. Nimmt man an, dass man für jede Beobachtung i sowohl $X_i(1)$ als auch $X_i(0)$ kennt, könnte der ATE berechnet werden über

$$ATE = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I X_i(1) - X_i(0) \quad (3-34)$$

und der ATT über

$$ATT = \frac{1}{I_T} \sum_{i=1}^{I_T} X_i(1) - X_i(0) \quad (3-35)$$

wobei I_T der Zahl der Beobachtungen mit Treatment entspricht (vgl. Imbens, 2004). Die I_T Beobachtungen der Treatmentgruppe werden mit den Indizes $i = 1, \dots, I_T$ gekennzeichnet und die der Kontrollgruppe die Indizes $I_T + 1, \dots, I$.

² Die *unconfoundedness* Bedingung garantiert z.B., dass $E(X(1)|D = 1, Z) = E(X(1)|D = 0, Z)$. Durch die *overlap* Bedingung wird garantiert, dass $E(X|D = 1, Z) - E(X|D = 0, Z)$ für alle Z definiert ist.

Ausgehend von den Annahmen aus dem letzten Abschnitt kann für Beobachtungen, für die $D = 1$ gilt, $X_i(0)$ mittels der Beobachtungen mit $D = 0$ geschätzt werden und vice versa. Ein mögliches Vorgehen besteht dabei in der Verwendung sogenannter Matching-Verfahren. Bei diesen wird im einfachsten Fall für eine Beobachtung i mit $D_i = 1$ und $Z_i = z$ eine weitere Beobachtung j mit $D_j = 0$ und $Z_j = z$ herangezogen, um $X_i(0)$ aus $X_j(0)$ zu schätzen. Soll der ATT berechnet werden, reicht es, allen Beobachtungen mit $D = 1$ eine Beobachtung mit $D = 0$ hinzu zuzuspielen. Soll hingegen der ATE berechnet werden, muss zusätzlich auch umgekehrt allen Beobachtungen mit $D = 0$ eine Beobachtung mit $D = 1$ gegenübergestellt werden. Wenn es für eine Beobachtung i mit $D_i \in \{0, 1\}$ nicht möglich ist, eine Beobachtung j mit $D_j = 1 - D_i$ zu finden, bei der $Z_i = Z_j$ gilt (exaktes Matching), wird oftmals eine Beobachtung j verwendet, die i nach bestimmten Kriterien ähnlich ist, so dass zumindest $Z_i \approx Z_j$ erfüllt ist.

In der Literatur zu findende Matching-Verfahren sind deutlich elaborierter als in der hier gegebenen Erklärung erkennbar wird, und es existieren etliche Varianten. Übersichtsdarstellungen findet man in den zu Beginn des Exkurses aufgelisteten Quellen. Zu beachten ist, dass Matching nicht unbedingt die Berechnung einer Mittelwertdifferenz wie in (3-34) und (3-35) impliziert, welche lediglich eine Möglichkeit zur Bestimmung des Effektes von D auf X ist (vgl. Imai et al. 2008).

Ein Anwendungsbeispiel stammt von Szulc (2009 und 2011). Er verwendete einen Matching-Ansatz zur Bestimmung von Äquivalenzskalen. Ausgehend von einer polnischen Haushaltsbefragung matchte er beispielsweise Paarhaushalte ohne Kind und Paarhaushalte mit einem Kind über sozio-demographische Merkmale, wie das Alter des Haushaltsvorstands, sowie über den Anteil der Lebensmittelausgaben an den Gesamtausgaben, der in dieser Arbeit als Wohlfahrtsindikator diente.

Als Outcome verwendete er das logarithmierte Haushaltseinkommen. Entsprechend des oben vorgestellten Schemas berechnete er zunächst die durchschnittliche Differenz der logarithmierten Haushaltseinkommen δ und rechnete diese über $\exp(\delta)$ in einen Äquivalenzskalenwert um.³

(iii) *Balancing*

Bei Matching-Verfahren, wie sie im letzten Unterabschnitt skizziert wurden, wird eine Angleichung der Verteilungen der Variablen Z in Treatment- und Kontrollgruppe erreicht, wobei auch von Balancing gesprochen wird. Hierunter ist zu verstehen, dass sich die Verteilungen der Variablen Z in der Treatment- und in der Kontrollgruppe nicht oder nur geringfügig voneinander unterscheiden, also $Pr(Z|D = 1) = Pr(Z|D = 0)$ gilt. Nachdem über Matching bezüglich Z ausgeglichene bzw. vergleichbare Gruppen erzeugt wurden, kann anschließend mit einem weiteren Verfahren eine Auswertung der Daten erfolgen. Ein Beispiel ist die Verwendung einer einfachen Mittelwertdifferenz wie im vorausgegangenen Unterabschnitt, wobei aber auch Regressionsverfahren benutzt werden können.

Zur Idee, Matching- und Regressionsverfahren zu kombinieren, gibt es eine umfangreiche Literatur (Rubin, 1973a,b und 1979; Rosenbaum/Rubin 1984; Rubin/Thomas 2000; Imai/Van Dyk 2004; King/Zeng 2006; Ho et al. 2007; Iacus et al. 2011; Abadie/Imbens 2011; Iacus et al. 2012; Hainmueller 2012). Ein wesentlicher Vorteil dieser Kombination ist darin zu sehen, dass der Effekt des Treatment D auf das Outcome X besser bestimmt werden kann als bei alleiniger Verwendung entweder einer Regression oder von Matching mit anschließendem Mittelwertvergleich. Hierfür sprechen zum einen Ergebnisse aus Monte-Carlo-Simulationen und empirischen Untersuchungen, zum anderen aber auch theoretische Überlegungen.

Nimmt man als gegeben, dass die Vergleichsgruppen durch Matching gebildet werden sollen, lässt sich wie folgt argumentieren: ist kein exaktes Matching möglich, können die Erwartungswerte in (3) nur verzerrt geschätzt werden, womit auch die Berechnung des ATE über die Mittelwertdifferenz fehlerbehaftet wäre. Berechnet man hingegen im Anschluss an das Matching eine Regression, können Abweichungen von X , die auf Unterschiede in Z zurückzuführen sind, kontrolliert werden (vgl. Rubin 1973a,b und 1979; Abadie/Imbens 2011). Bei der Regression lässt sich also

zumindest in gewissen Grenzen eine etwaige eingeschränkte Vergleichbarkeit der Vergleichsgruppen korrigieren.

Geht man umgekehrt davon aus, dass die Effekte des Treatment mit Hilfe einer Regression bestimmt werden sollen, können dabei Probleme auftreten, wenn $\Pr(Z|D = 1)$ und $\Pr(Z|D = 0)$ sehr unterschiedlich sind (vgl. King/Zeng 2006). Beispielsweise sei für einen Wert g $\Pr(Z > g|D = 1) = 0$ und $\Pr(Z > g|D = 0) > p$. Nun wird eine Regression der Form $X = a + b_z Z + b_D D + \epsilon$ geschätzt. Dies lässt sich so interpretieren, dass durch die Regression für jede Beobachtung i die Werte $\hat{X}_i(1)$ und $\hat{X}_i(0)$ imputiert werden und sich der Treatment-Effekt als Differenz daraus ergibt (vgl. Imbens, 2004). Für Beobachtungen mit $Z > g$ basiert die Imputation $\hat{X}_i(1)$ aber nicht auf beobachteten Daten, sondern auf einer Extrapolation (vgl. King/Zeng 2006). Je nach der Form des Zusammenhangs zwischen Z und X können zudem die Ergebnisse relativ stark von Beobachtungen mit $Z > g$ abhängen und dadurch für unterschiedliche Modellspezifikationen unterschiedlich ausfallen. Werden vor der Berechnung einer Regression durch Matching jedoch bezüglich Z vergleichbare Gruppen abgegrenzt, treten diese Probleme nicht oder nur eingeschränkt auf.

Um vergleichbare Gruppen zu erhalten, kann zum einen ein direktes Matching einzelner Beobachtungen erfolgen wie weiter oben bereits beschrieben. Zum anderen können aber auch Verfahren eingesetzt werden, die die Gleichheit der Verteilungen von Z auf andere Wege erreichen (vgl. bspw. King/Zeng 2006; Hainmueller 2012). Zwar kann für eine Teilmenge der Verfahren, die dafür in Frage kommen, gezeigt werden, dass sie zumindest unter bestimmten Bedingungen ausgeglichene Vergleichsgruppen erreichen und Schätzfehler sowie Modellabhängigkeit von Ergebnissen reduzieren (vgl. bspw. Iacus et al. 2011). Zugleich weisen aber bei weitem nicht alle Verfahren die erste Eigenschaft auf, so dass eine Kontrolle, ob Vergleichbarkeit bezüglich Z erreicht wurde, nötig ist (vgl. bspw. Imai et al. 2008).

³ Durch dieses Vorgehen wird nicht der durchschnittliche Äquivalenzskalenwert ermittelt, sondern dessen geometrisches Mittel (vgl. Szulc 2009). Dieses liegt aber von einem Sonderfall abgesehen immer unterhalb des arithmetischen Mittels, und zwar umso mehr, je höher die Varianz der „individuellen“ Äquivalenzskalen ist (vgl. bspw. Cartwright/Field 1978). Insofern scheint das Vorgehen von Szulc (2009, 2011) in der vorliegenden Form für die hier anstehende Fragestellung weniger geeignet zu sein und kann bestenfalls in modifizierter Form übernommen werden

a) **Vorgehensweise beim Matching**

In der Literatur finden sich verschiedene Ansätze zur konkreten Durchführung von Matching-Verfahren (für einen Überblick vgl. Imbens 2004; Smith/Todd 2005; Henning/Michalek 2008). Allen gemeinsam ist, dass eine Reihe von Festlegungen getroffen werden muss, die sich zu vier Schritten zusammenfassen lassen:

1. Zunächst muss festgelegt werden, wie die Ähnlichkeit von Beobachtungen bestimmt wird. Hier werden üblicherweise sogenannte Distanzmaße verwendet, die die „Nähe“ der jeweiligen Paare messen.

2. Anschließend wird bestimmt, ob jeder Beobachtung aus der Vergleichsgruppe exakt eine Beobachtung aus der Referenzgruppe hinzugespielt wird oder ob es mehrere sein sollen. Ausgehend von diesen Festlegungen kann dann ein konkreter Algorithmus gewählt werden, mit dem das Matching durchgeführt wird.
3. Abschließend wird überprüft, inwieweit durch das Matching miteinander vergleichbare Gruppen erzeugt wurden.
4. Schließlich muss bei der Abgrenzung von mehr als zwei Vergleichsgruppen festgelegt werden, wie die paarweisen Matching-Verfahren zueinander in Bezug gesetzt werden sollen.

Die verschiedenen Ansätze zum Matching gehen bei den einzelnen Teilschritten teils sehr unterschiedlich vor. Die formalen Grundlagen sind exemplarisch in den Exkursen dargestellt. Aufgrund der Datenanforderungen eignen sich nicht alle Verfahren für das vorliegende Problem der Bestimmung von Verteilungsschlüsseln.

Exkurs 3-9: Modell zu Beschreibung des Matching-Problems

Eine Formulierung des Matching-Problems, anhand dessen die Vorentscheidungen aufgezeigt werden sollen, wurde von Heckman et al. (1997) gegeben. Der zu schätzende Effekt für Beobachtung i aus der Treatmentgruppe wird geschrieben als:

$$ATT = \frac{1}{I_T} \left[\sum_{i:D_i=1} X_i(1) - \left(\sum_{j:D_j=0} w_{ij} X_j(0) \right) \right] \quad (3-36)$$

Hierbei ist w_{ij} ein Gewicht, welches angibt, inwieweit eine zur Kontrollgruppe gehörende Beobachtung j in die Schätzung des ATT eingeht. Diese Gewichte werden mit dem Matching-Verfahren bestimmt, wobei $0 \leq w_{ij} \leq 1$ und $\sum_{j:D_j=0} w_{ij} = 1$ gilt. Diese Bedingung setzt voraus, dass alle Beobachtungen aus der Treatmentgruppe berücksichtigt werden und nicht aufgrund einer Verletzung der *overlap* Bedingung ausgeschlossen werden müssen. Ist Letzteres der Fall, wird im Weiteren davon ausgegangen, dass entsprechende Beobachtungen ausgeschlossen wurden und lediglich die eingeschränkte Treatmentgruppe betrachtet wird. Hierdurch wird allerdings nur noch ein lokaler ATT ermittelt (vgl. Iacus et al. 2011).

b) Distanzmaße zur Bestimmung der „Ähnlichkeit“

Zur Ermittlung der Ähnlichkeit von Beobachtungen werden sogenannte Abstände oder Distanzmaße verwendet. Diese drücken aus, wie nahe sich zwei betrachtete Elemente sind, indem ein Wert für die Distanz der Objekte gebildet wird. Wie bei der Verbindungsstrecke zweier Punkte im Raum ist der Wert umso größer, je größer der Abstand der Werte beim betrachteten Merkmal ist. Ist z.B. Alter die Matching-Variable kann der Abstand einfach die Altersdifferenz sein.

Die Vergleichsgruppen werden dadurch gebildet, dass die Abstände über alle paarweise zugeordneten Beobachtungen berücksichtigt werden und die Zuordnung z.B. so vorgenommen wird, dass die

aggregierte Distanz minimiert wird. Im einfachen Beispiel sollen die Beobachtungen so aufeinander bezogen werden, dass die Summe der Altersdifferenzen der gebildeten Paare möglichst klein ist. Werden mehrere Matching-Variablen verwendet, werden die Abstände der verschiedenen Merkmale vor der Aggregation in geeigneter Weise kombiniert. Hierfür stehen eine ganze Reihe unterschiedliche Distanzmaße zur Verfügung. Verbreitet sind die „Mahalanobis-Metrik“, die neben dem quadrierten Abstand auch die Korrelation zwischen verschiedenen Merkmalen berücksichtigt,⁶³ sowie der sogenannte *Propensity Score*, der jeweils die Wahrscheinlichkeit misst, bei einer bestimmten Variablenkonstellation zur Vergleichsgruppe zu gehören.

Exkurs 3-10: Distanzmaße zur Bestimmung der „Ähnlichkeit“

Zur Ermittlung der Ähnlichkeit von Beobachtungen werden sogenannte Abstände oder Distanzmaße verwendet, mit denen bestimmt wird, welche Gewichte w_{ij} gegeben i größer 0 sind. Soll lediglich über eine Variable Z gematcht werden, reicht es aus, den Abstand von Beobachtungen über die Differenzen $d_{ij} = |z_i - z_j|$ zu ermitteln. Für den Fall, dass Z mehrere Variablen umfasst, finden sich in der Literatur etliche Vorschläge. Weit verbreitet sind die Mahalanobis-Metrik (die euklidische Metrik gewichtet mit der Varianz-Kovarianz-Matrix über die Matching-Variablen der Referenz- und Vergleichsgruppe; vgl. z.B. Rubin 1979) und Propensity Scores (vgl. insb. Rosenbaum/Rubin 1983).

Die Mahalanobis-Metrik ist definiert als

$$d_{ij}^M = \sqrt{(z_i - z_j)V^{-1}(z_i - z_j)^T} \quad (3-37)$$

wobei $z_i = (z_{1i}, \dots, z_{ki})$ der Vektor der Werte der Variablen für Beobachtung i ist und V die Varianz-Kovarianz-Matrix der Variablen bezeichnet, die über den gepoolten Datensatz aus Kontroll- und Treatmentbeobachtungen berechnet wurde.

Der Propensity-Score ist definiert als

$$p(z) = \Pr(D = 1|Z) \quad (3-38)$$

und gibt die Wahrscheinlichkeit wieder, dass bei gegebenen Z $D = 1$ gilt, also die Beobachtung in die Treatmentgruppe fällt (Rosenbaum/Rubin, 1983). Dabei wird der Propensity Score in aller Regel über ein Logit- oder Probit-Modell geschätzt, und anschließend werden Abstände zwischen Beobachtungen über $d_{ij}^P = |p(z_i) - p(z_j)|$ berechnet.

Es kann gezeigt werden, dass die Verwendung des Propensity Score für eine ökonomische Schätzung des Treatment-Effekts ausreicht und wünschenswerte Eigenschaften aufweist (vgl. Ro-

⁶³ Dies lässt sich folgendermaßen veranschaulichen: Die Punkte gleicher Distanz zu einem festgelegten Punkt nach der euklidischen Metrik (quadrierter Abstand) bilden im zweidimensionalen Raum einen Kreis (bzw. im dreidimensionalen Raum eine Kugel etc.). Punkte mit einer nach der Mahalanobis-Metrik gleichen Distanz bilden eine Ellipse.

senbaum/Rubin 1983). Allerdings besteht das Problem, dass der Propensity Score zunächst über ein Modell geschätzt werden muss und die günstigen Eigenschaften nur asymptotisch gelten. Dies trifft insbesondere auf kleine Stichprobenumfänge zu, während die Mahalanobis-Metrik unter solchen Bedingungen besser abschneidet (vgl. Dettmann et al. 2011; Zhao 2004).

Andererseits erlaubt der Propensity Score eine „Zusammenfassung“ von Variablen unterschiedlicher Skalenniveaus, während die Mahalanobis-Metrik nur für metrische Variablen angewendet werden kann. Es existieren etliche Vorschläge zur Lösung dieser Probleme, wie beispielsweise Kombinationen von Propensity Score und Mahalanobis-Metrik (Rubin/Thomas 2000) oder die Verwendung von Abständen auf Basis von Rängen (Iacus/Porro 2008).

Mit der Berechnung von Abständen verbunden ist die Entscheidung für ein sogenanntes Caliper c , womit eine absolute Obergrenze für den Abstand zweier Beobachtungen festgelegt wird:

$$\forall d_{ij} > c: w_{ij} = 0 \quad (3-39)$$

Hierdurch wird verhindert, dass Beobachtungen, die sich nicht „ähnlich“ sind, zusammengespielt werden. Eine Verallgemeinerung dieser Idee findet sich bei Iacus et al. (2011), die ausgehend von variablenspezifischen Calipern (c_1, \dots, c_k) eine spezielle Klasse von Matching-Verfahren definieren.

c) Verfahren der paarweisen Zuordnung

Wie viele Beobachtungen gematcht werden und ob Beobachtungen mehrfach verwendet werden, wird in der Literatur sehr unterschiedlich gehandhabt. Die klassische Variante ist, jeder Beobachtung in der Treatmentgruppe genau eine Beobachtung aus der Kontrollgruppe zuzuordnen (*One-to-One-Matching* bzw. paarweises Matching). Die Verwendung mehrerer Matches (*One-to-many*) hat den Vorteil, dass eine Erhöhung der Schätzgenauigkeit erreicht werden kann, wobei zugleich aber mit einer Zunahme des Schätzfehlers zu rechnen ist (vgl. Dehejia/Wahba 2002).⁶⁴ Wird umgekehrt eine Beobachtung aus der Kontrollgruppe mehreren Beobachtungen aus der Treatmentgruppe zugeordnet (*Matching with Replacement*), kann die Schätzgenauigkeit ebenfalls erhöht werden. Wird die Zahl der Matches von Beobachtung zu Beobachtung variiert, kann unter bestimmten Bedingungen eine optimale Übereinstimmung der Vergleichsgruppen erzeugt werden (vgl. Ming/Rosenbaum, 2000).

⁶⁴ Mit „Schätzfehler“ ist gemeint, ob die Schätzung das erfasst, was sie erfassen soll, und mit „Schätzgenauigkeit“, wie exakt die Schätzung ist, unabhängig davon, ob sie das erfasst, was sie erfassen soll. Durch eine Erhöhung der Fallzahl wird die Genauigkeit erhöht. Allerdings ist davon auszugehen, dass die Beobachtungen dann nicht mehr so gut zusammenpassen und die Schätzung hierdurch verzerrt wird.

Exkurs 3-11: Verfahren der paarweisen Zuordnung

- One-to-One-Matching:
Wird jeder Beobachtung aus der Treatmentgruppe genau eine Beobachtung aus der Kontrollgruppe zugeordnet, so gilt $w_{ij} \in \{0,1\}$.
- One-to-many-Matching:
Werden einer Beobachtung in der Treatmentgruppe mehrere Beobachtungen aus der Kontrollgruppe zugeordnet, so gilt $w_{ij} \in [0,1]$.
- Matching with Replacement:
Wird eine Beobachtung aus der Kontrollgruppe mehreren Beobachtungen aus der Treatmentgruppe zugeordnet bedeutet dies, dass $\sum_{j:D_j=0} w_{ij} > 1$ möglich wird.
Allerdings lassen sich statistische Inferenzverfahren nicht mehr ohne weiteres anwenden, da die einzelnen Schätzungen für $X(0)$ und ggf. $X(1)$ nicht mehr unabhängig voneinander sind (vgl. Augurzky/Kluve 2007).

d) Auswahl des Matching-Algorithmus

Die Wahl eines konkreten Matching-Algorithmus muss sich an den Entscheidungen orientieren, die bei den bisher behandelten Punkten getroffen wurden. Allgemein stehen etliche Algorithmen zur Ermittlung der Gewichte zur Verfügung, mit denen Beobachtungen aus der Kontrollgruppe in den Vergleich mit Beobachtungen in der Treatmentgruppe eingehen (vgl. Augurzky/Kluve, 2007). Soll ein *One-to-one*-Matching ohne Zurücklegen vorgenommen und der durchschnittliche Effekt des untersuchten Merkmals auf die Beobachtungen (*Average Treatment Effect on the Treated*; ATT) ermittelt werden, kann ein relativ einfacher Ansatz, das *Nearest-Available-Pair-Matching*, verwendet werden (Rubin 1973a,b): Zunächst werden die Treatment-Beobachtungen in eine zufällige Reihenfolge gebracht. Anschließend wird der ersten Treatment-Beobachtung die ähnlichste Kontrollbeobachtung zugespielt, welche anschließend aus der Menge der noch zur Verfügung stehenden Kontrollbeobachtungen entfernt wird. Dieses Vorgehen wird der Reihe nach für alle Beobachtungen in der Treatmentgruppe durchgeführt. Hierbei ist allerdings zu beachten, dass die Resultate von der Reihenfolge der Treatment-Beobachtungen abhängen können.

Neben diesem Ansatz gibt es einige weitere Vorschläge, wie beispielsweise der von Rosenbaum (1989), der sich sowohl für *One-to-one* als auch für *One-to-many*-Matching eignet. Andere Ansätze versuchen die Gewichte in Gleichung (14) so zu bestimmen, dass bestimmte Zielkriterien optimiert werden, die den Grad des *Balancing* wiedergeben (vgl. Diamond/Sekhon 2006; Hainmueller 2012).

e) Überprüfung der Qualität des Matching

Um zu untersuchen, wie sehr die durch Matching gebildeten Vergleichsgruppen bezüglich der für das Matching verwendeten Variablen (Z) übereinstimmen, werden in der Literatur unterschiedliche Kriterien verwendet. Eine häufig benutzte Variante besteht in einfachen Mittelwertvergleichen für die Matching-Variablen (vgl. bspw. Ming/Rosenbaum 2000) mit anschließender Anwendung von zusätzlichen Testverfahren (vgl. bspw. Augurzky/Kluve 2007): Wenn beim Matching z.B. das

Haushaltseinkommen berücksichtigt wird, werden anschließend die Durchschnittseinkommen von Treatment- und Kontrollgruppe über Testverfahren verglichen, in der Erwartung, dass sie möglichst nah beieinander liegen sollten. Letzteres ist allerdings nicht unproblematisch, da z.B. die Anwendung eines t -Tests darauf hinausläuft, zu überprüfen, ob die Mittelwerte der beiden Gruppen in der Grundgesamtheit identisch sind – dies ist aber eine andere Frage als die nach der Gleichheit der konkret vorliegenden Vergleichsgruppen (vgl. Imai et al., 2008). Eine Alternative ist daher der mehrdimensionale Dissimilaritätsindex von Iacus et al. (2011).

Exkurs 3-12: Dissimilaritätsindex zur Überprüfung der Matching-Güte

Iacus et al. (2011) und Iacus/King (2012) schlagen als Alternative den folgenden Kennwert vor:

$$\mathcal{L} = \frac{1}{2} \sum |P(Z_1 = z_1, \dots, Z_k = z_k | D = 1) - P(Z_1 = z_1, \dots, Z_k = z_k | D = 0)| \quad (3-40)$$

Hierbei steht $P(Z_1 = z_1, \dots, Z_k = z_k | D = 1)$ für die relative Häufigkeit der Merkmalskombination (z_1, \dots, z_k) in der Treatmentgruppe und $P(Z_1 = z_1, \dots, Z_k = z_k | D = 0)$ in der Kontrollgruppe. Dieser Kennwert kann Werte von 0 bis 1 annehmen, wobei der Wert 0 für eine völlige Übereinstimmung der Verteilung von Z bei Treatment- und Kontrollbeobachtungen steht. Dieser Kennwert entspricht der City-Block-Metrik dividiert durch 2 und ist in der Demographie als Dissimilaritätsindex bekannt. Die Verwendung von \mathcal{L} setzt voraus, dass die Variablen Z diskret sind. Ferner sollte bei Variablen mit vielen Merkmalsausprägungen zunächst eine Gruppierung der Merkmalswerte in eine überschaubare Zahl an Merkmalsintervallen oder -gruppen vorgenommen werden.

f) Bildung von mehr als zwei Vergleichsgruppen

Sollen mehr als zwei Vergleichsgruppen gebildet werden, die untereinander in Bezug stehen, sind unterschiedliche Vorgehensweisen möglich. Eine Möglichkeit ist, bei der Bestimmung von Vergleichshaushalten immer von der gleichen Referenzgruppe (z.B. Ein-Personen-Haushalten) auszugehen und dann jeweils in einzelnen Matching-Prozeduren die Vergleichsgruppen der anderen Haushaltstypen hinzu zu spielen. Die Gruppe der Ein-Personen-Haushalte würde damit als fixe Referenz für alle anderen Haushaltstypen dienen und erhielte bei der Äquivalenzskalenermittlung immer den Wert 1. Zum anderen ist auch eine „verkettete“ Vorgehensweise möglich (Szulc 2011). In diesem Fall wird ausgehend von einer Basisreferenzgruppe (z.B. der Ein-Personen-Haushalte) zunächst die Vergleichsgruppe der Paarhaushalte ohne Kind bestimmt. Anschließend werden die Paarhaushalte ohne Kind als Referenzgruppe verwendet, um die Vergleichsgruppe der Paarhaushalte mit Kind zu bestimmen.

Je nach Vorgehensweise müssen die gesuchten Effekte jedoch unterschiedlich bestimmt werden (siehe Exkurs 3-13). Im ersten Fall, d.h. bei einer Vergleichsgruppenbildung zu einer einheitlichen Referenzgruppe, muss jeweils der Gesamteffekt der veränderten Haushaltszusammensetzung ermittelt werden. Nimmt man z.B. die Ein-Personen-Haushalte als Referenzgruppe, so bedeutet dies für

den Vergleich mit den Paarhaushalten mit einem Kind, dass hier zunächst der gemeinsame Effekt eines weiteren Erwachsenen und eines Kindes auf die Ausgabenstruktur des Haushalts ermittelt wird. Die Ausgabenanteile, die dem Kind zugerechnet werden, müssen dann in einem zweiten Schritt mit Hilfe der Ausgabenanteile des zweiten Erwachsenen berechnet werden, die aus einem Vergleich der Ein-Personen-Haushalte mit den Paarhaushalten resultieren. Im zweiten Fall der verketteten Vergleichsgruppenbestimmung werden die Effekte der zusätzlichen Person jeweils direkt bestimmt. Hierzu müssen aber andere Bedingungen erfüllt sein (siehe Exkurs 3-13).

Beim Vergleich der beiden Vorgehensweisen erscheint insbesondere der direkte Schritt von Ein-Personen-Haushalten zu Paarhaushalten mit Kind als problematisch. Zudem dürfte es in diesem Fall schwieriger sein, über das Matching ausgeglichene Vergleichsgruppen zu erreichen. Nichtsdestotrotz kann und sollte versucht werden, beide Varianten anzuwenden. Stimmen die Resultate überein, ist davon auszugehen, dass die zuvor skizzierten Bedingungen gelten und bei der Bildung der Vergleichsgruppe auch die Unabhängigkeitsannahmen in allen ihren Varianten erfüllt werden (vgl. Exkurs 3-8). Ist dies nicht der Fall, kann zwar nicht entschieden werden, welche Annahmen verletzt werden. Aufgrund der weniger restriktiven Bedingungen wäre dann aber das verkettete Verfahren vorzuziehen.

Exkurs 3-13: Effekte bei unterschiedlicher Vergleichsgruppenbildung

Beim Vergleich von mehr als zwei Vergleichsgruppen ist unabhängig vom Verfahren zu beachten, dass nicht mehr von einem dichotomen Treatment ausgegangen werden kann, sondern dieses mehr als zwei Ausprägungen aufweist. Beispielsweise könnte für einen Ein-Personen-Haushalt $D = 0$ sein, für Paarhaushalte ohne Kind $D = 1$ und für Paarhaushalte mit einem Kind $D = 2$. Die kausalen Effekte werden dann bei einem Vorgehen mit Ein-Personen-Haushalten als fixer Referenz mittels $E(X(1) - X(0)|D = 1, Z)$ und $E(X(2) - X(0)|D = 2, Z)$ geschätzt. Bei der Verkettung wird hingegen $E(X(1) - X(0)|D = 1, Z)$ und $E(X(2) - X(1)|D = 2, Z)$ betrachtet. Für die Schätzung müssen im ersten Fall die bereits beschriebenen Bedingungen zur Ermittlung des ATT erfüllt sein, was insbesondere $X(0) \perp D|Z$ umfasst. Im zweiten Fall müssen andere Bedingungen gelten.

Dies lässt sich formal wie folgt zeigen. Zunächst wird die erste Variante mit dem Ein-Personen-Haushalt als fixer Referenz betrachtet. Bei dieser wird $E(X(1) - X(0)|D = 1, Z)$ über

$$E(X(1) - X(0)|D = 1, Z) = E(X(1)|D = 1, Z) - E(X(0)|D = 1, Z) \quad (3-41)$$

berechnet. Da $X(0)$ für $D = 1$ unbekannt ist, muss die Bedingung $X(0) \perp D \in \{0, 1\}|Z$ erfüllt sein, um $X(0)$ mittels Beobachtungen, für die $D = 0$ gilt, zu bestimmen. Für $E(X(2) - X(0)|D = 2, Z)$ erhält man ganz analog

$$E(X(2) - X(0)|D = 2, Z) = E(X(2)|D = 2, Z) - E(X(0)|D = 2, Z), \quad (3-42)$$

was $X(0) \perp D \in \{1, 2\}|Z$ notwendig macht, womit sich $X(0) \perp Z|X$ ergibt. Bei der Verkettung hat man zunächst wieder $E(X(1) - X(0)|D = 1, Z)$ und

$$E(X(1) - X(0)|D = 1, Z) = E(X(1)|D = 1, Z) - E(X(0)|D = 1, Z), \quad (3-43)$$

womit auch hier $X(0) \perp D \in \{0, 1\}|Z$ gelten muss. Nun folgt aber $E(X(2) - X(1)|D = 2, Z)$ und

$$E(X(2) - X(1)|D = 2, Z) = E(X(2)|D = 2, Z) - E(X(1)|D = 2, Z), \quad (3-44)$$

womit zusätzlich noch $X(1) \perp D \in \{1, 2\}|Z$ erfüllt sein muss.

Damit die beiden Varianten übereinstimmen, muss $X(0) \perp D|Z$ auch im Falle der Verkettung zusätzlich zu $X(1) \perp D \in \{1, 2\}|Z$ zutreffen. Unabhängig von der Erfüllung dieser Bedingung muss immer gelten

$$E(X(2) - X(0)|D = 2, Z) = \quad (3-45)$$

$$E(X(1) - X(0)|D = 2, Z) + E(X(2) - X(1)|D = 2, Z),$$

also die exakte Dreiecksungleichung. Nimmt man $X(0) \perp D|Z$ an, kann $E(X(1) - X(0)|D = 2, Z)$ dann einfach ersetzt werden mit $E(X(1) - X(0)|D = 1, Z)$, womit die direkte Schätzung der verketteten Schätzung entspricht.

3.2.4. Bewertung

In den vorangegangenen Abschnitten wurde mit dem Matching-Verfahren ein Ansatz zur Bestimmung von Vergleichsgruppen vorgestellt, der aus theoretischer und empirischer Sicht als bewährt gelten kann. In der Literatur zur Ermittlung von Verteilungsschlüsseln und Äquivalenzskalen wurde er mit Ausnahme von Szulc (2009) bislang allerdings noch nicht angewendet. Mit Hilfe dieses Ansatzes lassen sich einige der in Abschnitt 3.1.5 diskutierten methodischen Probleme lösen oder zumindest abschwächen. Allerdings treten auch neue Probleme auf, und es sind weitere normative Vorentscheidungen nötig. Vor- und Nachteile der Wahl des Matching-Verfahrens zur verbesserten Bestimmung von Verteilungsschlüsseln für die Ausgaben privater Haushalte werden hier daher nochmals zusammenfassend dargestellt und diskutiert.

a) Vorteile des Matching-Verfahrens

Wie in den Abschnitten 3.2.1 und 3.2.3 diskutiert, ist der wesentliche Vorteil des Matching-Verfahrens zur Bestimmung von Vergleichsgruppen die Abschwächung der durch normative Vorentscheidungen bei der Abgrenzung von Referenzgruppen entstehenden Probleme. Erfolgt die Abgrenzung ausschließlich durch eine auf Plausibilitätsüberlegungen basierende Setzung der Einkommensbereiche, und zwar auch noch für jeden der zu vergleichenden Haushaltstypen getrennt, so muss die Vergleichbarkeit der jeweiligen Gruppen in diesen Einkommensbereichen *a priori* als gegeben angenommen werden. Werden hingegen geeignete Wohlfahrtsindikatoren für ein Matching-Verfahren genutzt, kann diese Annahme entfallen, und eine Setzung des zu betrachtenden Einkommensbereichs ist nur noch für eine der Vergleichsgruppen notwendig.

Allerdings setzt dieses Vorgehen voraus, dass die Wohlfahrtsindikatoren sorgfältig ausgewählt werden. Dies setzt selbst wiederum andere normative Wertungen voraus, nach denen die gewählten Indikatoren das Wohlfahrtsniveau tatsächlich angemessen abbilden. Durch die Verwendung verschiedener Wohlfahrtsindikatoren bzw. unterschiedlicher Kombinationen von Indikatorbündeln kann allerdings geprüft werden, wie stark die Ergebnisse von dieser Auswahl abhängen. Das dient einer Versachlichung der Diskussion über die Vergleichbarkeit der unterschiedlichen Haushaltstypen.

Je nachdem, welche Wohlfahrtsindikatoren verwendet werden, kann es zudem nötig werden, bei den Vergleichshaushalten auch eine Einkommensobergrenze zu verwenden. Dies ist dann der Fall, wenn die Wohlfahrtsindikatoren nach unterschiedlichen Einkommensniveaus sehr heterogen ausfallen, breit streuen und sich die Intervalle, in denen die Werte der Wohlfahrtsindikatoren liegen, für sehr unterschiedliche Einkommensniveaus überlappen. Je ungeeigneter ein Indikator ist, desto mehr Beobachtungen müssen durch die Setzung einer Grenze ausgeschlossen werden. Gute Indikatoren machen dagegen nur eingeschränkt zusätzliche Grenzziehungen notwendig, beispielsweise im Falle von statistischen Ausreißern.

Darüber hinaus ergeben sich mit dem Matching-Verfahren einige Ansatzpunkte zur Überprüfung der Relevanz der in Abschnitt 3.1.5 diskutierten Probleme, was eine sachliche Bewertung der Ergebnisse erleichtern sollte.

Einkommensunabhängigkeit (Independence of base)

Das Problem der Einkommensabhängigkeit von Ausgabenstrukturen und Äquivalenzgewichten ist der Hauptgrund, warum zur Bestimmung der Verteilungsschlüssel Haushalte unterschiedlicher Zusammensetzung auch im Hinblick auf den jeweils relevanten Einkommensbereich abgegrenzt werden müssen. Um angemessene Verteilungsschlüssel für den unteren Einkommensbereich ermitteln zu können, wie sie für die Regelbedarfsbemessung notwendig sind, ist die Abgrenzung der zu untersuchenden Haushalte so vorzunehmen, dass die Annahme der Einkommensunabhängigkeit möglichst nicht verletzt wird. Wählt man die Einkommensbereiche für jeden Haushaltstyp getrennt, gerät man in den methodischen Zirkelschluss, dass dafür jene Äquivalenzgewichte benötigt werden, die ja gerade erst ermittelt werden sollen (siehe Abschnitt 3.2.1.b). Dieses Problem wird mit dem Matching-Ansatz umgangen. Zwar ist damit noch nicht sichergestellt, dass die Annahme der Einkommensunabhängigkeit erfüllt ist, da für die allererste Referenzgruppe der Einkommensbereich nach wie vor *a priori* festgelegt werden muss. Die Wirkungen dieser Festlegung können aber getestet werden. Verändern sich die Verteilungsschlüssel in Abhängigkeit vom Einkommensbereich der Basisreferenzgruppe und von den verwendeten Wohlfahrtsindikatoren stark, deutet dies darauf hin, dass Einkommensunabhängigkeit für den betrachteten Bereich nicht gegeben ist und die Abgrenzung sorgfältig und wohlbegründet gewählt werden muss.

Stabile, interpersonell vergleichbare Präferenzen

Stabile, interpersonell vergleichbare Präferenzen werden bei allen ökonometrischen Verfahren unterstellt und müssen auch beim hier vorgeschlagenen Vorgehen angenommen werden. Wird allerdings der Effekt zusätzlicher Haushaltsmitglieder in der schwachen Form (als *Average Treat-*

ment *Effect on the Treated*, ATT) betrachtet, kann dies zumindest in einem gewissen Maße eingeschränkt werden. Bei der Kombination von Matching und Regressionsverfahren wird streng genommen immer der ATE berechnet. Die Bedingungen des ATE können durch ein entsprechendes Matching aber dahingehend eingeschränkt werden, dass die *unconfoundedness*- und die *overlap*-Bedingung nur noch für den Wertebereich der Variablen gelten müssen, der sich für die Treatmentgruppe ergibt. Wenn z.B. Paarhaushalte ohne Kind und Paarhaushalte mit einem Kind verglichen werden und der Effekt des Vorhandenseins eines Kindes ermittelt werden soll, wird hier lediglich vorausgesetzt, dass sich Paarhaushalte mit Kind ohne das betreffende Kind verhalten würden wie Paarhaushalte ohne Kind. Die umgekehrte Annahme, dass sich Paarhaushalte ohne Kind durch Hinzukommen eines Kindes wie Paarhaushalte mit Kind verhalten würden,⁶⁵ wird nicht getroffen, was bedeutet, dass ein gewisser Grad an „Selbstselektion“, d.h. das Vorhandensein systematischer Unterschiede zwischen Paaren, die aufgrund eigener Entscheidungen entweder Kinder haben oder nicht, toleriert wird und nicht zu verzerrten Ergebnissen führt.

b) **Zusätzliche methodische Probleme**

Neben der Lösung oder Milderung methodischer Probleme, die bei der Analyse der Ausgabenstrukturen von Haushalten unterschiedlicher Größe und Zusammensetzung generell zu beachten sind, treten bei der hier skizzierten Vorgehensweise zur Bestimmung der Vergleichsgruppen allerdings auch einige zusätzliche Probleme auf, wie etwa ein möglicher *Post-Treatment Bias* oder eine Verletzung weiterer, hierfür erforderlicher Annahmen. Bereits bekannte Probleme stellen sich zugleich in leicht veränderter Form, wie etwa die Schwierigkeiten beim Umgang mit „Null-Ausgaben“ für einzelne Güter („*Zero expenditure*“).

Post-Treatment Bias

Ein hier bisher nicht behandeltes Problem ergibt sich aus der Frage, ob Matching über die Ergebnisse (*Outcomes*) von Entscheidungen der betrachteten Haushalte möglich ist. Hiermit ist gemeint, dass eine oder mehrere der zum Matching verwendeten Variablen eventuell vom jeweils interessierenden Faktor (dem *Treatment*)⁶⁶ beeinflusst werden. In der Literatur findet sich der Hinweis, dass dies zu verzerrten Ergebnissen führen kann (vgl. Imbens/Wooldridge 2009; King/Zeng 2006).

Wollte man beispielsweise den Effekt einer Einkommenserhöhung messen, so dürfen zum Matching nur solche Variablen verwendet werden, die vom Einkommen unabhängig sind. Würde man auch die Gesamtausgaben, die bei Einkommenssteigerungen ebenfalls steigen, als Matching-Variable verwenden, würde man den größten Teil des Effektes eliminieren, da nun Haushalte mit gestiegenem Einkommen mit solchen gematcht werden, die von vornherein ein höheres Ausgaben-niveau hatten. Die Kontrollgruppe wäre dann falsch abgegrenzt, und der Effekt des gestiegenen Einkommens würde unterschätzt. Für den Fall, dass der gesamte Einkommenszuwachs zusätzlich

⁶⁵ Dies wäre die Bedingung für den Effekt in der starken Form (als ATE; vgl. Abschnitt 3.2.3).

⁶⁶ Der Begriff *Treatment* wurde ursprünglich in die Statistik bei Verfahren eingeführt, die die Effekte einer unterschiedlichen Behandlung von randomisierten Gruppen untersuchen. Mittlerweile wird er auch für unabhängige Merkmale oder Faktoren, die zwei Vergleichsgruppen unterscheiden, verwendet.

ausgegeben wird, würde der Effekt der Einkommenssteigerung bei einer Berücksichtigung der Gesamtausgaben im Matching-Prozess sogar völlig verschwinden (siehe zur formalen Ableitung Exkurs 3-14).

Für das hier zu behandelnde Problem lautet also die Frage, ob die zum Matching vorgesehenen Wohlfahrtsindikatoren und sozio-demographischen Variablen durch ein jeweils neu hinzukommendes Haushaltsmitglied beeinflusst werden. Für einen Teil der sozio-demographischen Variablen kann die geforderte Unabhängigkeit sicher angenommen werden bzw. davon ausgegangen werden, dass diese die Haushaltszusammensetzung beeinflussen und nicht umgekehrt. Dies gilt beispielsweise für das Alter des Haushaltsvorstandes bzw. des Paares und die Bildungsabschlüsse. Bei anderen Indikatoren (z.B. Erwerbsstatus, Vermögen) muss hingegen davon ausgegangen werden, dass sie durch die Haushaltszusammensetzung beeinflusst werden. Auf inhaltlicher Ebene ist dies gerade das Argument für die Verwendung der Indikatoren. Würden sie unverändert bleiben, würde dies entweder bedeuten, dass es aufgrund der Haushaltszusammensetzung keine Unterschiede im Wohlfahrtsniveau gibt, womit die gesamte Problemstellung der Wahl von Vergleichsgruppen obsolet wäre, oder dass die verwendeten Indikatoren keinen Aufschluss über Veränderungen im Wohlfahrtsniveau geben können, mithin also keine Wohlfahrtsindikatoren sind.

Während bei den herkömmlichen Studien, die Matching-Verfahren verwenden, der Effekt einer Intervention, z.B. eine medizinische Behandlung oder die Einführung einer politischen Maßnahme (*Treatment*) untersucht wird, ist die vorliegende Fragestellung anders geartet. Hier soll nicht der Effekt des Hinzutretens eines weiteren Haushaltsmitglieds auf das Wohlfahrtsniveau untersucht werden, sondern der Effekt auf die Ausgabenstruktur des Haushalts unter Berücksichtigung des Wohlfahrtsniveaus, das mit dem weiteren Haushaltsmitglied realisiert wird. Die gesuchte Vergleichsgruppe soll damit nicht die Situation vor Veränderung der Haushaltszusammensetzung im Längsschnitt abbilden, sondern es werden im Querschnitt unterschiedliche Haushalte vergleichbaren Wohlstandsniveaus gesucht. Hierfür ist es dann gerade erforderlich, dass die Wohlfahrtsindikatoren, die von der Haushaltszusammensetzung beeinflusst werden, im Matching-Prozess berücksichtigt werden (siehe zur formalen Ableitung Exkurs 3-14).

Allerdings ergibt sich dabei noch ein anderes Problem. Verwendet man *Outcome*-Variablen bereits zur Bestimmung der Vergleichsgruppen, so lässt sich der kausale Effekt auf diese *Outcome*-Variablen nicht mehr direkt bestimmen. So kann der Effekt einer weiteren Person im Haushalt auf einen Wohlfahrtsindikator, beispielsweise die Ausgaben für Kleidung, nicht ermittelt werden, wenn dieser Wohlfahrtsindikator bereits zum Matching verwendet wird. Dieses Problem lässt sich lösen, indem der betreffende Effekt zunächst gesondert ermittelt wird, wobei ausschließlich andere Wohlfahrtsindikatoren zum Matching verwendet werden. Z.B. kann bei Kleidung für Kinder unter 14 Jahren auf diesen Schritt verzichtet werden, da für Paarhaushalte ohne Kind und für Paarhaushalte mit einem Kind unter 14 Jahren – abgesehen von kleinen Unschärfen (Geschenke für nicht im Haushalt lebende Personen) eine Zuordnung der Ausgaben für Kleidung möglich ist. Alternativ kann man auch Zusatzinformationen aus anderen Datensätzen nutzen, sofern hier individuelle Zuordnungen möglich sind.

Exkurs 3-14: Post Treatment Bias

Das folgende, extrem vereinfachte Beispiel soll das Problem verdeutlichen: Angenommen $X(0)$ und $S(0)$ seien identisch und durch das Treatment werde sowohl das Outcome X als auch S immer um den Wert 1 erhöht, so dass $X(1) = X(0) + 1$ und $S(1) = S(0) + 1$ gilt. Weitere Variablen spielen keine Rolle. In diesem Fall ist

$$E(X|D = 1) - E(X|D = 0) = 0. \quad (3-46)$$

der Treatment-Effekt, wobei davon ausgegangen wird, dass die Zuweisung zum Treatment zufällig erfolgt. Wird nun aber noch S berücksichtigt, gilt $E(X|D, S) = s$. Hierdurch ist

$$E(E(X|D = 1, S) - E(X|D = 0, S)) = 0. \quad (3-47)$$

Bei einem Matching auf S würde also kein Treatment-Effekt festgestellt werden können.

Die Differenz zwischen (3-46) und (3-47) wird als *Post-Treatment Bias* bezeichnet. Formal lässt sich das Ausmaß dieses *Bias* für den ATT definieren als (vgl. King/Zeng 2006):

$$\begin{aligned} \Delta_P &= E_{S(0)}[E(X(0)|D=1, S(0))] - E_{S(1)}[E(X(0)|D=1, S(1))] \\ &= \sum_s \Pr(S(0)=s|D=1)E(X(0)|D=1, S(0)=s) \\ &\quad - \sum_s \Pr(S(1)=s|D=1)E(X(0)|D=1, S(1)=s) \end{aligned} \quad (3-48)$$

Im obigen Beispiel ist $E(X(0)|D = 1, S(0) = s) = s$ und $E(X(0)|D = 1, S(1) = s) = s - 1$, womit Δ_P folgt. Inhaltlich lässt sich (21) so interpretieren, dass je höher der Einfluss von D auf S , desto höher ist der Bias Δ_P .

Zur Bestimmung von Verteilungsschlüsseln wird allerdings eine andere Fragestellung untersucht als ansonsten beim Matching üblich. Denn die zugrunde liegende Fragestellung entspricht (3-47) – d.h. einem Vergleich des Ausgabenverhaltens wohlfahrtsäquivalenter Haushalte unterschiedlicher Zusammensetzung – und nicht (3-46). Zur Verdeutlichung soll ein zweites Beispiel dienen. Für den Fall $D = 0$ seien $X(0)$ und $S(0)$ identisch, für $D = 1$ sei $X(1) = X(0) + 1$ und $S(1) = S(0) - 1$. Durch eine Veränderung der Haushaltszusammensetzung steigen also die Ausgaben für ein betrachtetes Gut, während das Wohlfahrtsniveau abnimmt. Für Gleichung (19) ergibt sich wieder ein Treatment-Effekt von 1. $E(X|D = 0, S)$ ist wieder gleich s , während $E(X|D = 1, S) = s + 2$ ist, womit sich aus Gleichung (3-47) der Wert 2 ergibt. Ein Haushalt mit einem beliebigen Wert $X(0) = S(0)$ müsste bei neuer Zusammensetzung also Ausgaben von $X(1) = X(0) + 2$ haben, um das gleiche Wohlfahrtsniveau zu erreichen wie zuvor. Hätte man für die Referenzhaushalte einen „Regelbedarf“ X festgelegt, müssten Haushalte mit zusätzlichem Mitglied einen Regelbedarf von $X + 2$ erhalten, um nicht schlechter gestellt zu werden. Würde man von (3-48) ausgehen und daher $X + 1$ verwenden, würden diese Haushalte schlechter gestellt.

Matching und Zero Expenditure

Leere Ausgabenkategorien (*Zero expenditure*) verursachen ggfs. bereits beim Matching Probleme, wenn die Ausgabenkategorien als Wohlfahrtsindikatoren Verwendung finden sollen, wie dies in Anlehnung an den Engel- und Rothbarth-Ansatz für die Lebensmittelausgaben und Ausgaben für Kleidung vorgeschlagen wird (siehe 0. Bei den Lebensmittelausgaben sind leere Ausgabenkategorien allerdings unplausibel, da für jeden Haushalt der EVS davon ausgegangen werden kann, dass im Beobachtungszeitraum Ausgaben dieser Art anfallen. Wurden keine solchen Ausgaben angegeben, dürfte es sich um fehlerhafte Angaben oder um sehr atypische Fälle handeln und die betroffenen Haushalte müssen als Ausreißer von der weiteren Analyse ausgeschlossen werden. Bei den Ausgaben für Kleidung verhält es sich hingegen anders. Hier ist prinzipiell zwar ebenfalls davon auszugehen, dass alle Haushalte für alle Mitglieder Kleidung erwerben und leere Ausgabenkategorien bei geringem Einkommen daher nicht aufgrund geringerer Präferenz im Vergleich zu anderen Gütern oder aufgrund von grundsätzlichem Nicht-Konsum zustande kommen. Es kann aber sein, dass solche Ausgaben in größeren Abständen getätigt werden und aufgrund des begrenzten Beobachtungszeitraums nicht erfasst werden. Diese Ausgaben sind dann kein geeigneter Indikator für den tatsächlichen Konsum, und der Wert 0 kann als fehlender Wert interpretiert werden. Allerdings müssen fehlende Werte beim Matching nicht ausgeschlossen werden (vgl. Hansen 2004; siehe Exkurs 3-15).

Exkurs 3-15: Korrektur von Zero Expenditure

Angenommen wird, dass S^* den „wahren“ Wert eines Wohlfahrtsindikators erfasst und immer größer als 0 sei. S sei gleich S^* für den Fall, dass eine latente Variable $S_2^* > 0$ ist, ansonsten gilt $S = 0$. Dabei kann die latente Variable S_2^* beispielsweise ein abstrakter Indikator für die Einkaufshäufigkeit sein.¹ Gesucht ist nun eigentlich

$$E(E(X(1)|D = 1, Z, S^*) - E(X(0)|D = 1, Z, S^*)), \quad (3-49)$$

wobei aber nur

$$E(E(X(1)|D = 1, Z, S) - E(X(0)|D = 1, Z, S)) \quad (3-50)$$

verwendet werden kann. Wird exakt auf S gematcht, kann dies ermittelt werden über:

$$\begin{aligned} E\left(E_S(E(X(1)|D = 1, Z, S) - E(X(0)|D = 1, Z, S))\right) &= \quad (3-51) \\ &= E[Pr(S > 0|D = 1, Z)E_{S>0}[E(X(1)|D = 1, Z, S_{S>0}) - E(X(0)|D = 1, Z, S_{S>0})] \\ &\quad + Pr(S = 0|D = 1, Z)E_{S=0}[E(X(1)|D = 1, Z, S = 0) - E(X(0)|D = 1, Z, S = 0)]] \end{aligned}$$

Der Ausdruck innerhalb des äußeren Erwartungswertes kann gegeben Z geschätzt werden über:

¹ Die Einführung der latenten Variablen S_2^* ist nicht unbedingt notwendig, orientiert sich aber an der Grundidee des Ansatzes nach Heckman (1976).

$$Pr(S > 0|D = 1, Z)E_{S>0}[E(X|D = 1, Z, S_{S>0}) - E(X|D = 1, Z, S_{S>0})] \quad (3-52)$$

$$+Pr(S = 0|D = 1, Z)E_{S=0}[E(X|D = 1, Z, S = 0) - E(X|D = 1, Z, S = 0)]$$

Für $S > 0$ gilt $S = S^*$, so dass in diesen Fällen kein Problem auftritt. Für Beobachtungen mit fehlenden Werten muss

$$E(X|D = 1, Z, S^*, S_2^* \leq 0) = E(X|D = 1, Z, S = 0) \quad (3-53)$$

und

$$E(X|D = 0, Z, S^*, S_2^* \leq 0) = E(X|D = 0, Z, S = 0) \quad (3-54)$$

gelten. Dies bedeutet, dass das *Outcome* gegeben die Kovariablen Z , das Treatment D sowie $S = 0$ nicht systematisch vom unbeobachteten Wert S^* abhängt. Die fehlenden Werte müssen also „*Missing at random*“, d.h. konditional auf die beobachteten Informationen sein (vgl. Hansen, 2004).²

² Die in der Literatur übliche Bezeichnung „*Missing at random*“ ist eventuell etwas irreführend und bedeutet nicht, dass die Werte rein zufällig fehlen. Die Wahrscheinlichkeit $Pr(S = 0)$ darf durchaus von der Höhe von S^* abhängen, allerdings nur vermittelt über Z (vgl. Schafer, 1997).

Verletzung der Bedingungen Unconfoundedness, Overlap, Stable unit treatment value assumption

Zusätzlich können neue Probleme auftreten, wenn die drei in Abschnitt 3.2.3 eingeführten Bedingungen für die Anwendbarkeit des Matchingverfahrens – also *Unconfoundedness*, *Overlap* oder die *Stable unit treatment value assumption* – verletzt sind.

Die Annahme der *Unconfoundedness* wird verletzt, wenn etwa die *Ausgabenstruktur* der beiden Vergleichsgruppen von nicht berücksichtigten Variablen beeinflusst wird, die zugleich einen Einfluss auf die Haushaltszusammensetzung haben. Hiermit ist zu rechnen. Dies könnte z.B. der Gesundheitszustand sein, der sowohl die Entscheidung Kinder zu bekommen als auch die Ausgabenstruktur beeinflusst. Wie im Folgenden noch zu diskutieren ist (siehe Abschnitt 6.2.2.b) ist dieser Indikator in der EVS nicht gut abgebildet und kann daher nur begrenzt berücksichtigt werden. Dies wird allerdings nur dann problematisch, wenn der Einfluss dieser Variablen verglichen mit dem Einfluss der berücksichtigten Merkmale sehr groß ist. Dies ist aber nicht zu erwarten. Dennoch sollten derartige Verzerrungen bei der Interpretation und Anwendung der Ergebnisse berücksichtigt und ggfs. korrigiert werden.

Die *Overlap*-Bedingung wird verletzt, wenn es Merkmalswerte oder -kombinationen gibt, die nur in der Vergleichsgruppe, hier also bei den Haushalten mit einer zusätzlichen Person, vorkommen. Dies wäre etwa der Fall, wenn es nur bei Paarhaushalten mit Kindern Ein-Verdiener-Haushalte gäbe. In einem solchen Fall kann die Berechnung des kausalen Effekts ohne die entsprechenden Haushalte durchgeführt werden, wobei dann allerdings nur ein lokaler Effekt ermittelt wird. Im Extremfall könnten Referenz- und Vergleichsgruppe keinerlei *Overlap* aufweisen und wären damit nicht vergleichbar. In einem solchen Fall könnten Verteilungsschlüssel *nur* aus Individualdaten

ermittelt werden, die allerdings nicht vorliegen. Von einer Verletzung der *Overlap*-Bedingung ist aber nicht auszugehen.

Die *Stable unit treatment value assumption* ist dann verletzt, wenn die Beobachtungen nicht unabhängig voneinander sind – wenn also etwa das Vorhandensein eines Kindes in einem Haushalt Vorhandensein oder Nicht-Vorhandensein von Kindern in anderen Haushalten beeinflusst. Dies mag für einzelne Haushalte in der EVS denkbar sein, ist aber bezogen auf die Masse der Haushalte äußerst unwahrscheinlich. Insofern erscheint diese Annahme unproblematisch.

Insgesamt ist davon auszugehen, dass die Vorteile des Matching-Verfahrens bei der Abgrenzung von Vergleichsgruppen bzw. Referenzhaushalten, auch und gerade im Hinblick auf verbesserte Ergebnisse der daran anknüpfenden Analyse des Ausgabenverhaltens der Haushalte und der Bestimmung von Verteilungsschlüsseln, die möglichen Nachteile klar überwiegen. Die hier diskutierten Probleme sind überwiegend nicht als mögliche Quellen nennenswerter Verzerrungen einzustufen. Ihre mögliche Bedeutung kann bei sorgfältiger Prüfung der verwendeten Daten erkannt und verringert werden bzw. ihre möglichen Implikationen lassen sich durch Vergleiche der Resultate alternativer Vorgehensweisen testen.

3.3. Unsicherheit und Konsistenz der Ergebnisse

Um die pauschalierten Regelbedarfsstufen für das jeweils zu gewährende Existenzminimum von Haushalten unterschiedlicher Zusammensetzung zu ermitteln, wird ein mehr oder weniger aufwendiges System verschiedener Verteilungsschlüssel verwendet, das grundsätzlich gewissen Anforderungen genügen muss. Zum einen sollen die Regelbedarfsstufen pauschal den Bedarf von Personen unterschiedlichen Alters in den verschiedensten Haushaltszusammensetzungen abdecken und zum anderen sollen die Größenvorteile berücksichtigt werden, die beim Wirtschaften in Mehr-Personen-Haushalten entstehen. Die Beträge sollen außerdem möglichst gut mit den Bedarfen von Haushalten übereinstimmen, die bei der Ermittlung der Regelbedarfsstufen nicht berücksichtigt wurden.

Es handelt sich somit ein System von Beträgen bzw. von Verhältniszahlen, die aufeinander Bezug nehmen und aus denen weitere Werte, die Regelbedarfe, abgeleitet werden. Die jeweiligen Einzelwerte wie auch die abgeleiteten Werte sollen dabei mit empirisch ermittelten Werten in Übereinstimmung sein. Hierbei ergeben sich mehrere Probleme, die sich mit folgenden Fragen konkretisieren lassen:

- (i) In welchem theoretisch-logischen Bezug stehen die einzelnen Werte zueinander, und lassen sich diese Werte in empirischem Kontext logisch konsistent ermitteln?
- (ii) Mit welchen Unsicherheiten sind die empirisch ermittelten Werten behaftet?
- (iii) Wann können abgeleitete Werte als mit den empirisch ermittelten Werten vereinbar angesehen werden?

Angesprochen werden damit die Fragen von Unsicherheit bei empirischen Untersuchungen sowie die Konsistenz von komplexen Systemen.

3.3.1. Begriffsabgrenzungen

a) Unsicherheit

Aussagen, die auf empirischen Untersuchungen basieren, sind immer mit Unsicherheiten behaftet. Diese haben verschiedene Ursachen, die zum einen in den erhobenen Daten liegen und zum anderen in den zur Analyse der Daten verwendeten Modellen.

Zur *Datenunsicherheit* gehört zunächst die sogenannte natürliche Variabilität, d.h. die zufälligen oder nicht explizit erfassten Schwankungen der zugrunde liegenden Prozesse. So werden z.B. die Ausgaben für bestimmte Gütergruppen im Allgemeinen nicht nur zwischen verschiedenen Haushaltstypen und unterschiedlichen Wochentagen oder Jahreszeiten variieren, was im Strichprobendesign berücksichtigt werden kann, sondern auch von Sonderangeboten oder der aktuellen Stimmungslage der einkaufenden Person abhängen. Weiterhin gehören zur Datenunsicherheit Messfehler bei der Erhebung der Daten. So mögen unzureichende Erinnerungen zu groben oder falschen Angaben bei den Ausgaben für bestimmte Gütergruppen führen oder auch missverständliche Formulierungen zu falschen Zuordnungen einzelner Güter. Diese Datenunsicherheit lässt sich selbst bei Vollerhebungen nicht vermeiden und führt in jedem Fall zu gewissen Unsicherheiten bei empirischen Analysen.

Des Weiteren führt der Prozess der Stichprobenziehung zur sogenannten *Stichprobenunsicherheit*. Allein durch die Tatsache, dass nur ein kleiner Anteil der interessierenden Grundgesamtheit befragt werden kann, werden einige Personen mit relevanten Merkmalskombinationen in der Stichprobe nicht enthalten sein. Darüber hinaus entstehen durch fehlende Antwortbereitschaft zusätzliche, häufig selektive Ausfälle, die zu einer weiteren Reduzierung der Fallzahlen sowie zu einer mangelnden Repräsentanz bestimmter Teilgruppen der Grundgesamtheit führen können. So umfasst das Stichprobensoll der EVS 0,2% der Haushalte in Deutschland (77.648), wovon nur 71% (55.110 Haushalte) realisiert werden konnten (Statistisches Bundesamt 2013: 33). Dabei weisen u.a. auch die Haushalte im unteren Einkommensbereich, die für die vorliegende Studie von besonderem Interesse sind, besonders hohe Ausfallquoten auf, so dass diese Teilgruppe in der EVS unterrepräsentiert ist (Statistisches Bundesamt 2013: 35). Bei Stichprobenunsicherheit werden üblicherweise inferenzstatistische Verfahren angewendet, um sogenannte Konfidenzintervalle zu bestimmen. Diese geben vereinfacht gesagt den Bereich um einen statistischen Kennwert, z.B. den Mittelwert, einer Stichprobe an, in dem der gegebene, aber unbekannte, wahre Wert mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit liegt.

Modellunsicherheit entsteht dagegen bei der Analyse der Daten. Sobald nicht nur deskriptive statistische Kennziffern auf der gesamten Stichprobe ermittelt werden, sondern Analysen unter Einbezug weiterer Merkmale der Beobachtungen durchgeführt werden, wird ein bestimmter Zusammenhang dieser Merkmale auf Basis eines expliziten oder impliziten Modelles unterstellt. Dies gilt im Grunde bereits bei der Abgrenzung von Teilstichproben aufgrund bestimmter Merkmale wie ausgewählter Haushaltstypen und Einkommensgruppen. Restriktive Modellannahmen werden insbesondere bei ökonometrischen Analysen getroffen, bei denen der Zusammenhang zwischen den betrachteten Merkmalen durch die funktionale Form des Schätzmodells expliziert wird. Da Modelle aber immer

nur einen selektiven Ausschnitt der Realität abbilden, kann es das „wahre“ Modell nicht geben, und verschiedene Modelle sind mehr oder weniger angemessen. Diese Modellunsicherheit lässt sich nicht mit vergleichbaren statistischen Methoden wie bei der Stichprobenunsicherheit quantifizieren. Nur durch alternative Modellrechnungen und Sensitivitätsanalysen, bei denen einzelne Modellannahmen variiert werden, lässt sich ermitteln, in welcher Bandbreite die Ergebnisse plausibler Modelle liegen und welche Ergebnisse als robust angesehen werden können, da sie bei verschiedenen Modelvarianten in einem relativ engen Korridor liegen.

b) Konsistenz

Ein System von Aussagen gilt als konsistent, wenn es logisch widerspruchsfrei ist. Dies bedeutet auch, dass diese Widerspruchsfreiheit grundsätzlicher Natur ist und es in keinem Fall zu einer Abweichung davon kommen kann. Logische Konsistenz bei quantitativen Aussagen setzt dabei exakte Werte voraus, die mittels logischer Verknüpfungen wiederum exakte Werte liefern. Auf ein System von Regelbedarfen in verschiedenen Stufen bezogen bedeutet dies z.B., dass die Summe der Regelbedarfe für zwei (zusammen lebende) erwachsene Personen und für ein Kind exakt dem Regelbedarf für einen Paarhaushalt mit einem Kind entspricht.

Der entsprechende empirische Wert wird angesichts der eben besprochenen Unsicherheiten damit kaum übereinstimmen. Dieses Problem der Konsistenz von empirisch ermittelten Werten wird vor allem in den experimentellen Naturwissenschaften diskutiert, wo die Reproduzierbarkeit von Messungen im Fokus steht. Zwei Messwerte werden in diesem Zusammenhang dann als konsistent bezeichnet, wenn die Diskrepanz der beiden Messungen kleiner als die Messunsicherheit ist (z.B. Scholz 2013). In diesem Sinne können die Unsicherheitsintervalle als Toleranzbereiche angesehen werden, innerhalb derer abgeleitete bzw. zusammengesetzte Werte liegen müssen, um ein System als konsistent anzusehen.

3.3.2. Unsicherheit und Konsistenz bei der gegenwärtigen Regelbedarfsermittlung

Bei der gegenwärtigen Ermittlung von Regelbedarfen werden jeweils die Mittelwerte der in der EVS erfassten Ausgaben in den regelbedarfsrelevanten Gütergruppen sowohl für Ein-Personen-Haushalte als auch für Paarhaushalte mit einem Kind in drei Altersbereichen (0 bis 5 Jahre, 6 bis 13 Jahre, 14 bis 17 Jahre), die zur jeweiligen Referenzgruppe gehören, ermittelt und dann zum jeweiligen Regelbedarf addiert. Im Falle der Paarhaushalte mit einem Kind werden die Ausgaben für das Kind dabei in jeder Gütergruppe mit Hilfe der bisher verwendeten Verteilungsschlüssel bestimmt. Bei dieser Vorgehensweise lässt sich die Stichprobenunsicherheit direkt aus der Streuung der jeweiligen Ausgabenwerte ermitteln.⁶⁷ Als Konfidenzintervalle um die aggregierten Mittelwerte er-

⁶⁷ Hierbei ist zu bedenken, dass es sich bei der EVS um eine Quoten- und nicht um eine Zufallsstichprobe handelt, so dass inferenzstatistische Verfahren aus theoretischer Sicht streng genommen nicht angewendet werden können. Allerdings werden sie in der Praxis mangels anderer Alternativen dennoch verwendet und dürften zumindest eine grobe Abschätzung der Unsicherheit erlauben.

geben sich hierbei für Ein-Personen-Haushalte eine Bandbreite von knapp ± 10 € im Monat, für Paarhaushalte mit einem Kind im Alter bis 6 Jahre von ± 9 €, im Alter 7 bis 13 Jahren von ± 12 € und im Alter ab 14 Jahren von ± 20 €. ⁶⁸ Die relativ großen Bandbreiten bei den älteren Kindern ergeben sich aufgrund der geringen Fallzahlen für diese Haushaltstypen in der EVS 2008.

Die Modellunsicherheit lässt sich bei der gegenwärtigen Methode zur Ermittlung der Regelbedarfe nicht quantifizieren. Hierbei geht es zum einen um die Modell- und Stichprobenunsicherheit der verwendeten Verteilungsschlüssel, die zur Bestimmung der Regelbedarfe von Kindern angewendet werden. Ein Teil dieser Schlüssel wurde mit ökonomischen Modellen auf Basis verschiedener Spezialerhebungen zum Verbrauch in einzelnen Gütergruppen empirisch ermittelt, wobei hier nur teilweise Angaben zur Stichprobenunsicherheit gemacht werden. ⁶⁹ Die Frage nach der Modellunsicherheit bei der Ermittlung dieser Verteilungsschlüssel wird auch nur zum Teil mit einigen alternativen Modellrechnungen behandelt. ⁷⁰ Des Weiteren werden bei der Ermittlung der Regelbedarfe für Kinder für einige Gütergruppen Verteilungsschlüssel auf Basis der Werte der OECD-Skala, einer pro-Kopf-Verteilung sowie einer alleinigen Zurechnung zu den Eltern oder den Kindern verwendet. Diese Werte sind durchweg normativ gesetzt, ⁷¹ weshalb bei der Ermittlung dieser Skalen keine „Modellunsicherheit“ i.e.S. auftritt. Zum anderen stellt sich die Frage der Modellunsicherheit bei der gegenwärtigen Methode zur Ermittlung der Regelbedarfe im Hinblick auf die Angemessenheit der jeweiligen Verteilungsschlüssel. Sowohl die OECD-Skala als auch die in eigenen Studien ermittelten Verteilungsschlüssel basieren nicht auf einem Vergleich von Paarhaushalten ohne und mit einem Kind, sondern wurden für Haushalte mit unterschiedlichen Kinderzahlen unterschiedlichen Alters ermittelt. Inwieweit der Wert für das erste Kind bei solch differenzierten oder über Haushalte unterschiedlicher Größe gemittelten Schlüsseln zur Ermittlung von pauschalierten Regelbedarfen für jedes Kind unabhängig von der Haushaltszusammensetzung geeignet ist, bleibt fraglich. ⁷² Aufgrund dieser Modellunsicherheit müssen die zuvor angegebenen Konfidenzintervalle für die Regelbedarfe der Kinder tendenziell als unterschätzt angesehen werden.

Hinsichtlich der Konsistenz ergeben sich bei der gegenwärtigen Methode mehrere Probleme. So werden die Regelbedarfe für Ein-Personen-Haushalte – und davon abgeleitet auch für die zweite

⁶⁸ Eine Tabelle mit den Konfidenzintervallen ist im Anhang zu diesem Kapitel zu finden.

⁶⁹ Hesse et al. (2001) weisen Standardfehler für die Koeffizienten ihrer Modelle aus und Hamacher et al. (2001) geben Konfidenzintervalle zum Anteil der Kinder an der gesamten Verkehrsleistung der Haushalte an. Aus diesen Angaben lässt sich jedoch nicht die zusätzlich entstehende Unsicherheit bei der Anwendung der auf dieser Basis bestimmten Schlüssel zur Ermittlung der Regelbedarfe bestimmen.

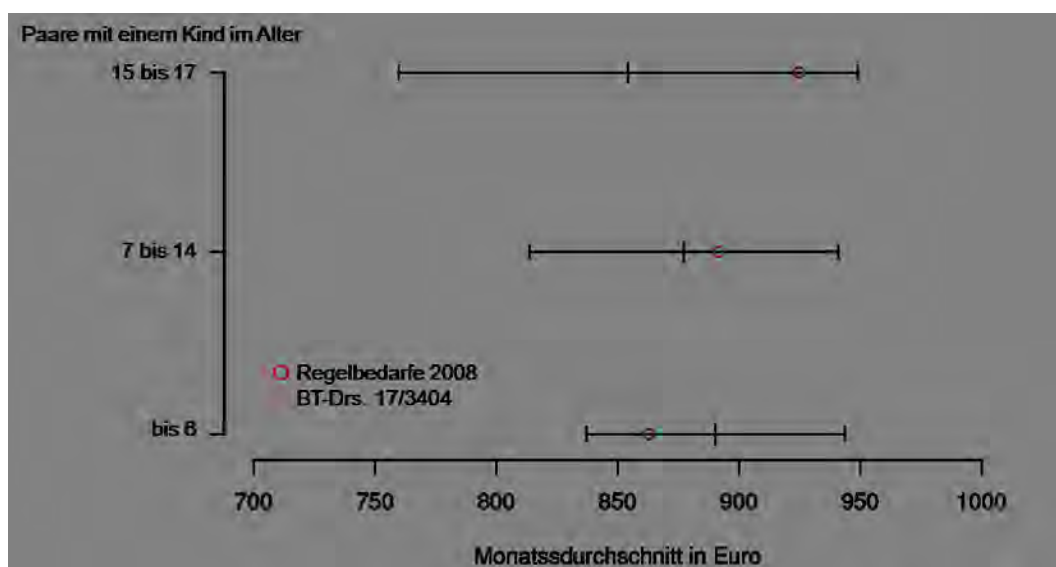
⁷⁰ So werden sowohl bei Hesse et al. (2001) als auch bei Karg et al. (2003) jeweils mehrere alternative Modelle berechnet, eine systematische Untersuchung von Modellunsicherheit mittels Sensitivitätsanalysen fehlt jedoch.

⁷¹ Vgl. hierzu die Ausführungen in Abschnitt 3.1.3.a)

⁷² Sofern durch weitere Kindern zusätzliche Größensparnisse entstehen, senken diese den durchschnittlichen Mehrbedarf eines Kindes, wenn er gemittelt über Haushalte unterschiedlicher Größe bestimmt wird. Dieser wird dann für Haushalte mit nur einem Kind als zu gering ausgewiesen. In die Ermittlung von pauschalierten Regelbedarfen dürfen solche Größensparnisse durch weitere Kinder daher nicht eingehen. Bei nach Kinderzahl differenzierten Schlüsseln sollte dieses Problem zwar nicht auftreten. Dies trifft aber nur zu, wenn dabei das „richtige“ Modell zugrunde liegt.

Person in einem Paarhaushalt – und die für Kinder unabhängig voneinander aus unterschiedlichen Teilstichproben der EVS ermittelt. Allein daher kann nicht erwartet werden, dass die Summe der drei so ermittelten Regelbedarfe mit dem empirischen Wert der (regelbedarfsrelevanten) Ausgaben von Paarhaushalten mit einem Kind aus der Referenzgruppe übereinstimmt. Dies gilt insbesondere, wenn die jeweiligen Haushaltsgruppen im Wohlfahrtsniveau nicht vergleichbar sind. Dies ist in zweierlei Hinsicht nicht gewährleistet. Zum einen werden für die Ermittlung der Regelbedarfe von Kindern Verteilungsschlüssel verwendet, die über den gesamten Einkommensbereich bzw. nicht explizit für den Niedrigeinkommensbereich bestimmt wurden. Inwiefern sie auch für den unteren Einkommensbereich zutreffen, wurde nicht untersucht.⁷³ Zum anderen werden die Referenzgruppen, aus denen die Regelbedarfe für die Ein-Personen-Haushalte einerseits und für die Kinder andererseits ermittelt werden, zwar anhand von vorgegebenen Abschnitten in der Einkommensverteilung bestimmt.⁷⁴ Auch hier ist eine Vergleichbarkeit des Wohlfahrtsniveaus aber nicht gewährleistet.⁷⁵ Sofern die Vergleichbarkeit stark verletzt ist, wäre eine erhebliche Abweichung der empirischen Werte von den zusammengesetzten Werten zu erwarten. Betrachtet man allerdings nun die aus den Mittelwerten berechneten Regelbedarfe für einen Paarhaushalt mit einem Kind unterschiedlichen Alters (vgl. BT-Drs. 17/3404), so liegen diese jeweils innerhalb der Konfidenzintervalle der entsprechenden empirischen Werte der regelbedarfsrelevanten Ausgaben der Paarhaushalte mit einem Kind in der EVS 2008 (siehe Abbildung 3-3). Damit liegen die mit dem bisherigen Verfahren ermittelten Werte – trotz grundsätzlicher Inkonsistenz, die aus ihrer Herleitung resultiert – im Toleranzbereich für ein als in sich stimmig anzusehendes System von Regelbedarfen.

Abbildung 3-3: Konfidenzintervalle der regelbedarfsrelevanten Ausgaben von Paarhaushalten mit einem Kind in der EVS 2008 sowie die für 2008 berechneten Regelbedarfe



⁷³ Wie in Abschnitt 3.1.5.a)(ii) ausführlich diskutiert wurde, muss die Einkommensunabhängigkeit von haushaltsinternen Verteilungsschlüsseln als empirisch widerlegt angesehen werden.

⁷⁴ Vgl. Fußnote 60.

⁷⁵ Vgl. hierzu die Diskussion in Abschnitt 3.2.1.b).

3.3.3. Unsicherheit und Konsistenz von ausgabenbasierten Äquivalenzskalensystemen

Die in Abschnitt 3.1 diskutierten Methoden zur empirischen Analyse des Verbrauchsverhaltens privater Haushalte sind alle ebenfalls mit Unsicherheiten – sowohl Stichproben- als auch Modellunsicherheit – behaftet, und die darauf basierenden Systeme von Verteilungsschlüsseln oder Äquivalenzskalen sind mit Konsistenzproblemen verbunden. Während sich diese bei einfacheren Zurechnungsverfahren wie der Differenzmethode ganz ähnlich darstellen wie beim gegenwärtigen Verfahren der Regelbedarfsermittlung, bieten ausgabenbasierte Äquivalenzskalensysteme einen Ansatz für ein konsistenteres Vorgehen.

Grundsätzlich sind lineare Ausgabensysteme und deren Weiterentwicklungen theoretisch konsistent, da sie stringent aus einem nutzentheoretischen Ansatz abgeleitet werden, und sie können mit konsistenten Schätzverfahren empirisch ermittelt werden. Dabei werden immer zwei Vergleichsgruppen – bspw. Paarhaushalte ohne und mit einem Kind – gleichzeitig betrachtet und die gesamten Informationen für beide Vergleichsgruppen genutzt. Sofern diese tatsächlich ein vergleichbares Wohlfahrtsniveau aufweisen, wird damit Konsistenz erreicht. Damit ein System von Verteilungsschlüsseln oder Äquivalenzskalen insgesamt als konsistent angesehen werden kann, müssen zudem die jeweils aus zwei Vergleichsgruppen ermittelten Skalenwerte verkettet sein. Dazu ist es z.B. notwendig, dass die Auswahl der Paarhaushalte ohne Kind für die Bestimmung der Skalenwerte für RBS 2, d.h. für den Vergleich mit den Ein-Personen-Haushalten, die gleiche ist wie für die Bestimmung der Skalenwerte für die RBS 4 bis 6, d.h. für den Vergleich mit den Paarhaushalten mit einem Kind. Damit hängt auch hier die Konsistenz des Systems im Wesentlichen von der Vergleichbarkeit hinsichtlich des Wohlfahrtsniveaus der jeweiligen Vergleichsgruppen ab. Wie in Abschnitt 3.2.2 dargestellt, soll diese möglichst durch ein Matching-Verfahren auf Basis von Wohlfahrtsindikatoren erreicht werden, wobei mit einem verketteten Matching (Abschnitt 3.2.3.f) die Konsistenz des gesamten Systems angestrebt wird. Zudem erlauben die Modelle durch die Berücksichtigung weiterer Merkmale und Restriktionen eine modellendogene Erhöhung der Vergleichbarkeit. Werden zudem abteilungsspezifische Skalenwerte bestimmt, so müssen auch für diese bestimmte Konsistenzbedingungen eingehalten werden (vgl. hierzu ausführlich Abschnitt 6.3.5).

Die Unsicherheit der Modelle ist dagegen nicht einfach zu bestimmen. Dies gilt insbesondere für die Stichprobenunsicherheit, da die Modelle sehr komplex sind und die zu berücksichtigenden Parameter nicht unabhängig sind (vgl. Exkurs 3-16). Die Überprüfung der Modellunsicherheit mittels Sensitivitätsanalysen ist daher besonders wichtig (vgl. Abschnitt 6.6). Bei den ausgewiesenen Bandbreiten ist dabei zu berücksichtigen, dass hier keine Stichprobenunsicherheit berücksichtigt werden kann und daher auch diese Bandbreiten tendenziell unterschätzt sind.

Exkurs 3-16: Probleme der Ermittlung von Standardfehlern für Äquivalenzskalen

In der Literatur werden für Äquivalenzskalen zumeist keine Standardfehler oder Konfidenzintervalle angegeben. Oftmals finden sich nicht einmal Standardfehler für die Koeffizienten der Ausgabensysteme, auf denen die Skalenwerte basieren. Ursache hierfür ist, dass sich diese Größen nicht einfach berechnen lassen, was insbesondere für die Skalenwerte gilt.

Als Beispiel sei der vergleichsweise einfache Ansatz von Engel betrachtet:

$$w_j = \alpha_j + \beta_j \log(x) + \sum_{k=1}^K \beta_{jk} z_k + \epsilon \quad (3-55)$$

bei dem sich der Skalenwert ergibt als

$$A_R = \exp\left(\sum_{k=1}^K \frac{\beta_{jk}}{\beta_j} (z_{k,r} - z_k)\right) \quad (3-56)$$

Angenommen, Referenz- und Vergleichshaushalt unterscheiden sich nur in einem Merkmal k , für das $z_{k,r} = 0$ und $z_k = 1$ gilt. Dann wird nur noch

$$A_R = \exp\left(-\frac{\beta_{jk}}{\beta_j}\right) \quad (3-57)$$

betrachtet. Von diesem Ausdruck wird nun die Varianz gesucht, also $\text{Var}(A_R)$. Dies ist alles andere als trivial: Betrachtet wird dabei das Verhältnis zweier normalverteilter, korrelierter Zufallsvariablen. Auf dieses Verhältnis wird die Exponentialfunktion angewendet und dann die Varianz des resultierenden Ausdrucks gesucht. Die Varianz von A_R hängt dabei von der Varianz (und Kovarianz) der Parameter β_{jk} und β_j ab.

Für $\text{Var}(A_R)$ können lediglich Approximationen angegeben werden (für ein Beispiel vgl. Phipps/Garner, 1994). Für komplexere Ausdrücke, wie sie für die meisten Skalenwerte benutzt werden, finden sich in der Literatur noch nicht einmal Approximationen. Ferner ist fraglich, inwieweit inferenzstatistische Überlegungen auf eine Quotenstichprobe übertragen werden können. Aus diesem Grunde werden auch in diesem Text keine Standardfehler und Konfidenzintervalle angegeben.

Teil II: Überprüfung der Verteilungsschlüssel

4 Forschungsleitende Fragen

In Kapitel 2 wurden das derzeit geltende Verfahren der Regelbedarfsermittlung vorgestellt und die in der politischen und öffentlichen Debatte der letzten Jahre vorgebrachten Kritikpunkte am aktuellen Verfahren zur Bemessung von Regelleistungen zur sozialen Grundsicherung in Deutschland zusammengetragen und im Hinblick auf ihre Bedeutung für die vorliegende Untersuchung bewertet. In Kapitel 3 wurde ein Überblick über die für die Ermittlung von Verteilungsschlüsseln verfügbaren Methoden gegeben und die bei ihrer Anwendung zu berücksichtigenden Probleme herausgearbeitet. Vor diesem Hintergrund sollen nun forschungsleitende Fragen für die weiteren Analysen festgehalten werden, die sich auf die Überprüfung der bei der Regelbedarfsermittlung verwendeten Verteilungsschlüssel und letztlich auf eine methodisch abgesicherte Neujustierung der Regelbedarfsstufen für alle Haushalte mit mehreren Mitgliedern richten.

Als gegeben genommen wird dabei, dass zur Einlösung dieser Aufgabe ein Statistikmodell – genauer: ein sogenannter „Statistik-Warenkorb“ (vgl. dazu Abschnitte 2.2.1 und 3.1.1) – herangezogen wird, bei dem mit Hilfe geeigneter Mikrodaten und statistischer Verfahren das Verbraucherverhalten von Haushalten analysiert wird, die über ein niedriges, aber den existenzminimalen Bedarf aller Mitglieder deckendes Einkommen verfügen. Abgeleitet werden soll auf diesem Wege ein System von Verhältniszahlen zur Bestimmung von Regelbedarfsleistungen, die es mit gewissen Stilisierungen in Bezug auf die zu berücksichtigenden Haushaltstypen und die Position einzelner Mitglieder im Haushalt (etwa einer Unterscheidung zwischen Erwachsenen und Kindern und einer Differenzierung nach dem Alter der Kinder, aber nicht nach ihrer Ordnungszahl) ermöglichen, Haushalten unterschiedlicher Größe und Zusammensetzung Leistungen zu gewähren, die in jedem Fall den verfassungsrechtlichen Vorgaben und den Zielen des Gesetzgebers für die soziale Grundsicherung entsprechen. Eines der zentralen Probleme ist dabei, dass sich der individuelle Verbrauch einzelner Mitglieder von Mehr-Personen-Haushalten aus sachlichen Gründen nicht beobachten lässt oder zumindest in den verfügbaren Daten nicht genau genug erfasst wird (vgl. Abschnitt 1.2). Wie dieses Problem angemessen und im Rahmen des gesamten Verfahrens der Regelbedarfsermittlung nach dem dafür gewählten Statistikmodell konsistent gelöst werden kann, ist der eigentliche Gegenstand der vorliegenden Studie.

Im Mittelpunkt dieses Kapitels stehen zunächst eine genauere Erörterung der Funktion der Verteilungsschlüssel sowie eine Diskussion der bestehenden Schlüssel, ihrer Grundlagen und ihrer Anwendung (vgl. Abschnitt 4.1). Erforderlich sind für die weiteren Untersuchungen außerdem vertiefende Diskussionen der Bestimmung von Referenz- oder Vergleichsgruppen für verschiedene Haushaltstypen (vgl. Abschnitt 4.2) und der Auswirkungen einer Unterscheidung zwischen regelbedarfsrelevanten und nicht-regelbedarfsrelevanten Ausgaben (vgl. Abschnitt 4.3). Anschließend wird noch auf die bei den weiteren Analysen anzustrebende Verlässlichkeit und Konsistenz der im Einzelnen ermittelten Resultate hingewiesen (vgl. Abschnitt 4.4).

4.1. Verteilungsschlüssel

Die Verbrauchsausgaben privater Haushalte werden im Rahmen der EVS, die der Regelbedarfsermittlung bisher zugrunde liegt, gegliedert nach Gütergruppen („Abteilungen“ und weiter differenzierten „Konsumpositionen“) erfasst, aber nicht einzelnen Haushaltsmitgliedern zugeordnet.⁷⁶ Die Funktion von Verteilungsschlüsseln ist im Rahmen des bisher verwendeten Verfahrens, die für die verschiedenen Gütergruppen getätigten Ausgaben im Falle von Mehr-Personen-Haushalten den einzelnen Mitgliedern zuzurechnen. Effektiv verwendet werden Verteilungsschlüssel dabei für Paar-Haushalte mit einem Kind, um den tatsächlichen Bedarf des jeweiligen Kindes zu bestimmen und auf dieser Basis Leistungen nach den Regelbedarfsstufen 4 bis 6 für Kinder unterschiedlicher Altersstufen zu bemessen, die am Ende allen Kindern im entsprechenden Alter gewährt werden – auch solchen, die in Mehr-Kind-Familien aufwachsen oder mit nur einem Elternteil zusammen leben. Für Leistungen nach den Regelbedarfsstufen 2 und 3, die sich auf weitere erwachsene Haushaltsmitglieder beziehen, werden bisher keine derart differenzierten Verteilungsschlüssel verwendet.

Verteilungsschlüssel sind somit nach Gütergruppen differenzierte Anteile oder Gewichte einzelner Mitglieder am Verbrauch des jeweiligen Haushalts bzw. an den auf die jeweilige Gütergruppe entfallenden Ausgaben. Soweit sie für alle Gütergruppen vorliegen und konsistent ermittelt wurden, lassen sie sich zu Anteilen jedes Mitglieds an den gesamten Verbrauchsausgaben des Haushalts aggregieren. Davon zu unterscheiden sind Äquivalenzskalen, die sich aus der Summe der Bedarfsgewichte aller Mitglieder eines Haushalts ergeben, wobei aber ein normierter Vergleich dieser Summe über verschiedene Haushaltstypen hinweg vorgenommen wird (vgl. Abschnitt 3.1.3). Damit zielen Äquivalenzskalen direkt auf einen Wohlfahrtsvergleich, während Verteilungsschlüssel per se nur gewisse Anteile der Ausgaben einzelnen Haushaltsmitgliedern zurechnen. Für die Ermittlung von Regelbedarfen sollten diese Verteilungsschlüssel jedoch den jeweiligen (Mehr-)Bedarf abbilden.

Effektiv stellen mit Hilfe statistisch-ökonomischer Verfahren ermittelte Äquivalenzskalen somit einen Weg dar, um Verteilungsschlüssel für Mehr-Personen-Haushalte, wie sie bei der Regelbedarfsermittlung zumindest für einige Haushaltstypen (Paar-Haushalte mit einem Kind, aber auch Paar-Haushalte ohne Kinder sowie Haushalte mit drei erwachsenen Mitgliedern) benötigt werden, methodisch fundiert zu bestimmen. Aus dem Vergleich mit Haushalten, die jeweils ein Mitglied weniger aufweisen, können solche Äquivalenzskalen wiederum sowohl aggregiert, d.h. bezogen auf den Gesamtverbrauch der Haushalte, als auch nach Gütergruppen differenziert ermittelt werden. Bei einer konsistenten Ermittlung aller güterspezifischen Skalenwerte lassen sich entsprechende Einzelresultate auch in aggregierte Skalen überführen, wie sie für die Ermittlung typisierter individueller Bedarfe an regelbedarfsrelevanten Gütern in Form der verschiedenen Regelbedarfsstufen am Ende mindestens erforderlich sind.

⁷⁶ Nur in Einzelfällen lässt sich wegen der Art der im Einzelnen erfassten Güter eine Zurechnung zu Erwachsenen oder Kindern sowie zu männlichen oder weiblichen Haushaltsmitgliedern vornehmen.

Während zur Ermittlung von Äquivalenzskalen der Vergleich verschiedener Haushaltstypen notwendig ist, dienen Verteilungsschlüssel dazu, die beobachteten Haushaltsausgaben eines bestimmten Haushalts oder Haushaltstyps den einzelnen Haushaltsmitgliedern zuzurechnen – unabhängig von der Ausgabenstruktur in anderen Haushaltstypen. Als Verteilungsschlüssel könnten letztlich auch willkürlich gegriffene Anteile herangezogen werden, was jedoch sicherlich nicht sachgerecht wäre. Verteilungsschlüssel, die systematisch aus Äquivalenzskalen hergeleitet werden, können dagegen – bei Anwendung auf tatsächlich vergleichbare Haushaltsgruppen – zu einem insgesamt konsistenten System beitragen (vgl. auch Abschnitt 4.4).

Die Regelbedarfsermittlung stützt sich bisher auf güterspezifische Schlüssel, die von der Arbeitsgruppe „Lebenshaltungsaufwendungen für Kinder“ einige Jahre zuvor für andere Zwecke bestimmt wurden und der vom Bundesverfassungsgericht eingeforderten Ermittlung der Regelbedarfe von Kindern und Jugendlichen nach dem im RBEG entwickelten Ansatz am ehesten dienen konnten. Diese Schlüssel wurden allerdings nur für einige wichtige Gütergruppen – nämlich Ernährung, Verkehr und Wohnen – mit Hilfe ökonomischer Analysen auf ähnlicher Datenbasis ermittelt, wie sie auch in der vorliegenden Studie zum Tragen gebracht werden. Bei genauerer Durchsicht der zugrunde liegenden empirischen Arbeiten ergeben sich zudem methodische Bedenken gegen die seinerzeit angestellten Analysen, die teilweise als erheblich einzuschätzen sind (vgl. dazu Kapitel 11). Weiterhin ist problematisch, dass sich die Schlüssel überwiegend nicht auf Haushalte mit niedrigem Einkommen an der Grenze zur Bedürftigkeit beziehen, sondern auf Auswertungen von Daten entweder für Haushalte aller Einkommensklassen oder für Haushalte mit mittlerem Einkommen.⁷⁷ Die Verteilungsschlüssel für alle weiteren Gütergruppen wurden in der genannten Arbeitsgruppe – in einem insgesamt als unsystematisch und trotz der zusammenfassenden Darstellung in Münnich/Krebs (2002) in jedem Fall nicht gründlich genug dokumentierten Methodenmix – in verschiedener Weise gesetzt oder übernommen, ohne dass die Übertragbarkeit dort in nachvollziehbarer Weise geprüft worden wäre.

Zentrale Absicht der weiteren Untersuchungen in dieser Studie ist es vor diesem Hintergrund, die Verteilungsschlüssel zur Regelbedarfsermittlung nunmehr insgesamt durch empirische Analysen zu bestimmen, die aktuellen methodischen Standards entsprechen und die dafür verfügbaren Daten bestmöglich nutzen. Neben Verteilungsschlüsseln für Kinder sollen dabei auch Schlüssel für Erwachsene bestimmt werden, die in Zwei- oder Mehr-Personen-Haushalten leben. Besonderes Augenmerk⁷⁸ gilt dabei zum einen dem Bestreben, angemessene Verteilungsschlüssel (bzw. die ihrer Bestimmung zugrunde liegenden Äquivalenzskalen) für Haushalte mit einem niedrigen, aber als

⁷⁷ Lediglich für Wohnkosten gibt es in den zugrunde liegenden Arbeiten überhaupt differenzierte Schlüssel für Haushalte mit verschieden hohem Einkommen, darunter auch für Haushalte mit niedrigem Einkommen. Effektiv verwendet werden lt. RBEG jedoch auch hier die Schlüssel für Haushalte mit mittlerem Einkommen. Allerdings sind die Differenzen der Schlüssel in diesem Fall nicht groß. Außerdem sind Wohnkosten bei der Schlüsselung von Haushaltsausgaben für die Zwecke der Regelbedarfsermittlung bei weitem nicht von der Bedeutung, die sie in Budgets anderer Haushalte haben, weil die Kosten von Unterkunft und Heizung bei Beziehern von Grundsicherungsleistungen anderweitig gedeckt werden.

⁷⁸ Neben Äquivalenzskalen werden auch noch andere Methoden zur Ermittlung von Verteilungsschlüsseln geprüft.

bedarfsdeckend erachteten Einkommen zu gewinnen. Zum anderen werden im Folgenden sowohl nach Gütergruppen differenzierte als auch aggregierte Verteilungsschlüssel bestimmt.

Abgesehen von der Möglichkeit, methodische Neuerungen zu berücksichtigen, verspricht eine in methodischer Hinsicht einheitliche Neubestimmung der Verteilungsschlüssel *per se* Verbesserungen gegenüber der Verwendung der existierenden Verteilungsschlüssel. In Verbindung mit der Bestimmung von Verteilungsschlüsseln für Erwachsene in Mehr-Personen-Haushalten ergibt sich ferner die Chance, die Konsistenz des gesamten Systems der Regelbedarfsstufen deutlich zu erhöhen (für genauere Ausführungen dazu vgl. Abschnitt 4.4). Die Bestimmung von Verteilungsschlüsseln speziell für Haushalte mit eher niedrigem Einkommen entspricht den Zwecken der Regelbedarfsermittlung aller Voraussicht nach besser als die bisherige Verwendung von Schlüsseln, die ursprünglich für andere Zwecke – nämlich für die Bestimmung der Ausgaben für Kinder in durchschnittlichen Haushalten – aufgestellt wurden. In der vorliegenden Literatur (und auch im internationalen Vergleich der Systeme sozialer Grundsicherungsleistungen) finden sich nämlich klare Anhaltspunkte dafür, dass die Äquivalenzskalenwerte für größere Haushalte mit dem Einkommen der jeweils miteinander verglichenen Haushalte sinken (vgl. Abschnitte 3.1.3 sowie 2.3). Die Bestimmung von nach Gütergruppen differenzierten und auf die gesamten Verbrauchsausgaben der Haushalte bezogenen Verteilungsschlüsseln erlaubt es schließlich, die jeweiligen Resultate zu vergleichen und auch die Frage der Verwendbarkeit von Schlüsseln beiderlei Typs bei der Regelbedarfsermittlung auf der Basis des Statistikmodells zu beleuchten.

4.2. Referenz- und Vergleichsgruppen

Für die Bestimmung des Niveaus existenzsichernder Sozialleistungen einerseits und für die Ermittlung von Verteilungsschlüsseln für Haushalte unterschiedlicher Größe andererseits erweist sich die Abgrenzung von geeigneten Referenz- sowie Vergleichsgruppen als wichtige Voraussetzung.

Referenzgruppen werden benötigt, um die Höhe von Regelbedarfen zu bestimmen. Dies ist grundsätzlich eine normative Entscheidung des Gesetzgebers. Soll diese auch empirisch gestützt erfolgen, so ist hierzu festzulegen, welche Bevölkerungsgruppe als Referenz für das angestrebte Sicherungsniveau gelten soll. Auch dies ist eine normative Festlegung wie in Abschnitt 2.2.4.b)(i) ausführlich diskutiert. Vergleichsgruppen werden dagegen benötigt, um den Bedarf bzw. Mehrbedarf einzelner Haushaltmitglieder zu bestimmen. Liegen – wie hier gegeben – nur Ausgabendaten auf Haushaltsebene vor, so ist der Vergleich von Haushalten, die sich nur in ihrer Zusammensetzung unterscheiden, nahezu der einzig gangbare Weg, eine Zurechnung individueller Anteile an den gesamten Ausgaben des Haushalts vorzunehmen (Abschnitt 3.1).⁷⁹

Eine spezifische Abgrenzung solcher Vergleichsgruppen für verschiedene Haushaltstypen ist dann notwendig, wenn anzunehmen ist, dass das jeweils zu untersuchende Verhalten in der Grundgesamtheit aller Haushalte unterschiedlich ist. Davon ist für die Ermittlung von Regelbedarfen auf der

⁷⁹ Eine der beiden Gruppen dient hierbei ebenfalls als Referenzgruppe für den Vergleich mit der anderen Gruppe.

Basis des Verbrauchsverhaltens realer Haushalte bei der Deckung des laufenden Lebensunterhalts auszugehen. Daher gilt es, Vergleichsgruppen zu definieren, die für die Zwecke der Regelbedarfs-ermittlung – für Haushalte, die allesamt über ein niedriges, aber bedarfsdeckendes Einkommen verfügen sollen – als passend erscheinen und für die ein hinreichend homogenes Verhalten unterstellt werden kann (Abschnitt 3.2). Für die Bestimmung von Verteilungsschlüsseln ist dies letztlich in dreierlei Hinsicht notwendig. Erstens gilt es, Haushalte zu identifizieren, die das Wohlfahrtsniveau erreichen, das durch das Ziel der Sicherung einer menschenwürdigen Existenz vorgegeben ist. Zweitens müssen Haushalte identifiziert werden, die bei gleicher Haushaltszusammensetzung eine vergleichbare Bedarfsstruktur und interne Verteilung der verbrauchten Güter und Leistungen aufweisen, also eine hinreichend homogene Gruppe bilden. Entscheidend für die weiteren Untersuchungen ist schließlich drittens, dass Haushalte mit unterschiedlicher Zusammensetzung identifiziert werden müssen, die ein vergleichbares, dem vorgegebenen Sicherungsziel entsprechendes Wohlfahrtsniveau aufweisen und deren abweichende Bedarfsstruktur dann als Grundlage für die Bestimmung der Bedarfe zusätzlicher Haushaltsmitglieder herangezogen werden kann.

Die Abgrenzung einer Referenzgruppe gegebenen Haushaltstyps zur Bestimmung des Regelbedarfs, der etwa für einen Alleinlebenden eine menschenwürdige Existenz gewährleistet, ist im Kern eine normative Frage, die politisch entschieden werden muss (vgl. Abschnitt 2.2.4). Referenzgruppen, die zweckgemäß abgegrenzt und in sich jeweils ausreichend homogen sein sollten, können auch für andere Haushaltstypen normativ vorgegeben werden. Es erscheint jedoch als sinnvoll, sie stattdessen – nach der Festlegung einer Referenzgruppe für einen Haushaltstyp – mit Hilfe statistisch-ökonomischer Verfahren als mit der ersten Referenzgruppe im Hinblick auf ihr Wohlfahrtsniveau vergleichbar zu bestimmen (vgl. dazu Abschnitt 3.2). Vergleichsgruppen unterschiedlicher Haushaltstypen, die zur Bestimmung der Verteilungsschlüssel dienen, müssen dabei nicht notwendigerweise mit denen zur Bestimmung des existenzsichernden Wohlfahrtsniveaus übereinstimmen. Zwar erscheint eine Übereinstimmung in dieser Hinsicht prinzipiell als stimmiger. Sie sollten jedoch auch so definiert werden, dass sie jeweils eine geeignete Grundgesamtheit für die Anwendung statistischer Verfahren zur individuellen Zurechnung von Haushaltsausgaben bilden.

Zur empirisch gestützten Identifikation und Abgrenzung solcher Vergleichsgruppen sind ebenfalls normative Entscheidungen darüber notwendig, nach welchen Kriterien die Haushalte vergleichbar sein sollen (für eingehendere Überlegungen zu den einschlägigen Anforderungen vgl. erneut Abschnitt 3.2). Bei der Bestimmung der momentan verwendeten Verteilungsschlüssel wurde in der damit befassten Arbeitsgruppe lediglich die Haushaltsstruktur beachtet und teilweise – in den empirischen Studien zu Ernährung, Verkehr und Wohnen – auch eine Differenzierung nach Alter und Geschlecht der Kinder sowie nach neuen und alten Bundesländern vorgenommen. Nach eingehenderer Prüfung der verfügbaren Verfahren und Daten sollen die Vergleichsgruppen für die Ermittlung der Verteilungsschlüssel im Folgenden – ausgehend von einer normativ bestimmten Referenzgruppe für einen der jeweils relevanten Haushaltstypen – für alle Schlüssel einheitlich empirisch bestimmt werden. Ob diese Vergleichsgruppen zur Ermittlung der Relationen von Verbrauchsausgaben unterschiedlicher Haushaltstypen zugleich als Referenzgruppen für die Bestimmung des Niveaus angemessener Regelbedarfe dienen können, kann dabei dahingestellt bleiben.

Besonderes Augenmerk gilt dabei erneut dem Ziel, miteinander vergleichbare Haushalte verschiedenen Typs mit einem niedrigen, aber jeweils als bedarfsdeckend anzusehenden Einkommen zu identifizieren. Bemisst man etwa die existenzsichernden Sozialleistungen für einen Alleinlebenden auf der Basis einer Referenzgruppe mit im Durchschnitt höherem Einkommen, d.h. mit einer höheren Einkommensobergrenze, so erhöht sich zwar der auf dieser Basis ermittelte Regelbedarf einer solchen Person. Soweit die Verteilungsschlüssel für zusätzliche Haushaltsmitglieder mit dem Einkommen der jeweils verglichenen Haushalte sinken (vgl. erneut Abschnitt 3.1.3), werden die Regelbedarfe für weitere Mitglieder eines Mehr-Personen-Haushalts jedoch kleiner, wenn man bei der Bestimmung der Verteilungsschlüssel entsprechend ebenfalls Vergleichsgruppen mit im Durchschnitt höherem Einkommen zugrunde legt.

Bei der anschließenden Regelbedarfsermittlung unter Verwendung der so gewonnenen Verteilungsschlüssel können schließlich nur Haushaltstypen gewählt werden, die schon bei der Ermittlung der Verteilungsschlüssel verwendet wurden. Es können jedoch auch weniger Haushaltstypen berücksichtigt werden, wobei allerdings wiederum normative Setzungen erforderlich sind. So könnte man bei der Bestimmung der Verteilungsschlüssel auch Haushalte mit mehreren Kindern betrachten. Für die Ermittlung der Regelbedarfe kann man sich dann aber auf Haushalte mit einem Kind beschränken, wenn man aufgrund politisch-normativer Vorentscheidungen allen Kindern (in einer Altersstufe) wie bisher den gleichen Regelbedarf zumessen will. Wie bereits erläutert sollen in der vorliegenden Studie – anders als für das derzeitige Verfahren der Regelbedarfsermittlung – aber auch Vergleichsgruppen für Erwachsene in Mehr-Personen-Haushalten gebildet und, soweit die verfügbaren Daten es erlauben, zur Bestimmung von Verteilungsschlüsseln verwendet werden.

4.3. Regelbedarfsrelevante Ausgaben

Wegen der Unterscheidung zwischen regelbedarfsrelevanten und nicht-regelbedarfsrelevanten Gütern bzw. darauf entfallenden Ausgaben wird das Statistikmodell zur Regelbedarfsermittlung auch als „Statistik-Warenkorb“ bezeichnet (vgl. Abschnitt 2.1.1). Diese Unterscheidung, die in der öffentlichen Diskussion über das RBEG kritisiert wurde, ist im Wesentlichen normativer Natur und liegt im Ermessen der Politik (vgl. Abschnitt 2.2.4). Im Hinblick auf die Bestimmung wie auch die Verwendung von Verteilungsschlüsseln für die Regelbedarfsermittlung kann sie jedoch in der Tat zu Problemen führen, die bei den hier angestrebten weiteren Analysen im Blick behalten werden müssen. Solche Probleme stellen sich insbesondere dann, wenn aus einem Güterbündel einzelne Güter herausgenommen werden – unabhängig davon, ob güterspezifische oder auf die gesamten Verbrauchsausgaben bezogene Verteilungsschlüssel ermittelt werden.

Sofern die als nicht-regelbedarfsrelevant eingestuften Güter der Befriedigung eines bestimmten Bedürfnisses dienen, das nicht durch substitutive Güter erfüllt werden kann, oder wenn auch die möglichen Substitute aus dem Warenkorb heraus genommen werden, ist dies für die Ermittlung der

Skalen ohne Belang, da dann alle Haushalte gleichermaßen betroffen sind.⁸⁰ So wäre es methodisch gesehen für die Ermittlung der Skalenwerte z.B. selbst dann unproblematisch, bei der Ermittlung des Regelbedarfs sämtliche Ausgaben für Unterkunft und Heizung unberücksichtigt zu lassen, wenn entsprechende Bedarfe nicht zugleich durch separat gewährte Leistungen jeweils in voller Höhe gedeckt würden, weil dann Mieter und Eigentümer gleich berücksichtigt werden.

Werden hingegen einige Güter aus dem Warenkorb entfernt, während andere enthalten bleiben, die der Befriedigung gleicher Bedürfnisse dienen, kann es insgesamt zu einer Unterschätzung des dafür notwendigen Budgets kommen (vgl. Abschnitt 2.2.4.b)(ii)). Um dies zu vermeiden, könnte man Haushalte, die die aus dem Warenkorb entfernten Güter konsumieren, bei den Analyse für die Bedarfsermittlung unberücksichtigt lassen. In der Praxis entstehen dann allerdings schnell Fallzahlenprobleme.⁸¹ Ob und ggfs. wie sich die hier skizzierten Probleme so lösen lassen, dass Verteilungsschlüssel und Regelbedarfe im Rahmen des Statistikmodells korrekt ermittelt werden, muss daher dort geprüft werden, wo die Unterscheidung regelbedarfsrelevanter und nicht-regelbedarfsrelevanter Güter innerhalb einzelner Gütergruppen im Folgenden konkret zum Tragen kommt (vgl. v.a. Abschnitt 6.4.2).

4.4. Regelbedarfe: Genauigkeit und Konsistenz

Aufgabe der vorliegenden Studie ist es, die bei der Ermittlung der Regelbedarfe von Kindern und Jugendlichen verwendeten Verteilungsschlüssel sowie die Relationen der Regelbedarfe zusammen lebender Erwachsener empirisch zu überprüfen. Um diese Aufgabe einzulösen, sollen statistische Verfahren entwickelt werden, mit deren Hilfe die Verteilungsschlüssel und Regelbedarfsrelationen auf der Basis der EVS 2008 für die Zwecke der Regelbedarfsermittlung gezielt neu bestimmt werden können. Neben der Suche nach angemessenen Verfahren und Verfahrensschritten ist dabei für die hier angestrebten Analysen zweierlei von Bedeutung.

Zum einen ist zu beachten, dass die Resultate neuer Berechnungen zur Höhe von Verteilungsschlüsseln und auf dieser Basis ermittelten Regelbedarfen – wie auch die bisherigen Grundlagen und Resultate der Regelbedarfsermittlung – unaufhebbar mit statistischen Unsicherheiten behaftet sind (vgl. Abschnitt 3.3). Für die Festsetzung von Regelbedarfen muss dabei am Ende eine punktgenaue Lösung gefunden werden, die eine statistische Analyse nie mit absoluter Sicherheit liefern kann. Sie kann vielmehr – ausgehend vom jeweils ermittelten Resultat („Punktschätzer“) – mit

⁸⁰ Dies gilt allerdings nur für die Ermittlung der Skalenwerte, nicht für die Höhe evtl. daraus abgeleiteter Zahlungen.

⁸¹ Dies ist gegenwärtig bei der Ermittlung der Ausgaben für Verkehr (Abteilung 7) von Familienhaushalten der Fall. Da Ausgaben für PKW und Motorrad als nicht regelbedarfsrelevant angesehen werden, werden für die Ermittlung der durchschnittlichen Ausgaben methodisch korrekt nur die Angaben von Haushalten ohne PKW und Motorrad genutzt. Bei den Paaren mit einem Kind im Alter bis unter 6 Jahren verbleiben dann 47 Haushalte, mit einem Kind im Alter von 6 bis 13 Jahren 31 Haushalte und mit einem Kind im Alter von 14 bis 17 Jahren weniger als 25 Haushalte. Die Angaben für die Einzelpositionen in der Abteilung Verkehr basieren dann in Paarhaushalten mit einem Kind in nahezu allen Kategorien auf weniger als 25 Fällen (vgl. BT-Drs. 17/3404 Anhang).

gewisser Wahrscheinlichkeit innerhalb eines jeweils angebbaren Lösungsintervalls liegen. Im Rahmen der weiteren Analysen sind diese Unsicherheiten konsequent offen zu legen und im Auge zu behalten. Dabei sollte versucht werden, die Unsicherheitsbereiche in jedem einzelnen Arbeitsschritt möglichst gering zu halten. Unterschiedliche Ansätze mit wechselseitigen Vor- und Nachteilen, die insgesamt oder bei mehreren einzelnen Verfahrensschritten alternativ angewandt werden können, ohne dass in jedem Fall der eine oder andere Ansatz als klar überlegen erscheint, können dann allerdings immer noch zu einer nicht geringen Bandbreite führen, innerhalb derer die gesuchten Resultate auch und gerade bei sorgfältigster Analyse liegen können.

Zum anderen soll darauf hingewirkt werden, dass die Neuermittlung von Verteilungsschlüsseln und Bedarfsrelationen möglichst auch zu einem insgesamt konsistenten Verfahren für die Regelbedarfsermittlung führt (vgl. Abschnitte 3.3.1.b) sowie 3.3.3). Diese Möglichkeit ergibt sich, da hier nun auch – auf der Basis empirisch gebildeter Vergleichsgruppen – Schlüssel für die Regelbedarfsstufen weiterer in einem Haushalt lebender Erwachsener, also v.a. für RBS 2, bestimmt werden. Voraussetzung dafür ist, dass die Bedarfe einzelner Haushaltsmitglieder über alle Regelbedarfsstufen – und auch über alle Gütergruppen hinweg – mit möglichst einheitlicher Methodik und auf der Basis einer einheitlichen Datengrundlage ermittelt werden. Anstelle einer nach Gütergruppen differenzierten Ermittlung können Verteilungsschlüssel dabei u.U. auch bezogen auf die gesamten Verbrauchsausgaben für eine Person bestimmt werden. Außerdem sollten die für Erwachsene (RBS 2 und 3) und Kinder (RBS 4 bis 6) ermittelten Regelbedarfsrelationen bzw. Verteilungsschlüssel idealerweise so miteinander verkettet werden, dass die Summe der Leistungen verschiedener Regelbedarfsstufen z.B. verlässlich dem gesamten Bedarf eines Haushalts mit Kindern entspricht.

5 Zentrale Ergebnisse der Studie

Die Analysen, die zur Bearbeitung der Forschungsfragen der vorliegenden Studie angestellt werden, sind mit Rücksicht auf den anzustrebenden methodischen Standard technisch sehr komplex. Insgesamt wird dabei eine Vielzahl prinzipiell als geeignet erscheinender Verfahren und Verfahrensschritte erprobt. Ergebnisse, die auf dieser Grundlage als zentral erscheinen, werden außerdem durch diverse Sensitivitätsanalysen und Versuche zur Validierung ergänzt. Die Ausführungen dazu, wie die konkrete Vorgehensweise erarbeitet wurde, und die Dokumentation aller dabei gewonnenen Resultate fallen daher sehr umfangreich aus.

Vor einer ausführlichen Darstellung, die in den Kapiteln 6 bis 11 erfolgt, wird in diesem Kapitel daher vorab ein kurzer, auf allgemeine Verständlichkeit ausgelegter Überblick über die zur Überprüfung der Verteilungsschlüssel für die Regelbedarfsermittlung gewählte Vorgehensweise (Abschnitt 5.1) sowie über die zentralen Resultate (Abschnitt 5.2) gegeben.⁸² Ferner werden die zentralen Ergebnisse mit den bisherigen Verteilungsschlüsseln bzw. den nach dem bisher angewandten Verfahren ermittelten Regelbedarfen sowie mit diversen anderen, sachlich vergleichbaren Resultaten aus der Forschungsliteratur verglichen (Abschnitt 5.3). Im Anschluss daran werden die wichtigsten Schlussfolgerungen aus den hier angestellten Analysen festgehalten (Abschnitt 5.4).

5.1. Vorgehensweise

Zentrale Datenbasis für die hier dargestellten Analysen ist die EVS 2008. Die darin erhobenen Daten zu sozio-ökonomischen Merkmalen der befragten Haushalte sowie v.a. zu ihrem Einkommen und Verbrauch werden für die weiteren Untersuchungen in verschiedenartiger Weise ausgewählt und aufbereitet (für eine genauere Darstellung von Datengrundlage und Datenaufbereitung, vgl. Abschnitt 6.1). Ziel ist es dabei, eine Datengrundlage zu gewinnen, die einerseits mit derjenigen möglichst exakt vergleichbar ist, die das Statistische Bundesamt im Jahre 2010 bei seinen Sonderauswertungen zum RBEG verwendet hat, und andererseits alle mit den existierenden Daten realisierbaren Auswertungsmöglichkeiten für die Zwecke der vorliegenden Studie bietet, die mit den existierenden Daten realisiert werden können.⁸³ Für die Abgrenzung von Referenz- und Vergleichsgruppen wird ein in diesem Kontext innovatives Verfahren verwendet, nämlich ein sogenanntes Matching von Haushalten verschiedener Typen in mehreren, im Detail verschiedenen Varianten (vgl. Abschnitt 5.1.1). Bei der Bestimmung von Äquivalenzskalen, aus denen sich Vertei-

⁸² Methodisch geschulte Leser, denen die Ausführungen als nicht detailliert und präzise genug erscheinen, werden gebeten, die genauere Darstellung in den nachfolgenden Kapiteln heranzuziehen.

⁸³ Alle Analysen für diese Studie wurden mit der faktisch anonymisierten 80%-Sub-Stichprobe der EVS 2008 angestellt, die vom Statistischen Bundesamt als *Scientific Use File* (SUF) zur Verfügung gestellt wird (vgl. Abschnitt 6.1). Ein Teil der Analysen wurde später mit dem gesamten Datensatz, der allerdings nur geringfügig mehr relevante Fälle umfasst, wiederholt, da dieser aus datenschutzrechtlichen Gründen nur in Forschungsdatenzentren der amtlichen Statistik oder per Datenfernverarbeitung im Statistischen Bundesamt zugänglich ist. Diese Ergebnisse bestätigen die mit der Sub-Stichprobe ermittelten Resultate. Im Text der Studie werden daher die Ergebnisse der 80%-Stichprobe dargestellt und im Anhang ergänzend Ergebnisse auf der Basis des vollständigen Datensatzes dokumentiert, soweit diese vorliegen.

lungs- bzw. Bedarfsgewichte für zusätzliche Haushaltsmitglieder in verschiedenen Haushaltstypen ergeben und Verteilungsschlüssel für die auf Haushaltsebene beobachteten Verbrauchsausgaben berechnen lassen, werden alternativ mehrere Verfahren herangezogen, die dafür zur Verfügung stehen (vgl. Abschnitt 5.1.2).⁸⁴

5.1.1. Abgrenzung der Vergleichshaushalte

Im derzeitigen Verfahren zur Ermittlung der Regelbedarfe werden die Referenzgruppen für alle relevanten Haushaltstypen normativ gesetzt. Dies geschieht im Wesentlichen auf der Basis ihrer Haushaltsstruktur sowie ihrer Position in der Einkommensverteilung. Eine Überprüfung der Vergleichbarkeit der Referenzgruppen hinsichtlich ihres Wohlfahrtsniveaus findet dabei nicht statt. In den hier angestellten Analysen wird statt dessen jeweils nur eine Referenzgruppe – Haushalte eines bestimmten Typs mit einem niedrigen, aber als bedarfsdeckend erachteten Einkommen – normativ vorgegeben (vgl. Abschnitt 3.2.1.c). Die Vergleichsgruppe von Haushalten eines anderen Typs, dessen abweichendes Verbrauchsverhalten Grundlage für die Ermittlung der Verteilungsschlüssel sein soll, wird dagegen aus einer größeren Grundgesamtheit mit Hilfe statistisch-ökonomischer Verfahren so ausgewählt, dass sie mit der jeweiligen Referenzgruppe hinsichtlich des erreichten Wohlfahrtsniveaus möglichst gut vergleichbar ist.

Dabei werden Verfahren angewandt, mit deren Hilfe „statistische Zwillinge“ gesucht werden, die sich vom Referenzhaushalt idealerweise nur in genau einer Hinsicht – hier durch das Hinzutreten eines weiteren Haushaltsmitglieds – unterscheiden. Bei diesen Verfahren, die in der Fachliteratur als „Matching“ bezeichnet werden, können verschiedene Merkmale, einzeln oder simultan, berücksichtigt werden, hinsichtlich derer die jeweils ausgewählten Vergleichshaushalte möglichst geringe Unterschiede aufweisen sollen. Ferner können verschiedene Maße zur Messung der verbleibenden Unterschiede herangezogen werden. Auch für das Matching selbst existieren eine ganze Reihe verschiedener Verfahren (für ausführlichere Überblicke vgl. Abschnitt 3.2.3).

Der erste Schritt bei der Abgrenzung von Vergleichsgruppen mit Hilfe eines Matching besteht jeweils darin, eine Referenzgruppe eines Haushaltstyps zu definieren, für die dann vergleichbare Haushalte eines anderen Typs gesucht werden. Als Referenzgruppe für die Analysen zu den Verteilungsschlüsseln für Kinder (RBS 4 bis 6) werden, wie bisher, die unteren 20% der – nach Herausnahme der Bezieher von Sozialleistungen ohne eigenes Einkommen – nach ihrem Haushaltsnettoeinkommen geschichteten Paarhaushalte mit einem Kind herangezogen. Die Beschränkung auf Haushalte mit niedrigem Einkommen entspricht dabei dem Zweck der Regelleistungen nach dem SGB II und SGB XII. Sie erscheint außerdem als angebracht, weil die Anteile zusätzlicher Haushaltsmitglieder am Gesamtverbrauch mit steigendem Haushaltseinkommen tendenziell sinken und hier Verteilungsschlüssel zur Bestimmung der zusätzlichen Bedarfe von Kindern bestimmt werden sollen, die in Haushalten mit relativ niedrigen, aber bedarfsdeckenden Einkommen leben. Um sicher zu stellen, dass die im nächsten Schritt zu bildende Vergleichsgruppe von Paarhaushalten ohne

⁸⁴ Für einen umfassenderen Überblick über Ansätze zur Lösung dieser beiden Teilaufgaben, ihre Anwendbarkeit auf Fragestellung und Daten dieser Studie sowie ggfs. ihre Vor- und Nachteile vgl. Kapitel 3.

Kinder ein Wohlstandsniveau aufweist, das demjenigen der Referenzgruppe vergleichbar ist, erscheint ihre Abgrenzung mit Hilfe eines Matching-Verfahrens als sinnvoll. Die genaue Abgrenzung der Referenzgruppe hat dagegen den Charakter einer unumgänglichen, politisch-normativen Vorentscheidung.

Als Grundgesamtheit für die Auswahl der Vergleichsgruppe von Paar-Haushalten ohne Kinder – d.h. als „Pool“ von Haushalten, aus dem anschließend „Zwillinge“ für die Referenzgruppe der Paarhaushalte mit einem Kind gesucht werden – werden nicht nur die unteren 20% und auch nicht alle, sondern effektiv die unteren 66% der nach ihrem Nettoeinkommen geschichteten Haushalte dieses Typs herangezogen. Diese Vorauswahl verbessert die Güte des Matching-Prozesses, ohne den Kreis der möglichen Vergleichshaushalte vorab allzu sehr einzugrenzen.⁸⁵ Die anschließenden Analysen zur Bestimmung von Verteilungsschlüsseln beziehen sich dann stets auf die Referenzgruppe der Paarhaushalte mit einem Kind und die Gruppe der Paarhaushalte ohne Kind, die als deren „statistische Zwillinge“ identifiziert werden. Mit Rücksicht auf die relativ geringen Fallzahlen, die in den zugrunde liegenden Daten verfügbar sind, werden weder bei der Abgrenzung der Vergleichsgruppen noch bei den weiteren Analysen getrennte Berechnungen für Kinder verschiedener Altersstufen angestellt. Vielmehr wird der Einfluss des Alters von Kindern in den Analysen auf andere Weise berücksichtigt – nämlich gestützt auf Daten für Paarhaushalte mit einem Kind ohne Einkommensbeschränkung (vgl. Abschnitt 7.7) – und auf dieser Basis auch die Abgrenzung von Altersgruppen geprüft, für die bei den Kindern jeweils ein hinreichend vergleichbares Verbrauchsverhalten erkennbar wird.

Beim Matching werden sozio-demographische Merkmale – darunter allerdings nicht das Haushaltsnettoeinkommen⁸⁶ – sowie unterschiedliche Wohlfahrtsindikatoren verwendet, sowohl einzeln als auch in verschiedenen Kombinationen,⁸⁷ um in dieser Grundgesamtheit Haushalte zu identifizieren, die mit denen in der Referenzgruppe möglichst gut vergleichbar sind. Die Unterschiede zwischen den zu vergleichenden Haushalten, die im Rahmen des Matching-Verfahrens jeweils

⁸⁵ Bei diesen 66 % handelt es sich aber nicht etwa um eine Referenzgruppe im Sinne des RBEG, sondern um einen „Pool“ von Haushalten aus dem „Zwillinge“ zu den 20 % Paarhaushalten mit einem Kind gesucht werden.

⁸⁶ Das Haushaltsnettoeinkommen selbst kann nicht zum Matching herangezogen werden, weil Haushalte unterschiedlicher Zusammensetzung notwendigerweise über ein unterschiedliches Einkommen verfügen müssen, um das gleiche Wohlfahrtsniveau zu erreichen. Um welchen Faktor diese Einkommen abweichen, also welcher Mehrbedarf durch eine weitere Person entsteht, soll ja gerade mit den Analysen untersucht werden.

⁸⁷ In Anlehnung an die Forschungsliteratur und unter Berücksichtigung der in den verwendeten Daten erhobenen Angaben werden folgende Merkmale der Haushalte als Wohlfahrtsindikatoren interpretiert und beim Matching berücksichtigt (vgl. Abschnitte 3.2.2 und 6.2.2): Ausgaben für Lebensmittel (Anteil an den gesamten Verbrauchsausgaben), Ausgaben für Kleidung erwachsener (männlicher und weiblicher) Haushaltsmitglieder sowie eine größere Zahl von „Lebenslagen“-Indikatoren zu Bildung und Erwerbstätigkeit der Erwachsenen, Vermögenssituation und Wohnsituation. Erprobt werden darüber hinaus auch Indikatoren zur Ausstattung des Haushalts mit langlebigen Konsumgütern sowie zur Beteiligung am kulturellen Leben („Inklusion“), bei denen sich aufgrund der verfügbaren Angaben effektiv aber nur geringe Unterschiede zwischen allen betrachteten Haushalten ergeben, so dass sie in den zentralen Analysen fallen gelassen werden.

möglichst klein gehalten werden sollen, werden durch sogenannte „Abstandsmaße“ erfasst. Alternativ werden dabei folgende Maße verwendet: die „Mahalanobis-Distanz“, die „Mahalanobis-Matching-Distanz“ sowie die „Gower-Distanz“ (vgl. Abschnitt 6.2.3). Für das Matching selbst werden aus einer größeren Auswahl von Verfahren alternativ zwei Varianten herangezogen, nämlich zum einen ein einfacher *Nearest-Available-Pair-Matching*-Ansatz, bei dem einzelne Beobachtungen einander paarweise zugeordnet werden, und ein komplexerer *Optimal-Matching*-Ansatz, bei dem die verbleibenden Unterschiede zwischen den einander zugeordneten Haushalten unterschiedlichen Typs explizit minimiert werden (vgl. Abschnitte 3.2.3 und erneut 6.2.3). Es zeigt sich, dass keines der Matching-Verfahren dem anderen eindeutig überlegen ist. In jedem Fall aber verbessert das Matching die Vergleichbarkeit zwischen Referenz- und Vergleichshaushalten unterschiedlichen Typs gegenüber einer Abgrenzung aufgrund vorgegebener Abschnitte der Einkommensverteilung sehr deutlich.

Bei der Abgrenzung der Vergleichsgruppen für Analysen zu den Verteilungsschlüsseln für weitere im Haushalt lebende Erwachsene (RBS 2) wird im Prinzip genauso vorgegangen.⁸⁸ Allerdings stellt sich hier die grundsätzliche Frage, welcher der beiden dafür relevanten Haushaltstypen (Ein- oder Zwei-Personen-Haushalte) als Referenzgruppe vorgegeben wird bzw. welcher durch das Matching als Vergleichsgruppe hinzugefügt wird. In diesem Punkt werden alternativ Matchings in beide Richtungen durchgeführt. Die Vergleichbarkeit zwischen Ein- und Zwei-Personen-Haushalten ist generell schwerer zu messen und herzustellen als die zwischen Paarhaushalten ohne Kinder und solchen mit einem Kind. Aus theoretischen Gründen und vor allem aus Gründen der Konsistenz ist es angebracht, Paarhaushalte ohne Kind als Referenzgruppe zu nehmen und den darin lebenden Partnern durch das Matching jeweils alleinlebende Erwachsene als Vergleichsgruppe zuzuordnen, da damit eine verkettete Vergleichsgruppenbildung erfolgen würde. Effektiv führt das Matching aber zu besser vergleichbaren Gruppen von Haushalten, wenn Personen, die in Ein-Personen-Haushalten leben, Partner zugeordnet werden, die in einem Zwei-Personen-Haushalt leben, als wenn Paarhaushalten zwei vergleichbare alleinlebende Personen zugeordnet werden.⁸⁹

In den Analysen zur RBS 2 werden bei der Wahl der Wohlfahrtsindikatoren, die beim Matching genutzt werden, und v.a. bei der Abgrenzung der Referenzgruppen und der Grundgesamtheiten für die Bildung der Vergleichsgruppen mit Hilfe des Matching etwas andere Abgrenzungen gewählt als bei den Analysen für RBS 4 bis 6. Als alternative Referenzgruppen für die Matchings in beiden Richtungen werden sowohl im Falle der Haushalte von Paaren ohne Kind als auch im Falle alleinlebender Erwachsener jeweils die untersten 15% der – nach Herausnahme der Bezieher von Sozialleistungen ohne eigenes Einkommen – nach ihrem Nettoeinkommen geschichteten Haushalte des jeweiligen Typs verwendet. Die dazu passenden Vergleichsgruppen des jeweils anderen Typs wer-

⁸⁸ Statistisch-ökonomische Analysen derselben Art für die RBS 3, d.h. für weitere Erwachsene, die in einem Haushalt mit mehr als zwei Personen leben, erwiesen sich mit Rücksicht auf die verfügbaren Daten und die darin enthaltenen Informationen nicht als möglich.

⁸⁹ Dies kann durch einfache Vergleiche der durchschnittlichen Merkmale von Referenz- und Vergleichsgruppe gezeigt oder durch Überprüfung komplexerer Indikatoren für die Ähnlichkeit der beiden Gruppen überprüft werden.

den dann bei den alleinlebenden Erwachsenen aus den untersten 80%, bei den Paarhaushalten ohne Kind aus den untersten 50% der – wiederum nach Ausschluss der Bezieher von Sozialleistungen ohne eigenes Einkommen – nach Nettoeinkommen geschichteten Haushalte ausgewählt. Mit diesen Änderungen wird den etwas anderen Merkmalen Rechnung getragen, die für die Vergleichbarkeit dieser Haushaltstypen relevant sind. Zudem wird erneut eine sinnvolle, aber nicht zu enge Vorauswahl der Grundgesamtheiten angestrebt, die die Güte des Matching jeweils verbessert. Schließlich stellt sich bei den Analysen für RBS 2 die Frage, ob bei den betrachteten Ein- und Zwei-Personen-Haushalten ohne Kinder Rentnerhaushalte jeweils aus- oder eingeschlossen werden sollen, da sie sich in ihrem Konsumverhalten von anderen Haushalten unterscheiden könnten. Bei einem Ausschluss der Rentner dürfte die insgesamt betrachtete Gruppe wesentlich homogener werden, was die Ermittlung von Verteilungsgewichten für die Haushaltsmitglieder erleichtern sollte (vgl. Abschnitt 3.1.5.a). Allerdings sollen sich die Regelbedarfe lt. RBS 2 auf erwachsene Haushaltsmitglieder jeder Altersstufe einschließlich der Rentner beziehen. Analysiert werden daher beide Varianten. Dabei zeigt sich, dass die Variante mit Rentnern insgesamt keine deutlich weniger stabilen oder weniger verlässlichen Ergebnisse liefert als diejenige ohne. Ein ähnliches Problem stellt sich bezüglich der Berücksichtigung kinderloser Paarhaushalte, in denen beide Partner voll erwerbstätig sind („*Double income no kids*“, DINK). Analysen mit und ohne diese spezielle Gruppe, die sich in ihrem Konsumverhalten von Alleinstehenden mit geringem Einkommen deutlich unterscheiden, ohne dass ihre Besonderheit im Matching zu Ein-Personen-Haushalten angemessen berücksichtigt werden kann, lassen erkennen, dass die statistische Qualität der Resultate durch ihren Ausschluss erhöht wird.

5.1.2. Bestimmung der Verteilungsgewichte

Zur Bestimmung der Bedarfsgewichte der Personen in Haushalten mit einem Kind (und damit zur Ermittlung von Verteilungsgewichte für die Kinder) bzw. in Paarhaushalten ohne Kind (d.h. zur Ermittlung von Verteilungsgewichten für weitere, im Haushalt lebende Erwachsene) werden alternativ verschiedene Ansätze herangezogen, die aus einer größeren Auswahl einschlägiger Verfahren (vgl. Abschnitt 3.1) sowohl mit Rücksicht auf die verwendeten Daten als auch auf methodische Probleme (vgl. insbes. Abschnitte 3.1.5 sowie 6.3) für die hier verfolgten Zwecke als prinzipiell geeignet erscheinen. Konkret herangezogen werden dabei zum einen einfache, in der Tradition der Haushaltsökonomik verwurzelte Ansätze: der Engel-Ansatz (nach Engel 1857) und der Rothbarth-Ansatz (nach Rothbarth 1943). Außerdem werden mehrere Varianten sogenannter linearer Ausgabensysteme verwendet: das *Extended Linear Expenditure System* (ELES, vgl. Lluch 1973, mit Erweiterungen gegenüber dem Basismodell von Stone 1954) sowie drei Varianten des darauf aufbauenden *Functionalized Extended Linear Expenditure System* (FELES, vgl. Merz 1980; 1983); die im Folgenden als FELES 1A, FELES 1B und FELES 2 bezeichnet werden.

Beim Engel- und Rothbarth-Ansatz handelt es sich um sogenannte „Ein-Gleichungs-Ansätze“, mit denen jeweils auf Basis nur einer Güterkategorie Verteilungsgewichte für die Haushaltsmitglieder abgeleitet werden. Aus ihnen können daher keine güterspezifischen Verteilungsgewichte bestimmt werden, wohl aber Verteilungs- oder Äquivalenzgewichte für den gesamten Bedarf eines Mitglieds in einem Mehr-Personen-Haushalt. Bei den linearen Ausgabensystemen wird das Ausgabeverhalten

der betrachteten Haushalte dagegen in Gestalt von „Mehr-Gleichungs-Ansätzen“ auch auf der Ebene des Verbrauchs einzelner Gütergruppen analysiert. Die verschiedenen Varianten dieser Ansätze unterscheiden sich dabei auf folgende Weise: Das ELES berücksichtigt – im Vergleich zum Basisansatz eines einfachen linearen Ausgabensystems und wie alle weiteren Varianten – neben den reinen Konsumausgaben auch mögliche Ersparnisse. In allen Varianten des FELES werden außerdem sozioökonomische Merkmale der einzelnen Haushalte und Haushaltsmitglieder einbezogen. In seinen verschiedenen Varianten kann aus den Ausgaben der betrachteten Haushalte wegen einer wachsenden Zahl der jeweils modell-immanent veränderlichen Variablen mit zunehmender Flexibilität auf den zusätzlichen Bedarf durch weitere Mitglieder geschlossen werden: Im einen Fall (Variante 1) können nur die vom jeweiligen Einkommen unabhängigen „Basisausgaben“ jedes Haushalts von seiner Struktur und den Merkmalen seiner Mitglieder beeinflusst werden, während die einkommensabhängig steigenden Ausgaben von weiteren Haushaltsmerkmalen unabhängig sind. Dabei wird weiter unterschieden zwischen einer Variante (1A), in der sich die einkommensabhängigen Ausgaben für Haushalte unterschiedlicher Größe identisch entwickeln, und einer Variante (1B), in der sie aufgrund einer nach Haushaltstypen getrennten Ermittlung letztlich doch mit der Größe des Haushalts variieren können. Im anderen Fall (Variante 2) werden sowohl die Basisausgaben als auch die einkommensabhängigen Ausgaben im Rahmen einer einheitlichen Ermittlung für alle Haushaltstypen von der Struktur des Haushalts und den Merkmalen seiner Mitglieder beeinflusst.

Die einfachen Ansätze à la Engel und Rothbarth dienen v.a. zu Vergleichszwecken. Sie führen eher nur zu einer vergleichsweise groben Abschätzung der Ausgabenstrukturen der betrachteten Haushalte. Insbesondere der Rothbarth-Ansatz tendiert dabei u.U. zu einer Überschätzung der Verteilungsgewichte von Kindern, weil er Konsumeinschränkungen der Eltern zugunsten ihrer Kinder nicht hinreichend berücksichtigt. Bei der Analyse der Verteilungsgewichte für zusätzliche Erwachsener in einem Paar-Haushalt ohne Kinder ist seine Anwendbarkeit zusätzlich dadurch eingeschränkt, dass die dahinter stehende Annahme der Identifizierbarkeit von Gütern, die von einem der Haushaltsmitglieder sicher nicht konsumiert werden und gleichzeitig ein guter Indikator für das Wohlstandsniveau sind, beim Vergleich von Haushalten mit nur erwachsenen Personen sowohl empirisch wie auch bereits theoretisch kaum als erfüllt gelten kann.

Von den FELES-Varianten erscheint FELES 1A als tendenziell zu restriktiv, um das tatsächliche Verbrauchsverhalten von Haushalten unterschiedlicher Struktur realitätsgerecht abbilden zu können. FELES 2 bietet in dieser Hinsicht die größte Flexibilität, so dass es aus theoretischer Sicht als die angemessenste Variante erscheint. Allerdings kann diese Variante gerade wegen ihrer Flexibilität dann in Probleme geraten, wenn die Vergleichbarkeit der Haushalte in Referenz- und Vergleichsgruppe trotz des Matching nicht ausreichend sicher gestellt ist. In solchen Fällen ist die FELES 1B-Variante für die Bestimmung von Verteilungsgewichten u.U. effektiv besser geeignet.

Aus den Resultaten der statistisch-ökonomischen Analysen des Verbrauchsverhaltens der jeweils betrachteten Haushalte und Haushaltstypen lassen sich zunächst Äquivalenzskalenwerte errechnen. Diese messen den Bedarf eines größeren Haushalts, der eine gleiche Bedarfsdeckung oder ein gleiches Wohlfahrtsniveau erreichen soll, als Vielfaches des Bedarfs des kleineren Haushalts, wobei Letzterer auf Eins normiert wird. In der Regel fallen die Skalenwerte für die größeren Haushalte

somit größer als Eins aus und liefern ein anschauliches Bild vom zusätzlichen Bedarf, der aufgrund der hier angestellten Untersuchungen mit einem weiteren Haushaltsmitglied verbunden ist. Auf Basis der verschiedenen Varianten linearer Ausgabensysteme lassen sich dabei sowohl güterspezifische als auch auf die gesamten Verbrauchsausgaben der Haushalte bezogene Skalenwerte ableiten. Aus den Ergebnissen dieser Analysen lassen sich dann auch Verteilungsschlüssel für die Ausgaben eines Haushalts mit einem zusätzlichen Mitglied errechnen, wiederum sowohl für einzelne Gütergruppen als auch für den Gesamtverbrauch des Haushalts. Soweit für den Regelbedarf eines Ein-Personen-Haushalts, differenziert nach einzelnen Gütergruppen oder insgesamt, Geldbeträge vorgegeben werden, die z.B. anhand einer Referenzgruppe zur Ermittlung des Bedarfs eines alleinlebenden Erwachsenen (gemäß RBS 1) bestimmt werden können, lassen sich die Regelbedarfe nach den anderen Bedarfsstufen auch in Geldeinheiten berechnen.

5.1.3. Modellvarianten

Aufgrund der verschiedenen, alternativ verwendeten Verfahren zur Abgrenzung der Vergleichshaushalte (vgl. Abschnitt 5.1.1) und zur Bestimmung der Verteilungsgewichte (vgl. Abschnitt 5.1.2) werden im Rahmen der nachfolgenden Analysen die in Tabelle 5-1 aufgeführten Verfahrenselemente verwendet und zu diversen Varianten aller hier angestellten statistisch-ökonomischen Untersuchungen kombiniert.

Tabelle 5-1: Verfahrenselemente der Analysevarianten im Überblick

Bestimmung von Verteilungsgewichten	Matching	
	Matching-Algorithmen	Distanzmaße
Engel-Ansatz	Nearest-Available-Pair-Matching Optimal-Matching	Mahanalobis-Distanz
Rothbarth-Ansatz		Mahanalobis-Matching-Distanz
Extended Linear Expenditure System (ELES)		Gower-Distanz
Functionalized Extended Linear Expenditure System (FELES)		Kombination der Matchings mit allen drei Distanzmaße
Variante 1A (Basiskonsum variabel, marginale Konsumquote konstant)		
Variante 1B (Basiskonsum variabel, marginale Konsumquoten konstant für jeden Haushaltstyp)		
Variante 2 (Basiskonsum und marginale Konsumquoten variabel)		

5.2. Ergebnisse für die Regelbedarfsstufen 2 bis 6

5.2.1. Regelbedarfsstufen 4 bis 6

Ergebnisse der Analysen zur Bestimmung der Verteilungs- oder Bedarfs gewichte von Kindern aller Altersstufen, die auf der Basis eines Vergleichs von Paarhaushalten mit einem Kind und Paarhaushalten ohne Kinder zunächst mit Hilfe der einfachen Ansätze nach Engel und Rothbarth ermittelt

werden (vgl. Abschnitt 7.5.2), weist Tabelle 5-2 aus. Wiedergegeben werden dabei Resultate für beide Matching-Verfahren und für alle drei beim Matching angewandten Distanzmaße. Ergänzt werden diese Angaben durch Resultate, die auf einem Vergleich von Haushalten beiderlei Typs basieren, die ohne Matching aus dem gesamten zugrunde liegenden Datensatz genommen werden.

Tabelle 5-2: Skalenwerte für Paarhaushalte mit einem Kind: Engel- und Rothbarth-Ansatz

Methode:	Engel-Ansatz	Rothbarth-Ansatz	n
<i>Optimal Matching</i>			
Mahalanobis-Distanz	1,39	1,45	1.222
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,36	1,56	1.222
Gower-Distanz	1,31	1,53	1.226
<i>Nearest-Available-Pair-Matching</i>			
Mahalanobis-Distanz	1,40	1,48	1.225
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,37	1,51	1.226
Gower-Distanz	1,32	1,56	1.227
Gesamter Einkommensbereich	1,27	1,52	14.220

Referenzgruppe: Paarhaushalte ohne Kinder (Skalenwert = 1); n = Fallzahlen;
Basis: 80%-Sub-Stichprobe der EVS 2008.

Die Resultate dieser beiden Ansätze grenzen mit einer Spannweite von 1,31 bis 1,56 im vorliegenden Fall einen relativ breiten Bereich ein, dessen Obergrenze mit Hilfe des Rothbarth-Ansatzes allerdings auf einer tendenziellen Überschätzung beruhen dürfte. In diesem Bereich liegen zum einen die Skalenwerte, die in der Struktur der nach dem RBEG für 2008 ermittelten Regelbedarfsstufen impliziert sind (über alle Altersstufen von Kindern hinweg gewichtet: 1,37).⁹⁰ Zum anderen sollten darin plausiblerweise auch Skalenwerte liegen, die mit differenzierteren Analyseverfahren ermittelt werden, soweit sie die nötige Flexibilität aufweisen, um das tatsächliche Verbrauchsverhalten der betrachteten Haushalte abzubilden. Die Skalenwerte, die sich – ohne Matching – auf der Basis von Haushalten beiderlei Typs in allen Einkommensschichten ergeben, fallen insbesondere im Falle des Engel-Ansatzes geringer aus als die Skalenwerte, die sich nach dem Matching für Haushalte mit eher niedrigen Einkommen ergeben.

Tabelle 5-3 zeigt Ergebnisse, die mit gleicher Variation der einzelnen Analyseschritte für die hier verwendeten Varianten linearer Ausgabensysteme ermittelt werden (vgl. Abschnitt 7.6). Hinzugefügt werden außerdem noch Resultate, die sich bei einer Kombination aller zum Matching verwendeten Distanzmaße ergeben.

Die mit Hilfe des ELES, d.h. ohne Berücksichtigung sozio-ökonomischer Merkmale der Haushalte, ermittelten Skalenwerte fallen nach Eingrenzung eines plausiblen Wertebereichs mit Hilfe der einfacheren Ansätze nach Engel und Rothbarth durchgängig sehr niedrig aus. Dasselbe gilt für die

⁹⁰ Berücksichtigt werden dabei jeweils die Werte, die ohne Vertrauensschutz für die Regelbedarfe von Kindern und Jugendlichen im Jahr 2010 ermittelt wurden. Für die Altersgewichtung wird dabei einfach die Zahl der Lebensjahre berücksichtigt, für die Kinder und Jugendliche den verschiedenen Altersstufen zugeordnet werden.

Resultate der Varianten FELES 1A und FELES 1B, die sich hier in der Variation von Basisverbrauch und einkommensabhängigen Konsumausgaben als zu wenig flexibel erweisen. Insofern liefert nur die Variante FELES 2 Resultate, die als verlässlich angesehen werden können. Mit Hilfe dieses Ansatzes ermittelte Skalenwerte für Paarhaushalte mit einem Kind im Vergleich zu Paarhaushalten ohne Kinder liegen, mit vergleichsweise geringer Variation über die verwendeten Matching-Verfahren und Distanzmaße hinweg, zwischen 1,31 und 1,42. Kombiniert man die verschiedenen Distanzmaße, ergeben sich – je nach Matching-Verfahren – Skalenwerte in Höhe von 1,35 bzw. 1,37, die sehr nahe beim bisherigen impliziten Skalenwert liegen. Der Skalenwert, der mit Hilfe des FELES 2 auf der Basis von Haushalten in allen Einkommensschichten ermittelt wird, fällt hingegen deutlich wiederum geringer aus, was darauf hindeutet, dass der Bedarf des Haushalts durch ein zusätzliches Kind im Bereich niedriger Einkommen relativ stärker zunimmt als im Durchschnitt aller Haushalte.

Tabelle 5-3: Skalenwerte für Paarhaushalte mit einem Kind: Mehrgleichungsansätze

	ELES	FELES 1A	FELES 1B	FELES 2	n
<i>Optimal Matching</i>					
Mahalanobis-Distanz	1,13	1,08	1,17	1,34	928
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,21	1,12	1,21	1,31	876
Gower-Distanz	1,25	1,12	1,26	1,38	1.011
Matching kombiniert	1,18	1,12	1,25	1,35	1.135
<i>Nearest-Available-Pair-Matching</i>					
Mahalanobis-Distanz	1,11	1,09	1,11	1,32	862
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,23	1,11	1,16	1,37	931
Gower-Distanz	1,30	1,12	1,30	1,42	1.004
Matching kombiniert	1,21	1,11	1,24	1,37	1.131
Gesamter Einkommensbereich	1,06	1,18	1,21	1,14	14.220

Referenzgruppe: Paarhaushalte ohne Kinder (Skalenwert = 1); n = Fallzahlen;
Basis: 80%-Sub-Stichprobe der EVS 2008.

Mit Rücksicht auf die teilweise sehr geringen Fallzahlen, die dafür in der EVS 2008 zur Verfügung stehen, werden keine getrennten Analysen für Kinder unterschiedlicher Altersstufen durchgeführt. Probleme ergeben sich in dieser Hinsicht bereits, wenn das Alter der Kinder im Rahmen einer einheitlichen Analyse als zusätzliche Einflussgröße berücksichtigt wird. Alternativ werden zur genaueren Untersuchung der Altersabhängigkeit des Bedarfs von Kindern daher Analysen für Paarhaushalte ohne Kinder und mit einem Kind in *allen* Einkommensschichten angestellt. Angenommen wird dabei, dass zwar das Niveau der Skalenwerte für Haushalte mit Kindern vom Einkommen beeinflusst ist, aber nicht ihre Variation in Abhängigkeit vom Alter der Kinder. Anschließend wird geprüft, inwieweit alle rechnerisch möglichen Kombinationen der Bildung von drei Altersklassen für Kinder als geeignet erscheinen, die so gefundene altersabhängige Struktur der Skalenwerte abzubilden (vgl. Abschnitte 7.7 sowie auch 10.3). Von insgesamt 153 Altersklassenkombinationen erreicht die derzeitige Abgrenzung der Regelbedarfsstufen 4 bis 6 (für Kinder von 14 bis unter 18 Jahren, von 6 bis unter 14 Jahren und unter 6 Jahren) den 29. Rang. Das Potenzial für Verbesserungen durch Änderung der Altersabgrenzung erscheint dabei nicht mehr als sonderlich groß. Auch

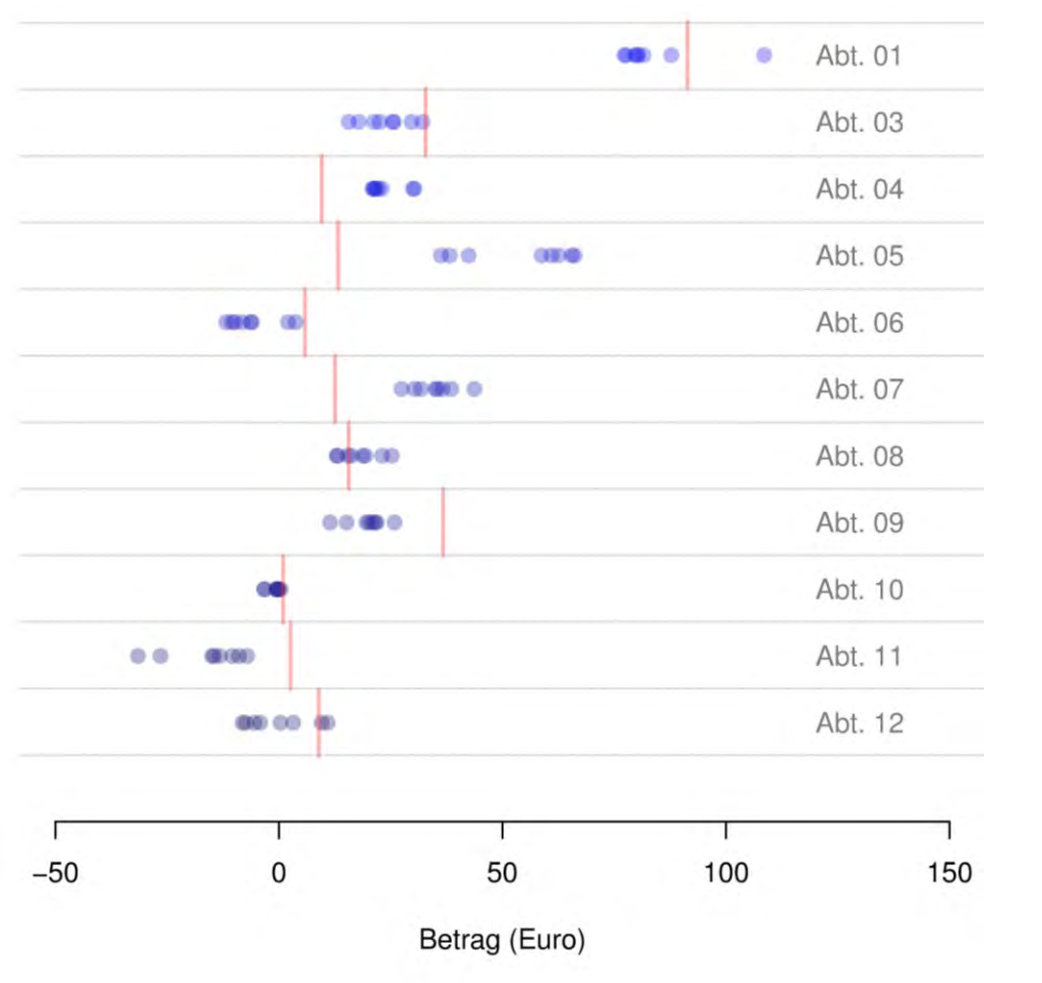
eine Erhöhung der Zahl der Altersstufen auf vier verspricht gegenüber der derzeitigen Abgrenzung keine Verbesserungen.

Differenziert man die zuvor angegebenen Skalenwerte für Paarhaushalte mit einem Kind im Vergleich zu Paarhaushalten ohne Kinder im Rahmen dessen, was die verfügbaren Daten zulassen, entsprechend den derzeit verwendeten Altersklassen, so ergeben sich für Haushalte mit Kindern von 14 bis unter 18 Jahren Werte von 1,43 bzw. 1,44, für Haushalte mit Kinder von 6 bis unter 14 Jahren Werte von 1,37 bzw. 1,38 und für Haushalte mit Kindern unter 6 Jahren Werte von 1,32 bzw. 1,34 (vgl. Abschnitt 7.7.4). Basis dieser Ergebnisse ist wiederum das Modell FELES 2 mit einer Kombination der Matchings mit den verschiedenen Distanzmaßen und mit verschiedenen Matching-Verfahren. Die Werte liegen wiederum sehr nahe bei den für 2008 ermittelten, impliziten Skalenwerten (1,42; 1,37; 1,33).

Neben diesen aggregierten Skalenwerten, die sich jeweils auf die gesamten Verbrauchsausgaben eines Haushalts beziehen, lassen sich mit Hilfe des ELES und seiner Varianten auch Analysen zu güterspezifischen Skalenwerten in der Abgrenzung der Gütergruppen („Abteilungen“) der EVS anstellen, wie sie beim bisherigen Verfahren der Regelbedarfsermittlung zugrunde gelegt wurden (vgl. Kapitel 10). Ermittelt man daraus die in Geldeinheiten gemessenen Mehrbedarfe eines Paarhaushalts mit einem Kind gegenüber einem Paarhaushalt ohne Kinder, so ergibt sich unter Berücksichtigung der verschiedenen Varianten solcher Analysen und im Vergleich zu den bei der letzten Ermittlung der Regelbedarfe auf der Basis der EVS 2008 verwendeten Verteilungsschlüssel das in Abbildung 5-1 gezeigte Bild.

Es zeigt sich, dass die derzeitige Struktur der güterspezifischen Mehrbedarfe überwiegend eine Obergrenze für die Resultate aller hier angestellten Analysen darstellt. Die Summe der Mehrbedarfe eines Paarhaushalts mit einem Kind aller Altersstufen gegenüber einem Paarhaushalt ohne Kinder, die sich im Falle der Variante FELES 2 (mit *Optimal Matching* und kombiniertem Matching) ergibt, beträgt z.B. 232,45 Euro; die Ergebnisse für alternative Ansätze und konkrete Umsetzungen schwanken allerdings mit nennenswerter Bandbreite (vgl. Abschnitt 10.1). Der mit dem bisherigen Verfahren zur Regelbedarfsermittlung bestimmte, aggregierte Mehrbedarf beläuft sich auf 238,18 Euro.

Abbildung 5-1: Güterspezifische Mehrbedarfe für Paare mit einem Kind



Rote Linien: Mehrbedarfe lt. RBEG; blaue Punkte: Resultate der hier angestellten Analysen (überlagern sich die Punkte für einzelne Resultate, entstehen dunklere Blautöne;
Basis: 80%-Sub-Stichprobe der EVS 2008.).
Angewiesen werden jeweils Mehrbedarfe gegenüber Paaren ohne Kind.

Quelle: eigene Berechnungen.

5.2.2. Regelbedarfsstufe 2

Analysen zur Bestimmung der Verteilungs- oder Bedarfsgewichte von zusätzlichen Erwachsenen in einem Paarhaushalt im Vergleich zu alleinlebenden Erwachsenen mit Hilfe der einfachen Ansätze nach Engel und Rothbarth (vgl. Abschnitt 8.3.2) führen zu starken Unter- und Überschätzungen. Bei Analysen mit Hilfe der verschiedenen Varianten linearer Ausgabensysteme, die auf einem Matching von Ein-Personen-Haushalten zu Zwei-Personen-Haushalten basieren, ergeben sich ebenfalls Resultate mit klaren Anzeichen für eine Unterschätzung, die letztlich auf eine geringe Güte des zugrunde liegenden Matching zurückzuführen sind (vgl. Abschnitte 8.1.3 und 8.4.1). Als stimmiger erweisen sich hingegen die Ergebnisse von Analysen mit Hilfe linearer Ausgabensysteme, die auf einem Matching in umgekehrter Richtung – von (Mitgliedern in) Zwei-Personen-Haushalten zu Ein-Personen-Haushalten – basieren (vgl. Abschnitt 8.4.2). Die entsprechenden Re-

sultate weist Tabelle 5-4 aus. Wiedergegeben werden wiederum Resultate für beide Matching-Verfahren und für alle drei beim Matching angewandten Distanzmaße, ergänzt mit Resultaten für eine Kombination aller drei Matchings sowie für einen Vergleich von Haushalten aus allen Einkommensbereichen ohne Matching. Zudem werden in der Tabelle Ergebnisse von Varianten ausgewiesen, die zu robusteren Resultaten führen: zum einen die Skalenwerte auf Basis einer höheren Einkommensabgrenzung (den unteren 20% der Ein-Personen-Haushalte) und zum anderen die Ergebnisse des FELES 2 bei einem sparsamer parametrisierten Modell, bei dem Paarhaushalte mit zwei voll erwerbstätigen Partnern (*Double income, no kids*; DINK) ausgeschlossen werden.

Bei den in der Tabelle ausgewiesenen Ergebnissen deutet wiederum manches darauf hin, dass die Variante FELES 1A zu restriktiv ist, um den zusätzlichen Bedarf eines weiteren erwachsenen Haushaltsmitglieds korrekt zu erfassen. Von den aus theoretischer Sicht angemesseneren Varianten FELES 1B und FELES 2 erweist sich das erste zunächst über die verschiedenen Analysen hinweg als stabiler. Sensitivitätsanalysen mit anderen Abgrenzungen der Vergleichsgruppen durch andere Einkommensbereiche und ohne DINK-Haushalte zeigen vergleichbare Ergebnisse, erhöhen aber insbesondere die Stabilität der Werte des FELES 2.

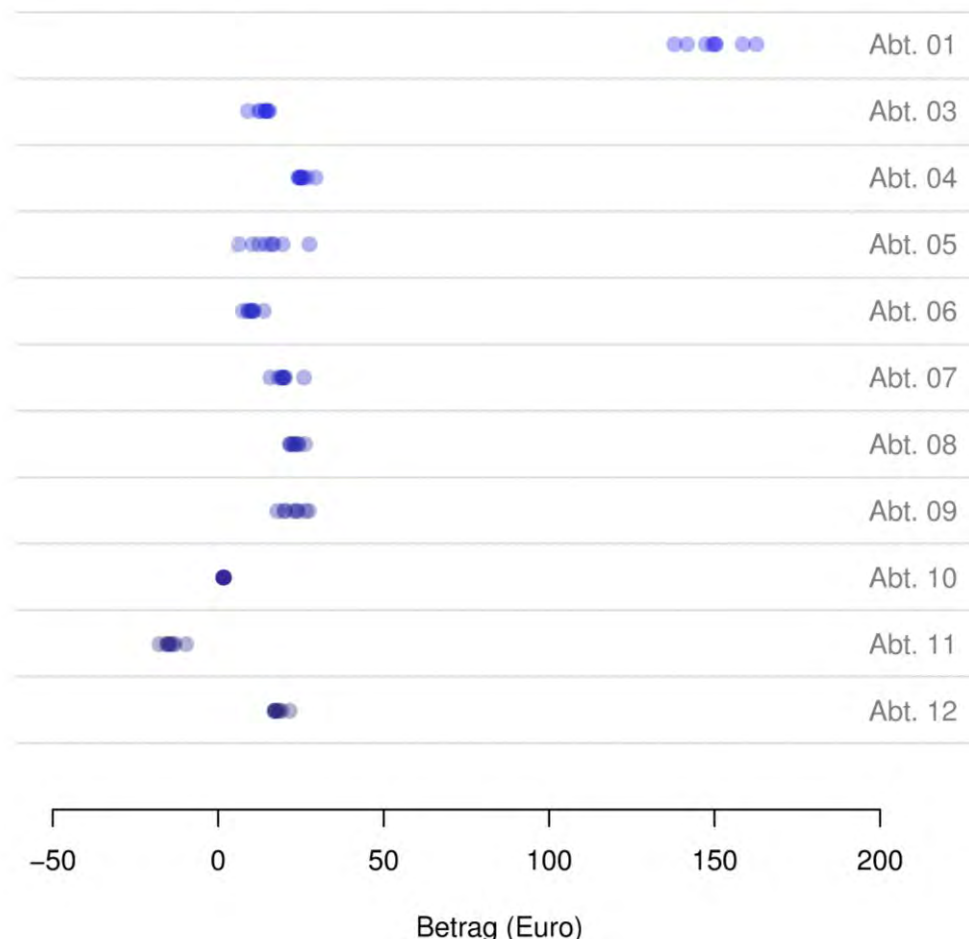
Tabelle 5-4: Skalenwerte für Paarhaushalte ohne Kinder: Mehrgleichungsansätze

	ELES	FELES 1A	FELES 1B	FELES 2	FELES 2
<i>Matching ausgehend von den unteren 15% der Ein-Personen-Haushalte</i>					
	<i>mit Double-Income-No-Kids-Haushalten (DINK)</i>				<i>ohne DINK</i>
<i>Optimal Matching (n = 2.415)</i>					
Mahalanobis-Distanz	1,71	1,36	1,61	1,58	1,69
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,76	1,39	1,69	1,80	1,78
Gower-Distanz	1,71	1,38	1,66	1,66	1,75
kombiniertes Matching	1,73	1,39	1,68	1,71	1,77
<i>Nearest-Available-Pair-Matching (n = 2.712)</i>					
Mahalanobis-Distanz	1,75	1,37	1,67	1,60	1,70
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,77	1,39	1,71	1,75	1,76
Gower-Distanz	1,88	1,42	1,83	1,72	1,92
kombiniertes Matching	1,77	1,41	1,73	1,74	1,81
Gesamter Einkommensbereich (n = 25.310)	1,62	1,71	1,66	1,53	
<i>nachrichtlich: Vergleichsgruppe ausgehend von den unteren 20% der Ein-Personen-Haushalte</i>					
<i>Optimal Matching</i>					
Mahalanobis-Distanz	1,79	1,40	1,73	1,76	
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,78	1,41	1,74	1,79	
Gower-Distanz	1,78	1,41	1,76	1,75	
kombiniertes Matching	1,82	1,43	1,79	1,83	

Referenzgruppe: Haushalte alleinlebender Erwachsener (Skalenwert = 1); n = Fallzahlen;
Basis: 80%-Sub-Stichprobe der EVS 2008.

Alles in allem liegen die Skalenwerte für Paarhaushalte ohne Kinder im Vergleich zu alleinlebenden Erwachsenen bei den Varianten ELES, FELES 1B und FELES 2 überwiegend eher knapp unter und nur in seltenen Ausnahmefällen etwas über dem Skalenwert von 1,8, der in der bisherigen Struktur der Regelbedarfsstufen impliziert ist. Für die Varianten des FELES 2 ohne *Double-income-no-kids*-Haushalte liegen diese Skalenwerte über die verwendeten Matching-Verfahren und Distanzmaße hinweg zwischen 1,69 und 1,92. Verwendet man das kombinierte Matching, ergeben sich je nach Matching-Verfahren Skalenwerte von 1,77 bzw. 1,81, die wiederum sehr nahe beim bisherigen impliziten Skalenwert liegen. Skalenwerte, die mit Hilfe der Varianten ELES, FELES 1B und FELES 2 auf der Basis von Haushalten in allen Einkommenschichten ermittelt werden, fallen schließlich wieder deutlich geringer aus. Dies zeigt an, dass der Bedarf eines Haushalts durch einen zweiten Erwachsenen im Bereich niedriger Einkommen ebenfalls relativ stärker zunimmt als im Durchschnitt aller Haushalte.

Abbildung 5-2: Güterspezifische Mehrbedarfe für Paare ohne Kinder gegenüber Einpersonenhaushalten



Blaue Punkte: Resultate der hier angestellten Analysen (überlagern sich die Punkte für einzelne Resultate, entstehen dunklere Blautöne; Basis: 80%-Sub-Stichprobe der EVS 2008.). Angegeben werden jeweils Mehrbedarfe gegenüber Paaren ohne Kind..

Quelle: eigene Berechnungen.

Das Modell mit Ausschluss der DINK-Haushalte, das neben der höheren Stabilität der Resultate auch aus theoretischen Gründen als das angemessenere Modell anzusehen ist (vgl. Abschnitt 8.4.4), wird anschließend für die Ermittlung eines konsistenten Systems von güterspezifischen Skalenwerten genutzt. Aus diesen Analysen (vgl. Kapitel 10) lassen sich auch hier die in Geldeinheiten gemessenen Mehrbedarfe eines Paarhaushalts ohne Kinder gegenüber einem alleinlebenden Erwachsenen bestimmen. Vergleichswerte aus dem bisherigen Verfahren der Regelbedarfsermittlung existieren in diesem Fall nicht, weil Leistungen gemäß der RBS 2 bisher pauschal aus denen gemäß RBS 1 abgeleitet werden. Unter Berücksichtigung der verschiedenen Varianten solcher Analysen ergibt sich daher nun das in Abbildung 5-2 gezeigte Bild. Die Summe der Mehrbedarfe eines Paarhaushalts ohne Kinder gegenüber einem alleinlebenden Erwachsenen beträgt im Falle der Variante FELES 2 (auf der Basis der kombinierten Matching mit *Optimal Matching*-Verfahren) 285,14 Euro. Wiederum führen alternative Ansätze und konkrete Umsetzungen zu nennenswerten Schwankungen um diesen Wert. Der nach dem bisherigen Verfahren zur Regelbedarfsermittlung bestimmte Mehrbedarf von 289,45 Euro liegt innerhalb dieser Bandbreite.

5.2.3. Regelbedarfsstufe 3

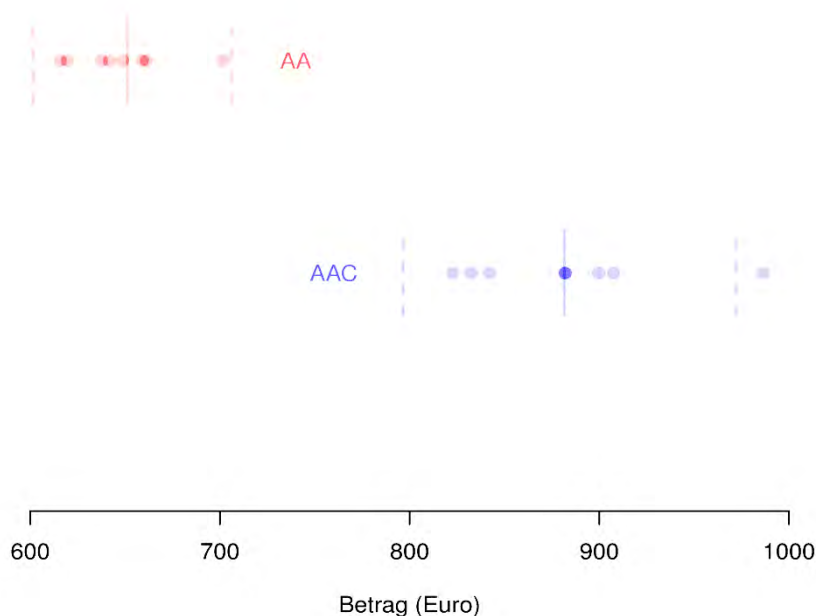
Für die RBS 3, d.h. für die Verteilungsgewichte oder den Mehrbedarf weiterer Erwachsener, die in einem Haushalt mit mehr als zwei Personen leben, können aufgrund geringer Fallzahlen und fehlender Zusatzinformationen in den Daten keine mit den bisher wiedergegebenen Untersuchungen vergleichbaren statistisch-ökonomischen Analysen angestellt werden. Einfache Berechnungen aufgrund der vorhandenen Daten (vgl. Kapitel 9) ergeben aber keine Anhaltspunkte dafür, dass der bisher für die RBS 3 pauschal gesetzte Mehrbedarf in Höhe von 80% der Leistungen gemäß RBS 1 als unangemessen erscheint. Genauere Analysen setzen Verbesserungen der Datengrundlagen voraus, in denen v.a. mehr Informationen zu Merkmalen enthalten sein sollten, die – wie etwa eine Behinderung – zu einer Einstufung erwachsener Haushaltsmitglieder in diese Regelbedarfsstufe und nicht als eigene Bedarfsgemeinschaft mit Ansprüchen gemäß RBS 1 führen.

5.3. Zentrale Ergebnisse im Vergleich

Angesichts der vorliegenden Daten und diverser methodischer Unsicherheiten ergeben sich bei den in dieser Studie angestellten Arbeiten zur Überprüfung der Verteilungsschlüssel für die Ermittlung der Regelbedarfe von Personen, die in Mehr-Personen-Haushalten leben und existenzsichernde Sozialleistungen beziehen, keine punktgenauen Resultate. Aufgrund der Eigenarten der verwendeten Analyseverfahren und mit Rücksicht auf zahlreiche Zwischenergebnisse können hier allerdings einige Resultate hervorgehoben werden, die als besonders aussagekräftig erscheinen. Ihre Stabilität kann zudem durch umfangreiche Sensitivitätsanalysen abgesichert werden. Auch ergänzende Auswertungen zusätzlicher Datenquellen neben der EVS erlauben die Bestätigung eines Teils der abteilungsspezifischen Ergebnisse, wenn auch die Vergleichbarkeit dieser Datensätze und der EVS eingeschränkt ist.

Im Hinblick auf die Ermittlung des Regelbedarfs von Kindern und von zusätzlichen Erwachsenen, die in einem Paarhaushalt leben, weisen die zentralen Resultate jedoch immer noch eine gewisse Spannbreite auf. Abbildung 5-3 verdeutlicht, dass die hier ermittelten Resultate gleichwohl ganz überwiegend innerhalb des Unsicherheitsbereichs liegen, mit dem auch die Resultate der Regelbedarfsermittlung nach dem bisher verwandten Verfahren behaftet sind (vgl. Abschnitt 3.3.2). Dabei sei nochmals darauf hingewiesen, dass die Unsicherheit, die durch die Konfidenzintervalle für die aktuelle Regelung ausgedrückt wird (gestrichelte Linien), anderer Art ist als die Unsicherheit, die sich in der Streuung der Modellschätzungen (Punkte) ergibt. Bei der erstgenannten handelt es sich um „Stichprobenunsicherheit“, die zweitgenannte umfasst außerdem „Modellunsicherheit“.

Abbildung 5-3: Regelbedarfe lt. RBEG und Resultate der Überprüfung im Vergleich



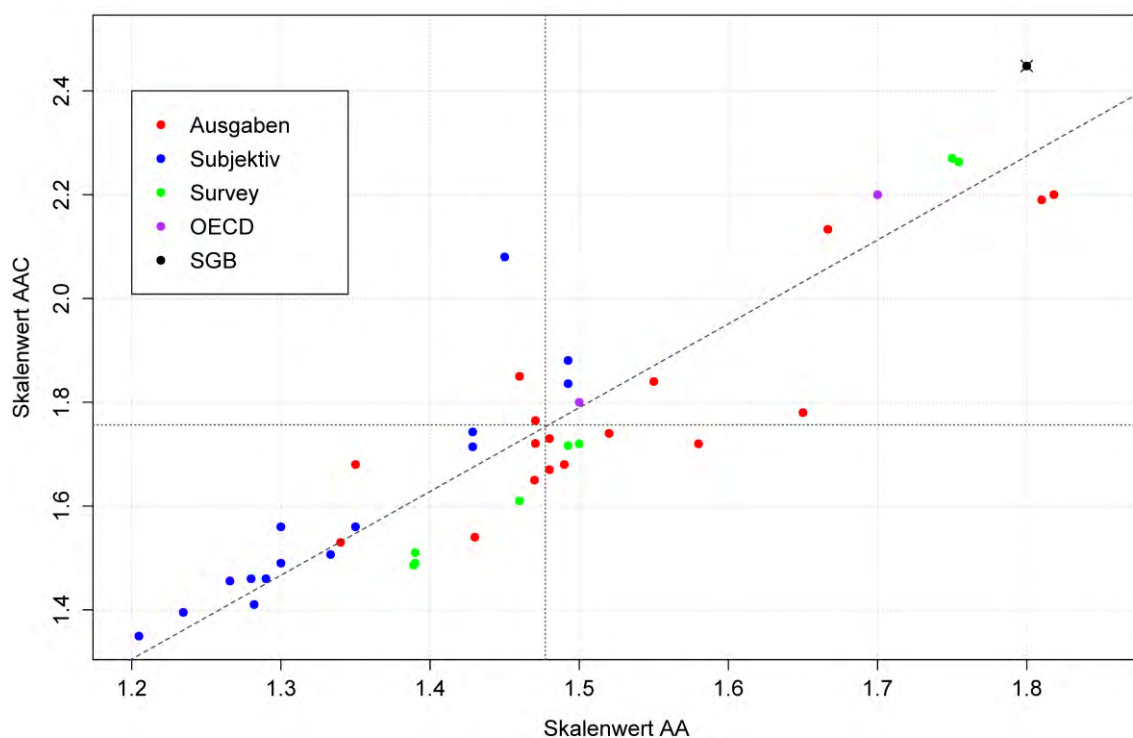
AA: Haushalt mit zwei erwachsenen Mitgliedern; AAC: Paarhaushalt mit einem Kind;
Linien: Regelbedarf der Haushalte lt. RBEG (gestrichelte Linien: 95%-Konfidenzintervall);
Punkte: Resultate der hier angestellten Analysen.

Quelle: eigene Berechnungen.

Viele weitere Ergebnisse, die in der vorliegenden Studie ermittelt, jedoch nicht als zentrale Resultate angesehen werden, führen zu niedrigeren Skalenwerten für die betrachteten Haushaltstypen und damit zu niedrigeren Regelbedarfen. Insgesamt lässt sich daher sagen, dass die Resultate der Regelbedarfsermittlung nach dem bisher verwandten Verfahren tendenziell am oberen Rand des Spektrums liegen, das durch die hier angestellten Analysen aufgespannt wird. Die existierenden Verteilungsschlüssel und die daraus resultierenden Regelbedarfe gemäß den RBS 4 bis 6 sowie gemäß der RBS 2 bzw. RBS 3 – jeweils in Relation zur RBS 1 – erscheinen vor diesem Hintergrund jedenfalls nicht als zu knapp bemessen.

Weiter untermauern lässt sich dieser Eindruck, wenn man die im derzeitigen Verfahren der Regelbedarfsermittlung implizierten Skalenwerte für Paarhaushalte ohne Kinder und für Paarhaushalte mit einem Kind (jeweils im Vergleich zu alleinlebenden Erwachsenen) simultan diversen Resultaten aus der nationalen und internationalen Forschungsliteratur sowie der neuen oder modifizierten OECD-Skala gegenüberstellt (vgl. Abbildung 5-4). Zu berücksichtigen ist dabei allerdings auch, dass die hier zum Vergleich herangezogenen Skalenwerte auf der Basis sehr unterschiedlicher Methoden erarbeitet worden sind (vgl. dazu Abschnitt 3.1) und dass sie verschiedene Gütergruppen umfassen bzw. ausgrenzen (u.a. Lebenshaltungskosten mit oder ohne Wohnkosten). Ferner ist zu beachten, dass sie sich überwiegend auf den Durchschnitt aller relevanten Haushalte bzw. auf Haushalte mit mittleren Einkommen beziehen, für die die Skalenwerte tendenziell niedriger ausfallen als für Haushalte mit niedrigeren Einkommen. Gleichwohl zeigt sich, dass die im Verfahren der Ermittlung von Regelbedarfen zur Gewährung existenzsichernder Sozialleistungen in Deutschland bisher implizierten Skalenwerte für die beiden hier betrachteten Haushaltstypen praktisch alle hier aufgenommenen Werte mehr oder weniger stark übersteigen.

Abbildung 5-4: Regelbedarfe lt. RBEG und Resultate früherer Berechnungen von Äquivalenzskalen



5.4. Schlussfolgerungen für die Regelbedarfsermittlung

Vor der gründlichen Darlegung aller im Einzelnen angestellten Analysen (vgl. Kapitel 6 bis 11) lässt sich zusammenfassen, welche Schlussfolgerungen die zentralen Ergebnisse der vorliegenden Studie in Bezug auf das derzeit angewandte Verfahren der Regelbedarfsermittlung und auf Möglichkeiten zu seiner Verbesserung, insbesondere durch eine Neubestimmung der dabei verwendeten Verteilungsschlüssel für Mitglieder von Mehr-Personen-Haushalten, erlauben.

Für existenzsichernde Sozialleistungen nach den Regelbedarfsstufen 4 bis 6 (Kinder) und nach der Regelbedarfsstufe 2 (Erwachsene, die in einem Paarhaushalt leben) werden im Rahmen der Studie auf einheitlicher, aktuellen methodischen Standards entsprechender Grundlage und gestützt auf einen einheitlichen Datensatz der EVS 2008 Verteilungsschlüssel ermittelt, die den Ergebnissen der Bedarfsermittlung nach dem RBEG nicht widersprechen. Die aus den zentralen Resultaten abzuleitenden Bandbreiten für den tatsächlichen Anteil von Personen, die in der jeweils betrachteten Stellung in einem Mehr-Personen-Haushalt leben, am Gesamtbedarf des Haushalts, liegen in allen Fällen so, dass die Struktur der existierenden Bedarfsstufen einen oberen Rand für die neu ermittelten Werte darstellt. Die derzeitige Struktur der Regelbedarfsstufen erscheint demnach im Hinblick auf den Bedarf von Kindern und von zusätzlichen Erwachsenen in einem Haushalt nicht als zu knapp bemessen.

Bei den Analysen zu den Regelbedarfsstufen für Kinder kann mit Rücksicht auf die verfügbaren Daten die Altersstruktur der Bedarfe nicht direkt überprüft und neu bestimmt werden. Allerdings lässt sich mit Hilfe der EVS-Daten zeigen, dass die derzeitigen Altersgrenzen nahe an einer Struktur liegen, die den altersspezifisch variierenden Bedarfen von Kindern bestmöglich Rechnung trägt.

Um Verteilungsschlüssel für die Ermittlung des tatsächlichen Bedarfs nach der derzeitigen Regelbedarfsstufe 3 (dritte und weitere Erwachsene in einem Mehr-Personen-Haushalt, die nicht als eigene Bedarfsgemeinschaft gelten) zu bestimmen, müssten in der zugrunde liegenden Datenbasis in Zukunft zusätzliche Merkmale erhoben werden. Anzeichen dafür, dass die bisherige Ermittlung des Regelbedarfs dieser Personen unzutreffend ist, finden sich derzeit aber nicht.

Die Methodik, die in der vorliegenden Studie für die Überprüfung und Neu-Ermittlung von Verteilungsschlüsseln zur Regelbedarfsermittlung entwickelt und erprobt wird, erweist sich als belastbar. Zur Validierung kann dabei teils auf theoretische Überlegungen, teils auf deskriptive Auswertungen der Datengrundlagen und teils auf andere Datensätze zurückgegriffen werden, deren Vergleichbarkeit mit den Daten der EVS allerdings beschränkt ist. Zusätzlich werden umfangreiche Sensitivitätsanalysen für zahlreiche der verwendeten Verfahrensschritte vorgenommen. Das für die Bildung von Vergleichsgruppen vorgeschlagene Verfahren (Matching mit Hilfe verschiedener Wohlfahrtsindikatoren) führt zu Gruppen relevanter Haushaltstypen, die mit den jeweiligen Referenzgruppen gut vergleichbar sind. Gegenüber dem derzeitigen Verfahren stellt dies eine klare Verbesserung dar. Es beeinflusst auch die Höhe und die Verlässlichkeit von auf dieser Basis ermittelten Verteilungsschlüsseln.

Aus methodischen Gründen kann allerdings nicht eine einzelne Verfahrensvariante als für alle erforderlichen Teilanalysen maßgeblich herausgehoben werden. Grenzen für die Belastbarkeit der

Resultate ergeben sich insbesondere bei relativ kleinen Fallzahlen in den Vergleichsgruppen.⁹¹ Andere mögliche Probleme, die in der öffentlichen Diskussion über Verfahren und Ergebnisse der Regelbedarfsermittlung nach dem RBEG angesprochen wurden (Angaben über Null-Ausgaben, insbes. für langlebige Konsumgüter; Zusammenfassung der Güter zu Gütergruppen; Unterscheidung zwischen regelbedarfsrelevanten und nicht-regelbedarfsrelevanten Verbrauchsausgaben) erweisen sich demgegenüber als weniger bedeutsam. Sie lassen sich im Rahmen der gewählten Methodik lösen, oder sie fallen auf Vorgaben normativer Natur zurück, mit denen bei der Bestimmung der Verteilungsschlüssel möglichst angemessen umgegangen werden muss.

Insgesamt ergeben sich aus den hier angestellten Arbeiten zur umfassenden Überprüfung der Verteilungsschlüssel gleichwohl Möglichkeiten dafür, die methodischen Grundlagen der Regelbedarfsermittlung weiterzuentwickeln. Die bisher verwendeten Verteilungsschlüssel stellen seinerzeit die einzige verfügbare Grundlage dar, um den im RBEG entwickelten Ansatz zur Ermittlung der Regelbedarfe von Kindern und Jugendlichen umzusetzen. Sie wurden allerdings auf uneinheitlicher Grundlage und für andere Zwecke als die Ermittlung des Bedarfs von Beziehern existenzsichernder Sozialleistungen bestimmt (vgl. Kapitel 11). Auf der Ebene einzelner Gütergruppen erweisen sie sich im Vergleich zu den Ergebnissen dieser Studie als unpassend, während der Gesamtbedarf der jeweils betrachteten Personen derzeit insgesamt zutreffend ermittelt wird (vgl. Kapitel 10). Alles in allem ist von der Verwendung von güterspezifischen Verteilungsschlüsseln, die – soweit sie überhaupt empirisch fundiert sind – auf der Basis unterschiedlicher Daten und Methoden gewonnen wurden, für die Zwecke der Regelbedarfsermittlung trotzdem abzuraten.

Eine verlässliche Bestimmung einzelner Schlüssel für jede Regelbedarfsstufe und Gütergruppe erweist sich mit Rücksicht auf methodische Unschärfen auch durch die in dieser Studie angestellten Analysen nicht als möglich. Dies gilt nicht zuletzt, weil mit dem Übergang eines Haushalts von einem Haushaltstyp zum anderen Umschichtungen im Verbrauch zwischen verschiedenen Gütergruppen einhergehen, durch die sich neben der Höhe auch die Struktur des Gesamtverbrauchs verändert. Eine Verwendung güterspezifischer Schlüssel für alle als regelbedarfsrelevant eingestuften Gütergruppen ist nach den Resultaten der vorliegenden Studie allerdings auch nicht notwendig. Als überlegen erscheint grundsätzlich die Möglichkeit, mit nach einheitlichem Verfahren und auf einheitlicher Datenbasis entwickelten Verteilungsgewichten für den Gesamtverbrauch in den einzelnen Regelbedarfsstufen ein konsistentes System der Ermittlung der Bedarfe von Mehr-Personen-Haushalten aufzustellen. Maßgeblich ist dafür der tatsächliche regelbedarfsrelevante Bedarf, den Kinder und Erwachsene in ausgewählten Haushaltstypen (Paarhaushalte mit einem Kind, Paarhaushalte ohne Kinder, Ein-Personen-Haushalte) jeweils im Kontext des Gesamtverbrauchs dieser Haushalte haben.

⁹¹ Mit Rücksicht auf solche Probleme werden in der Studie z.B. Ergebnisse zu altersspezifischen Verteilungsschlüsseln für Kinder nicht direkt ermittelt.

6 Konkrete Vorgehensweise

Vor dem Hintergrund des derzeit geltenden Verfahrens der Regelbedarfsermittlung und der Forschungsliteratur zu ähnlich gearteten Fragestellungen wird in der vorliegenden Studie ein Ansatz erarbeitet, mit dem die Bestimmung der Verteilungsschlüssel für die Regelbedarfsermittlung weiterentwickelt werden kann. Vor der eigentlichen Ermittlung der Verteilungsschlüssel wird dabei auch ein neuer Ansatz zur Abgrenzung der Vergleichsgruppen entwickelt, für die die Verteilungsschlüssel ermittelt werden. In diesem Kapitel werden diese Ansätze, d.h. die konkrete Vorgehensweise bei den anschließenden empirischen Analysen zur Abgrenzung der Vergleichsgruppen und zur Bestimmung der Verteilungsschlüssel, zunächst im Detail dargestellt und diskutiert. Die Ergebnisse, die auf dieser Basis gewonnen wurden, werden in den Kapiteln 7 bis 10 vorgestellt.

6.1. Datenbasis und Datenaufbereitung

6.1.1. Datengrundlagen

a) Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) 2008

Die EVS ist eine Erhebung des Statistischen Bundesamtes im Rahmen der Wirtschaftsrechnungen privater Haushalte, die alle fünf Jahre durchgeführt wird. In dieser Erhebung werden private Haushalte in Deutschland zu ihren Einnahmen und Ausgaben, zur Vermögensbildung, zur Ausstattung mit Gebrauchsgütern und zur Wohnsituation befragt. Die letzte Erhebung, deren Daten zur Verfügung stehen, fand im Jahr 2008 statt.⁹² Die Stichprobe umfasst rund 0,2% aller privaten Haushalte, wobei nur Haushalte am Hauptwohntort erfasst werden und auch keine Personen in Einrichtungen befragt werden. Für das Jahr 2008 sind dies etwa 55.110 Haushalte. Bei der Auswahl der Befragten werden alle Haushalte mit einem monatlichen Nettoeinkommen von bis zu 18.000 € berücksichtigt.

Die Erhebung gliedert sich in vier Teile: (1) sozio-demographische und sozio-ökonomische Grunddaten der Haushalte und Einzelpersonen, die Wohnsituation sowie die Ausstattung mit Gebrauchsgütern; (2) Geld- und Sachvermögen sowie Kredite und Hypothekenschulden der Haushalte; (3) ein Haushaltsbuch, in dem drei Monate lang alle Einnahmen und Ausgaben auf Monatsbasis erfasst werden; und (4) ein Feinaufzeichnungsheft für Nahrungsmittel, Getränke und Tabakwaren. Die Führung des Haushaltsbuches wird über die beteiligten Haushalte zeitlich so verteilt, dass das gesamte Jahr abgedeckt ist und bei der Analyse auch saisonale Einflüsse berücksichtigt werden können. Das Feinaufzeichnungsheft wird hingegen nur von 20% (ca. 12.000) der befragten Haushalte geführt.

Die EVS bietet damit einen Großteil der Informationen, die für eine fundierte Ermittlung von Regelbedarfen notwendig sind. Dass die Stichprobe im oberen Einkommensbereich abgeschnitten ist, ist für diese Zwecke unerheblich. Problematischer sind hingegen die überwiegend fehlenden Informationen über die tatsächlichen Nutzer der erworbenen Güter sowie die Tatsache, dass wichtige

⁹² Zur Zeit wird die EVS 2013 durchgeführt.

Angaben auf Monatsbasis gemacht werden, also u.U. aufgrund von Schätzungen der Haushalte ungenau sind. Aus diesen Gründen ist eine Ergänzung und Validierung durch andere Datensätze sinnvoll, die vergleichbare oder zusätzliche Informationen möglichst auf individueller Ebene beinhalten.

Aufgrund von Datenschutz-Auflagen enthält das vom Statistischen Bundesamt zur Verfügung gestellte *Scientific-Use-File* eine 80%-ige, faktisch anonymisierte⁹³ Stichprobe des EVS. Mit diesem Datensatz wurden die gesamten, im Text der vorliegenden Studie dargestellten Analysen durchgeführt. Die Ergebnisse lassen sich mit dieser Datenbasis verlässlich abbilden. Dies gilt insbesondere für die Prüfung der verschiedenen untersuchten Methoden bezüglich ihrer praktischen Nutzbarkeit. Wesentliche Arbeiten wurden zusätzlich beim Statistischen Bundesamt bzw. dem Forschungsdatenzentrum des Statistischen Landesamtes von Nordrhein-Westfalen, IT-NRW, an einem Gastwissenschaftlerarbeitsplatz und durch Datenfernverarbeitung mit dem vollständigen Datensatz der EVS wiederholt. Grundsätzlich waren dabei keine substantiell anderen Ergebnisse zu erwarten. Diese Ergebnisse werden ergänzend zu denen auf Basis der 80%-Stichprobe im Anhang der Studie dokumentiert.

In der EVS 2008 wurden insgesamt 64.323 Haushalte befragt.⁹⁴ Das Haushaltsbuch mit den Verbrauchsausgaben wurde von 55.110 Haushalten ausgefüllt. Dies ist die Basis für die Ziehung der 80%-Unterstichprobe, die demnach 44.088 Haushalte umfasst. Für diese Haushalte liegen jeweils die drei Erhebungsteile der EVS – Haushaltsbuch, Allgemeine Angaben, Geld- und Sachvermögen – vollständig vor, die für die hier durchgeführten Analysen auch benötigt werden. Von allen in der EVS 2008 befragten Haushalten haben allerdings nur 48.717 Haushalte alle drei Erhebungsteile ausgefüllt. Bezogen auf diese Grundgesamtheit handelt es sich bei der zur Verfügung gestellten Sub-Stichprobe um eine 90%-ige Auswahl.

Als problematisch erweisen sich daher die im *Scientific-Use-File* enthaltenen Hochrechnungsfaktoren. Hier bleibt unklar, ob es sich um eigens an die Stichprobe angepasste Hochrechnungsfaktoren handelt oder um eine Skalierung der Hochrechnungsfaktoren der vollständigen EVS. Die in Anhang der BT-Drs. 17/3404 ausgewiesenen Werte konnten daher nicht vollständig nachvollzogen werden. Da Haushalte am unteren Ende der Einkommensverteilung in der EVS überdies unterrepräsentiert sind (vgl. Statistisches Bundesamt 2013: 35), haben sie zudem ein vergleichsweise hohes Gewicht, was teilweise zu unplausiblen Ergebnissen führt (vgl. Fußnote 103) und die direkte Vergleichbarkeit der Referenzgruppen nach RBEG und den für die nachfolgenden Analysen zugrunde gelegten Vergleichsgruppen begrenzt. Für die Ermittlung von Äquivalenzgewichten stellt dies jedoch kein Problem dar (vgl. auch hierzu Fußnote 103).

⁹³ Dies bedeutet insbesondere, dass bei Einnahmen- und Ausgabenvariablen die fünf niedrigsten und die fünf höchsten auftretenden Werte durch den Mittelwert der entsprechenden Variablen ersetzt werden, und dass die übrigen Werte im untersten und obersten Dezil um einen Zufallsfehler von bis zu $\pm 1\%$ des jeweiligen Merkmalswertes verändert werden. Dies dürfte für die Analysen jedoch unproblematisch sein.

⁹⁴ Vgl. zu den genauen Zahlen der realisierten Befragungen und den jeweils vorhandenen Erhebungsteilen Statistisches Bundesamt 2013: 35

b) Daten zum Ernährungsverhalten: KiGGS und Nationale Verzehrstudie

Zur Validierung der Verteilungsschlüssel im Bereich Ernährung werden zwei Datensätze verwendet: die KiGGS-Studie des Robert-Koch-Instituts und die Nationale Verzehrstudie II.

Das Robert-Koch-Institut erhebt im Rahmen seiner Gesundheitssurveys mit einem einheitlichen Fragebogen regelmäßig umfassende Informationen zum Ernährungsverhalten. Informationen für Kinder wurden in der „Studie zur gesundheitlichen Lage der Kinder und Jugendlichen in Deutschland“ (KiGGS) erhoben. Hierbei handelt es sich um eine Panelstudie, deren Basiserhebung in den Jahren 2003 bis 2006 durchgeführt wurde. Seit 2009 ist die nächste Welle im Feld. Befragt wurden 17.641 Kinder im Alter von 11 bis 17 Jahren sowie deren Eltern. Für Kinder unter 11 Jahren wurden ausschließlich die Eltern befragt. Bezüglich des Ernährungsverhaltens wird eine sehr differenzierte Produktabfrage durchgeführt sowie der Umfang des individuellen Konsums erhoben.

Die Nationale Verzehrstudie II wurde vom Max-Rubner-Institut in den Jahren 2005/2006 durchgeführt. Befragt wurden dabei 20.000 Personen im Alter zwischen 14 und 80 Jahren. Die Informationen zum Ernährungsverhalten sind denen des Robert-Koch-Instituts in etwa vergleichbar, da von beiden Instituten ein ähnliches Erhebungsinstrument für Ernährungsinterviews verwendet wird.⁹⁵

c) Mobilität in Deutschland (MiD2008)

Zur Validierung der Verteilungsschlüssel im Bereich Verkehr wird die Studie „Mobilität in Deutschland“ (MiD 2008) genutzt. Sie wurde in den Jahren 2008/2009 im Auftrag des Bundesministeriums für Verkehr, Bau und Stadtentwicklung (BMVBS) durchgeführt. Es handelt sich um eine Wiederholung einer Studie aus dem Jahr 2002. Die Stichprobe umfasst etwa 50.000 Haushalte mit über 100.000 befragten Personen. Befragt wurden alle Personen ab 10 Jahren im Haushalt über ihre Wege und die genutzten Verkehrsmittel an einem Stichtag.

d) Private Haushalte in der Informationsgesellschaft

Um die Verteilungsschlüssel im Bereich Telekommunikation zu validieren, wird die Erhebung über die private Nutzung von Informations- und Kommunikationstechnologien (IKT) genutzt. Sie ist Teil einer europäischen Erhebung, die seit dem Jahr 2002 jährlich von den statistischen Landesämtern durchgeführt wird. Die Stichprobengröße umfasst 12.000 Haushalte. Auf Haushaltsebene werden Daten zur Ausstattung mit Informations- und Kommunikationstechnologien erhoben. Befragt werden zudem alle Personen ab 10 Jahren zum Umfang und der Art der Nutzung von Telekommunikations- und Informationstechnologien.

⁹⁵ Eine genaue Beschreibung der Erhebungsinstrumente von KiGGS und der NVS II findet man bei Krems et al. (2006), Mensink und Burger (2004) sowie Mensink et al. (2001, 2007).

6.1.2. Datenaufbereitung der EVS 2008

a) Variablengenerierung und -kodierung

Für die Auswertungen wurden etliche Variablen generiert bzw. in den Daten vorhandene Variable modifiziert. Diese Datenaufbereitung bzw. -bearbeitung wird im Folgenden dokumentiert.

Merkmale der Haushaltsmitglieder:

Das Merkmal *Erwerbsstatus* wird für alle Haushaltsmitglieder, die nicht selbstständig sind, erhoben. Für erwachsene Haushaltsmitglieder kann dies in allen Merkmalsausprägungen direkt aus dem Datensatz übernommen werden:

- trifft nicht zu – diese Kategorie wird als „nicht erwerbstätig“ interpretiert
- Vollzeitbeschäftigung
- Teilzeitbeschäftigung, Altersteilzeit
- Midijob
- geringfügige Beschäftigung (Minijob)
- ohne Angabe – diese Kategorie wird als fehlender Wert interpretiert.

Für Selbstständige ist in den Daten keine Information über die Arbeitszeit enthalten. Es wurde bei der Befragung zwar erfasst, ob es sich bei der Tätigkeit um eine haupt- oder nebenberufliche handelt, allerdings ist diese Angabe in den zur Verfügung stehenden Daten nicht enthalten. Insofern stellt sich die Frage, wie Selbstständige einzuordnen sind, insbesondere in Hinblick darauf, dass die Berücksichtigung der Erwerbstätigkeit primär dazu dienen soll, die Zeitverwendung grob abzubilden. Wie Sensitivitätsanalysen zeigen (vgl. Fußnote 128) ist es für die Auswertungen jedoch relativ unerheblich, wie diese Zuordnung vorgenommen wird. Daher wird den Selbstständigen die Ausprägung „Trifft nicht zu“ zugewiesen, so dass alle nicht abhängig beschäftigten Personen eine eigene Kategorie bilden. Für Männer wurden zudem – außer bei den Matchings für Regelbedarfsstufe 2 – alle Arbeitszeiten unterhalb einer Vollzeiterwerbstätigkeit (Teilzeit, Mini-Job, Midi-Job) zusammengefasst, da diese überwiegend vollzeit oder gar nicht beschäftigt sind.

Zur Erfassung des *Bildungsstandes* wird der höchste allgemeinbildende Schulabschluss verwendet. Aus den Angaben dazu werden folgende Merkmalsausprägungen gebildet:

- Kein Schulabschluss
- Haupt-/Volksschulabschluss
- Realschulabschluss (Mittlere Reife) oder gleichwertiger Abschluss, auch Abschluss der allgemein bildenden polytechnischen Oberschule der ehemaligen DDR
- Fachhochschulreife oder gleichwertiger Abschluss
- Abitur (allgemeine oder fachgebundene Hochschulreife)

Da die Merkmalsausprägung „Kein Schulabschluss“ eher selten auftritt, wurden die Kategorien „Kein Schulabschluss“ und „Haupt-/Volksschulabschluss“ zusammengefasst.

Schließlich wurde für alle Haushaltsmitglieder deren *Alter* berechnet. Hierzu wurde das in den Daten enthaltene Geburtsjahr vom Jahr der Erhebung subtrahiert. Dabei ist zu beachten, dass in den *Scientific-Use-Files* das Geburtsjahr für den Haushaltsvorstand zu Anonymisierungszwecken an den Rändern zusammengefasst wurde. Für Jahrgänge ab 1988 wurde immer den Wert 1988 gesetzt,

womit auch einem Haushaltsvorstand, der erst 18 Jahre alt ist, das Alter 20 zugewiesen wird. Für Geburtsjahrgänge bis 1923 wurde jeweils der Wert auf 1923 gesetzt. Für zweite und weitere Personen im Haushalt sind beim Geburtsjahr Werte von 1909 bis 2008 möglich, so dass die gerade genannten Einschränkungen beim Partner des Haushaltsvorstandes und bei Kindern nicht gelten.

Haushaltsnettoeinkommen:

Das Haushaltsnettoeinkommen ist bereits in den Daten enthalten und kann im Prinzip übernommen werden. Allerdings weisen einige Haushalte ein negatives Nettoeinkommen auf.⁹⁶ Für diese Haushalte wurde die Angabe zum Einkommen als fehlend angenommen.⁹⁷ Nach diesem Schritt verbleiben einige wenige Haushalte, bei denen das Haushaltseinkommen relativ niedrige Werte aufweist. Beispielsweise gibt es 36 Haushalte, deren Haushaltseinkommen im erfassten Quartal zwischen 0 und 900 € lag, im Mittel also bei bis zu 300 € monatlich.⁹⁸ Um eine Grenze zu definieren, ab wann das Einkommen eines Haushalts als unplausibel niedrig erscheint, wurden für die Haushalte die Ansprüche auf Leistungen nach dem SGB II gemäß den Regelbedarfsstufen des Jahres 2012 (*ohne* Miete) berechnet. Beispielsweise erhielt ein Ein-Personen-Haushalt im Jahr 2012 374 €. Weist ein Haushalt ein niedrigeres Haushaltsnettoeinkommen auf, als er bei Anspruch auf Leistungen nach SGB II (*ohne* Miete) erhalten würde, wird angenommen, dass das Haushaltsnettoeinkommen unplausibel niedrig ist und die Angabe dazu als fehlend gesetzt.⁹⁹ Beobachtungen mit fehlenden Werten werden von den weiteren Auswertungen ausgeschlossen. Dies betrifft insgesamt 7 Paarhaushalte mit Kind, 32 Haushalte ohne Kind und 64 Ein-Personen-Haushalte.

Saldo aus Vermögen und Schulden:

Zur Berechnung des Saldos aus Vermögen und Schulden werden zunächst jeweils das Gesamtvermögen und die Gesamtschulden berechnet. Die hierzu verwendeten Variablen beziehen sich immer auf den 1.1.2008, also nicht auf das in den Daten ansonsten erfasste Quartal.

Die Schulden wurden als Summe der folgenden Variablen ermittelt:

- Konsumentenkredite
- Ausbildungskredite
- Restschulden aus Hypotheken

⁹⁶ Ursache hierfür ist, dass vom Bruttoeinkommen, aus dem das Nettoeinkommen berechnet wird, Ausgaben für die Instandhaltung für Wohneigentum abgezogen werden: „In Einzelfällen kann dies bei entsprechend hohen Aufwendungen einzelner Haushalte zur Nachweisung negativer Eigentümermietwerte bzw. Vermögenseinnahmen führen.“ (Statistisches Bundesamt 2010: 9)

⁹⁷ 54 der insgesamt 44088 Haushalte weisen ein negatives Haushaltsnettoeinkommen auf. Bei den für die RBS 4 bis 6 relevanten Haushaltstypen Paarhaushalt ohne Kind und Paarhaushalt mit Kind sind es 20 bzw. 2 Haushalte.

⁹⁸ Der niedrigste dieser Werte liegt bei 39 € im Quartal, der höchste bei 880 € im Quartal.

⁹⁹ Zwar werden somit die Regelbedarfsstufen des Jahres 2012 auf das Jahr 2008 angewendet, allerdings ist zu bedenken, dass keine Mieten berücksichtigt wurden. Für einen Ein-Personen-Haushalt bedeutet dies beispielsweise, dass ein (quartalsbezogenes) Haushaltsnettoeinkommen von 3x374 € oder weniger als unplausibel erachtet wird.

Die Variable für Konsumentenkredite erfasst auch von Privatpersonen geliehenes Geld. Das Vermögen wurde als Summe der folgenden Variablen generiert:

- Verkehrswehrt von Wohneigentum
- Sparguthaben
- Bausparguthaben
- Sonstige Anlagen bei Banken/Sparkassen
- Aktien
- Rentenwerte
- Aktienfonds
- Immobilienfonds
- Rentenfonds
- Geldmarktfonds
- Sonstige Fonds
- Sonstige Wertpapiere
- Verliehenes Geld an Privatpersonen
- Versicherungsguthaben: Lebensversicherung
- Versicherungsguthaben: private Rentenversicherung
- Versicherungsguthaben: Ausbildungsversicherung
- Versicherungsguthaben: Aussteuerversicherung

Bei den Versicherungsguthaben sind in den Daten jeweils zwei Variablen enthalten: einmal Versicherungsguthaben „laut Anschreibung“ sowie „imputierte Werte“. Die Werte „laut Anschreibung“ sind Angaben der Befragten zu ihrem Versicherungsguthaben. Wenn für einen Haushalt zwar keine Angaben zu Versicherungsguthaben, aber Informationen zu Vertragsinhalten der Versicherungen vorlagen (bspw. Laufzeit, Versicherungssumme), wurden Versicherungsguthaben durch das Statistische Bundesamt imputiert. Die im Weiteren berücksichtigten Versicherungsguthaben ergeben sich als Summe der Guthaben laut Anschreibung sowie der imputierten Werte.

Der Saldo aus Vermögen und Schulden wurde dann als die Differenz der Gesamtsummen des Vermögens und der Schulden berechnet, so dass sowohl negative als auch positive Werte möglich sind. Wurde bei einer der oben aufgelisteten Variablen keine Angabe gemacht, wurde auch der Saldo als fehlend gesetzt.

Ausgaben für Lebensmittel:

Aus den Ausgaben für Lebensmittel wird u.a. für das Matching – entsprechend der Logik des Ansatzes von Engel – der Anteil dieser Ausgaben am Haushaltsnettoeinkommen berechnet. Die Lebensmittelausgaben umfassen dabei auch Ausgaben für alkoholfreie Getränke. Liegt dieser Anteil für einzelne Haushalte über 75% oder bei 0% des Haushaltsnettoeinkommens, wird von einer fehlerhaften Angabe oder einem sehr atypischen Ausgabenverhalten¹⁰⁰ ausgegangen und der Wert als fehlend gesetzt. Werte von 0% liegen bei 5 Paarhaushalten ohne Kind, 3 Paarhaushalten mit Kind

¹⁰⁰ So mag es z.B. Haushalte geben, die nur außer Haus essen, diese dürften aber im unteren Einkommensbereich sehr selten vorkommen. Besitzt der Haushalt ein großes Gartengrundstück, mögen im beobachteten Quartal aufgrund eines hohen Selbstversorgungsanteils ebenfalls keine Ausgaben für Lebensmittel anfallen.

und 13 Ein-Personen-Haushalte vor; Werte von 75% bei 2 Paarhaushalten ohne Kind und 2 Ein-Personen-Haushalte.

Ausgaben für Kleidung:

Bei den Ausgaben für Kleidung kann bei Paarhaushalten ohne Kind und bei Paarhaushalten mit Kindern unter 14 Jahre eine direkte Zuordnung der Ausgaben für Herrenkleidung und Damenkleidung zum Mann bzw. zur Frau im Haushalt vorgenommen werden, wenn man geringe Unschärfen, z.B. durch Käufe (von Geschenken o.ä.) für nicht im Haushalt lebende Personen, hinnimmt. Dabei werden als Ausgaben für Kleidung jeweils die Ausgaben für Bekleidung und Schuhe zusammengefasst. Bei Paarhaushalten mit einem Kind im Alter ab 14 Jahren ist eine solche direkte Zuordnung lediglich bei einem Elternteil möglich: Lebt in einem Haushalt beispielsweise ein Paar mit einem 15-jährigen Sohn, können die Ausgaben für Damenkleidung noch immer der Frau im Haushalt zugeordnet werden.

Soziale Teilhabe / Inklusion

Als Indikator für soziale Teilhabe wurde eine (sogenannte „Dummy“-)Variable gebildet, die den Wert 1 annimmt, wenn ein Haushalt Ausgaben in der Kategorie „Besuch von Sport-, Freizeit und Kulturveranstaltungen bzw. -einrichtungen“ aufweist. Ansonsten ist die Variable gleich 0.

Haushaltsausstattung:

Die Variablen zur Haushaltsausstattung werden unverändert aus den Daten übernommen. Diese umfassen 34 Variablen dieser Art, bei denen für einzelne Güter jeweils die in einem Haushalt vorhandene Anzahl erfasst ist (0, 1, 2, ...). Im Einzelnen wird das Vorhandensein der folgenden Güter (mit noch differenzierteren Angaben für die genannten Untergruppen) erfasst:

- Personenkraftwagen: fabrikneu gekauft / gebraucht gekauft / geleast (nicht Ratenkauf)
- Kraftrad (auch Mofa und Roller)
- Fahrrad
- Fernseher / Flachbildfernseher (LCD Plasma)
- Satelliten-Empfangsgerät (Decoder) / Kabelanschluss / DVB-T-Gerät / Pay-TV-Decoder
- DVD-Player/Recorder
- Fotoapparat: analog / digital
- Videokamera (Camcorder) analog / digital
- MP3-Player / CD-Player/Recorder
- Spielkonsole
- Personalcomputer (PC): stationär / mobil (Notebook Laptop Palmtop)
- Internet-Anschluss/-Zugang / ISDN-Anschluss
- Telefonapparat: stationär (auch schnurlos) / mobil (Handy, Autotelefon)
- Anrufbeantworter stationär / Faxgerät stationär
- Navigationssystem
- Sportgeräte (Hometrainer)
- Kühlschrank / Gefrier- und Kühlkombination / Gefrierschrank, Gefriertruhe
- Geschirrspülmaschine
- Mikrowellengerät
- Wäschetrockner

Ausgabenkategorien:

Insgesamt sind in der EVS 153 einzelne Ausgabenkategorien vorhanden, die private Konsumausgaben erfassen. Da von den verschiedenen Gütern in den weiteren Analysen – je nach verwendetem Ansatz – u.U. angenommen werden muss, dass sie im Hinblick auf das Ausgabeverhalten der Haushalte separabel sind (vgl. Abschnitt 3.1.5.a)(vii)), ist es notwendig, diese Güterkategorien in übergeordnete Kategorien (Abteilungen) zusammenzufassen, für die diese Annahme möglichst als erfüllt angesehen werden kann. Dabei wurden zwei Zuordnungen verwendet: einmal diejenige des Statistischen Bundesamtes zu EVS-Positionen und zum anderen eine etwas abweichende Zuordnung (vgl. den Anhang zu diesem Kapitel).

Welche Güter regelbedarfsrelevant sind, variiert bei Kindern mit dem Alter. Beispielsweise ist für Kinder unter 6 Jahren die Kategorie „Sonstige Verbrauchsgüter (Schreibwaren, Zeichenmaterial u.ä.)“ aus der Abteilung „Freizeit, Unterhaltung, Kultur“ regelbedarfsrelevant, für ältere Kinder nicht, da entsprechende Bedarfe bei ihnen mit Hilfe des „Bildungs- und Teilhabepakets“ gedeckt werden. Bei Kindern ab 14 Jahren wiederum werden in der Abteilung „Bekleidung und Schuhe“ sowohl Ausgaben für Personen ab 14 Jahren als auch Ausgaben für Personen unter 14 Jahren berücksichtigt, während bei jüngeren Kindern lediglich Ausgaben für Personen unter 14 Jahren berücksichtigt werden. Unabhängig vom Alter des Kindes werden auch Güter berücksichtigt, die ohne Alterszuordnung erhoben wurden, wie bspw. „Bekleidungsstoffe“ oder „Schuhzubehör“.

Hier wird wie folgt vorgegangen: Güter, die vollständig den Erwachsenen zugeordnet sind (wie bspw. Finanzdienstleistungen oder Praxisgebühren), bleiben unberücksichtigt. Im Bereich „Bekleidung und Schuhe“ werden grundsätzlich sämtliche Kategorien, die zu dieser Abteilung gehören, berücksichtigt, so dass eventuelle fehlerhafte Zuordnungen durch die Befragten unproblematisch sein sollten. Die Kategorie „Sonstige Verbrauchsgüter (Schreibwaren, Zeichenmaterial u.ä.)“ wird zunächst grundsätzlich für alle Kinder berücksichtigt. Im weiteren wird dann untersucht werden, welchen Effekt es auf die Ergebnisse hat, diese Kategorie auszuschließen, und welchen Effekt die Berücksichtigung aller Güter hat, die bei Erwachsenen regelbedarfsrelevant sind.

b) Auswahl der Haushaltstypen

Aus den Angaben über die einzelnen Haushaltsmitglieder wird zunächst eine vereinfachte Haushaltstypologie gebildet, bei der zwischen folgenden Haushaltstypen differenziert wird:

1. Ein-Personen-Haushalt
2. Alleinerziehenden-Haushalt (beliebige Kinderzahl)
3. Paarhaushalt ohne Kinder
4. Paarhaushalt mit einem Kind unter 18 Jahren
5. Paarhaushalt mit zwei Kindern unter 18 Jahren
6. Paarhaushalt mit drei oder mehr Kindern unter 18 Jahren
7. Sonstiger Haushalt (bspw. Wohngemeinschaften)

Hiervon wurden entsprechend § 3 RBEG solche Haushalte ausgeschlossen, die eine der folgenden Leistungen bezogen haben:

1. Hilfe zum Lebensunterhalt nach SGB XII, Drittes Kapitel
2. Grundsicherung im Alter und bei Erwerbsminderung nach SGB XII, Viertes Kapitel
3. Arbeitslosengeld II oder Sozialgeld nach SGB II

Nicht ausgeschlossen wurden Haushalte, die zwar eine der o.g. Leistungen bezogen haben, allerdings

1. zusätzlich Erwerbseinkommen bezogen haben, das nicht als Einkommen berücksichtigt wurde (sog. „Aufstocker“);
2. einen Zuschlag nach § 24 SGB II in der bis zum 31. Dezember 2010 geltenden Fassung bezogen haben („Ausgleichszahlung“);
3. Elterngeld nach dem Bundeselterngeld- und Elternzeitgesetz bezogen haben;
4. eine Eigenheimzulage nach dem Eigenheimzulagengesetz bezogen haben.

Der letztgenannte Punkt weicht von der Formulierung von § 3 RBEG ab, in der auf den „Anspruch auf eine Eigenheimzulage nach dem Eigenheimzulagengesetz“ abgestellt wird. Haushalte, die die Eigenheimzulage erhalten, bilden eventuell nur eine Teilmenge der Haushalte, die Anspruch auf diese Leistung hätten. Allerdings kann aus den Daten der EVS 2008 nicht ermittelt werden, ob ein solcher Anspruch vorliegt, der nicht wahrgenommen wird.¹⁰¹

Zudem wurden gleichgeschlechtliche Paare bei den Auswertungen nicht berücksichtigt. Ursache hierfür ist, dass bei den später vorgenommenen Auswertungen eine klare Zuordnung von Personenmerkmalen notwendig ist. Beispielsweise sollen beim Matching solche Paarhaushalte ohne Kind zu Paarhaushalten mit Kind hinzugespielt werden, bei denen ähnliche Erwerbskonstellationen vorliegen wie bei den Paarhaushalten mit Kind (bspw. Frau voll erwerbstätig, Mann nicht erwerbstätig). Bei gleichgeschlechtlichen Paaren kann die Erfassung von Erwerbskonstellationen aber nicht auf gleiche Weise erfolgen, womit kein direkter Vergleich möglich ist. Zudem können hier auch die Ausgaben für Kleidung nicht mehr den einzelnen Personen zugeordnet werden (vgl. Abschnitt 6.1.2.a). Zwar könnte man überlegen, auf eine solche Zuordnung zu verzichten und lediglich nach unterschiedlichen Kombinationen der Erwerbstätigkeit zu differenzieren. Da von den gleichgeschlechtlichen Paaren aber lediglich 6 mit Kindern im Haushalt leben und keiner dieser Haushalte im Niedrigeinkommensbereich liegt, kann davon ausgegangen werden, dass die Nicht-Berücksichtigung die Ergebnisse nicht beeinflusst.

Teilweise werden auch sog. „Rentnerhaushalte“ nicht berücksichtigt. Zum einen unterscheiden sich diese Haushalte bezüglich ihres Konsums nicht unerheblich von Haushalten mit jüngeren Erwachsenen (bspw. bei Gesundheitsausgaben). Zum anderen sind Rentner in den jeweils zu vergleichen-

¹⁰¹ Für Haushalte, bei denen mindestens eine Person die Eigenheimzulage erhält, ist klar, dass ein Anspruch vorliegt. Bei Haushalten, die diese Leistung nicht erhalten, ist zunächst zu bedenken, dass die Eigenheimzulage mit dem „Gesetz zur Abschaffung der Eigenheimzulage“ (EigZulAbsG) zum 1.1.2006 gestrichen wurde. Allerdings kann für vor diesem Datum gekaufte bzw. hergestellte Objekte weiterhin ein Anspruch geltend gemacht werden (Artikel 1, EigZulAbsG). Um einen Anspruch festzustellen, müsste aber bekannt sein, wann Wohneigentum gekauft wurde, sowie entsprechend § 5 Eigenheimzulagengesetz das Einkommen der letzten beiden Jahre. Diese Informationen sind in der EVS 2008 nicht enthalten.

den Gruppen sehr ungleich verteilt. Bei Paarhaushalten mit einem Kind gibt es kaum Haushalte mit älteren Personen, während bei den Paarhaushalten ohne Kind Rentnerpaare einen großen Anteil ausmachen. Für den Vergleich von Paarhaushalten ohne und mit einem Kind wurden daher alle Haushalte ausgeschlossen bei denen mindestens einer der beiden Partner älter als 70 Jahre ist. Diese Grenzziehung hat bei Paarhaushalten mit Kind praktisch keinen Einfluss auf die Fallzahl, da lediglich bei 7 dieser Haushalte einer der Partner älter als 70 Jahre ist und nur einer dieser Haushalte im Niedrigeinkommensbereichs liegt, wie er im Abschnitt 6.2.1 abgegrenzt wird.

Für den Vergleich von Einpersonenhaushalten und Paarhaushalten wird die Abgrenzung etwas anders vorgenommen. Allein lebende Personen gelten als „Rentnerhaushalt“, wenn als „soziale Stellung“ entweder „Altersrentner(in), Invalidenrentner(in)“ oder „Pensionär(in)“ angegeben ist oder die Person 65 Jahre oder älter ist. Paarhaushalte werden zu den „Rentnerhaushalten“ gezählt, wenn dies für beide Partner gilt. Auch bei diesen beiden Haushaltstypen ist der Anteil der Rentner, insbesondere der in höherem Alter bei den Einpersonenhaushalten aufgrund von Verwitwungen größer als bei den Paarhaushalten, so dass diese bei Nichtausschluss die Ergebnisse stark beeinflussen. Da einiges dafür spricht, dass das Ausgabenverhalten von Rentnerhaushalten sich von dem von Haushalten von mit jüngeren Personen – etwa aufgrund eines anderen Freizeitverhaltens, aufgrund des Wegfalls berufsbedingter Ausgaben und wachsender gesundheitsbedingter Ausgaben – unterscheidet, werden die Analysen hier sowohl mit als auch ohne Rentnerhaushalte durchgeführt. Die Analysen ohne Rentnerhaushalte dienen dabei im Sinne einer Sensitivitätsanalyse der Überprüfung, ob die gesamte Gruppe mit Rentnern im Ausgabenverhalten hinreichend homogen ist oder ob die Unterschiede im Ausgabenverhalten so gravierend sind, dass man evtl. von unterschiedlichen Bedarfen ausgehen muss.

6.2. Bestimmung der Vergleichsgruppen

Wie im Abschnitt 3.2 beschrieben ist es für die Ermittlung von Verteilungsschlüsseln notwendig, zunächst die jeweiligen Vergleichsgruppen abzugrenzen. Hierbei gilt es zum einen die jeweils zu vergleichenden Haushaltstypen zu bestimmen und zum anderen Kriterien festzulegen, die die Vergleichbarkeit der Gruppen bestimmen. Neben einer einfachen Abgrenzung nach unterschiedlichen Einkommensbereichen werden hier auch Matching-Verfahren zur Bildung von Vergleichsgruppen auf der Basis von Wohlfahrtsindikatoren durchgeführt.

6.2.1. Abgrenzung der Haushaltstypen

Vergleichsgruppen zur Bestimmung von Verteilungsschlüsseln müssen mindestens für diejenigen Haushaltstypen abgegrenzt werden, die momentan bei der Regelbedarfsermittlung berücksichtigt werden. Dies sind:

- Ein-Personen-Haushalte
- Paarhaushalte ohne Kinder
- Paarhaushalte mit einem Kind unter 6 Jahren
- Paarhaushalte mit einem Kind von 6 bis unter 14 Jahren
- Paarhaushalte mit einem Kind von 14 bis unter 18 Jahren

Zur Überprüfung der Regelbedarfsstufe 3 sollen zudem noch weitere Haushaltstypen betrachtet werden:

- Haushalte mit drei Erwachsenen ohne Kinder
- Paarhaushalte mit einem erwachsenen Kind unter 25 Jahren

Diese Abgrenzung der Haushaltstypen ist auch für die Anwendung anderer Methoden zur Ermittlung von Äquivalenzskalen und Verteilungsschlüsseln geboten. Mit den pauschalierten Regelbedarfen für ein Kind soll der zusätzliche Bedarf eines Haushalts abgedeckt werden, der durch das Vorhandensein eines Kindes im Vergleich zu einem Haushalt ohne dieses Kind entsteht. Aufgrund normativer Vorentscheidungen, dass die Gewährung von Grundsicherungsleistungen nicht nach der Ordnungszahl der Kinder differenziert wird, soll es dabei keine Rolle spielen, ob es sich um das erste oder vielleicht dritte Kind der Familie handelt. Geht man davon aus, dass durch das Hinzukommen jeder weiteren Person zusätzliche Größenvorteile entstehen, so sollten diese zusätzlichen Bedarfe umso geringer werden, je größer der Haushalt bereits ist. Ermittelt man durchschnittliche Kosten bzw. Bedarfe von Kindern unterschiedlicher Ordnungszahl, so ergibt sich in diesem Fall ein Wert, der den zusätzlichen Bedarf des ersten Kindes nicht abdeckt. Daher ist es notwendig, diesen zu ermitteln, was durch den Vergleich von Paaren ohne und mit einem Kind geschieht. Zwar wäre es bei Verfahren, bei denen sozio-ökonomische Merkmale als Kovariablen berücksichtigt werden können, grundsätzlich möglich, nach Kinderzahl differenzierte Skalen zu ermitteln, was angesichts der Fallzahlen von Familienhaushalten im unteren Einkommensbereich in der EVS jedoch faktisch nicht realisierbar ist.

Die gleichen Argumente gelten auch für die Bestimmung des pauschalierten zusätzlichen Bedarfs eines weiteren erwachsenen Haushaltsmitglieds, wobei hier der Gesetzgeber grundsätzlich einen Unterschied zwischen der zweiten Person in einer Partnerschaft und sonstigen erwachsenen Personen in einer Bedarfsgemeinschaft macht.¹⁰² Daher werden sowohl Paarhaushalte als auch Haushalte mit drei erwachsenen Personen betrachtet.

a) Vergleichsgruppenbildung für die Regelbedarfsstufen 4 bis 6

Da hier zunächst nur die Äquivalenzgewichte und die daraus resultierenden Verteilungsschlüssel von Kindern bestimmt werden sollen, werden nur Paarhaushalte mit einem Kind im Vergleich zu Paarhaushalten ohne Kind betrachtet, wobei auch noch nicht nach Alter des Kindes unterschieden wird. Wie in Abschnitt 6.1.2.b) beschrieben werden Bezieher von Grundsicherungsleistungen ausgeschlossen. Weiterhin werden bei Paarhaushalten mit einem Kind lediglich die unteren 20% bezogen auf das Haushaltsnettoeinkommen betrachtet – also in Anlehnung an die Referenzgruppe für die Berechnung der Regelbedarfsstufen 4 bis 6 nach § 4 RBEG das „unterste Einkommensquintil“.¹⁰³

¹⁰² Faktisch wird momentan jedoch der gleiche zusätzliche Bedarf unterstellt.

¹⁰³ Ausgewählt wurden hierbei die unteren 20% der nicht-hochgerechneten Fälle. Da die Haushalte der unteren Einkommensbereiche in der EVS unterrepräsentiert sind (vgl. Statistisches Bundesamt 2013: 35), haben sie ein vergleichsweise hohes Gewicht, weshalb der 20%-Einkommensabschnitt in der Einkommens-

Als Ausgangsgruppe für das Matching-Verfahren werden bei Paarhaushalten ohne Kinder die unteren 66% gewählt, um zumindest Bezieher klar überdurchschnittlicher Einkommen als potenzielle Vergleichshaushalte auszuschließen. Welche Haushalte effektiv für die Kontrollgruppe ausgewählt werden, entscheidet sich dabei durch das anschließende Matching. Inwieweit diese Grenzen Einfluss auf die Ergebnisse haben, wird später Bestandteil der Sensitivitätsanalyse sein.

Die Fallauswahl erfolgt insgesamt also in fünf Schritten:

1. Auswahl über Haushaltstypen
2. Auswahl bzw. Ausschluss von Haushalten entsprechend § 3 RBEG
3. Ausschluss gleichgeschlechtlicher Paare
4. Ausschluss von Haushalten mit mindestens einem Partner im Alter von mehr als 70 Jahren
5. Abgrenzung über das Haushaltsnettoeinkommen (in Anlehnung an § 4 RBEG)

Insgesamt enthalten die Daten der 80%-Stichprobe der EVS 2008 44.088 Haushalte. Nach dem ersten Auswahlschritt verbleiben 18.943 Haushalte, von denen 15.674 Paarhaushalte ohne und 3.269 Paarhaushalte mit Kind sind. Durch den zweiten Auswahlschritt werden 232 Haushalte ausgeschlossen und nach dem dritten nochmals 155 Haushalte. Beim vierten Auswahlschritt werden 4.272 Paarhaushalte ohne Kind aus den Daten entfernt. Nach dem fünften Auswahlschritt sind schließlich noch 7.994 Haushalte vorhanden, von denen 644 Paarhaushalte mit Kind und 7.350 Paarhaushalte ohne Kind sind.

b) Vergleichsgruppenbildung für die Regelbedarfsstufe 2

Die Fallauswahl für die Auswertungen zur RBS 2 erfolgt analog zu der für die RBS 4 bis 6 in fünf Teilschritten:

1. Auswahl der zu betrachtenden Haushalte über Haushaltstypen
2. Auswahl bzw. Ausschluss von Haushalten entsprechend §3 RBEG
3. Ausschluss gleichgeschlechtlicher Paare
4. ggf. Ausschluss von Rentnerhaushalten
5. Abgrenzung über das Haushaltsnettoeinkommen (in Anlehnung an §4 RBEG)

Zunächst werden passende Haushalte (Einpersonenhaushalte und Paarhaushalte ohne Kind) aus der 80%-Stichprobe der EVS ausgewählt und entsprechend §3 RBEG eine weitergehende Fallauswahl

verteilung der nicht hochgerechneten Stichprobe über der der hochgerechneten Stichprobe liegt (vgl. hierzu Abschnitt 6.1.1.a). Die verwendete Auswahl umfasst somit Haushalte mit höherem Einkommen als die Referenzgruppe nach dem RBEG. Wie in den Abschnitten 3.1.5.a) und 3.2.1 erläutert, ist für die Auswahl der Vergleichsgruppenbildung zur Bestimmung der Äquivalenzgewichte jedoch nicht die absolute Höhe der Einkommensgrenze relevant, sondern dass die Gruppe hinsichtlich der Ausgabenstruktur hinreichend homogen ist. Sofern dies der Fall ist, sollte eine möglichst große Fallauswahl genutzt werden. Für die konkrete Fallauswahl zeigen die Sensitivitätsanalysen, dass sich bei nur wenig größeren Einkommensabschnitten andere Werte ergeben, also die Annahme der Einkommensunabhängigkeit (*independence of base*) in der größeren Gruppen nicht mehr gewährleistet wäre. Einen geringeren Einkommensabschnitt zu wählen wäre angesichts dessen, dass die Referenzgruppen für die Bestimmung der Höhe der Regelbedarfe in etwa abgegrenzt werden, kaum sinnvoll. Zudem scheint die Gruppe bei dieser Abgrenzung hinreichend homogen zu sein.

vorgenommen. Gleichgeschlechtliche Paare wurden von den Auswertungen ausgeschlossen, da beim Matching eine geschlechtsspezifische Zuordnung von Ausgaben für Kleidung vorgenommen wird.¹⁰⁴

Anschließend werden zwei unterschiedliche Vorgehensweisen verfolgt. Zum einen werden Gruppen gebildet, bei denen Rentnerhaushalte (wie in Abschnitt 6.1.2.b) abgegrenzt) ausgeschlossen werden, zum anderen werden Vergleichsgruppen incl. der Rentnerhaushalte gebildet. Dieses parallele Verfahren wurde gewählt, weil sich der Anteil der Rentnerhaushalte in den Vergleichsgruppen der Einpersonenhaushalte und der Paarhaushalte stark unterscheidet und aufgrund des relativ hohen Anteils der Rentnerhaushalte die Ergebnisse stark von diesen bestimmt werden. Da vieles auf eine spezifische Konsumstruktur von Rentnerhaushalten hindeutet, gilt es zu prüfen, ob sich für Rentnerhaushalte andere Bedarfe ergeben. Durch den Ausschluss der Rentnerhaushalte bei einer Variante und dem Vergleich mit den Ergebnissen mit der gesamten Gruppe soll im Sinne einer Sensitivitätsanalyse untersucht werden, ob sich für jüngere Personen im Erwerbsalter die gleichen Äquivalenzskalen ergeben wie für Rentner.

Aufgrund der beschränkten Verfügbarkeit geeigneter Wohlfahrtsindikatoren wurden für das Matching ebenfalls zwei Varianten gewählt (siehe Abschnitt 8.1.1). Hierzu wurden zum einen bei den Paarhaushalten die unteren 15% bezogen auf das Haushaltsnettoeinkommen betrachtet und bei den Einpersonenhaushalten die „unteren“ 80%. Diese im Vergleich zu den Auswertungen für die RBS 4 bis 6 höhere Grenze wurde gewählt, um beim Matching auf einen größeren Pool an Kontrollbeobachtungen zurückgreifen zu können, da hier jeweils zwei Personen zu einem Paarhaushalt zugespielt werden. Zum anderen wurde ein umgekehrtes Matching gewählt, bei dem 15% der unteren Ein-Personen-Haushalte und 50% der unteren Paarhaushalte betrachtet werden.

Werden Rentnerhaushalte ausgeschlossen, werden für die erste Matching-Variante insgesamt 7.011 Haushalte betrachtet (5.614 Ein-Personen- und 1.397 Paarhaushalte). Werden Rentner berücksichtigt, verbleiben 11.388 Haushalte (9.093 Ein-Personen- und 2.295 Paarhaushalte). Die zweite Matchingvariante basiert auf 5562 Haushalten (4466 Paarhaushalte und 1096 Ein-Personen-Haushalte) bei Ausschluss von Rentnerhaushalten und auf 8879 Haushalten (7255 Paarhaushalte und 1624 Ein-Personen-Haushalte) bei deren Berücksichtigung.

6.2.2. Auswahl der Wohlfahrtsindikatoren

Aus theoretischer Sicht geeignete Wohlfahrtsindikatoren und sozio-demographische Variablen sind bereits in Abschnitt 3.2.2 beschrieben. In der EVS 2008 stehen einschlägige Informationen aber nur begrenzt zur Verfügung. Diese sollen hier vorgestellt werden:

¹⁰⁴ Im unteren Einkommensbereich betrifft dies lediglich 23 Haushalte.

a) **Eindimensionale Indikatoren**

Der Indikator des Engel-Ansatzes „Anteil der Lebensmittelausgaben an den Gesamtausgaben“ lässt sich ohne weiteres aus den Angaben in der EVS berechnen und ist bereits in Abschnitt 6.1.2.a) beschrieben.

In der EVS lassen sich ebenfalls Rothbarth-Indikatoren, d.h. sogenannte „Erwachsenengüter“, finden. Die in der Literatur zu diesem Zweck häufig verwendeten Gütergruppen alkoholhaltige Getränke und Tabakwaren sollten hier allerdings nicht genutzt werden, da sie bei der Bemessung des Regelbedarfs von Erwachsenen als nicht-regelbedarfsrelevant ausgeschlossen sind. In der EVS 2008 lassen aber auch die Ausgaben für Kleidung und Schuhwerk von Erwachsenen verwenden. Diese sind zwar nur für Personen über und unter 14 Jahren von denen für Kinder unterscheidbar, weshalb dieser Indikator nur für die Ermittlung von Bedarfsgewichten für Kinder unter 14 Jahren hilfreich ist. Da die Ausgaben für Kleidung und Schuhe in der EVS zusätzlich aber auch nach Geschlecht differenziert ausgewiesen werden, kann dieser Indikator durch den Vergleich von Ein-Personen-Haushalten und Paarhaushalten z.B. auch zur Bestimmung der Verteilungsschlüssel für weitere erwachsene Personen Verwendung finden.

b) **Lebenslagen- und Lebensstandard-Konzept**

Indikatoren, die dem Lebenslagenkonzept entsprechen, sind in der EVS 2008 nur sehr begrenzt enthalten. Insbesondere gibt es in diesem Datensatz keine subjektiven Variablen. Daher können nur die sogenannten objektiven Dimensionen berücksichtigt werden, d.h. Indikatoren für die Ressourcen einerseits und den Lebensstandard andererseits. Hierzu bietet die EVS allerdings eine ganze Reihe von Variablen, deren genaue Kodierung bereits in Abschnitt 6.1.2.a) beschrieben wurde:

Bildung:

An Bildungsvariablen ist in der EVS der höchste allgemeinbildende Schulabschluss (sowie auch der höchste berufsqualifizierende Ausbildungsabschluss) für alle Personen im Haushalt erfasst. Damit lässt sich auf Haushaltsebene zusätzlich zum individuellen Status auch die Kombination der Bildungsabschlüsse beider Partner als Wohlfahrtsindikator berücksichtigen.

Einkommen/Vermögen:

Das Einkommen selbst kann nicht als Indikator für die Abgrenzung von Vergleichsgruppen verwendet werden, da hierfür genau die Äquivalenzgewichte notwendig wären, die gerade ermittelt werden sollen (vgl. dazu bereits Abschnitt 3.2.1.b). Allerdings könnten die jeweils erzielten Einkommensarten als Indikatoren verwendet werden, wobei insbesondere der Bezug unterschiedlicher Transferleistungen von Belang ist. Zudem können Informationen über Geld- und Sachvermögen wie auch über Kredite und Schulden verwendet werden, die in der EVS sehr umfangreich erhoben wurden. Weiter sind dort auch Informationen über Sacheinnahmen enthalten.

Erwerbsbeteiligung:

In der EVS ist für jede Person im Haushalt das Beschäftigungsverhältnis mit den Ausprägungen Vollzeitbeschäftigung, Teilzeitbeschäftigung, Midi- und Minijob erfasst. Neben den individuellen Arbeitszeiten sind auch hier vor allem die Arbeitszeitarrangements in der Familie von Bedeutung, die gleichzeitig Indikatoren für den möglichen Umfang von Haushaltsproduktion und auch den

Umfang der Freizeit darstellen. Daneben kann auch die Information über den überwiegenden Lebensunterhalt jedes Haushaltsmitglieds genutzt werden.

Gesundheit:

Über den Gesundheitszustand der Befragten gibt es in der EVS keine direkten Informationen. Über die Ausgaben in der Kategorie „Gesundheitspflege“ können lediglich die Aufwendungen für Arztbesuche, Medikamente etc. gemessen werden. Allerdings kann auf der Basis von einmaligen Quartalsdaten nicht geklärt werden, ob hohe Gesundheitsausgaben ein Indiz für chronische Gesundheitseinschränkungen sind oder nur eine Akuterkrankung vorlag. Andererseits sollten solche Informationen beim Matching auch nicht unberücksichtigt bleiben. Wegen der genannten Unsicherheiten wurde die Variable in den letztlich gewählten Spezifikationen trotzdem nicht benutzt.

Wohnen/Haushaltsausstattung:

Die Wohnsituation ist in der EVS ebenfalls umfangreich abgefragt. Hier sind Informationen über den Status als Mieter oder Eigentümer, die Wohnungsgröße, das Alter des Gebäudes und das Heizsystem vorhanden. Da die Wohnsituation auch stark von den regional sehr unterschiedlichen Preisen geprägt ist, ist noch nicht klar, wie gut diese Variablen als Wohlfahrtsindikatoren geeignet sind. Hier könnte man versuchen, diese Variablen mit einer auf den Gemeindeklassen oder Regionstypen basierenden Mietrelation zu gewichten, was allerdings mit den im *Scientific Use File* der EVS enthaltenen raumbezogenen Informationen nicht möglich ist. Dagegen ist die Haushaltsausstattung in der EVS relativ umfassend, aber doch vergleichsweise grob abgebildet (vgl. Abschnitt 6.1.2.a).

c) Wohlfahrtsindikatoren in der EVS

In der EVS finden sich eine ganze Reihe von Variablen, die grundsätzlich nach dem Lebenslagenkonzept als Wohlfahrtsindikatoren geeignet sind (vgl. Tabelle 6-1). Faktisch eignen sich aus unterschiedlichen Gründen nicht alle für ein Matching. Dies gilt insbesondere für Indikatoren, die für die überwiegende Mehrheit in der jeweils betrachteten Auswahlgruppe zutreffen. Die für die Matchings jeweils verwendeten Variablen sind im Anhang zu diesem Kapitel zu finden.

Tabelle 6-1: Variablen in der EVS, die als Wohlfahrtsindikatoren fungieren können

	Indikator	EVS-Variable
Engel-Ansatz	Nahrungsmittel	EF217
	Alkoholfreie Getränke	EF218
Rothbarth-Ansatz	Bekleidung für Herren ab 14 Jahre	EF224
	Bekleidung für Damen ab 14 Jahre	EF225
	Schuhe für Herren ab 14 Jahre	EF230
	Schuhe für Damen ab 14 Jahre	EF231
Bildung	Höchster allgemein bildender Schulabschluss	EF8U6 - EF15U6
	Höchster Ausbildungsabschluss	EF8U7 - EF15U7
Einkommen/Vermögen	Einkommensarten	EF155 – EF159
	Transferzahlungen	EF160 – EF168
	Sachleistungen	EF100 – EF111
	Produkte aus dem eigenen Garten	EF417
	Geldvermögen	EF470 – EF492
	Bildung von Geldvermögen	EF213 – EF216 EF399 – EF413
	Sachvermögen	EF459 – EF467
	Bildung von Sachvermögen	EF394 – EF398
	Versicherungsguthaben	EF500 – EF509
	Hypotheken	EF468 – EF469
	Kredite	EF493 – EF499
Erwerbstätigkeit	Beschäftigungsverhältnis	EF8U13 – EF15U13
	Überwiegender Lebensunterhalt	EF7U12 – EF14U12
Gesundheit	Gesundheitsausgaben	EF279 – EF292
Wohnen	Wohnfläche	EF21 – EF23
	Wohngebäude	EF18 – EF19
	Wohnform (Miete/Eigentümer)	EF20
	Heizsystem	EF24 – EF25
Haushaltsausstattung	PKW	EF425 - EF427
	Kraftrad	EF428
	Fahrrad	EF429
	Fernseher	EF430 – EF435
	Multimedia (DVD, Foto, Video, CD-, MP3-Player,	EF436 – EF442
	Spielkonsole	EF443
	Computer	EF444 – EF445
	Telekommunikation	EF446 – EF 451
	Navigationsgerät	EF452
	Sportgeräte	EF453
	Kühlschrank, Gefriergeräte	EF454 – EF455
	Geschirrspülmaschine	EF456
	Mikrowelle	EF457
Wäschetrockner	EF458	

6.2.3. Auswahl der Matching-Verfahren

a) Die verwendeten Distanzmaße

Wie in Abschnitt 3.2.3.b) bereits dargelegt, können zur Bestimmung der Ähnlichkeit der Vergleichsgruppen im Rahmen des Matching unterschiedliche Distanzmaße verwendet werden. Für die hier angestellten Analysen werden die Mahalanobis-Distanz (vgl. bspw. Rubin 1979, 1980), die Mahalanobis-Matching-Distanz (vgl. Dettmann et al., 2011) und die Gower-Distanz (vgl. Gower, 1971)¹⁰⁵ verwendet.

Diese drei Matching-Verfahren haben unterschiedliche Vor- und Nachteile. A priori lässt sich daher nicht sagen, welches Verfahren angemessen ist. Daher werden im Folgenden zunächst immer alle drei Verfahren verwendet. Für die Mehrgleichungsmodelle werden zudem auch alle drei Verfahren gleichzeitig genutzt, indem durch Vereinigungs- und Schnittmengenbildung der durch die drei Verfahren gebildeten Vergleichsgruppen miteinander kombiniert werden (vgl. Abschnitt 7.6).

Exkurs 6-1: Matching-Distanzmaße

Mahalanobis-Distanz

Die Mahalanobis-Distanz ist definiert als

$$d_{ij}^M = \sqrt{(\mathbf{z}_i - \mathbf{z}_j)^T \mathbf{V}^{-1} (\mathbf{z}_i - \mathbf{z}_j)} \quad (6-1)$$

Hierbei steht d_{ij}^M für den Abstand zwischen zwei Beobachtungen i und j , \mathbf{z}_i und \mathbf{z}_j sind korrespondierende Merkmalsvektoren, und \mathbf{V} ist die Varianz-Kovarianz-Matrix dieser Merkmale, die aus den gepoolten Daten der Treatment- und Kontrollbeobachtungen ermittelt wird.

Mahalanobis-Matching-Distanz

Ein Problem der Mahalanobis-Distanz ist, dass diese eigentlich nur für metrische Variablen verwendet werden kann. Deshalb schlagen Dettmann et al. (2011) vor, die Mahalanobis-Matching-Distanz zu verwenden. Dabei wird für zwei Beobachtungen i und j und die betrachteten qualitativen Variablen zunächst folgendes Ähnlichkeitsmaß berechnet:

$$d_{ij}^Q = \frac{1}{K_Q} \sum_{k=1}^{K_Q} G(z_{ik}, z_{jk}), \quad (6-2)$$

wobei K_Q die Anzahl der qualitativen Variablen ist und $G(z_{ik}, z_{jk})$ definiert ist als

$$G(z_{ik}, z_{jk}) = \begin{cases} 1 & \text{wenn } z_{ik} = z_{jk} \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases} \quad (6-3)$$

¹⁰⁵ Gower (1971) schlug eigentlich kein Distanz- sondern ein Ähnlichkeitsmaß vor. Dieses lässt sich aber leicht als Distanzmaß ausdrücken (vgl. bspw. Dettmann et al., 2011).

Der Abstand zwischen Beobachtung i und j ist dann

$$d_{ij}^D = \frac{(K - K_Q)d_{ij}^M + K_Q(1 - d_{ij}^Q)}{K}, \quad (6-4)$$

wobei d_{ij}^M der Wert der Mahalanobis-Distanz für i und j bei den betrachteten quantitativen Variablen und K die Zahl der Variablen insgesamt ist.

Gower-Distanz

Ein mögliches Problem beim Maß (6-4) ist, dass $0 \leq d_{ij}^Q \leq 1$ und $0 \leq d_{ij}^M$ gilt. Somit werden quantitative und qualitative Merkmale noch immer ungleich behandelt. In Anlehnung an Gower (1971) lässt sich ein Abstandsmaß definieren, das als arithmetisches Mittel aus variablenspezifischen Abständen aufgefasst werden kann, wobei die Abstände bei jeder Variablen auf das Intervall $[0, 1]$ beschränkt sind:

$$d_{ij}^G = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K d_{ij}^k, \quad (6-5)$$

wobei

$$d_{ij}^k = \begin{cases} \frac{|z_{ik} - z_{jk}|}{\max\{|z_{ik} - z_{jk}| \forall i, j\}} & \text{wenn } z_k \text{ quantitativ} \\ G(z_{ik}, z_{jk}) & \text{qualitativ.} \end{cases} \quad (6-6)$$

Dabei ist $G(z_{ik}, z_{jk})$ definiert wie in (6-3). Entsprechend kann d_{ij}^G auch komprimierter ausgedrückt werden, wenn es sich bei den qualitativen Merkmalen um 0/1-kodierte, dichotome Merkmale handelt:

$$d_{ij}^G = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \frac{|z_{ik} - z_{jk}|}{\max\{|z_{ik} - z_{jk}| \forall i, j\}} \quad (6-7)$$

b) Die verwendeten Zuordnungsverfahren

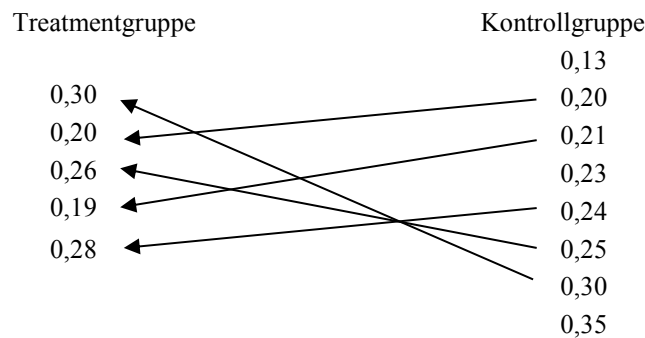
Wie in Abschnitt 3.2.3.c) beschrieben, muss auch entschieden werden, auf welche Weise die paarweise Zuordnung beim Matching vorgenommen werden soll. Für die hier angestellten Analysen wurden insgesamt drei unterschiedliche Verfahren verwendet: das Standardverfahren des *Nearest-Available-Pair-Matching*, ein gezielteres *Optimal Matching* sowie ein *Coarsened Exact Matching*, bei dem die Matching-Variablen standardisiert werden.

Nearest-Available-Pair-Matching

Eine einfache Methode, Beobachtungen zusammenzuspielen, ist das sogenannte *Nearest-Available-Pair-Matching* (vgl. Rubin 1973a,b, 1979). Bei diesem werden Beobachtungen in der Treatment-Gruppe, denen Beobachtungen aus der Kontrollgruppe zugespielt werden sollen, in eine zufällige Reihenfolge gebracht. Der ersten Treatment-Beobachtung wird dann diejenige Kontroll-Beobachtung zugespielt, die dieser am ähnlichsten ist, und sie steht im Anschluss nicht mehr für

weitere Zuordnungen zur Verfügung. Danach wird der zweiten Treatment-Beobachtung aus den verbleibenden Kontroll-Beobachtungen wiederum die ähnlichste Beobachtung zugespielt, die ebenfalls nicht weiter zur Verfügung steht. Mit allen anderen Fällen wird analog vorgegangen, bis für alle Beobachtungen aus der Treatment-Gruppe eine Beobachtung aus der Kontrollgruppe ausgewählt wurde. Die nicht zugeordneten Beobachtungen der Kontrollgruppe werden verworfen. Ein Vorteil dieses Vorgehens ist, dass es leicht zu implementieren und wenig rechenaufwendig ist.

Das Vorgehen sei an nachfolgendem Beispiel demonstriert, bei dem z.B. die Anteile für Lebensmittel angetragen sind. Die Elemente der Treatmentgruppe sind dabei zufällig angeordnet.



Zuerst werden die Paare $\{0,30, 0,30\}$ und $\{0,20, 0,20\}$ gebildet und als Drittes $\{0,26, 0,25\}$. Dem Element mit dem Wert 0,19 wird anschließend das Kontrollelement mit dem Wert 0,21 zugeordnet, da das Element mit 0,20 bereits zugeordnet wurde und nicht mehr zur Verfügung steht. Als Letztes wird dann ebenso das Paar $\{0,28, 0,24\}$ gebildet. Die Elemente der Kontrollgruppe mit den Werten 0,13, 0,23 und 0,35 werden nicht zugeordnet.

Optimal Matching

Ein Problem des gerade vorgestellten *Nearest-Available-Pair-Matching* ist, dass es als *greedy algorithm* aufgefasst werden kann (vgl. Rosenbaum, 1989; Augurzky/Kluve, 2007). Dies bedeutet, dass das Problem des Zusammenspiels in Teilschritte zerlegt wird. Sollen beispielsweise N Paare gebildet werden, besteht das *Nearest-Available-Pair-Matching* entsprechend aus N Teilschritten. Diese Teilschritte werden optimal gelöst in dem Sinne, dass jeweils die ähnlichsten zur Verfügung stehenden Beobachtungen zusammengespielt werden, womit für jeden Teilschritt der niedrigste mögliche Abstand realisiert wird. Die Summe der realisierten Abstände aller Teilschritte ist aber nicht notwendigerweise die kleinstmögliche Summe und hängt von der zufälligen Reihenfolge der Beobachtungen ab. So wären im obigen Beispiel z.B. bei umgekehrter Reihenfolge in der Treatmentgruppe die Paare $\{0,28, 0,30\}$, $\{0,19, 0,20\}$, $\{0,26, 0,25\}$, $\{0,20, 0,21\}$ und $\{0,30, 0,31\}$ gebildet worden, bei denen die Summe der absoluten Differenzen 0,06 beträgt, während diese bei der ersten Zuordnung 0,07 beträgt.

Aus diesem Grunde existieren diverse Vorschläge, wie Matching und diverse Matching-Varianten nicht nur lokal sondern auch global optimal durchgeführt werden können, indem alle zu matchenden Beobachtungen simultan betrachtet werden (vgl. Rosenbaum, 1989, 2012; Hansen/Olsen Klopfer, 2006; Daniel et al., 2008). Dabei kann *Optimal Matching* zu deutlich besseren Matches der Beobachtungen führen, was wohlgermerkt aber nicht zwingend gelten muss (vgl. Rosenbaum, 1989; Augurzky/Kluve, 2007). Aus diesem Grunde wurde alternativ zum *NearestAvailable-Pair-*

Matching ein von Hansen/Olsen/Klopfer (2006) vorgeschlagenes und von Hansen (2007) praktisch umgesetztes¹⁰⁶ *Optimal-Matching*-Verfahren verwendet.

Coarsened Exact Matching

Als dritte Variante wird das *Coarsened Exact Matching* verwendet (vgl. Iacus et al., 2009, 2011, 2012). Bei diesem werden metrische Variablen Z_k in Bereiche unterteilt und hierdurch „vergrößert“. Beispielsweise könnte man den Ausgabenanteil der Lebensmittel an den Gesamtausgaben in Intervalle $[0, 0.05)$, $[0.05, 0.10)$, ..., $[0.70, 0.75)$ aufteilen. Für jede Beobachtung wird dann nicht mehr der ursprüngliche Wert der Variablen festgehalten, sondern vielmehr, in welchem Intervall dieser Wert liegt. Hierdurch wird jede ursprünglich metrische Variable kategorial. Das Matching erfolgt dann, indem nur solche Beobachtungen aus Kontroll- und Treatmentgruppe zur Ermittlung des Treatment-Effekts verwendet werden, die bei den kategorialen Variablen eine Merkmalskombination aufweisen, die auch in der jeweils anderen Gruppe vorkommt. Alle Beobachtungen der Kontroll- und Treatment-Gruppe, für die dies nicht gilt, werden bei der Ermittlung des Treatment-Effekts nicht berücksichtigt.

Den Beobachtungen der Treatment-Gruppe wird auf diese Weise eine flexible Anzahl an Kontroll-Beobachtungen zugespielt. Daneben besteht im Gegensatz zu den anderen Algorithmen auch die Möglichkeit, dass Beobachtungen aus der Treatment-Gruppe verworfen werden. Ein weiterer Unterschied zu den anderen Algorithmen ist zudem, dass nicht direkt von Abständen ausgegangen wird. Dieses Vorgehen weist einige wünschenswerte Eigenschaften auf, die in der Literatur zusammengefasst als *monotonic imbalance bounding* bezeichnet werden. So kann gezeigt werden, dass Verfahren mit dieser Eigenschaft die Modellabhängigkeit von Ergebnissen reduzieren können und dass mögliche Verzerrungen der Ergebnisse begrenzt werden (vgl. Iacus et al. 2011).

c) Überprüfung der Matching-Güte

Um abzuschätzen, wie gut die durch das Matching gebildeten Vergleichsgruppen übereinstimmen, wird der im Abschnitt 3.2.3.e) beschriebene multivariate Dissimilaritätsindex \mathcal{L} (3-40) verwendet. Damit dieser Kennwert sinnvoll angewendet werden kann, muss wie beim *Coarsened Exact Matching* eine Vergrößerung der metrischen Variablen vorgenommen werden.

In der multivariaten Version kann dieser Kennwert auf einzelne Variablen und auf beliebige Kombinationen von Variablen angewendet werden. Dabei ist aber insbesondere bei der multivariaten Betrachtung zu beachten, dass mit steigender Zahl der Merkmalskombinationen \mathcal{L} in aller Regel abnehmen wird. Wenn bspw. fünf Merkmale mit jeweils fünf Ausprägungen betrachtet werden, gibt es 3.125 mögliche Merkmalskombinationen. Wenn nun zwei Gruppen mit jeweils 1.000 Beobachtungen verglichen werden und viele der möglichen Merkmalskombinationen realisiert wer-

¹⁰⁶ Der entsprechende Programmcode wurde in das Programm R implementiert und zur Verfügung gestellt.

den, kann ohne weiteres ein hoher Wert von \mathcal{L} resultieren, obwohl die univariate Betrachtung für die einzelnen Merkmale zu relativ niedrigen Werten führt.¹⁰⁷

Werden für die Berechnung von \mathcal{L} quantitative Variablen vergrößert, ist zudem zu bedenken, dass die Resultate davon abhängen, wie stark vergrößert wird. Wird beispielsweise eine Variable mit Wertebereich von 0 bis 1.000 in lediglich zwei Bereiche von 0 bis 500 und von 501 bis 1.000 unterteilt, dürften zumeist recht niedrige Werte für \mathcal{L} resultieren. Bildet man aber 100 Intervalle der Breite 10, liegen weiterhin viele mögliche Merkmalswerte vor, und es kann das eben angesprochene Problem auftreten.

Ferner ist bei einer Vergrößerung zu bedenken, dass zwei Beobachtungen auch bei relativ nah beieinander liegenden Werten unterschiedlichen Intervallen zugeordnet werden können, so dass \mathcal{L} auch bei einem sehr guten Matching nicht zwingend gegen Null gehen muss. Vergrößert man beispielsweise eine Variable, die das Alter erfasst, in Intervalle mit einer Breite von je fünf Jahren, könnte eine Beobachtung mit Alter 34 in das Intervall [30, 34] eingeordnet werden, während eine Beobachtung mit dem Alter 35 in das Intervall [35, 39] fällt. Eigentlich ist der Unterschied zwischen den beiden Beobachtungen sehr gering, allerdings werden sie bei der Berechnung von \mathcal{L} als unterschiedlich aufgefasst. Letztlich bedeutet dies, dass Verfahren zur Messung der Matching-Güte gewisse Kompromisse erfordern, so dass perfekte Vergleichbarkeit der gematchten Beobachtungen nach den verwendeten Maßen nicht erwartet werden kann, aber auch nicht angestrebt werden muss.

6.3. Auswahl der Methoden zur Bestimmung der Verteilungsgewichte

Grundsätzlich können nach der Abgrenzung der Vergleichsgruppen verschiedene Verfahren zur Bestimmung der Verteilungsschlüssel zum Einsatz kommen (vgl. Abschnitt 3.1.3). Allerdings ist im vorliegenden Fall die Datenlage zu berücksichtigen. So liegen bspw. keine Preisinformationen vor, was die Wahlmöglichkeiten einschränkt. Auch die methodischen Probleme, die für die vorliegende Fragestellung von unterschiedlicher Bedeutung sind, schränken die Auswahl der zu verwenden Ansätze ein (siehe die ausführliche Diskussion in Abschnitt 3.1.5). In Frage kommen im Wesentlichen Ein-Gleichungs-Ansätze, das *Linear Expenditure System* und seine Weiterentwicklungen (Abschnitt 3.1.3.c) sowie Varianten der Mehrbedarfsmethode, die von einfachen Mittelwertvergleichen bis hin zu komplexeren Regressionsanalysen reichen können (Ab-

¹⁰⁷ Dies lässt sich mit einem sehr einfachen Beispiel illustrieren: Gegeben seien zwei Vergleichsgruppen mit jeweils nur zwei Beobachtungen und zudem drei binäre Merkmale X, Y und Z. Betrachtet werden zunächst nur X und Y. Finden sich in beiden Gruppen die Merkmalskombinationen (1,1) und (0,0), so ergeben sich als Dissimilaritätsindizes $DI(X)=0$, $DI(Y)=0$ und $DI(X,Y)=0$, da sich die Vergleichsgruppen nicht unterscheiden. Wenn sich die beiden Gruppen nun hinsichtlich des dritten Merkmals Z unterscheiden, so beobachtet man z.B. für die erste Gruppe (1,1,1) und (0,0,0) und für die zweite Gruppe (1,1,0) und (0,0,1). Damit ergibt sich $DI(Z)=0$, aber $DI(X,Y,Z)=1$. Geht man nun statt von 3 von 15 binären Variablen aus, so ergeben sich 32768 verschiedene Merkmalskombinationen, so dass leicht vorstellbar ist, dass viele davon nur in einer der Vergleichsgruppen vorkommen, selbst wenn diese große Fallzahlen von mehreren Hundert umfassen.

schnitt 3.1.2.c). Bei den einzelnen Ansätzen können zudem die jeweils berücksichtigten Variablen variiert werden.

Generell bietet es sich an, unterschiedliche Ansätze parallel zu verwenden und die Ergebnisse miteinander zu vergleichen. Dies kann Aufschluss über die Robustheit der Ergebnisse geben. Aus diesem Grund soll die Modellwahl als empirische Problemstellung aufgefasst und vorab keine endgültige einschränkende Auswahl der Ansätze getroffen werden.

6.3.1. Mehrbedarf

Eine einfache Möglichkeit, Mehrbedarfe zu bestimmen, besteht grundsätzlich darin, direkt die durchschnittlichen Ausgaben von Paaren mit Kind und Paaren ohne Kind zu vergleichen. Dabei besteht aber das Problem der Vergleichbarkeit der Wohlfahrtsniveaus. Werden die hier vorgenommenen Matchings verwendet, ergibt sich das Problem, dass bei Paaren mit Kind eine Einschränkung auf die untersten 20% bezüglich des Nettoeinkommens vorgenommen wird, Paaren ohne Kind hier aber zunächst aus dem Einkommensbereich der unteren 66% gematcht werden (siehe Abschnitt 6.2.1). Daher werden die Paare ohne Kind auch nach dem Matching im Durchschnitt tendenziell ein höheres Einkommen haben, womit bei einem direkten Vergleich der Ausgaben der Mehrbedarf systematisch unterschätzt wird.

Kontrolliert man beim Matching zusätzlich die Nettoeinkommen, besteht das Problem, dass Paare mit und ohne Kind sich bezüglich der maximal möglichen Ausgaben nicht unterscheiden können, da das Nettoeinkommen eine Obergrenze für diese bildet. Bei gleichem Nettoeinkommen bestehen zwar Unterschiede im Sparverhalten, die zu Differenzen der Ausgaben führen können, allerdings dürften diese im Niedrigeinkommensbereich nicht allzu erheblich sein.

In der Literatur wird der Mehrbedarfs-Ansatz daher vor allem auf den Mengenverbrauch angewendet und nicht auf Verbrauchsausgaben. Bei Mengenangaben besteht die Möglichkeit, dass auch bei gleichen Einkommen Unterschiede in den konsumierten Mengen vorliegen, beispielsweise indem Paarhaushalte mit Kind größere Mengen zu günstigeren Preisen kaufen als Paarhaushalte ohne Kind. Somit scheint die Verwendung des Mehrbedarfs-Ansatzes mit den Daten der EVS problematisch zu sein. Zu Vergleichszwecken wird er bei den Analysen zumindest beispielhaft verwendet.

6.3.2. Engel und Rothbarth

Als Ein-Gleichungs-Modelle werden sowohl der Engel- als auch der Rothbarth-Ansatz verwendet. Diese sind in der in Exkurs 3-4 dargestellten Form direkt als ökonometrische Schätzmodelle verwendbar. Die Ansätze liefern keine güterspezifischen Skalenwerte, sondern nur das Äquivalenzgewicht einer Person insgesamt, d.h. z.B. den Faktor, um den das Einkommen eines Paarhaushalts mit einem Kind größer sein muss, um das gleiche Wohlfahrtsniveau wie ein Paarhaushalt ohne Kind zu erreichen. Der Engel- und der Rothbarth-Ansatz eignen sich wegen ihrer Einfachheit vor allem auch zu Sensitivitätsanalysen hinsichtlich der verwendeten Matching-Verfahren, da mit relativ wenig Aufwand eine Vielzahl von Schätzungen durchgeführt werden kann, wie dies in den Abschnitten 7.2.2, 7.3.1, 7.5.2 und 8.3.2 durchgeführt wird.

6.3.3. Lineare Ausgabensysteme

Von den Mehr-Gleichungs-Modellen werden das *Linear-Expendituer-System* (LES) sowie dessen erweiterte Versionen als *Extended LES* (ELES) und als *Functionalized Extended LES* (FELES) verwendet. Insgesamt werden dabei vier verschiedene Varianten linearer Ausgabensysteme genutzt: ELES, FELES 1A, FELES 1B und FELES 2.

Beim ELES wird für jeden betrachteten Haushaltstypus jeweils ein eigenes Ausgabensystem geschätzt, bei dem keine weiteren sozio-demographischen Merkmale berücksichtigt werden. Hierbei erhält man für jeden Haushaltstypus und jede Abteilung zum einen den Basiskonsum und zum anderen die marginale Konsumquote, aus denen Äquivalenzskalen berechnet werden können.

Beim FELES 1 wird der Basiskonsum nach sozio-demographischen Merkmalen aufgeschlüsselt. Dies erlaubt zwei Vorgehensweisen. Als FELES 1A wird eine Variante bezeichnet, bei der die Schätzung über beide Haushaltstypen zusammengefasst erfolgt. Um bei den Ergebnissen nach Haushaltstypen differenzieren zu können, wird der Haushaltstypus gewissermaßen wie ein sozio-demographisches Merkmal behandelt. Verwendet man bei der Schätzung beispielsweise die Stadt-Land-Region und den Haushaltstypus, ist der Basiskonsum nach diesen Merkmalen differenziert und kann aus der Addition der Effekte der Stadt-Land-Region und des Haushaltstypus berechnet werden. Dabei hat die Stadt-Land-Region immer denselben Effekt, unabhängig vom Haushaltstypus. Da die marginalen Konsumquoten nicht differenziert werden, führt dieses Vorgehen dazu, dass sie für die betrachteten Haushaltstypen identisch sind.

Eine zweite Variante des FELES 1 wird im Weiteren als FELES 1B bezeichnet. Bei dieser wird der Basiskonsum nach sozio-demographischen Merkmalen differenziert und die Schätzung erfolgt wie beim ELES jeweils einzeln für die betrachteten Haushaltstypen, so dass die Berücksichtigung des Haushaltstypus als erklärende Variable in den Modellgleichungen überflüssig wird. Dies hat verglichen mit dem FELES 1A zwei Effekte: der Einfluss der sozio-demographischen Merkmale auf den Basiskonsum kann sich nun zwischen den Haushaltstypen unterscheiden. Beispielsweise könnte im Extremfall die Vollzeitwerbstätigkeit eines Haushaltsmitgliedes als erklärende Variable für einen Haushaltstypus einen positiven Effekt und für einen zweiten Haushaltstypus einen negativen Effekt haben. Außerdem können nun die marginalen Konsumquoten je nach Haushaltstypus unterschiedlich ausfallen. Ansonsten werden sie aber nicht weiter differenziert.

Beim FELES 2 werden schließlich sowohl der Basiskonsum als auch die marginalen Konsumquoten nach sozio-demographischen Merkmalen differenziert. Dabei werden für jede dieser beiden Differenzierungen immer die gleichen Variablen verwendet. Da hierdurch die Zahl der Modellparameter schnell sehr hoch wird, wird das FELES 2 wie das FELES 1A geschätzt: Die interessierenden Haushaltstypen dienen zusammengefasst als Schätzgrundlage und der Haushaltstypus geht als erklärende Variable mit in die Modellgleichungen ein.

Einen Überblick, wie Basiskonsum und marginale Konsumquoten differenziert werden, gibt Tabelle 6-2.

Tabelle 6-2: Differenzierung des Basiskonsums und der marginalen Konsumquoten bei den Mehrgleichungsmodellen

	ELES	FELES 1A	FELES 1B	FELES 2
<i>Basiskonsum</i>				
für alle Haushalte identisch				
Haushaltstyp	x			
Sozio-Demographie		x		x
Sozio-Demographie abhängig vom Haushaltstyp			x	
<i>marginale Konsumquote</i>				
für alle Haushalte identisch		x		
Haushaltstyp	x		x	
Sozio-Demographie				x
Sozio-Demographie abhängig vom Haushaltstyp				

Wie bereits in Abschnitt 3.1.3.c)(ii) ausführlich diskutiert, liegt diesen Modellen zwar eine nutzen-theoretische Fundierung zugrunde, die Interpretation der Ergebnisse in diesem Sinn ist jedoch an starke Restriktionen gebunden. Grundsätzlich hat die nutzentheoretische Zerlegung in Basiskonsum und marginale Konsumquoten gerade für die hier vorliegende Frage nach einem echten „Mindestkonsum“, der eine gesellschaftliche Teilhabe ermöglicht, den Vorteil, dass für jede Gütergruppe ein separater Basiskonsum ermittelt wird. Sofern die Restriktionen der Modelle in der Datengrundlage erfüllt wären, könnte man daraus direkt den „Mindestkonsum“ ableiten. Faktisch ist dies aber aus verschiedenen Gründen nicht gegeben.

Zunächst ist bereits a priori klar, dass die Annahme der Einkommensunabhängigkeit verletzt ist – und zwar sowohl aus theoretischen Überlegungen (permanente Einkommenshypothese, vgl. Abschnitt 3.1.3.c)(ii)) als auch auf Basis empirischen Befunden (Abschnitt 3.1.3.b)). Dies führt, wie mehrfach diskutiert zu der Notwendigkeit, im relevanten Einkommensbereich Vergleichsgruppen abzugrenzen, die jeweils hinsichtlich ihrer Ausgabenstruktur möglichst homogen sind und im Wohlstandniveau vergleichbar. Ist dies nicht gegeben, kann in den Daten mit ökonometrischen Verfahren kein einheitlicher Basiskonsum identifiziert werden. Da wie bereits diskutiert Basiskonsum und marginale Konsumquote korrespondieren, werden dann die Parameter für beide nicht korrekt ermittelt, was teilweise zu völlig uninterpretierbaren Ergebnissen führt. Wie stark dieser Effekt ist, hängt davon ab, wie gut es gelingt, gute Vergleichsgruppen zu bilden.

Auch die Annahme der Separabilität ist bei den hier möglichen Güteraggregationen verletzt. Dies bedeutet, dass rein aus theoretischen Überlegungen negative marginale Konsumquoten auftreten können. Dies gilt erst recht für die empirischen Analysen, wenn zusätzlich noch die strikten Annahmen der Homogenität der Gruppen und der Vergleichbarkeit der Vergleichsgruppen verletzt sind. Da Basiskonsum und marginale Konsumquoten in den Modellen korrespondieren, kann als empirisches Ergebnis sogar ein negativer Basiskonsum entstehen. Sofern solche Effekte auftreten, sind sie zumindest der Höhe nach nicht mehr eindeutig im Sinne der Theorie interpretierbar. So weist ein negativer Wert beim marginalen Konsum auf Substitutionsprozesse hin, die inhaltlich gut erklärbar sind und von der Richtung her durchaus im Sinne der Theorie interpretiert werden können. Da das theoretische Modell aber Separabilität der Gütergruppen unterstellt, die bei solch be-

obachtbaren Substitutionseffekten offensichtlich verletzt ist, repräsentieren die resultierenden empirischen Werte nicht die theoretischen und dürfen daher nicht als Punktschätzer für z.B. den Basiskonsum interpretiert werden.

Dies gilt insbesondere für die abteilungsspezifischen Werte. Wenn Substitutionsprozesse über die betrachteten Gütergruppen hinweg stattfinden, schlägt sich dies direkt in den abteilungsspezifischen Werten nieder, die aber nur mit Vorsicht als „wahre“ Werte angesehen werden können. In der Aggregation über alle Gütergruppen hinweg gleichen sich diese Verzerrungen jedoch aus, da z.B. eine Substitution zwischen Lebensmitteln und Gaststättenbesuch zu einer Erhöhung bei der einen Gütergruppe und einer Reduzierung bei der anderen Gütergruppe führt.

Insgesamt kann man bereits hier erste Erkenntnisse für die Interpretation der Ergebnisse ableiten. Die Verletzung der Annahmen – mangelnde Vergleichbarkeit der Vergleichsgruppen und Verletzung der Separabilität – können bei den Modellen zu Problemen führen, die je nach Modelltypus anders gelagert sind. Wie später zu sehen sein wird, sind dadurch manche Modell-Varianten faktisch nicht verwendbar. Meist können aber die Resultate hinsichtlich der ermittelten Skalenwerte gut interpretiert werden, da die Verletzung der Restriktionen erklärt werden kann und auch die dadurch entstehende Unter- oder Überschätzung der jeweiligen Ergebnisse. Bei der Interpretation der Höhe von „Mehrbedarfen“ ist jedoch Vorsicht geboten, insbesondere bei den nach Gütergruppen differenzierte „abteilungsspezifischen“ Ergebnissen.

6.3.4. Berechnung von Mehrbedarfen und Äquivalenzskalen auf Basis linearer Ausgabensysteme

Modelle auf Basis linearer Ausgabensysteme ermitteln zunächst ein Set von Parametern für ein vollständiges Nachfragesystem. Um hieraus Äquivalenzskalen, Mehrbedarfe und Verteilungsschlüssel abzuleiten sind einige zusätzliche Schritte notwendig.

Zunächst lassen sich auf Basis der Schätzergebnisse Mehrbedarfe für zusätzliche Haushaltsmitglieder berechnen (vgl. Exkurs 6-2).

Exkurs 6-2: Lineare Ausgabensysteme: Berechnung von Mehrbedarfen

Zur Berechnung von Mehrbedarfs im Rahmen der linearen Ausgabensysteme wird lediglich der Basiskonsum betrachtet und

$$\sum_{j=1}^J \gamma_{jH} - \sum_{j=1}^J \gamma_{jR} \quad (6-8)$$

berechnet. Der Basiskonsum des Referenzhaushalts wird also einfach vom Basiskonsum des Vergleichshaushalts abgezogen. Der Mehrbedarf gibt dann gewissermaßen das zusätzliche Einkommen bzw. die zusätzlichen Ausgaben wieder, die ein Haushalt H verglichen mit einem Haushalt R benötigt, um seinen Basiskonsum zu decken.

Zu bedenken ist hierbei die bereits im letzten Abschnitt ausführlich geführte Diskussion, dass diese nur unter Erfüllung restriktiver Annahmen als Mehrbedarf im Mindestkonsum angesehen werden dürfen. Diese Bedingungen sind meist jedoch verletzt.

Die Ableitung einer Äquivalenzskala aus den Ergebnissen der Mehrgleichungsmodelle erfolgt wie in Exkurs 6-3 dargestellt. Im Prinzip wird hier die Differenz des gesamten Basiskonsums des interessierenden Haushalts und des Referenzhaushalts ins Verhältnis zum Einkommen des Referenzhaushalts gesetzt, wobei hierbei noch eine Gewichtung durch das Verhältnis der marginalen Konsumquoten stattfindet. Wenn also das Äquivalenzskalengewicht eines Kindes ermittelt werden soll, dann werden die mit den marginalen Konsumquoten gewichteten Mehrausgaben im Basiskonsum des Haushaltes mit einem Kind im Vergleich zu den Ausgaben eines vergleichbaren Haushalts ohne Kind ins Verhältnis zum Einkommen des Haushalts ohne Kind gesetzt.

Exkurs 6-3: Berechnung von Äquivalenzskalen auf Basis linearer Ausgabensysteme

Die allgemeine Formulierung der reduzierten Form der Nachfragesysteme des LES, des ELES und des FELES sind im Abschnitt 3.1.2.c) mit den Gleichungen (3-16), (3-18) und (3-19) dargestellt. Um nach Schätzung dieser linearen Ausgabensysteme Äquivalenzskalen zu berechnen, kann dann folgende, allgemeine Formel verwendet werden:

$$\frac{y_H}{y_R} = \beta_{R/H} + \frac{\sum_{j=1}^J \gamma_{jH} - \sum_{j=1}^J \gamma_{jR} \beta_{R/H}}{y_R} \quad (6-9)$$

wobei $\beta_{R/H}$ definiert ist als

$$\beta_{R/H} = \frac{\prod_{j=1}^J \beta_{jR}^* \beta_{jR}}{\prod_{j=1}^J \beta_{jH}^* \beta_{jH}} \quad (6-10)$$

Hierbei steht y_R für das Einkommen bzw. die Gesamtausgaben des Referenzhaushalts, γ_{jR} für den Basiskonsum des Referenzhaushalts in Ausgabenkategorie j , β_{jR}^* für die entsprechenden marginalen Konsumquoten und β_{jR} für die marginalen Ausgabenanteile. Analog sind y_H , γ_{jH} , β_{jH}^* und β_{jH} für einen Vergleichshaushalt definiert.

Wenn $\beta_{jR}^* = \beta_{jH}^*$ und entsprechend $\beta_{jR} = \beta_{jH}$, dann vereinfacht sich (6-9) zu

$$\frac{y_H}{y_R} = 1 + \frac{\sum_{j=1}^J \gamma_{jH} - \sum_{j=1}^J \gamma_{jR}}{y_R} \quad (6-11)$$

Das Äquivalenzgewicht ergibt sich dann als Differenz des Basiskonsums der Haushalte, relativ zum Referenzeinkommen. Dies gilt genau dann, wenn die betrachteten Haushalte in allen Gütergruppen identische marginale Konsumquoten aufweisen, d.h. wenn sich die Haushalte hinsichtlich der Aufteilung eines zusätzlichen Euros auf die verschiedenen Gütergruppen nicht unterscheiden. Lässt man in der Schätzung auch unterschiedliche marginale Konsumquoten zu, wird zusätzlich noch mit dem Verhältnis der marginalen Konsumquoten gewichtet.

Die Formel für die Berechnung der abteilungsspezifischen Skalen lautet

$$\frac{y_{jH}}{y_{jR}} = \beta_{R/H} + \frac{\gamma_{jH} - \gamma_{jR}\beta_{R/H}}{y_{jR}} \quad (6-12)$$

Wobei y_{iH} und y_{iR} für die Ausgaben der jeweiligen Haushalte in Bereich j stehen.

6.3.5. Ableitung konsistenter Systeme von Äquivalenzskalen

Die Forderungen an ein System von Äquivalenzskalen wurden bereits in Abschnitt 3.3.3 diskutiert. Nicht behandelt wurden dort die spezifischen Anforderungen, wenn zugleich auch abteilungsspezifische Äquivalenzskalen ermittelt werden. Hierzu sind noch weitere Festlegungen zu treffen. Ist ein Referenzeinkommen y_R gegeben, erhält man das wohlstandsäquivalente Einkommen des Vergleichshaushaltes einfach durch Auflösen von (6-9) nach y_H . Hiervon ausgehend stellt sich die Frage, wie konkrete Geldwerte für einzelne Güterabteilungen berechnet werden können und inwiefern hier ein konsistentes System von Verteilungsschlüsseln abgeleitet werden kann.

Der Begriff Konsistenz wird dazu gegenüber Abschnitt 3.3 erweitert und er umfasst zwei Aspekte, die hier als interne und externe Konsistenz bezeichnet werden. Interne Konsistenz eines Systems von Äquivalenzskalen meint hier die Konsistenz von abteilungsspezifischen Skalen und den daraus abgeleiteten Mehrbedarfen mit dem Mehrbedarf insgesamt, der sich aus dem Skalenwert über alle Abteilungen hinweg ergibt, während als eine „externe“ Konsistenz die Konsistenz der Skalen über die verschiedenen Haushaltstypen hinweg verstanden wird. Diese werden in Exkurs 6-4 genauer erläutert.

Exkurs 6-4: Konsistenz von Äquivalenzskalensystemen

Bei der internen Konsistenz geht es dabei um folgendes Problem. Seien A ein Skalenwert, der sich über alle Abteilungen hinweg ergibt, und A_j der Skalenwert für einen Bereich j . Ferner sei y_R das Einkommen eines Referenzhaushaltes und y_{jR} die Ausgaben dieses Haushaltes für Abteilung j . Unter Konsistenz zwischen der „Gesamtskala“ und den abteilungsspezifischen Skalen soll nun verstanden werden, dass

$$Ay_R = \sum_{j=1}^J A_j y_{jR} \quad (6-13)$$

gilt. Wenn also abteilungsspezifische Skalenwerte zur Bestimmung des Regelbedarfs auf Haushaltsebene verwendet werden, soll der gleiche Wert resultieren wie beim Skalenwert über alle Abteilungen hinweg.

Mit der externen Konsistenz über die Haushaltstypen hinweg, z.B. über die Regelbedarfsstufen ist dagegen folgendes gemeint. Sei y_R der Regelbedarf für RBS 1, welcher hier als gegeben angenommen wird. Ferner sei A ein Skalenwert, um ausgehend von RBS 1 den Bedarf eines Paarhaushaltes ohne Kind zu bestimmen, bspw. $A = 1,8$. y_R^* sei das Referenzeinkommen, aus dem in Kom-

bination mit einem Skalenwert A^* der Bedarf eines Paarhaushaltes mit Kind berechnet wird, der mit y_H^{**} bezeichnet wird. Dann wird gefordert, dass

$$y_R A A^* = y_R^* A^* = y_H^{**} \quad (6-14)$$

gelten soll, woraus beispielsweise auch

$$y_R = \frac{y_R^*}{A} = \frac{y_H^{**}}{A A^*} \quad (6-15)$$

folgt. Aus dem Regelbedarf eines Haushaltes und den Skalenwerten sollen sich also alle anderen Regelbedarfe bestimmen lassen.

Um das Vorgehen deutlicher zu machen, werden Werte, die sich aus den Regelbedarfen ergeben oder die auf andere Weise gegeben sind, mit einem r als Superskript versehen. y_R^r ist dann beispielsweise der Regelbedarf eines Referenzhaushaltes R (bspw. RBS 1, wenn der Referenzhaushalt ein Einpersonenhaushalt ist). Werte, die aus den Daten zusätzlich zur Modellschätzung ermittelt wurden, werden mit einem Superskript e versehen. y_{jR}^e erfasst dann die Ausgaben eines Referenzhaushaltes für den Bereich j , wobei sich dieser Wert beispielsweise aus dem Mittelwert von Beobachtungen der EVS ergibt. Für Einpersonenhaushalte kann man mit der RBS 1 $y_R^r = y_R^e$ und $y_{jR}^r = y_{jR}^e$ annehmen.

Für die Mehrgleichungsmodelle ergibt sich also entsprechend der Formeln (6-9) und (6-12) die „Gesamtskala“ als

$$A = \beta_{R/H} + \frac{\sum_{j=1}^J \gamma_{jH} - \sum_{j=1}^J \gamma_{jR} \beta_{R/H}}{y_R^r} \quad (6-16)$$

und die abteilungsspezifischen Skalenwerte

$$A_j = \beta_{R/H} + \frac{\gamma_{jH} - \gamma_{jR} \beta_{R/H}}{y_{jR}^e} \quad (6-17)$$

Ermittelt man aus den abteilungsspezifischen Skalen einen den Wert für den Gesamtbedarf, wobei man y_{jR}^e als Referenzausgaben wählt, erhält man

$$\sum_{j=1}^J A_j y_{jR}^e = \sum_{j=1}^J \left(\beta_{R/H} + \frac{\gamma_{jH} - \gamma_{jR} \beta_{R/H}}{y_{jR}^e} \right) y_{jR}^e \quad (6-18)$$

$$= \beta_{R/H} \left(\sum_{j=1}^J y_{jR}^e \right) + \sum_{j=1}^J \gamma_{jH} - \sum_{j=1}^J \gamma_{jR} \beta_{R/H} \quad (6-19)$$

Der resultierende Wert ergibt sich also als Summe der Gesamtausgaben des Referenzhaushaltes, korrigiert um das Sparverhalten, plus die Differenz von Vergleichs- und Referenzhaushalt im Basiskonsum.

Für die Gesamtskala ergibt sich hingegen genauso trivial

$$Ay_R^r = \beta_{R/H} y_{jR}^r + \sum_{j=1}^J \gamma_H - \sum_{j=1}^J \gamma_R \beta_{R/H} \quad (6-20)$$

so dass die Ergebnisse der beiden Vorgehensweisen nur identisch sind, wenn

$$\sum_{j=1}^J y_{jR}^e = y_R^r \quad (6-21)$$

gilt.

Dies ist bei dem geschilderten Vorgehen unter Verwendung von (6-16) und (6-17) nicht der Fall. Beispielsweise wird bei den Auswertungen für die Regelbedarfsstufen 4 bis 6 von einem Regelbedarf des Referenzhaushalts (Paarhaushalt ohne Kind) von 674 € (2×337 €; $2 \times$ RBS 2) ausgegangen. Die den Paarhaushalten mit Kind hinzu gespielten Paare ohne Kind weisen aber bei den regelbedarfsrelevanten Gütern insgesamt durchschnittliche monatliche Ausgaben von 862 bis 907 Euro auf (je nach Matching-Variante).

Um Konsistenz zu erreichen, müsste man also entweder nur empirische Werte (y_R^e, y_{jR}^e) oder nur Werte aus den Regelbedarfen (y_R^r, y_{jR}^r) verwenden. Hierbei ergibt sich (momentan) das Problem, dass diese Werte für die Regelbedarfe nur für die RBS 1 vorliegen. Für die RBS 2 gibt es lediglich den Skalenwert von 1.8, bei der RBS 3 ist es genauso. Für die RBS 4 bis 6 gibt es zwar Werte für die einzelnen Abteilungen, allerdings beziehen sich diese nur auf Kinder und sind entsprechend des Schemas, immer den „kleineren“ Haushalt als Referenz zu nehmen, uninteressant.

Bedingung (6-14) wird trivialerweise erfüllt, wenn sich y_R^* ergibt als $y_R A$. Angenommen, zur Berechnung des Haushaltsbedarfes eines Paarhaushaltes ohne Kind wird $G = y_R^e A$ verwendet (also die durchschnittlichen Ausgaben von Einpersonenhaushalten mal Skalenwert). Wenn dann zur Berechnung des Haushaltsbedarfes eines Paares mit Kind nicht GA^* , sondern y_R^{*e} verwendet wird, ist die Konsistenzbedingung nicht erfüllt, solange $G \neq y_R^{*e}$. Wird also mit Äquivalenzskalen gearbeitet, müssen diese ausgehend von *einem* gegebenen Referenzeinkommen y_R^e bzw. y_R^r angewendet werden.

Zusammengefasst bleibt im Wesentlichen nur eine Möglichkeit, abteilungsspezifische Skalen konsistent zu verwenden. Für einen Einpersonenhaushalt werden die y_{jR}^e ermittelt, beispielsweise wie bisher für die RBS 1. Hiervon ausgehend werden dann abteilungsspezifische Skalenwerte A_j zur Berechnung des Haushaltsbedarfes y_H^* und der abteilungsspezifischen Bedarfe y_{jH}^* eines Paares ohne Kind eingesetzt. Die y_{jH}^* werden dann anschließend in Kombination mit Skalenwerten A_j benutzt, um beispielsweise Haushaltsbedarfe y_{jH}^* und abteilungsspezifische Bedarfe y_{jH}^{**} von Paaren mit Kind zu ermitteln.¹

¹ Analog hierzu könnte das Vorgehen auch „umgedreht“ werden. Anstatt vom „kleinsten“ auszugehen und bis zum „größten“ Haushalt Skalenwerte anzuwenden, könnte man auch vom „größten zum kleinsten rechnen“. Diese Möglichkeit wird im Weiteren aber nicht berücksichtigt.

6.3.6. Verteilungsschlüssel

Verteilungsschlüssel stellen formal zunächst nur Anteilswerte dar, die dazu genutzt werden, einzelnen Haushaltsmitgliedern einen Anteil an den Haushaltsausgaben zuzurechnen, also die Gesamtausgaben einer bestimmten Güterkategorie auf die Mitglieder zu „verteilen“. Für die Ableitung von Transferleistungen sollten diese Anteile aber möglichst dem realen Bedarf bzw. Mehrbedarf der Haushaltsmitglieder entsprechen. Um dies zu erreichen sind unterschiedliche Vorgehensweisen denkbar.

Im vorherigen Abschnitt wurde aufgezeigt, wie abteilungsspezifische Mehrbedarfe aus einem System von Äquivalenzskalen ermittelt werden können. Diese können bereits als Verteilungsschlüssel genutzt werden. Andere Möglichkeiten bestehen darin, direkt Differenzen von Äquivalenzskalen zu nutzen, oder den mit Äquivalenzskalen berechneten gesamten Mehrbedarf eines Haushalts auf die Güterkategorien zu verteilen. Diese Methoden sollen hier vorgestellt werden.

a) Verteilungsschlüssel auf Basis der Differenzen von abteilungsspezifischen Skalenwerten

Eine Möglichkeit besteht darin, aus den abteilungsspezifischen Skalenwerten der zu vergleichenden Haushalte Differenzen zu bilden und diese jeweils ins Verhältnis zum abteilungsspezifischen Skalenwert des Referenzhaushalts zu setzen. Dieser Verhältniswert kann auch direkt als Verteilungsschlüssel für die einzelnen Güterbereiche genutzt werden. Wie mit diesem Schlüssel die geldwerten Mehrbedarfe berechnet werden, wie diese zu interpretieren sind und welche Problem dabei auftreten wird in Exkurs 6-5 beschrieben.

Exkurs 6-5: Verteilungsschlüssel auf Basis der Differenzen von Skalenwerten

Gegeben seien abteilungsspezifische Skalenwerte für zwei Haushalte A_j und A_j^* . Dann wird der Verteilungsschlüssel für den Bereich j für den zweiten Haushalt berechnet als

$$S_j^* = \frac{A_j^* - A_j}{A_j^*} \quad (6-22)$$

wobei $\forall j: A_j = 1$ für Einpersonenhaushalte gilt. Beispielsweise sollen ein Ein-Personen- und ein Paarhaushalt und die Abteilung 09 (Freizeit, Unterhaltung, Kultur) betrachtet werden. Es sei $A_j = 1$ und $A_j^* = 1,5$. Dann wäre der Verteilungsschlüssel gleich $S_j^* = 1/3$ und würde bedeuten, dass etwa 33% der Ausgaben des Paarhaushaltes für Abteilung 09 als abteilungsspezifischer Mehrbedarf gegenüber einem Ein-Personen-Haushalt aufgefasst werden kann. Der entsprechende Geldwert entspricht dann diesem Anteil an den Ausgaben des Paarhaushaltes für diese Gütergruppe betrachtet $y_j^* S_j^*$.

Dieser Wert kann wohlgermerkt nicht ohne weiteres dahingehend interpretiert werden, dass 33% der Ausgaben für Abteilung 09 tatsächlich auf die zweite Person entfallen. Dies ist ohne zusätzliche Informationen nicht möglich. Der Wert gibt lediglich Auskunft darüber, welcher Mehrbedarf in der Güterkategorie 09 bei einem Paarhaushalt gegenüber Alleinlebenden entsteht, wobei sämtliche Substitutionseffekte zwischen Gütergruppen und zwischen Personen darin enthalten sind.

Der gesamte Mehrbedarf ergibt sich dann als:

$$\sum_{j=1}^J y_{jH}^e S_j^* \quad (6-23)$$

Dabei wird der erste Haushalt mit den Skalenwerten A_j als Referenz gesetzt und der zweite Haushalt mit den die Skalenwerte A_j^* als Vergleichshaushalt gewählt, so dass immer $A_j = 1$ verwendet werden kann. Anstelle von y_{jH}^e kann auch $y_{jH}^r = y_{jR}^e A_j^*$ oder $y_{jH}^r = y_{jR}^r A_j^*$ benutzt werden. In diesem Fall erhält man

$$\sum_{j=1}^J y_{jR}^e A_j^* S_j^* = \sum_{j=1}^J y_{jR}^e A_j^* - \sum_{j=1}^J y_{jR}^e = y_H^r - y_R^e \quad (6-24)$$

Beziehungsweise, wenn von y_R^r ausgegangen wird, $y_H^r - y_R^r$. Die Ergebnisse sind dann also lediglich eine andere Darstellung der abteilungsspezifischen Äquivalenzskalen, wobei dieselben Konsistenzbedingungen gelten. Dabei erhält man durch Anwendung der Schlüssel eine Darstellung in Differenzen, mit der beim weiter oben beschriebenen Beispiel genannten Interpretation.

Wird nun aber y_{jH}^e genutzt, erhält man

$$\sum_{j=1}^J y_{jH}^e S_j^* = \sum_{j=1}^J y_{jH}^e \frac{A_j^* - A_j}{A_j^*} \quad (6-25)$$

$$= \sum_{j=1}^J \frac{y_{jH}^e A_j^* - y_{jH}^e}{A_j^*} \quad (6-26)$$

$$= \sum_{j=1}^J y_{jH}^e - \sum_{j=1}^J \frac{y_{jH}^e}{A_j^*} \quad (6-27)$$

Verglichen mit (6-24) wird also gewissermaßen nicht von „Paaren zu Paaren mit Kind“ gerechnet, sondern der Kehrwert des Skalenwertes verwendet und die Betrachtung umgedreht.

(6-26) legt eine etwas tiefergehende Interpretation nahe, die anhand eines Beispiels erklärt werden soll. Beim Haushalt H handele es sich um einen Paarhaushalt mit Kind. y_{jH}^e sind zusätzlich ermittelte Ausgaben für die Gütergruppe j (bspw. sie durchschnittlichen Ausgaben der Paarhaushalte in den Daten) und die Skalenwerte A_j^* gehen von einem Paarhaushalt ohne Kind als Referenz aus. Im Zähler des Bruchs in (6-26) wird dann eine Art „Mehrbedarf“ berechnet und zwar über den Skalenwert für die Paare mit Kind, wobei aber hier die Ausgaben der Paare mit Kind als Referenz genutzt werden (und nicht die Ausgaben der Paare ohne Kind) – der Skalenwert für Paare mit Kind (ausgehend von Paaren ohne Kind) also auf diese selbst angewendet wird. Dieser „künstliche“ Mehrbedarf wird durch Division mit A_j^* an den relativen Unterschied zwischen Paaren mit und ohne Kind angepasst.

Solch ein „künstlicher“ Mehrbedarf scheint in mehrerlei Hinsicht problematisch. Zunächst ist es dahingehend inkonsequent, als das Äquivalenzskalen relative Aussagen ausgehend von einem Referenzhaushalt treffen, der bei der Berechnung über (17) aber de facto nicht berücksichtigt

wird. Stattdessen wird der Mehrbedarf von Paaren mit Kindern verglichen mit Paaren ohne Kind lediglich ausgehend von den Ausgaben der Paare mit Kind selbst berechnet.

Dies führt zu Konsistenzproblemen, wie sie sich auch bei den momentanen Regelbedarfen zeigen, da leicht ersichtlich ist, dass (6-24) und (6-27) nur identisch sind, wenn $y_{jH}^r = y_{jR}^e A_j^*$ bzw. $y_{jH}^r = y_{jR}^r A_j^*$ gilt. Wenn δ_H das Ergebnis von (6-27) ist, ergibt $y_R^e - \delta_H$ somit nicht zwingend y_R^e bzw. y_R^r , solange nicht Haushalt H als Referenz bei der Berechnung für y_H^r dient. Auch wenn man dieses Konsistenzproblem unbeachtet lässt, ergibt sich ein Problem. Denn die Berechnung von $y_H^r = y_R^r + \delta_H$ benötigt bereits die Ermittlung von $y_H^e = \sum_{j=1}^H y_{jH}^e$, so dass sich die Frage stellt, warum nicht y_H^e direkt verwendet wird. Zugespitzt formuliert setzt die Berechnung der Ausgaben des Vergleichshaushaltes über $y_H^r = y_R^r + \delta_H$ voraus, dass diese mit y_H^e zumindest in einer Variante bekannt sind.

b) **Aufteilung des über Äquivalenzskalen ermittelten Mehrbedarfs**

Wie bereits diskutiert, sind für einzelne Gütergruppen auch negative marginale Konsumquoten möglich, woraus sich für einzelne abteilungsspezifische Skalen $A_j < 1$ ergeben. Dies mag zwar aufgrund dahinterstehender Substitutionsprozesse durchaus plausibel sein, bedeutet aber, dass einem Vergleichshaushalt mit einer zusätzlichen Person für eine Gütergruppe weniger Ausgaben zugeordnet werden müssen als dem Referenzhaushalt.

Eine Ableitung von Regelbedarfen durch Aggregation abteilungsspezifischer Bedarfe, die mittels unterschiedlicher Verteilungsschlüssel ermittelt wurden, wie dies momentan geschieht, ist bei solchen Ergebnissen nicht mehr sinnvoll möglich. Dies macht nochmals das Konsistenzproblem deutlich. Können die Gütergruppen nicht so voneinander getrennt werden, dass Substitutionsbeziehungen über die Gütergruppen hinweg ausgeschlossen werden können und daher auch negative Mehrbedarfe entstehen können, so ergibt sich aus einer gemeinsamen Ermittlung aller abteilungsspezifischen Mehrbedarfe trotzdem insgesamt ein korrekter Mehrbedarf, da sich die Substitutionseffekte in jeweils zwei Gütergruppen niederschlagen und insgesamt ausgleichen. Verwendet man aber nur einzelne Verteilungsschlüssel aus unterschiedlichen Studien, ist dies nicht mehr gewährleistet. Zudem lassen sich unter solchen Bedingungen auch die unabhängig voneinander ermittelte Regelbedarfe über die Haushaltstypen hinweg nicht mehr addieren. Finden beispielsweise in Familienhaushalten Substitutionsprozesse über die Gütergruppen hinweg statt, indem Paare mit Kindern Restaurantbesuche stark einschränken und die Nahrungsmittelausgaben entsprechend steigen, so ergibt sich gegenüber einem Paarhaushalt ohne Kind ein positiver Mehrbedarf in der Abteilung „Nahrungsmittel“ und ein negativer in der Abteilung „Beherbergung, Gaststätten“. Werden nun die Anteile für Kinder an den Nahrungsmittelausgaben über eine nur die Nahrungsausgaben betrachtende Studie ermittelt, so ergeben sich hierbei zwar korrekte Werte für das Kind, die allerdings den Mehrbedarf des Familienhaushalts gegenüber dem Paar ohne Kind unterschätzt, da die aus der Substitution folgenden Mehrausgaben der Eltern für Nahrungsmittel nicht berücksichtigt werden.

Wird zudem der Anteil für Kinder an den Ausgaben für Gaststättenbesuche mit der OECD-Skala ermittelt, so ergibt sich hier ebenfalls ein positiver Wert für das Kind¹⁰⁸, der zusammen mit den aus den Ausgaben von Einpersonenhaushalt abgeleiteten Werten für die Eltern die Ausgaben für Gaststättenbesuche weit überschätzt. Dass sich Über- und Unterschätzung bei einem solchen Vorgehen ausgleichen wäre reiner Zufall.

Eine Vermeidung negativer Mehrbedarfe kann nun darin bestehen, die implizierten Skalenwerte wie in Abschnitt 6.3.5 zu nutzen, für diese aber anzugeben, wie sich der Mehrbedarf auf die einzelnen Abteilungen verteilt, ausgehend von den berechneten Modellen. Es bleibt bei der genauen Aufteilung zwar Unsicherheit bestehen, allerdings nicht bei der Gesamthöhe. Ferner erlaubt es dieses Vorgehen, bei einzelnen Abteilungen von den Ergebnissen abzuweichen, ohne dass sich der Gesamtwert ändert. Hier sei aber betont, dass ein solches Vorgehen das beschriebene Konsistenzproblem nur zum Teil löst. Das Vorgehen ist im Exkurs 6-6 genauer beschrieben.

Exkurs 6-6: Aufteilung des über Äquivalenzskalen ermittelten Mehrbedarfs

Ausgangspunkt ist der gesamte Mehrbedarf, wie er in Gleichung (6-38) dargestellt ist. Der zweite und die dritte Term auf der rechten Seite bestehen aus den einzelnen Beiträgen der Abteilungen zum Mehrbedarf des Vergleichshaushalts H . Diese Einzelbeiträge werden zur Gesamtsumme ins Verhältnis gesetzt, um den Anteil von Kategorie j am Mehrbedarf P_j , zu erhalten.

$$P_j = \frac{\gamma_{jH} - \gamma_{jR}\beta_{R/H}}{\sum_{k=1}^J \gamma_{kH} - \sum_{k=1}^J \gamma_{kR}\beta_{R/H}} \quad (6-28)$$

Hierbei können dann auch einzelne Abteilungen gleich Null gesetzt werden, so dass für sie kein Mehrbedarf veranschlagt wird, bspw. um negative Mehrbedarfe zu entfernen.

Eine alternative Berechnungsmöglichkeit von P_j ergibt sich über

$$P_j = \frac{y_{jH}^r A_j^* - y_{jH}^r}{\sum_{k=1}^J y_{kH}^r A_k^* - \sum_{j=1}^J y_{kH}^r} \quad (6-29)$$

$$= \frac{\beta_{R/H} y_{jR}^r - y_{jR}^r + \gamma_{jH} - \gamma_{jR}\beta_{R/H}}{\sum_{k=1}^J \beta_{R/H} y_{kR}^r - y_{kR}^r + \gamma_{kH} - \gamma_{kR}\beta_{R/H}} \quad (6-30)$$

¹⁰⁸ Da die OECD-Skala für das gesamte Haushaltseinkommen ermittelt wurde und daher für Kinder erwartungsgemäß insgesamt einen positiven Mehrbedarf ausweist, gilt diese bei Anwendung auf Gütergruppen nur im Mittel über alle Gütergruppen, und kann nur dann stimmig verwendet werden, wenn sie auch für alle Gütergruppen angewendet wird. Eine isolierte Anwendung auf Gütergruppen, die einen negativen Mehrbedarf aufweisen können, ist grundsätzlich verfehlt.

was analog für y_{jR}^e formuliert werden kann. Verglichen mit (6-28) enthält dieser Ausdruck also zusätzlich noch einen weiteren Term, der Unterschiede im Sparverhalten abbildet und die Referenzausgaben y_{jR}^r berücksichtigt.

„Es sei nochmals darauf hingewiesen, dass die resultierenden Anteilswerte P_j lediglich angeben, wie sich der Mehrbedarf prozentual aufschlüsselt. Wenn sich beispielsweise x% des Mehrbedarfes von Paaren mit Kind der Abteilung 01 zuweisen lassen, bedeutet dies nicht, dass x% der Ausgaben auf das Kind entfallen.“

6.4. Bündelung der Gütergruppen

Die Bündelung und Aggregation von einzelnen Gütern in umfassendere Güterkategorien und Güterbündel ist mit unterschiedlichen Problemen verbunden. Wie bereits ausführlich in den Abschnitten 3.1.3.c) und 3.1.5.a) diskutiert, setzen nahezu alle Ansätze zur Bestimmung von Verteilungsschlüsseln die Separabilität verschiedener Ausgabenkomponenten voraus. Damit stellt sich die Frage nach der Möglichkeit, die zu betrachtenden Güter so zu bündeln, dass diese Annahme möglichst wenig verletzt wird. Zudem stellt sich die Frage nach den Auswirkungen, wenn Verteilungsschlüssel für ganze Gütergruppen berechnet werden und anschließend einzelne Güter aus normativen Überlegungen heraus genommen werden (vgl. Abschnitt 2.2.4.b).

6.4.1. Separabilität

Separabilität von Gütern oder Gütergruppen liegt vor, wenn der Konsum eines Gutes nicht über direkte Substitutionsmöglichkeiten, sondern ausschließlich über das zur Verfügung stehende Budget auch vom Konsum der anderen Güter abhängt. Dies bedeutet, dass der Nutzen, den ein Gut stiftet, unabhängig vom Konsum anderer Güter ist und die Wahl zwischen verschiedenen Gütern allein durch das insgesamt begrenzte Einkommen bestimmt wird. Diese Anforderung ist nicht erfüllt, wenn es sich um Komplementär- oder Substitutionsgüter handelt, also wenn Güter nur gemeinsam Nutzen stiften – wie ein PKW und Benzin – oder wenn das eine Gut durch ein anderes ersetzt werden kann, um den gleichen Nutzen zu erreichen – wie die Wahl zwischen unterschiedlichen Verkehrsmitteln. In solchen Fällen hängt der Konsum auch direkt von den Preisen des Komplementär- oder Substitutionsgutes ab. Verkürzt lässt sich damit sagen: für zwei Güter oder Gütergruppen liegt Separabilität dann vor, wenn sie nicht der Befriedigung des gleichen Bedürfnisses dienen.

In der Literatur finden sich unterschiedliche Konzepte von Separabilität mit unterschiedlichen Anforderungen (vgl. bspw. Goldman/Uzawa 1964; Pudney 1981). Bei den hier in Frage kommenden Modellen wird üblicherweise mindestens die sogenannte „schwache Separabilität“ (*Weak separability* oder *Direct separability*) vorausgesetzt. Danach lassen sich die relevanten Güter zu einzelnen, voneinander unabhängigen Teilgruppen zusammenfassen (zur formalen Definition siehe Exkurs 6-7). Dahinter steht ein nutzentheoretisches Konzept, wonach diese Teilgruppen einen separaten Nutzen stiften und daher auch getrennt voneinander betrachtet werden können. Der Gesamtnutzen setzt sich dann aus den Teilnutzen zusammen. Substitutions- und Komplementärgüter kommen nur

innerhalb einzelner Teilgruppen vor. Es ist allerdings zu beachten, dass diese Definition der Separabilität mindestens zwei Gütergruppen mit jeweils mindestens zwei Gütern erfordert. Andere Separabilitätskonzepte unterscheiden sich von dieser schwachen Separabilität vor allem in der funktionalen Form der unterstellten Nutzenfunktion.

Da praktisch alle ökonometrischen Ansätze zur Bestimmung von Verteilungsschlüsseln Separabilität unterstellen, gilt es, die Güter so zu Gütergruppen zu bündeln, dass Komplementär- und Substitutionsgüter möglichst in einer Gütergruppe zusammengefasst sind. Dies lässt sich jedoch nur begrenzt durchführen, da die in der EVS erhobenen Ausgabenkategorien sich nicht auf einzelne Güter beziehen, sondern bereits zu Gütergruppen zusammengefasst sind, die nicht ausschließlich nach diesem Kriterium gebildet werden.¹⁰⁹

Daher wäre es wünschenswert, wenn die Gültigkeit der Separabilitätsannahme empirisch geprüft werden könnte. Eine solche Überprüfung ist zwar möglich, erfordert aber Informationen über die Preisvariabilität der jeweiligen Güter (siehe Exkurs 6-7). Liegt diese vor, können in der Literatur vorgeschlagene Verfahren zur Überprüfung umgesetzt werden (vgl. bspw. Moschini et al. 1994). In den EVS-Daten sind die dafür erforderlichen Preisinformationen jedoch nicht enthalten. Dies bedeutet, dass die Daten der EVS 2008 alleine nicht ausreichen, um die Separabilitätsannahme explizit zu prüfen. Dazu müssten Preisindizes für die einzelnen Ausgabenkategorien aus anderen Quellen hinzugespielt werden und zudem mindestens eine weitere Erhebung der EVS herangezogen werden, idealerweise sogar mehrere EVS-Erhebungen. Da die EVS nur alle fünf Jahre erhoben wird, würden die Ergebnisse dann aber auf vergleichsweise alten Daten basieren. Zudem basieren die Ansätze zur Überprüfung von Separabilität oftmals auf relativ starken parametrischen Annahmen. Zwar gibt es auch Ansätze, die als nicht-parametrisch aufgefasst werden können und weniger restriktiv sind (vgl. bspw. Fleissig/Whitney 2008). Allerdings werden diese bisher vor allem auf stark aggregierte bzw. Zeitreihendaten angewendet, und es ist unklar, ob und wie eine Übertragung auf Haushaltsdaten möglich ist.

Aufgrund der problematischen Datenlage und des hohen methodischen Aufwandes konnte eine explizite Überprüfung der Separabilität im Rahmen des Projektes nicht durchgeführt werden. Als Alternative bleibt vor allem eine Bündelung der Gütergruppen auf Basis theoretischer Plausibilitätsüberlegungen, die dann bei der Anwendung der resultierenden Verteilungsschlüssel beachtet werden müssen. Dies gilt zum einen für evtl. Verzerrungen, wenn aufgrund der Gütergruppierung in der EVS die Separabilitätsannahme grundsätzlich verletzt scheint. Zum anderen ist dies bei einer späteren Herausnahme einzelner Güter aufgrund normativer Überlegungen zu berücksichtigen. Wie

¹⁰⁹ Die Klassifikationen der EVS nach dem „Systematischen Verzeichnis der Einnahmen und Ausgaben der privaten Haushalte“ (SEA) vertiefen die *Classification of Individual Consumption by Purpose* (COICOP), die von den Vereinten Nationen entwickelt wurde. Ziel ist hier eine Klassifikation nach dem Verwendungszweck. Insofern liegt überwiegend eine Gruppierung nach Bedürfnisbefriedigung vor. Allerdings sind vor allem in den Bereichen „Freizeit, Unterhaltung und Kultur“ sowie „andere Waren und Dienstleistungen“ Gütergruppen enthalten, die keineswegs eindeutig einem Zweck zugeordnet werden können. Dies gilt z.B. für Computer und den gesamten Bereich der Telekommunikation, die sowohl für sehr unterschiedliche private Zwecke als auch und vielfach gleichzeitig beruflich genutzt werden. Auch die Außer-Haus-Verpflegung kann keineswegs einfach als Substitut für Ernährung zu Hause aufgefasst werden.

in Abschnitt 6.1.2.a) beschrieben wird hier überwiegend die Gütergruppierung der EVS übernommen, die aber mittels einiger Varianten geprüft wird.

Exkurs 6-7: Überprüfung von Separabilität

„Schwache Separabilität“ ist wie folgt definiert (vgl. Goldman/Uzawa 1964): Betrachtet werden n Güter mit Indizes $1, \dots, n$. Die Menge aller Güter wird mit N bezeichnet und ist definiert als $N = \{1, \dots, n\}$. Gegeben sei weiterhin eine Partition S von N in insgesamt s paarweise disjunkte Teilmengen N_1, \dots, N_s , so dass $N_1 \cup N_2 \cup \dots \cup N_s = N$ und $N_i \cap N_j = \emptyset$ für $i \neq j$ gilt. Die Zahl der Elemente einer Teilmenge N_i sei n_i . Ferner sei $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)$ ein Güterbündel, welches entsprechend S in Teilvektoren $\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_s$ zerlegt werden kann.

Die Nutzenfunktion $u(\mathbf{x})$ ist genau dann „schwach separabel“ hinsichtlich der Partition S , wenn die Grenzrate der Substitution zwischen zwei Gütern $i, j \in N_s$ unabhängig von den Mengen aller anderen Güter außerhalb von N_s ist:

$$\frac{\partial \frac{u_i(x)}{u_j(x)}}{\partial x_k} = 0 \quad \forall i, j \in N_s, k \notin N_s \quad (6-31)$$

Hierbei steht $u_i(x)$ für $\partial u(\mathbf{x})/\partial x_i$. Die Bereitschaft, Gut i für Gut j einzutauschen, hängt also nicht von einem dritten Gut k ab, das zu einer anderen Gütergruppe gehört.

Hiervon ausgehend lässt sich zeigen (vgl. Goldman/Uzawa 1964, Theorem 2), dass eine Nutzenfunktion $u(\mathbf{x})$ dann und nur dann schwach separabel ist, wenn sie in der Form

$$u(\mathbf{x}) = u_0(u_1(\mathbf{x}_1), \dots, u_s(\mathbf{x}_s)) \quad (6-32)$$

geschrieben werden kann, wobei $u_0(\cdot)$ eine Funktion von s Elementen und $u_i(\cdot)$ eine Funktion von n_i Elementen ist.

Nutzenfunktionen dieser Form weisen die Eigenschaft auf, dass die Slutsky-Matrix – die Matrix der paarweisen Substitutionseffekte zwischen allen Gütern – in einzelne Untermatrizen der Partition S zerfällt, was bedeutet, dass zwischen diesen Gütergruppen keine Substitutionsbeziehungen bestehen und die für die Schätzung von Ausgabenanteilen relevanten Einkommenseffekte isoliert auftreten.

Eine Variante, die noch geringere Anforderungen an die Nutzenfunktion stellt, ist die sogenannte „asymmetrische schwache Separabilität“. Gegeben eine Partition von \mathbf{x} in zwei Teile \mathbf{x}_c und \mathbf{x}_s ist eine Nutzenfunktion genau dann asymmetrisch schwach separabel, wenn

$$u(\mathbf{x}) = u_0(\mathbf{x}_c, u_1(\mathbf{x}_s)) \quad (6-33)$$

gilt (vgl. Moschini et al. 1994).

Anhand dieser Variante mit den geringsten Anforderungen soll gezeigt werden, dass zur empirischen Überprüfung von Separabilität Preisinformationen notwendig sind. Dazu wird zur Vereinfachung der Notation $\mathbf{x}_c = \mathbf{x}$ mit dem dazugehörigen Preisvektor \mathbf{p} und $\mathbf{x}_s = \mathbf{y}$ mit Preisvektor \mathbf{q} gesetzt.

Gleichung (6-33) lautet dann:

$$u(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = u_0(\mathbf{x}, u_1(\mathbf{y})) \quad (6-34)$$

xRx' bedeutet, dass das Güterbündel x dem Güterbündel x' vorgezogen wird. Zwei Gütergruppen \mathbf{x} und \mathbf{y} genau dann asymmetrisch schwach separabel, wenn aus $(x, y)R(x', y)$ auch $(x, y')R(x', y')$ folgt, wenn also die Präferenzordnung zwischen x und x' nicht durch die Wahl der Güter aus Gütergruppe \mathbf{y} beeinflusst wird.

Beobachtet werden nun $i = 1, \dots, n$ Entscheidungen für Güterbündel x_i und y_i bei gegebenen Preisen p_i und q_i : $[(x_i, p_i), (y_i, q_i)]$. Hierfür soll nun geprüft werden, ob diese n Entscheidungen verträglich mit Separabilität der beiden Gütergruppen sind. Varian (1983, Theorem 3) zeigt, dass dies nur der Fall ist, wenn Werte $U_i, V_i, \lambda_i > 0$ und $\mu_i, i = 1, \dots, n$, gefunden werden können, die folgende Gleichungen erfüllen:

$$U_i \leq U_j + \lambda_j p_j (x_i - x_j) + \frac{\lambda_i}{\mu_i} (V_i - V_j) \quad (6-35)$$

$$V_i \leq V_j + \mu_j q_j (y_i - y_j) \quad (6-36)$$

Nehmen wir an, dass keine Preisinformationen vorliegen. Dann lässt sich

$$p_i = q_i = 1 \quad \forall i \quad (6-37)$$

setzen. Nun wählen wir

$$\lambda_i = 1, \mu_i = 1, U_j = (x_j + y_j), U_i = (x_i + y_i), V_i = y_i, V_j = y_j.$$

Durch Umformung von Gleichung (6-36)

$$\frac{V_i - V_j}{\mu_j} \leq q_j (y_i - y_j) \quad (6-38)$$

und Einsetzen der obigen Werte ergibt sich dann die triviale Lösung

$$(y_i - y_j) \leq (y_i - y_j). \quad (6-39)$$

Gleiches gilt für Gleichung (6-35)

$$\frac{U_i - U_j}{\lambda_j} \leq p_j (x_i - x_j) + \frac{V_i - V_j}{\mu_j}, \quad (6-40)$$

aus der sich

$$(x_i + y_j) - (x_i + y_j) \leq (x_i + y_j) - (x_i + y_j) \quad (6-41)$$

ergibt. Ohne Preisinformationen lassen sich somit immer triviale Lösungen für (6-35) und (6-37) finden. Hieraus folgt, dass Separabilität nur dann empirisch geprüft werden kann, wenn Preisinformationen vorliegen. Dies gilt in gleicher Weise für alle Konzepte von Separabilität.

6.4.2. Nachträglicher Ausschluss von Gütern

Bei der Auswahl regelbedarfsrelevanter Güter ist es dem Gesetzgeber möglich, einzelne Güter aus normativen Gründen aus den zu berücksichtigenden Gütergruppen auszuschließen. Werden die verwendeten Verteilungsschlüssel aber vorab unter Einschluss dieser Güter ermittelt und sollen sie dann nur auf die verbliebenen Güter der jeweiligen Gütergruppe angewendet werden, stellt sich die Frage, ob dies problemlos möglich ist bzw. ob und mit welchen Verzerrungen zu rechnen ist.

Wie bereits in Abschnitt 2.2.4 anhand des Beispiels von Sportaktivitäten und Gartenarbeit diskutiert wurde, ist der Ausschluss einzelner Güter dann problematisch, wenn es sich um Güter handelt, die der Befriedigung eines grundsätzlich anerkannten Bedarfs dienen, und wenn gleichzeitig andere Güter nicht ausgeschlossen werden, die der Befriedigung des gleichen Bedürfnisses dienen. Dann wird i.d.R. das dafür notwendige Budget unterschätzt. Dies gilt grundsätzlich für alle Substitutionsgüter und ist unabhängig davon, wie die Verteilungsschlüssel ermittelt werden.

Werden Güter aus einer Gütergruppe ausgeschlossen, für die ein gemeinsamer Verteilungsschlüssel z.B. mittels einer Regression ermittelt wurde, so ergeben sich – unabhängig von der Frage der Separabilität – auch aus statistischer Sicht Probleme (siehe Exkurs 6-8). Wurde ein Gesamteffekt für die ganze Gütergruppe ermittelt, lässt sich das Ergebnis nach Herausnahme eines Gutes aber auf einfache Weise korrigieren. Hierzu ist es lediglich notwendig, eine neuerliche Regression mit denselben Kovariablen unter Ausschluss der betreffenden Güter durchzuführen, mit deren Resultat der Gesamteffekt korrigiert werden kann. Sensitivitätsanalysen zeigen aber, dass der Ausschluss bzw. die Hinzunahme von Güterkategorien, für die die Ausgaben insgesamt nicht allzu hoch sind, nur einen sehr geringen Einfluss auf die Ergebnisse haben und eher vernachlässigt werden können.

Exkurs 6-8: Aggregation und Güterausschluss

Es wird angenommen, dass verschiedene Güter zu einer Gütergruppe aggregiert und die Ausgaben für diese Gütergruppe als abhängige Variable in einer Regression verwendet wurden. Anschließend soll nun eines der Güter „herausgerechnet“ werden. Die folgenden Ausführungen dazu orientieren sich an Garret (2003).

Betrachtet werden M Güter. Für diese werden folgende Regressionsmodelle angenommen:

$$x_m = Z\beta_m + \varepsilon_m \quad (6-42)$$

Dabei enthalten alle Regressionsmodelle dieselben erklärenden Variablen. Die einzelnen Güter werden nun aggregiert:

$$x = \sum_{m=1}^M x_m = \sum_{m=1}^M (Z\beta_m + \varepsilon_m) = Z \left(\sum_{m=1}^M \beta_m \right) + \varepsilon = Z \left(\sum_{m=1}^M \varepsilon_m \right) \quad (6-43)$$

Nun sei

$$\beta = \sum_{m=1}^M \beta_m \quad \text{und} \quad \varepsilon = \sum_{m=1}^M \varepsilon_m \quad (6-44)$$

womit

$$\mathbf{x} = \mathbf{Z}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (6-45)$$

gilt. Dies gilt trivialerweise auch für den entsprechenden OLS-Schätzer $\hat{\boldsymbol{\beta}}$

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \sum_{m=1}^M \hat{\boldsymbol{\beta}}_m = \sum_{m=1}^M (\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}'\mathbf{x}_m = (\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}' \left(\sum_{m=1}^M \mathbf{x}_m \right) \quad (6-46)$$

sowie für die Residuen

$$\mathbf{e} = \sum_{m=1}^M \mathbf{x}_m - \mathbf{Z}\hat{\boldsymbol{\beta}} = \sum_{m=1}^M (\mathbf{I} - \mathbf{H})\mathbf{x}_m = (\mathbf{I} - \mathbf{H})\mathbf{x}, \quad (6-47)$$

wobei \mathbf{I} die Einheitsmatrix und \mathbf{H} die Hutmatrix ist.

Die Varianz-Kovarianz-Matrix für den OLS-Schätzer $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ lautet:

$$\text{Cov}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = \hat{\sigma}^2 (\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1} \quad \text{mit} \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{N-K} \mathbf{e}'\mathbf{e} \quad (6-48)$$

Dies lässt sich umformulieren in

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{N-K} \left(\sum_{m=1}^M \mathbf{e}_m \right)' \left(\sum_{m=1}^M \mathbf{e}_m \right) = \sum_{m=1}^M \sum_{j=1}^M \frac{1}{N-K} \mathbf{e}_m' \mathbf{e}_j \approx \sum_{m=1}^M \hat{\sigma}_m^2 + 2 \sum_{m=1}^{M-1} \sum_{j=i+1}^M \hat{\sigma}_{ij}, \quad (6-49)$$

wobei $\hat{\sigma}_{ij}$ die Kovarianz der Residuen von Modell für Gut i und Modell für Gut j ist, wenn K im Vergleich zu N klein ist:

$$\frac{1}{N-K} \mathbf{e}_m' \mathbf{e}_j \approx \frac{1}{N} \mathbf{e}_m' \mathbf{e}_j = \hat{\sigma}_{ij} \quad (6-50)$$

Betrachtet wird nun ein einziges Merkmal z_k . Seien β_k der Effekt des Merkmals im aggregierten Modell und β_{mk} die Effekte in den Einzelmodellen. Dann gilt für $\hat{\beta}_k$

$$E(\hat{\beta}_k) = \beta_k \quad \text{und} \quad \text{Var}(\hat{\beta}_k) = \hat{\sigma}^2 (\mathbf{Z}'\mathbf{Z})_{(k+1,k+1)}^{-1} \quad (6-51)$$

und für $\sum_{m=1}^M \hat{\beta}_{mk}$

$$E \left(\sum_{m=1}^M \hat{\beta}_{mk} \right) = \sum_{m=1}^M \beta_{mk} = \beta_k \quad (6-52)$$

$$\text{Var} \left(\sum_{m=1}^M \hat{\beta}_{mk} \right) = \left[\sum_{m=1}^M \hat{\sigma}_m^2 + \sum_{i=1}^{M-1} \sum_{j=i+1}^M \hat{\sigma}_{ij} \right] (\mathbf{Z}'\mathbf{Z})_{(k+1,k+1)}^{-1} \quad (6-53)$$

Die aggregierte Schätzung entspricht also einer Zusammenfassung der Einzelschätzungen und ist somit aus statistischer Perspektive unbedenklich.

Ausschluss von Gütern

Angenommen, man hat für irgendein Merkmal z_k den Gesamteffekt β_k auf $\mathbf{x} = \sum_{m=1}^M \mathbf{x}_m$ bestimmt. Nun soll nachträglich eines der M Güter – das Gut i – entfernt werden. Eine einfache

Möglichkeit besteht darin, das Modell mit denselben Variablen und der zu entfernenden Güterkategorie \mathbf{x}_i als abhängiger Variable zu schätzen. Anschließend kann β_{ik} einfach von β_k abgezogen werden. Eine nochmals einfachere Variante besteht darin, die Auswertungen unter Ausschluss der betreffenden Variablen neu durchzuführen

Dies ist dann nicht möglich, wenn β_i andere Variablen enthält als β . Sei angenommen, dass β_i „kürzer“ ist als β , also weniger Variablen berücksichtigt, aber auf jeden Fall z_k . Die nicht berücksichtigten Variablen seien in der Matrix \mathbf{Z}^* erfasst, die entsprechenden Koeffizienten in einem Vektor $\boldsymbol{\gamma}_i$. Dann kann nach der üblichen Argumentation gezeigt werden (*Omitted variable bias*):

$$E(\hat{\beta}_i) = \beta_i + (\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{Z}^*\boldsymbol{\gamma}_i \quad (6-54)$$

Nun muss man mehrere Fälle unterscheiden:

- Wenn $\boldsymbol{\gamma}_i = \mathbf{0}$ gilt, ist die Schätzung erwartungstreu (die Variablen in \mathbf{Z}^* haben keinen Einfluss auf \mathbf{x}_i).
- Gleiches gilt, wenn $(\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{Z}^* = \mathbf{0}$ (die Variablen in \mathbf{Z} und \mathbf{Z}^* sind unkorreliert).
- Ein zumindest näherungsweise richtiges Ergebnis erhält man, wenn $(\mathbf{Z}'\mathbf{Z})^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{Z}^*\boldsymbol{\gamma}_i$ verglichen mit β_i „klein“ ist (elementweiser Vergleich)
- Anderenfalls wird aber insbesondere β_{ik} verzerrt geschätzt und entsprechend auch $\beta_k - \beta_{ik}$, da $E(\beta_k - \beta_{ik}) = E(\beta_k) - E(\beta_{ik})$ gilt.

6.5. Leere Ausgabenkategorien (*Zero Expenditure*)

Probleme, die aus fehlenden Werten in einigen der betrachteten Ausgabenkategorien resultieren können, wurden bereits in Abschnitt 3.1.5.a) ausführlich diskutiert. Hier soll nun noch erörtert werden, wie damit bei der Ermittlung der Verteilungsschlüssel umgegangen werden kann. Im Gegensatz zur bereits behandelten Problematik von leeren Ausgabenkategorien beim Matching-Verfahren (Abschnitt 3.2.4.a), wo die fehlenden Werte bei den „erklärenden“ Variablen auftreten, betreffen leere Ausgabenkategorien nun die zu erklärenden Variablen.

Wie bereits in 3.1.5.b) diskutiert, können sich hinter leeren Ausgabenkategorien sowohl fehlende Angaben als auch echte Null-Ausgaben im Beobachtungszeitraum verbergen. Während erstere Fälle aus der Analyse ausgeschlossen werden müssen, stehen hinter letzteren Selektionsprozesse, die sich durch eine Modellierung mit latenten Variablen berücksichtigen lassen. Dabei steht die latente Variable für ein unbeobachtetes Merkmal, das bestimmt, ob im Beobachtungszeitraum eine entsprechende Konsumausgabe getätigt wird oder nicht. Ein Verfahren zur Berücksichtigung solcher Selektionsprozesse stammt von Heckman (1976, 1979; siehe Exkurs 6-9).

Exkurs 6-9: Modellierung von Selektionsprozessen nach Heckman

Formal wird hier von der Existenz zweier latenter Variablen ausgegangen (vgl. Heckman, 1976, 1979; Puhani, 2000):

$$x_{1i}^* = \mathbf{z}'_1 \boldsymbol{\beta}_1 + \varepsilon_{1i} \quad (6-55)$$

$$x_{2i}^* = \mathbf{z}'_2 \boldsymbol{\beta}_2 + \varepsilon_{2i} \quad (6-56)$$

Auf der rechten Seite der Gleichungen stehen jeweils erklärende Variablen und zugehörige Koeffizienten, wobei unterschiedliche erklärende Variablen in den beiden Gleichungen verwendet werden können. Bei ε_{1i} und ε_{2i} handelt es sich um Fehlerterme. Für diese wird angenommen, dass

$$E(\varepsilon_{1i}) = E(\varepsilon_{2i}) = 0 \quad (6-57)$$

und

$$E(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i}) = \begin{cases} \sigma_{12} & \text{wenn } i = j \\ 0 & \text{wenn } i \neq j \end{cases} \quad (6-58)$$

gilt. Beobachtet wird allerdings nur eine Variable x_{1i} , die sich ergibt als:

$$x_{1i} = \begin{cases} x_{1i}^* & \text{wenn } x_{2i}^* > 0 \\ 0 & \text{wenn } x_{2i}^* \leq 0 \end{cases} \quad (6-59)$$

Ferner gibt es eine Dummy-Variable, die festhält, ob x über 0 liegt oder nicht:

$$d_i = \begin{cases} 1 & \text{wenn } x_{2i}^* > 0 \\ 0 & \text{wenn } x_{2i}^* \leq 0 \end{cases} \quad (6-60)$$

Dabei wird davon ausgegangen, dass bei $d_i = 0$ eine fehlende Beobachtung vorliegt. Betrachtet man nun den bedingten Erwartungswert von x_{1i} , wobei Beobachtungen mit fehlenden Werten nicht berücksichtigt werden können, erhält man:

$$E(x_{1i} | \mathbf{z}_1, x_{2i}^* > 0) = \mathbf{z}'_1 \boldsymbol{\beta}_1 + E(\varepsilon_{1i} | \mathbf{z}_1, x_{2i}^* > 0) \quad (6-61)$$

$$= \mathbf{z}'_1 \boldsymbol{\beta}_1 + E(\varepsilon_{1i} | \mathbf{z}_1, x_{2i}^* > -\mathbf{z}'_2 \boldsymbol{\beta}_2) \quad (6-62)$$

Das Problem ist nun, dass der zweite Term auf der rechten Seite nicht gleich Null ist, wenn ε_{1i} und ε_{2i} korreliert sind. Ferner hängt dieser Term von \mathbf{z}_2 ab.

Nimmt man an, dass ε_{1i} und ε_{2i} bivariat normalverteilt sind, lässt sich zeigen, dass

$$E(\varepsilon_{1i} | \mathbf{z}_1, \varepsilon_{2i}^* > -\mathbf{z}'_2 \boldsymbol{\beta}_2) = \frac{\sigma_{12}}{\sqrt{\sigma_{22}}} \lambda_i \quad (6-63)$$

gilt, wobei

$$\lambda_i = \frac{\phi(M_i)}{1 - \Phi(M_i)} = \frac{\phi(M_i)}{\Phi(-M_i)} \quad \text{die Inverse von Mill's Ratio mit } M_i = \frac{\mathbf{z}'_2 \boldsymbol{\beta}_2}{\sqrt{\sigma_{22}}} \text{ ist.}$$

$\phi(\cdot)$ ist die Dichtefunktion und $\Phi(\cdot)$ die Verteilungsfunktion einer standardnormalverteilten Variablen.

Setzt man dies in (6-63) ein, erhält man:

$$E(\varepsilon_{1i} | \mathbf{z}_1, x_{2i}^* > 0) = \mathbf{z}'_1 \boldsymbol{\beta}_1 + \frac{\sigma_{12}}{\sqrt{\sigma_{22}}} \lambda_i \quad (6-64)$$

Insofern würde die einfache Schätzung einer Regression für x_{1i} einen Omitted Variable Bias aufweisen, da der zweite Term auf der rechten Seite fehlen würde. Würde man λ_i hingegen kennen, könnte es bei der Regressionsschätzung berücksichtigt werden und der Bias würde nicht auftreten.

Von Heckman (1979) stammt nun ein einfacher Schätzer: λ_i bzw. dessen Bestandteile werden über ein Probit-Modell bestimmt. Anschließend wird

$$x_{1i} = \mathbf{z}'_1 \boldsymbol{\beta}_1 + \frac{\sigma_{12}}{\sqrt{\sigma_{22}}} \lambda_i + v_i \quad (6-65)$$

geschätzt, wobei v_i ein Fehlerterm ist. Hierbei werden lediglich Beobachtungen berücksichtigt, für die $x_{1i} > 0$ ist. Dieses Vorgehen liefert konsistente, aber nicht effiziente Schätzer für $\boldsymbol{\beta}_1$, da v_i heteroskedastisch ist (vgl. Puhani 2000).

Dieses Verfahren kann allerdings nicht ohne weiteres auf große Ausgabensysteme angewendet werden, da es lediglich auf den Beobachtungen basiert, die im Beobachtungszeitraum tatsächlich positive Konsumausgaben hatten. Bei einem Nachfragesystem mit vielen Nachfragegleichungen kann dies darauf hinauslaufen, einen nicht unerheblichen Teil der Beobachtungen auszuschließen, wenn jeder Fall ausgeschlossen wird, der in irgendeiner Ausgabenkategorie Null-Angaben aufweist. Eine einfache Möglichkeit, dieses Problem zu umgehen, besteht darin, den Heckman-Ansatz für jede Nachfragegleichung gesondert anzuwenden. In der Literatur finden sich allerdings auch etliche alternative Ansätze, bei denen alle Beobachtungen berücksichtigt werden (vgl. Heien/Wessells 1990; Shonkwiler/Yen 1999; Tauchmann 2010). Bei diesen wird vom Grundsatz her ähnlich vorgegangen wie bei Heckman (1976, 1979): Zunächst werden in einem ersten Schritt mit Hilfe sogenannter Probit-Modelle, mit denen die Wahrscheinlichkeit analysiert wird, dass keine Ausgaben angegeben werden, Korrekturfaktoren bestimmt, die anschließend bei den Modellen zur Ermittlung der Äquivalenzgewichte berücksichtigt werden.¹¹⁰

6.6. Sensitivitätsanalysen und weitergehende Validierung

Wie bereits mehrfach angesprochen, soll die Validität der Ergebnisse des hier vorgestellten Ansatzes dadurch überprüft werden, dass unterschiedliche Variationen der Vorgehensweise verwendet werden und die Sensitivität der Ergebnisse betrachtet wird. Bei solchen Sensitivitätsanalysen wird untersucht, wie stark die Ergebnisse durch zugrunde liegende Annahmen und Ausgangsgrößen beeinflusst werden.

¹¹⁰ Sowohl beim Verfahren nach Heckman (1976, 1979) als auch bei dessen Erweiterungen ist zu beachten, dass die marginalen Effekte der Veränderung einer erklärenden Variablen nicht-linear sind (vgl. Saha et al. 1997; Lazaridis 2004).

Beispielsweise könnte für die Analysen nur ein Teil der zur Verfügung stehenden Daten verwendet werden. Dann stellt sich die Frage, inwieweit die Ergebnisse durch die Einschränkung der Datengrundlage beeinflusst werden. Eine Möglichkeit, dies zu untersuchen, besteht darin, etliche alternative Einschränkungen der Daten vorzunehmen, jeweils eine Modellschätzung durchzuführen und die Ergebnisse anschließend zu vergleichen. Neben der Fallauswahl können Sensitivitätsanalysen auch für die Modellspezifikation und das verwendete Modell selbst durchgeführt werden. Im erstgenannten Fall kann das gleiche Modell unter Berücksichtigung unterschiedlicher Variablen berechnet werden. Im zweiten Fall könnten Modelle mit unterschiedlich restriktiven Annahmen verglichen werden.

In allen Fällen werden also mehrere Sätze an Ergebnissen produziert und verglichen. Aus diesem Vergleich lassen sich unter Umständen Schlussfolgerungen darüber ziehen, ob und wie stark die Ergebnisse von Setzungen und Annahmen abhängen. Erweisen sich die Ergebnisse bei Variation von Daten und Verfahren als hinreichend stabil, spricht dies für die Verlässlichkeit der Resultate.

Durch dieses Vorgehen kann zugleich versucht werden, die Modellunsicherheit abzuschätzen. Ändern sich Ergebnisse – hier insbesondere die jeweils ermittelten Äquivalenzskalen – bei Verwendung verschiedener Modelle und bei unterschiedlichen Annahmen nur geringfügig, kann festgehalten werden, dass die Modellunsicherheit eher gering ist – zumindest bezogen auf die berechneten Modelle. Unterscheiden sich die Ergebnisse zwischen verschiedenen Modellen hingegen stark, so müssen weitere Kriterien herangezogen werden, um zwischen den Modellen diskriminieren zu können. Von zentraler Bedeutung hierzu sind theoretische Überlegungen, die etwa die Eigenarten und die Anwendbarkeit der verschiedenen Modelle im Hinblick auf den Untersuchungsgegenstand betreffen.

Daneben bestehen aber auch noch weitere Möglichkeiten, die es erlauben, zwischen den Ergebnissen verschiedener Ansätze zu diskriminieren, falls diese deutlich voneinander abweichen, und die Validität von Ergebnissen zu untersuchen.

Zusätzlich zu den eigentlichen Auswertungen können etwa weitere Datenquellen herangezogen werden, die Aufschluss über das Ausgaben- bzw. Konsumverhalten in bestimmten Bereichen liefern. Hierzu zählen die Daten der Nationalen Verzehrstudie II, die „Studie zur gesundheitlichen Lage der Kinder und Jugendlichen in Deutschland“ (KiGGS) und die Daten der Erhebung „Mobilität in Deutschland“. Die beiden ersten geben Auskunft über Ernährungsgewohnheiten und letztere über das Verkehrsverhalten. Aus diesen Daten können unter Umständen ebenfalls Verteilungsschlüssel hergeleitet und anschließend mit aus der EVS ermittelten Verteilungsschlüsseln verglichen werden. Aufgrund von Unterschieden in der Erhebung ist dabei a priori zwar keine genaue Übereinstimmung zu erwarten, allerdings würden ähnliche Ergebnisse die aus der EVS ermittelten Verteilungsschlüssel stützen. Dabei ist jedoch zu bedenken, dass aus zusätzlichen Datenquellen gewonnene Verteilungsschlüssel ihrerseits nicht unbedingt unproblematisch sind. So liegen bspw. in der Nationalen Verzehrstudie II lediglich Informationen zum Verzehrverhalten von Personen ab 14 Jahren vor. Zudem wurden immer nur einzelne Personen aus einem Haushalt und nicht alle Haushaltsmitglieder befragt, und es steht dort nur eine eingeschränkte Menge an sozio-demographischen Variablen zur Verfügung.

Weiterhin können die Verteilungsschlüssel auch mit Ergebnissen aus der Literatur verglichen werden. Diese umfasst zum einen ältere Arbeiten zu Verteilungsschlüsseln, wie die allgemein zur Ermittlung der Lebenshaltungskosten von Kindern in Auftrag gegebenen Studien zu den Bereichen Ernährung, Verkehr und Wohnen (Karg et al. 2002; Hamacher et al. 2001; Hesse et al. 2001). Zum anderen können diverse andere Arbeiten zur Ermittlung von Äquivalenzskalen für Mehr-Personen-Haushalte zum Vergleich herangezogen werden (Abschnitte 3.1.3 und 3.1.4). Zwar weisen diese, wie bereits gezeigt, recht unterschiedliche Strukturen auf. Allerdings wird dadurch zumindest ein grober Korridor abgegrenzt, in dem plausible Resultate liegen sollten.

Als ergänzendes Kriterium kann schließlich die Anpassungsgüte¹¹¹ der im Anschluss an das Matching analysierten Modelle herangezogen werden. Je höher diese Anpassungsgüte, desto besser erscheint ein Modell als geeignet, das Ausgabenverhalten der Haushalte zu beschreiben, und desto eher kann von der Angemessenheit des Modells ausgegangen werden.

¹¹¹ Die Anpassungsgüte gibt an, wie genau das geschätzte Modell die zugrunde liegenden Daten wieder gibt, also wie gut das Modell an die Daten angepasst ist.

7 Analysen für die Regelbedarfsstufen 4 bis 6

Die im vorangegangenen Kapitel in allgemeiner Form vorgestellten Ansätze zur Abgrenzung von Vergleichsgruppen sowie zur darauf basierenden Ermittlung von Verteilungsschlüsseln werden im Folgenden zunächst im Rahmen von Analysen angewendet, die sich auf die Regelbedarfsstufen 4 bis 6 (Leistungen an Kinder unterschiedlicher Altersstufen) beziehen. Die damit erzielten Ergebnisse werden hier dargestellt und zunächst auch unter methodischen Aspekten diskutiert. Im Vordergrund steht dabei die Frage nach der Angemessenheit der Verfahren, die in Bezug auf viele Einzelschritte gezielt alternativ herangezogen werden. Dadurch können Vor- und Nachteile verschiedener Verfahren und einzelner Verfahrensschritte illustriert und als zentral anzusehende Resultate identifiziert werden. Vergleiche der Ergebnisse – untereinander sowie zu denjenigen der bisher angewandten Vorgehensweise bei der Ermittlung von Verteilungsschlüsseln – lassen dabei auch Rückschlüsse über die Robustheit der Resultate und über die durch die Weiterentwicklung erzielten Fortschritte zu.

Im Sinne der Entwicklung und Erprobung der in dieser Studie vorgeschlagenen Ansätze, insbesondere des Matchings zur Abgrenzung der Vergleichsgruppen, die der Bestimmung der Verteilungsschlüssel zugrunde liegen, geht es im Folgenden zunächst um die zum Matching herangezogenen Indikatoren und Variablen (Abschnitt 7.1), die verwendeten Distanzmaße (Abschnitt 7.2) sowie die eigentlichen Matching-Verfahren (Abschnitt 7.3). Behandelt werden in diesem Kapitel ferner einige methodische Probleme, deren Lösung nach den in Kapitel 3 und 6 angestellten Überlegungen erst im Lichte der empirischen Umsetzung gefunden werden kann, insbesondere die Frage nach dem Umgang mit leeren Ausgabenkategorien (*Zero expenditure*, Abschnitt 7.4), nach der Altersabgrenzung bei den Regelbedarfen von Kindern (Abschnitt 7.7) sowie nach einer methodisch passenden Bildung von Gütergruppen (Abschnitt 7.7.4). Die zentralen Ergebnisse in Bezug auf den zusätzlichen Bedarf von Paarhaushalten mit einem Kind im Vergleich zu kinderlosen Paarhaushalten finden sich in den Abschnitten 7.5 und 7.6. Das Kapitel schließt mit einigen Sensitivitätsanalysen (Abschnitt 7.8).

7.1. Wohlfahrtsindikatoren und sozio-demographische Variablen

Wie bereits ausführlich diskutiert (vgl. Abschnitt 3.2.1), ist es für die Bestimmung von korrekten Verteilungs- oder Äquivalenzgewichten notwendig, dass die Vergleichsgruppen hinsichtlich ihres Wohlfahrtsniveaus und ihrer Präferenzen möglichst ähnlich sind. Dies gilt nicht nur bei der Verwendung des Matching-Verfahrens, sondern auch bei Abgrenzung der Vergleichsgruppen mittels Einkommensbereichen. Daher sollen hier zunächst die sozio-demographischen Merkmale der verwendeten Haushaltsgruppen und die für ihren Vergleich verwendeten Wohlfahrtsindikatoren betrachtet werden.

7.1.1. Deskriptive Ergebnisse

Tabelle 7-1 enthält deskriptive Statistiken der sozio-demographischen Merkmale und der Wohlfahrtsindikatoren für Paarhaushalte ohne Kind (AA) und Paarhaushalte mit einem Kind (AAC) in

unterschiedlichen Abgrenzungen. Zum einen liegt den dort ausgewiesenen Werten der gesamte Datensatz ohne Einschränkungen hinsichtlich der betrachteten Einkommensbereiche zugrunde (also die Haushalte ohne Personen älter als 70 Jahre nach dem vierten der fünf Auswahlsschritte aus Abschnitt 6.2.1, dargestellt in Tabelle 7-1, Spalte 1 und 2), und zum andern nach Einschränkung auf die unteren 66% und 20% der nach ihrem Einkommen geschichteten Haushalte (Tabelle 7-1, Spalten 3 bis 5). Die Beschreibung der Haushaltsausstattung, v.a. mit langlebigen Konsumgütern, ist Tabelle 7-2 zu entnehmen.

Für das Alter von Mann und Frau, den Anteil der Lebensmittelausgaben am Einkommen, die Ausgaben für Kleidung für Erwachsene sowie den Saldo aus Schulden und Vermögen werden hier jeweils die arithmetischen Mittelwerte angegeben. Bei der Erwerbstätigkeit ist jeweils der prozentuale Anteil an Personen, die erwerbstätig sind, ausgewiesen. Beim Schulabschluss ist es der Anteil mit Abitur und beim Indikator für „Inklusion“ der Anteil der Haushalte, die entsprechende Ausgaben tätigen.¹¹²

Tabelle 7-1: Sozio-demografische Merkmale und Wohlfahrtsindikatoren: Deskriptive Statistik

	Haushaltstypen				
	AA	AAC	AA (66%)	AAC (20%)	AA (20%)
Alter des Mannes \emptyset	53 J.	41 J.	54 J.	38 J.	54 J.
Alter der Frau \emptyset	51 J.	38 J.	51 J.	35 J.	51 J.
Erwerbstätigkeit Mann	53%	83%	46%	70%	27%
Erwerbstätigkeit Frau	53%	69%	46%	47%	26%
Höherer Schulabschluss Mann	31%	34%	24%	21%	24%
Höherer Schulabschluss Frau	27%	38%	21%	29%	22%
Anteil Lebensmittelausgaben \emptyset	10%	11%	12%	16%	16%
Vermögenssaldo \emptyset	192.597 €	128.341 €	130.037 €	38.999 €	70.173 €
Ausgaben für					
Kleidung Erwachsene	359 €	296	278	162	188
Kleidung Mann	133 €	118	103	67	70
Kleidung Frau	227 €	185	175	96	118
Kultur (Inklusion)	38%	51%	35%	34%	29%
n	11.057	3.227	7.350	644	2.205

Vergleicht man zunächst die sozio-demographischen Merkmale, zeigen sich zwischen den Haushaltstypen insbesondere beim Alter und der Erwerbstätigkeit deutliche Unterschiede. Dies gilt unabhängig davon, wie die Haushaltsgruppen bezüglich ihres Einkommens abgegrenzt werden. Beim

¹¹² Bei der Interpretation der Ergebnisse ist zu beachten, dass zwei ähnliche Mittelwerte bei einem der Indikatoren nicht unbedingt darauf schließen lassen, dass zwei Haushaltsgruppen bereits „vergleichbar“ bzgl. dieses Indikators sind. Beispielsweise könnte bei einer der Gruppen der Indikator rechtsschief und bei der anderen linksschief verteilt sein, so dass sich die Verteilungen nur begrenzt überlappen.

Schulabschluss fallen die Differenzen etwas moderater aus. Dabei dürften die Unterschiede in der Erwerbstätigkeit und beim Schulabschluss zumindest in Teilen auf die Unterschiede im Alter zurückzuführen sein.

Betrachtet man die in Tabelle 7-1 enthaltenen Wohlfahrtsindikatoren, fallen die Einschätzungen bezüglich der Vergleichbarkeit je nach Indikator unterschiedlich aus. Wählt man für Paarhaushalte ohne und mit Kind die gleiche Abgrenzung bezüglich des Einkommens, ist der durchschnittliche Anteil der Lebensmittelausgaben am Nettoeinkommen sehr ähnlich. Die Abweichungen bei den Ausgaben für Kleidung erscheinen zwar als größer, sie sind aber insgesamt eher moderat. Beim Saldo aus Schulden und Vermögen gibt es hingegen klare Abweichungen zwischen den Haushalten sowie zwischen den unterschiedlichen Abgrenzungen. Zwar ist der durchschnittliche Saldo in allen Fällen positiv, er fällt aber beim untersten Einkommensquintil der Paarhaushalte mit Kind deutlich niedriger aus als bei Paaren ohne Kind. Bei der Inklusion zeigen sich nur dann größere Unterschiede, wenn keine Abgrenzung über das Einkommen vorgenommen wird.

Die deskriptiven Angaben zur Haushaltsausstattung in Tabelle 7-2 beziehen sich jeweils auf die durchschnittliche Anzahl der entsprechenden Gegenstände. Bei vielen Gütern sind die Abweichungen zwischen den Haushalten, unabhängig von den Einkommensabgrenzungen, eher gering. Daneben zeigt sich für manche Güter relativ deutlich, dass sie eher in Haushalten mit Kind vorhanden sind (z.B. Fahrräder, Spielkonsolen).

Tabelle 7-2: Haushaltsausstattung (durchschnittliche Anzahl der Geräte)

	Haushaltstypen				
	AA	AAC	AA (66%)	AAC (20%)	AA (20%)
Personenkraftwagen fabrikneu gekauft	0,56	0,47	0,51	0,25	0,38
Personenkraftwagen gebraucht gekauft	0,73	0,92	0,70	0,87	0,60
Personenkraftwagen geleast (nicht Ratenkauf)	0,07	0,09	0,04	0,04	0,03
Kraftrad (auch Mofa und Roller)	0,16	0,25	0,15	0,19	0,10
Fahrrad	1,99	2,69	1,87	2,20	1,70
Fernseher	1,72	1,74	1,65	1,52	1,46
darunter: Flachbildfernseher (LCD, Plasma)	0,27	0,25	0,25	0,16	0,19
Satelliten-Empfangsgerät (Decoder)	0,64	0,76	0,60	0,53	0,47
Kabelanschluss	0,50	0,40	0,50	0,48	0,54
DVB-T-Gerät	0,23	0,24	0,21	0,20	0,18
Pay-TV-Decoder	0,07	0,08	0,06	0,06	0,05
DVD-Player/Recorder	1,28	1,69	1,19	1,50	1,05
Fotoapparat analog	0,97	0,91	0,90	0,79	0,81
Digitalkamera (Fotoapparat digital)	0,90	1,14	0,81	0,94	0,68
Videokamera (Camcorder) analog	0,14	0,19	0,14	0,17	0,12
Videokamera (Camcorder) digital	0,12	0,24	0,11	0,21	0,09
MP3-Player	0,45	0,88	0,40	0,76	0,38
CD-Player/Recorder	1,71	2,36	1,55	1,93	1,36
Spielkonsole	0,15	0,58	0,16	0,64	0,16
Personalcomputer (PC) stationär	0,90	1,10	0,83	0,97	0,73
PC mobil (Notebook, Laptop, Palmtop)	0,51	0,63	0,42	0,50	0,38
Internet-Anschluss/-Zugang	0,83	0,99	0,76	0,87	0,64
ISDN-Anschluss	0,41	0,45	0,33	0,31	0,25
Telefonapparat stationär (auch schnurlos)	1,31	1,35	1,19	1,06	1,05
Telefon mobil (Handy, Autotelefon)	1,73	2,21	1,65	2,10	1,53
Anrufbeantworter stationär	0,61	0,65	0,57	0,54	0,50
Faxgerät stationär	0,28	0,26	0,25	0,18	0,20
Navigationssystem	0,37	0,36	0,30	0,25	0,20
Sportgeräte (Hometrainer)	0,48	0,43	0,44	0,29	0,33
Kühlschrank, Gefrier- und Kühlkombination	1,34	1,29	1,29	1,14	1,19
Gefrierschrank, Gefriertruhe	0,74	0,67	0,72	0,52	0,64
Geschirrspülmaschine	0,82	0,91	0,77	0,74	0,64
Mikrowellengerät	0,79	0,81	0,80	0,79	0,77
Wäschetrockner	0,48	0,56	0,43	0,40	0,32

7.1.2. Vergleichbarkeit der Haushaltstypen (ohne Matching)

Um zu einer genaueren Einschätzung zu kommen, wie sich die Haushalte bezüglich der einzelnen Indikatoren und sozio-demographischen Merkmale unterscheiden, wird der in Formel (3-40) definierte Dissimilaritätsindex \mathcal{L} verwendet und für die einzelnen Variablen berechnet. Dies setzt für die metrischen Variablen (Alter, Lebensmittel, Kleidung, Vermögenssaldo) voraus, dass sie in Intervalle eingeteilt werden. Beim Alter werden Intervalle mit einer Breite von fünf Jahren verwen-

det, beim Anteil der Lebensmittelausgaben an den Gesamtausgaben des Haushalts wird eine Intervallbreite von 1% gewählt, bei Kleidungsausgaben für beide Erwachsene eine Breite von 50 €, bei Kleidungsausgaben für Mann und Frau jeweils 25 € und beim Saldo aus Vermögen und Schulden eine Breite von 2.000 €. Diese Intervallbreiten werden auch im Folgenden immer verwendet, wenn der Dissimilaritätsindex \mathcal{L} berechnet wird. Dabei ist zu beachten, dass die Ergebnisse von der Intervallbreite abhängen, wobei breitere Intervalle zu niedrigeren Werten von \mathcal{L} führen. Dies gilt aber für alle Vergleiche, so dass vor allem eine Verschiebung des Niveaus der Werte stattfindet. Eine Interpretation der absoluten Höhe der Kennwerte für metrische Variablen ist hierdurch schwierig, so dass lediglich Vergleiche zwischen verschiedenen Fallauswahlen und den jeweils für bestimmte Merkmale resultierenden Werten von \mathcal{L} durchgeführt werden sollten. Bei den kategorialen Variablen wurden die in Abschnitt 6.1.2.a) beschriebenen Merkmalsausprägungen verwendet. Da die Haushaltsausstattung etliche Variablen umfasst, wird lediglich das arithmetische Mittel der Ergebnisse von \mathcal{L} für die einzelnen Variablen betrachtet.

In Tabelle 7-3 sind die Ergebnisse dieser Berechnungen dargestellt. Im Wesentlichen lassen sich ähnliche Einschätzungen treffen wie bei den deskriptiven Gegenüberstellungen der betrachteten Merkmale. Welche der drei Varianten zur Vor-Abgrenzung der Haushalte bei einem Vergleich den niedrigsten Wert aufweist, unterscheidet sich von Variable zu Variable. Bei der Erwerbstätigkeit schneidet beispielsweise die Variante mit einer Eingrenzung der Haushalte auf die unteren 20% bzw. 66% „am besten“ ab, während sie bei Kleidung „am schlechtesten“ ausfällt. Berechnet man, um die Ergebnisse zusammenzufassen, der Einfachheit halber den Mittelwert der Ergebnisse für die einzelnen Variablen, zeigen sich eher geringe Unterschiede.

Tabelle 7-3: Dissimilaritätsindex \mathcal{L} für verschiedene Merkmale und Abgrenzungen der Haushalte

	Alle Haushalte	66%/20%	20%/20%
Alter des Mannes	0,55	0,56	0,58
Alter der Frau	0,58	0,61	0,62
Erwerbstätigkeit Mann	0,29	0,21	0,40
Erwerbstätigkeit Frau	0,23	0,11	0,21
Höherer Schulabschluss Mann	0,09	0,10	0,11
Höherer Schulabschluss Frau	0,15	0,14	0,16
Anteil Lebensmittelausgaben	0,08	0,32	0,10
Vermögenssaldo	0,19	0,41	0,25
Kleidung Erwachsene	0,12	0,25	0,12
Kleidung Mann	0,07	0,16	0,10
Kleidung Frau	0,09	0,25	0,14
Kultur (Inklusion)	0,13	0,01	0,06
Haushaltsausstattung	0,10	0,09	0,11
Mittelwert	0,21	0,25	0,23
Sozio-Demographie	0,74	0,86	0,87
Wohlfahrtsindikatoren	0,91	0,95	0,90
n	14.284	7.994	2.849

Daneben sind jeweils auch Werte von \mathcal{L} angegeben, wenn die sozio-demographischen Merkmale bzw. die Wohlfahrtsindikatoren zusammengefasst betrachtet werden. Bei der Interpretation der Werte ist zu bedenken, dass die Ergebnisse dieser multivariaten Betrachtung nicht direkt mit denen der univariaten, auf einzelne Variable bezogenen Betrachtung verglichen werden können, da allein die steigende Variablenzahl zu höheren Werten von \mathcal{L} führt. Bei den sozio-demographischen Variablen fallen die Unterschiede der Vergleichsgruppen größer aus, wenn eine Eingrenzung der Gruppen über das Einkommen vorgenommen wird. Bei den Wohlfahrtsindikatoren zeigt sich der größte Wert bei der mittleren Variante in der Tabelle, wobei die Unterschiede zwischen den Varianten insgesamt aber moderat ausfallen.

7.1.3. Zwischenfazit

Insgesamt lässt sich festhalten, dass sich bei den hier diskutierten Varianten der Abgrenzung der Haushalte zwar Unterschiede im Hinblick darauf zeigen, bei welcher Variante der Vor-Abgrenzung der Haushalte die Ähnlichkeit der beiden Haushaltstypen am größten ist. Allerdings sind die Unterschiede zwischen den Varianten insgesamt eher gering. Jede Variante schneidet bei einigen Variablen „am besten“ ab. Zumindest bei den Variablen, bei denen eine direkte Einschätzung der Höhe der Werte möglich ist, lässt sich festhalten, dass es in allen Varianten nicht unerhebliche Unterschiede zwischen den Haushaltstypen gibt. Die hier vorgestellten, rein deskriptiven Vergleiche sollen im Weiteren als Benchmark für die verschiedenen Varianten des Matching dienen.

Bezogen auf die einzelnen Variablen zeigen sich ebenfalls unterschiedliche Ergebnisse. Bei der Variable, die die Inklusion erfasst, sind die Unterschiede bei der Abgrenzungsvariante, die im weiteren als Ausgangspunkt für das Matching genommen werden soll, marginal. Das spricht dafür, dass diese Variable nicht weiter berücksichtigt wird. Ausschlaggebend ist dafür auch, dass dieser Indikator bei Paarhaushalten mit Kind extrem stark vom Alter des Kindes abhängt – bei Paaren mit Kindern im Alter 0 ist dieser Indikator deutlich häufiger gleich 0 als bei Kindern höheren Alters, was wenig überrascht. In diesem Fall lässt der Unterschied aber nicht unbedingt auf Unterschiede im Wohlfahrtsniveau schließen.

7.2. Distanzmaße

Die in Abschnitt 6.2.3.a) beschriebenen Distanzmaße werden jeweils mit unterschiedlichen Variablenkombinationen berechnet. Um festzustellen, welches Abstandsmaß zur größten Übereinstimmung zwischen den Haushaltstypen führt und welche Wohlfahrtsindikatoren dabei zu berücksichtigen sind, werden die Beobachtungen hier über *Optimal Matching* zusammengespielt, wobei ein 1-zu-1-Matching vorgenommen wird.¹¹³

¹¹³ *Optimal Matching* sollte im Zweifelsfall zu einer größeren Übereinstimmung der Vergleichsgruppen führen als *Nearest Available Pair Matching*, weshalb es zum Vergleich der verschiedenen Abstände ausreichen sollte. *Coarsened Exact Matching* geht nicht direkt von Abständen aus, so dass es erst im nächsten Abschnitt berücksichtigt wird.

Bei der Mahalanobis-Distanz und der Mahalanobis-Matching-Distanz wird jede der 34 Variablen, die die Haushaltsausstattung erfassen, einzeln berücksichtigt. Wenn bei einer Abstandsberechnung also beispielsweise die Haushaltsausstattung und das Alter des Paares berücksichtigt werden, werden 36 Variablen verwendet, von denen 34 die Haushaltsausstattung abbilden. Diese erhält somit ein relativ starkes Gewicht, obwohl die Abweichungen in der Haushaltsausstattung zwischen den Haushalten bereits in der Ausgangs-Abgrenzung, vor dem eigentlichen Matching, relativ gering sind. Bei der Gower-Distanz wird deshalb von Gleichung (6-5) bzw. (6-6) abgewichen und die Haushaltsausstattung als *ein* Faktor behandelt, der wie andere Variablen maximal einen Beitrag von 1 zum Abstand liefert. Formal wird der Beitrag der Haushaltsausstattung zu (6-5) berechnet als

$$d_{ij} = \sum_{k=1}^{34} |z_{ik} - z_{jk}| / \max \left\{ \sum_{k=1}^{34} |z_{ik} - z_{jk}| \quad \forall i, j \right\} \quad (7-1)$$

Die Berechnung der Abstände bei den Bekleidungsausgaben für Erwachsene erfolgt in Abhängigkeit davon, welche Informationen für einen Paarhaushalt mit Kind vorliegen. Bei einem Paarhaushalt mit einem Kind unter 14 Jahren werden die Abstände zu den Paarhaushalten ohne Kind unter Berücksichtigung der Bekleidungsausgaben für Mann und Frau berechnet. Sind bei einem Haushalt mit Kind nur Informationen zu den Ausgaben für den Mann oder für die Frau vorhanden, werden bei den Paarhaushalten ohne Kind ebenfalls nur die entsprechenden Ausgaben berücksichtigt.

Bei der Erwerbstätigkeit werden bestimmte Matchings von Beobachtungen nicht gestattet. Beispielsweise werden Haushalte, in denen beide Partner voll erwerbstätig sind, nicht mit Paaren zusammengespielt, bei denen beide Partner nicht erwerbstätig sind. Tabelle 7-4 gibt einen Überblick über zulässige Kombinationen, die dort mit einem „x“ markiert sind. Erlaubt ist demnach beispielsweise das Matching von Haushalten, in denen beide Partner voll erwerbstätig sind, mit Haushalten, in denen ein Partner in Voll- und der andere in Teilzeit arbeitet. Haushalte, in denen beide Partner in Teilzeit beschäftigt sind, werden hingegen nicht zu Haushalten, bei denen beide Partner voll erwerbstätig sind, hinzugespielt.

Tabelle 7-4: Zulässige Matches in Bezug auf die Erwerbsbeteiligung von Paaren

	VZ/VZ	VZ/TZ	VZ/NE	TZ/TZ	TZ/NE	NE/NE
VZ/VZ	x	x				
VZ/TZ	x	x	x			
VZ/NE		x	x			
TZ/TZ				x	x	x
TZ/NE				x	x	x
NE/NE				x	x	x

x=zulässige Kombination; VZ=Vollzeit; TZ=Teilzeit, Mini-Job, Midi-Job; NE=nicht erwerbstätig

Wie bereits erwähnt, werden die Abstände immer mit unterschiedlichen Variablenkombinationen berechnet. Die sozio-demographischen Merkmale (Alter, Bildung, Erwerbstätigkeit) werden in

allen Fällen berücksichtigt. Die Wohlfahrtsindikatoren werden zunächst einzeln hinzugefügt und schließlich alle kombiniert, womit sich fünf Varianten ergeben:

- Sozio-demographische Merkmale und Lebensmittelausgaben
- Sozio-demographische Merkmale und Ausgaben für Kleidung für Erwachsene
- Sozio-demographische Merkmale und das Saldo aus Vermögen und Schulden
- Sozio-demographische Merkmale und Haushaltsausstattung
- Sozio-demographische Merkmale und alle Wohlfahrtsindikatoren

Beobachtungen mit fehlenden Werten werden dabei stets ausgeschlossen.¹¹⁴ Zum Vergleich der verschiedenen Varianten wird wieder der Index \mathcal{L} verwendet. Zudem werden einige einfache Ergebnisse zu Äquivalenzskalen vorgestellt.

7.2.1. Kombination der Indikatoren und Vergleichbarkeit der Haushaltsgruppen

In den nachfolgenden Tabellen finden sich Ergebnisse zur Übereinstimmung der Vergleichsgruppen für die unterschiedlichen Abstandsmaße und alle Kombinationen der Wohlfahrtsindikatoren.

Tabelle 7-5: Dissimilaritätsindex \mathcal{L} für verschiedene Merkmale: Mahalanobis-Distanz

	Lebensmittel	Kleidung	Vermögens- saldo	Haushalts- ausstattung	Alle
Alter des Mannes	0,23	0,19	0,19	0,40	0,41
Alter der Frau	0,30	0,23	0,21	0,48	0,49
Erwerbstätigkeit Mann	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01
Erwerbstätigkeit Frau	0,00	0,00	0,00	0,03	0,03
Höherer Schulabschluss Mann	0,01	0,01	0,01	0,06	0,06
Höherer Schulabschluss Frau	0,01	0,01	0,01	0,04	0,03
Anteil Lebensmittelausgaben	0,17	0,33	0,33	0,33	0,25
Vermögenssaldo	0,26	0,31	0,29	0,30	0,30
Kleidung Erwachsene	0,20	0,15	0,21	0,25	0,25
Haushaltsausstattung	0,05	0,05	0,04	0,06	0,06
Mittelwert	0,12	0,13	0,13	0,20	0,19
Sozio-Demographie	0,64	0,58	0,58	0,78	0,78
Wohlfahrtsindikatoren	0,92	0,93	0,92	0,93	0,93
n	1.240	1.242	1.242	1.242	1.240

In Tabelle 7-5 sind die Ergebnisse für die Mahalanobis-Distanz festgehalten. Neben dem Index \mathcal{L} für die einzelnen sozio-demographischen Variablen und Wohlfahrtsindikatoren sind außerdem der Mittelwert der jeweiligen Werte von \mathcal{L} zu sehen sowie zwei multivariate Varianten von \mathcal{L} . Bei der

¹¹⁴ Zwar könnte auch auf fehlende Werte gematcht werden. Allerdings lassen sich Beobachtungen mit fehlenden Werten bei den Berechnungen zu den Verteilungsschlüsseln nicht berücksichtigen, weshalb sie hier von vornherein ausgeschlossen werden. Dies betrifft allerdings keinen der nach dem fünften in Abschnitt 6.1.2.b) beschriebenen Auswahlstufen betrachteten Haushalte.

ersten dieser Varianten wird \mathcal{L} über alle sozio-demographischen Merkmale berechnet, bei der zweiten Variante über alle Wohlfahrtsindikatoren ohne die Haushaltsausstattung.

Varianten, in denen Lebensmittelausgaben, Kleidungsausgaben und der Saldo aus Vermögen und Schulden als einzelne Wohlfahrtsindikatoren genutzt werden, erweisen sich im Hinblick auf die sozio-demographischen Merkmale, mit Ausnahme des Alters der Frau, größtenteils als identisch. Hinsichtlich der Übereinstimmung der Wohlfahrtsindikatoren zeigen sich bei den Lebensmitteln und der Kleidung Ergebnisse, die zu erwarten sind. Beim Vermögenssaldo kann hingegen durch Matching über diese Variable keine bessere Übereinstimmung erzielt werden als bei den beiden ersten Varianten. Ursache hierfür dürfte zum einen die Intervallbreite von 2.000 € sein, zumal die Variable vergleichsweise hohe Werte annehmen kann. Zum anderen führt das hier verwendete *Optimal Matching* lediglich zu einer minimalen Summe der Abstände, die beim Vermögenssaldo nicht unbedingt zu einer Reduzierung von \mathcal{L} führen muss, insbesondere wenn noch weitere Merkmale mit berücksichtigt werden.

Der Wert des Dissimilaritätsindex \mathcal{L} fällt bei der Haushaltsausstattung beim Matching über Lebensmittel, Kleidungsausgaben und den Vermögenssaldo annähernd gleich aus. Wird hingegen über die Haushaltsausstattung selbst gematcht, zeigt sich ein etwas schlechterer Wert. Vor allem aber kommt es in Bezug auf die anderen Variablen zu einer deutlichen Reduktion der Übereinstimmung der Vergleichsgruppen. Hier zeigt sich zum einen das bereits genannte Problem, dass die Haushaltsausstattung mit insgesamt 34 Variablen in die Berechnung eingeht und dadurch ein relativ großes Gewicht erhält, was die Abnahme bei der Übereinstimmung bei den anderen Variablen erklären kann. Zum anderen wirkt sich durch die hohe Zahl an Variablen der ebenfalls bereits erwähnte „Fluch der Dimensionalität“ aus.¹¹⁵ In Bezug auf die Haushaltsausstattung kann durch das Matching letztlich keine bessere Übereinstimmung gefunden werden. Diese Probleme zeigen sich auch bei der Kombination aller Wohlfahrtsindikatoren, bei der die Haushaltsausstattung die Ergebnisse stark beeinflusst.

Bei den in Tabelle 7-6 dargestellten Ergebnissen zur Mahalanobis-Matching-Distanz zeigen sich sehr ähnliche Ergebnisse wie bei der Mahalanobis-Distanz. Bei den beiden sozio-demographischen Merkmalen wird insgesamt eine etwas niedrigere Übereinstimmung erreicht. Die Haushaltsausstattung erweist sich erneut als problematisch. Die Ergebnisse für die Gower-Distanz, die in Tabelle 7-7 zu sehen sind, weichen hingegen bezogen auf die Haushaltsausstattung von den bisherigen Ergebnissen ab. Dadurch, dass die 34 Variablen der Haushaltsausstattung hier als ein einzelner Faktor behandelt werden, haben sie bei den beiden Varianten, bei denen über die Haushaltsausstattung – allein oder zusammen mit allen Indikatoren – gematcht wird, keinen übermäßigen Einfluss mehr. Auch bei diesen Varianten kann daher nun eine relativ hohe Übereinstimmung bezüglich der sozio-demographischen Merkmale festgestellt werden.

¹¹⁵ Nimmt man der Einfachheit halber an, dass bei den 34 Variablen der Haushaltsausstattung jeweils die Werte 0, 1 und 2 auftreten – also jeweils drei Merkmalsausprägungen – gibt es 3^{34} – also etwa 16 Billionen – mögliche Merkmalskombinationen.

Tabelle 7-6: Dissimilaritätsindex \mathcal{L} für verschiedene Merkmale: Mahalanobis-Matching-Distanz

	Lebens- mittel	Kleidung	Vermögens- saldo	Haushalts- ausstattung	Alle
Alter des Mannes	0,23	0,19	0,18	0,41	0,42
Alter der Frau	0,30	0,24	0,23	0,48	0,50
Erwerbstätigkeit Mann	0,00	0,01	0,00	0,03	0,03
Erwerbstätigkeit Frau	0,01	0,01	0,01	0,06	0,06
Höherer Schulabschluss Mann	0,01	0,01	0,01	0,03	0,03
Höherer Schulabschluss Frau	0,00	0,00	0,00	0,03	0,03
Anteil Lebensmittelausgaben	0,15	0,33	0,33	0,32	0,22
Vermögenssaldo	0,26	0,31	0,27	0,34	0,30
Kleidung Erwachsene	0,21	0,16	0,22	0,27	0,26
Haushaltsausstattung	0,05	0,05	0,05	0,06	0,07
Mittelwert	0,12	0,13	0,13	0,20	0,19
Sozio-Demographie	0,66	0,59	0,60	0,78	0,79
Wohlfahrtsindikatoren	0,92	0,93	0,92	0,95	0,94
n	1.240	1.242	1.242	1.242	1.240

 Tabelle 7-7: Dissimilaritätsindex \mathcal{L} für verschiedene Merkmale: Gower-Distanz

	Lebens- mittel	Kleidung	Vermögens- saldo	Haushalts- ausstattung	Alle
Alter des Mannes	0,15	0,14	0,13	0,13	0,16
Alter der Frau	0,18	0,17	0,17	0,18	0,19
Erwerbstätigkeit Mann	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01
Erwerbstätigkeit Frau	0,01	0,02	0,01	0,01	0,02
Höherer Schulabschluss Mann	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
Höherer Schulabschluss Frau	0,01	0,01	0,01	0,00	0,01
Anteil Lebensmittelausgaben	0,22	0,31	0,32	0,30	0,22
Vermögenssaldo	0,26	0,27	0,25	0,26	0,24
Kleidung Erwachsene	0,21	0,18	0,21	0,24	0,20
Haushaltsausstattung	0,05	0,05	0,05	0,04	0,04
Mittelwert	0,11	0,12	0,12	0,12	0,11
Sozio-Demographie	0,58	0,55	0,54	0,57	0,59
Wohlfahrtsindikatoren	0,91	0,92	0,92	0,91	0,91
n	1.240	1.242	1.242	1.242	1.240

Vergleicht man die Abstände untereinander, kann festgehalten werden, dass mittels der Gower-Distanz die größte Übereinstimmung bei den sozio-demographischen Merkmalen erreicht werden kann, während die Mahalanobis-Matching-Distanz am schlechtesten abschneidet. Bei den Wohlfahrtsindikatoren schneiden die verschiedenen Abstandsmaße insgesamt relativ ähnlich ab. Zwar wird beispielsweise die höchste Übereinstimmung bei den Kleidungsausgaben bei Verwendung der Mahalanobis-Distanz und der Mahalanobis-Matching-Distanz erreicht, wenn auf Kleidungsausgaben gemacht wird. Bei der Gower-Distanz fallen beim Matching über Kleidungsausgaben dafür die Werte von \mathcal{L} bei den anderen Wohlfahrtsindikatoren etwas niedriger aus. Betrachtet man die Mittelwerte von \mathcal{L} , sowie die Werte von \mathcal{L} bei zusammengefasster Betrachtung der sozio-demo-

graphischen Merkmale und der Wohlfahrtsindikatoren, schneidet die Gower-Distanz bei allen Varianten am besten ab.

Vergleicht man die Ergebnisse des Matchings mit den ursprünglichen Abgrenzungen von Vergleichsgruppen aus Tabelle 7-3, kann grundsätzlich festgehalten werden, dass – mit Ausnahme der Varianten, in denen die Haushaltsausstattung berücksichtigt wird – bei den sozio-demographischen Merkmalen durch das Matching grundsätzlich eine deutlich bessere Übereinstimmung erzielt werden kann als bei der reinen Vor-Abgrenzung auf der Basis des Einkommens. Bei den Wohlfahrtsindikatoren zeigen sich teils ähnliche und teils schlechtere Ergebnisse, wobei der Wert von \mathcal{L} bei der zusammengefassten Betrachtung aller Wohlfahrtsindikatoren in allen Fällen nur in engen Grenzen schwankt.

Dass bei diesen Variablen durch das Matching über die Wohlfahrtsindikatoren keine wesentliche Verbesserung der Vergleichbarkeit der Haushalte möglich ist, liegt darin begründet, dass sich durch das Matching über sozio-demographische Merkmale die Übereinstimmung gewissermaßen zunächst verringert. Als Beispiel lassen sich Paarhaushalte mit und ohne Kind betrachten, in denen der Mann zwischen 40 und 44 Jahren und die Frau zwischen 37 und 42 Jahren alt ist und beide Partner erwerbstätig sind. Betrachtet man alle diese Haushalte (ohne Einschränkung bzgl. des Nettoeinkommens oder weiterer Merkmale) ergibt sich bei den Lebensmittelausgaben ein Wert für \mathcal{L} von 0,34. Dieser Wert liegt deutlich höher als der in Tabelle 7-3 ausgewiesene Wert von 0,08, der sich ergibt, wenn keine Eingrenzung der Haushalte bzgl. Einkommen und sozio-demographischer Merkmale vorgenommen wird. Bei anderen Kombinationen sozio-demographischer Merkmale der Haushalte verhält es sich größtenteils ähnlich. Der niedrige Wert von 0,08 ist somit zumindest in Teilen auf Kompositionseffekte zurückzuführen und deutet nicht unbedingt auf eine relativ hohe Vergleichbarkeit der Haushaltstypen hin (vgl. hierzu auch 7.3.2.a).¹¹⁶

Insgesamt legen die Ergebnisse also nahe, dass bei den sozio-demographischen Merkmalen durch das Matching eine deutliche Verbesserung der Vergleichbarkeit erreicht werden kann, während hierdurch entstehende Unterschiede in den Wohlfahrtsniveaus beim Matching zumindest teilweise kompensiert werden. Die Variablen der Haushaltsausstattung müssen beim Matching hingegen nicht berücksichtigt werden. Die Vergleichsgruppen zeigen hinsichtlich der Ausstattung nur geringe Unterschiede. Bei Varianten, in denen sie nicht explizit berücksichtigt werden, wird eine deutlich höhere Übereinstimmung der Vergleichsgruppen erreicht als bei den einfachen, manuellen Abgrenzungen der Vergleichsgruppen im vorangegangenen Abschnitt.

Tabelle 7-8 zeigt Ergebnisse für den Fall, dass die Haushaltsausstattung als Wohlfahrtsindikator ausgeschlossen wird und die verbleibenden Wohlfahrtsindikatoren mit den sozio-demographischen Merkmalen zum Matching kombiniert werden. Die Ergebnisse ähneln den bisher behandelten. Im

¹¹⁶ Bei den Haushalten mit der oben genannten Merkmalskombination ergibt sich bei Paarhaushalten ohne Kind ein durchschnittlicher Anteil der Ausgaben für Lebensmittel am Einkommen des Haushalts von etwa 7%. Bei den Paaren mit Kind liegt dieser Kennwert bei 9%, wobei in beiden Fällen eine Standardabweichung von rund 4% vorliegt. Die Berechnungen basieren auf 155 Paarhaushalten ohne Kind und 56 Paarhaushalten mit Kind, die diese Merkmalskombination aufweisen.

oberen Teil der Tabelle zeigt sich, dass bei den sozio-demographischen Merkmalen eine wesentlich höhere Übereinstimmung erreicht werden kann als ohne Matching, während die Vergleichbarkeit bei den Wohlfahrtsindikatoren zumindest auf dem Ausgangsniveau gehalten wird. Die drei Abstandsmaße unterscheiden im Hinblick auf die Wohlfahrtsindikatoren nur in geringem Maße. Dies gilt auch für die sozio-demographischen Merkmale mit Ausnahme des Alters, bei dem die Gower-Distanz deutlich besser abschneidet als die beiden anderen Abstände. Entsprechend fallen die Ergebnisse im unteren Teil der Tabelle aus: Die Mittelwerte aus den Kennwerten im oberen Teil der Tabelle sind sehr ähnlich. Gleiches gilt für den zusammenfassenden Kennwert für die Wohlfahrtsindikatoren. Bei der zusammenfassenden Betrachtung der sozio-demographischen Merkmale schneidet hingegen die Gower-Distanz am besten ab. Ergänzende, deskriptive Ergebnisse zu den Vergleichsgruppen, die bei den Matching-Varianten resultieren, finden sich im Anhang zu diesem Kapitel.

Tabelle 7-8: Dissimilaritätsindex \mathcal{L} für die verschiedenen Abstandsmaße mit Lebensmittel-, Kleidungsausgaben und dem Vermögenssaldo

	Mahalanobis-Distanz	Mahalanobis-Matching-Distanz	Gower-Distanz
Alter des Mannes	0,25	0,21	0,15
Alter der Frau	0,31	0,29	0,20
Erwerbstätigkeit Mann	0,00	0,01	0,01
Erwerbstätigkeit Frau	0,00	0,04	0,01
Höherer Schulabschluss Mann	0,01	0,02	0,01
Höherer Schulabschluss Frau	0,01	0,01	0,01
Anteil Lebensmittelausgaben	0,20	0,16	0,23
Vermögenssaldo	0,26	0,23	0,26
Kleidung Erwachsene	0,15	0,14	0,17
Haushaltsausstattung	0,05	0,05	0,05
Mittelwert	0,12	0,12	0,11
Sozio-Demographie	0,67	0,68	0,59
Wohlfahrtsindikatoren	0,91	0,92	0,90
n	1.240	1.240	1.240

7.2.2. Beispielhafte Ergebnisse zu Äquivalenzskalen

Um einen ersten Eindruck zu vermitteln, inwiefern das Matching die Ergebnisse beeinflusst und ob diese eine größere Stabilität aufweisen, werden hier beispielhaft Äquivalenzskalen vorgestellt, die über die Ansätze von Engel und Rothbarth ermittelt wurden. Da die Ausgaben für Lebensmittel bzw. Kleidung bei diesen Ansätzen Grundlage der Berechnung der Verteilungsschlüssel für verschiedene Haushaltstypen sind, werden sie beim Matching jeweils nicht berücksichtigt. Es wird also entweder über die sozio-demographischen Variablen, die Kleidungsausgaben sowie den Saldo aus Schulden und Vermögen gematcht (Engel-Ansatz) oder über die sozio-demographischen Variablen, die Lebensmittelausgaben sowie den Saldo aus Schulden und Vermögen (Rothbarth-Ansatz).

Die Spezifikation der ökonometrischen Schätzmodelle, aus denen die Äquivalenzgewichte bestimmt werden, orientiert sich an Ho et al. (2007), Iacus et al. (2011) und Hainmueller (2012). Aus einer Menge an erklärenden Variablen werden dabei alle möglichen Modellspezifikationen berechnet. Die zugrunde liegende Idee ist, dass neben dem Vorhandensein eines weiteren Haushaltsmitglieds (gemessen durch eine Dummy-Variable für den „Treatment-Effekt“) alle weiteren Variablen berücksichtigt werden, mit denen die beobachtete Variation von Lebensmittel- bzw. Kleidungsausgaben potenziell erklärt werden kann, wobei die korrekte Modellspezifikation aber unbekannt ist. Für die vielen ökonometrischen Schätzungen auf der Basis unterschiedlicher Variablenkombinationen, die somit nebeneinander betrachtet werden, ergeben sich dabei wechselseitige Vor- und Nachteile: Wird neben dem Treatment-Dummy nur ein Teil der erklärenden Variablen verwendet und werden eine oder mehrere eigentlich relevante erklärende Variablen ausgeschlossen (v.a. solche, die mit dem Treatment-Dummy korreliert sind), so werden die Schätzung des Treatment-Effekts und damit die daraus zu berechnenden Äquivalenzgewichte verzerrt. Werden hingegen alle vorhandenen erklärenden Variablen verwendet, auch wenn sie für die Erklärung des Outcome eigentlich nicht relevant sind, und sind einige oder alle dieser Variablen mit dem Treatment korreliert, so wird das Schätzergebnis zwar nicht verzerrt. Aufgrund von „Multikollinearität“ wird der Standardfehler des Effekts des Treatment allerdings zu- und somit die Schätzgenauigkeit der Äquivalenzgewichte abnehmen.

Zur Abschätzung dieser Probleme wird von dem Idealzustand eines exakten Matchings mit einer 1-zu-1-Zuordnung ausgegangen. Unter diesen Bedingungen wäre für die nach dem Matching betrachteten Beobachtungen der Treatment-Dummy D und eine beliebige erklärende Variable Z_k völlig unkorreliert (so dass $Cov(D, Z_k) = 0$). Dann würde der Effekt des Treatment weder verzerrt geschätzt, wenn Z_k von der Regression ausgeschlossen wird, noch stiege der Standardfehler der Schätzung des Effekts, wenn Z_k im Modell berücksichtigt wird.¹¹⁷ Mit anderen Worten: Bezogen auf die Variablen, mit deren Hilfe gematcht wurde, wäre im Idealmodell die Schätzung des Treatment-Effekts unter diesen Bedingungen unabhängig von der Modellspezifikation. Werden nun alle möglichen Modelle berechnet, sollte daher die Schwankungsbreite der Ergebnisse gleich 0 sein.

Beim Matching mit Hilfe von Wohlfahrtsindikatoren sollte sich zudem ein zweiter Effekt zeigen. Angenommen sei, dass sich Treatment- und Kontrollgruppe ohne Matching bezüglich des Wohlfahrtsniveaus nicht nur in Bezug auf ihr Ausgabeverhalten bei den in den Mittelpunkt gestellten Gütergruppen unterscheiden. Wird also bspw. vom Engel-Ansatz ausgegangen, reicht die Betrachtung des Anteils der Lebensmittelausgaben am Einkommen nicht aus, um die Wohlfahrtsniveaus vollständig zu erfassen, so dass der Treatment-Effekt (d.h. der Einfluss eines weiteren Haushaltsmitglieds,) ohne Matching über- oder unterschätzt werden kann. Wenn nun über einen weiteren Wohlfahrtsindikator gematcht wird, der in Kombination mit den Lebensmittel- bzw. Bekleidungs- ausgaben eine vollständige Festlegung des Wohlfahrtsniveaus erlaubt, wird diese Verzerrung aufgehoben.

¹¹⁷ Wenn exaktes Matching vorliegt, gilt dies auch für nichtlineare Transformationen von Z_k wie bspw. $\log(Z_k)$ oder Z_k^2 .

In aller Regel wird kein exaktes Matching möglich sein. Insofern wird allgemein $Cov(D, Z_k) \neq 0$ gelten, und die Schätzung des Treatment-Effekts wird von der Modellspezifikation abhängen. Solange das Matching aber $Cov(D, Z_k)$ reduziert, sollte die Schwankungsbreite der Ergebnisse über alle Modellspezifikationen hinweg abnehmen und auch der Effekt des „Wohlfahrts-Matchings“ im Vergleich zu Ergebnissen ohne Matching deutlich werden. Zu bedenken ist außerdem, dass zwar die Schätzgleichungen der im weiteren verwendeten Modelle linear sind, die auf dieser Basis berechneten Äquivalenzskalen aber aus nicht-linearen Transformationen mehrerer der linearen Koeffizienten resultieren. Die genannten Argumente sind damit nicht direkt auf die Äquivalenzskalenwerte übertragbar. Allerdings sollte zumindest die Schätzung der zugrunde liegenden Koeffizienten stabiler werden und sich somit auch günstig auf die Ermittlung der Äquivalenzskalen auswirken.

Zur konkreten Umsetzung wird im Weiteren wie folgt vorgegangen. Ausgangspunkt ist ein Modell, welches das logarithmierte Nettoeinkommen sowie eine Dummy-Variable, die das Vorhandensein von Kindern erfasst, enthält. Zudem werden folgende Variablen betrachtet:

- Alter des Mannes (einfach und quadriert)
- Alter der Frau (einfach und quadriert)
- Erwerbstätigkeit des Mannes (4 Dummy-Variablen, „nicht erwerbstätig“ als Referenz)
- Erwerbstätigkeit der Frau (4 Dummy-Variablen, „nicht erwerbstätig“ als Referenz)
- Schulbildung des Mannes (4 Dummy-Variablen, „kein Schulabschluss“ als Referenz)
- Schulbildung der Frau (4 Dummy-Variablen, „kein Schulabschluss“ als Referenz)
- Stadt/Land-Region (6 Dummy-Variablen, „hochverdichtete Agglomerationsräume“ als Referenz)
- Quartal der Erhebung (3 Dummy-Variablen, „1. Quartal“ als Referenz)

Aus der Menge dieser Variablen werden alle möglichen Kombinationen gebildet, wobei Variablen, die in der obigen Liste unter ein- und demselben Spiegelstrich stehen, immer gemeinsam verwendet werden. Jede dieser Kombinationen wird dann mit dem Ausgangsmodell kombiniert, und es werden Äquivalenzskalen nach dem Alter der Kinder berechnet. Ferner wird das Ausgangsmodell auch ohne Berücksichtigung zusätzlicher Merkmale berechnet.¹¹⁸

Die daraus resultierenden 256 Modelle werden zum einen mit den Vergleichsgruppen berechnet, die sich bei Verwendung von *Optimal Matching* mit den drei Varianten zur Messung des Abstands zwischen den Gruppen ergeben. Zum anderen werden sie – ohne Matching – auch mit allen Paarhaushalten mit und ohne Kind sowie ohne und mit den Einschränkungen der Einkommensbereiche berechnet, die hier als mögliche Vor-Abgrenzungen vorgenommen werden.

Die Ergebnisse sind in Tabelle 7-9 dargestellt. Angegeben ist jeweils der Mittelwert der 256 Äquivalenzskalenwerte, die sich für Paare mit Kind im Vergleich zu Paaren ohne Kind als Referenzhaushalt ergeben, sowie die Standardabweichung dieser Werte. Beispielsweise bedeutet der Mit-

¹¹⁸ Da sich die Kleidungsausgaben nur auf Erwachsene beziehen und für manche Haushalte entweder nur für den Mann oder die Frau identifizierbar sind, wird bei den Modellen mit Kleidung als abhängiger Variable noch über Dummy-Variablen berücksichtigt, ob sich der Wert auf beide Erwachsenen, nur den Mann oder nur die Frau bezieht.

telwert von 1,32 für den Engel-Ansatz auf Basis eines Matching mit Gower-Distanz, dass Paarhaushalte mit einem Kind gegenüber Paarhaushalten ohne Kinder über alle Modelle hinweg durchschnittlich einen zusätzlichen Bedarf von 32 % haben; die Standardabweichung von 0,01 besagt, dass die durchschnittliche Abweichung aller ermittelten Skalen von diesem Mittelwert einen %-Punkt beträgt. Dabei ist zu bedenken, dass diese Ergebnisse lediglich einen Eindruck von der Höhe und der Schwankungsbreite der Resultate vermitteln und die Mittelwerte nicht als in irgendeinem Sinne „optimale“ oder „richtige“ Resultate gelten können

Tabelle 7-9: Beispielhafte Ergebnisse für Äquivalenzskalen nach Engel und Rothbarth

	Engel-Ansatz		Rothbarth-Ansatz	
	M	SD	M	SD
Matching/Mahalanobis	1,38	0,01	1,41	0,02
Matching/Mahalanobis-Matching-Distanz	1,36	0,02	1,51	0,03
Matching/Gower-Distanz	1,32	0,01	1,49	0,04
AA 100%/ AAC 100%	1,26	0,04	1,47	0,03
AA 66%/ AAC 20%	1,25	0,05	1,47	0,06
AA 20%/ AAC 20%	1,26	0,05	1,53	0,07

M=Mittelwert, SD=Standardabweichungen

Beim Engel-Ansatz zeigen sich relativ klare Unterschiede zwischen den Varianten mit und ohne Matching. Wird ein Matching vorgenommen, fallen die Äquivalenzgewichte der Haushalte mit Kind nicht unerheblich höher aus. Zugleich nimmt aber die Streuung der Ergebnisse sehr stark ab. Beim Rothbarth-Ansatz fallen die Ergebnisse nicht ganz so einheitlich aus, was die Höhe der Äquivalenzskalen betrifft. Es lässt sich festhalten, dass sie bei Verwendung des Matching etwa gleich hoch oder niedriger ausfallen als bei Varianten ohne Matching. Die Standardabweichung der Skalen fällt am niedrigsten aus, wenn die Mahalanobis-Distanz verwendet wird. Schränkt man die Daten bzgl. des Einkommens nur manuell ein, ergeben sich die höchsten Standardabweichungen. Zumindest bei den Engel-Äquivalenzskalen zeigen sich somit deutliche Unterschiede zwischen den Varianten mit und ohne Matching. Bei den Rothbarth-Skalen zeigt sich zumindest für eine der drei Matching Varianten ein ähnlich deutliches Ergebnis. Beim Rothbarth-Ansatz ist allerdings noch zu bedenken, dass fehlende Angaben zu Bekleidungsausgaben (*Zero expenditure*), die eventuell auftreten können, einen Einfluss auf die Ergebnisse haben könnten und dass auch möglicherweise auftretende Ausreißer bei den Angaben hier noch nicht kontrolliert wurden.

7.2.3. Zwischenfazit

Insgesamt lässt sich aufgrund dieser Analysen festhalten, dass sich die unterschiedlichen Abstandsmaße die in Bezug auf die angestrebte Übereinstimmung der Vergleichsgruppen nur bei den sozio-demographischen Merkmalen wesentlich unterscheiden, wobei die Gower-Distanz am besten abschneidet. Bei den zuletzt vorgestellten, vorläufigen Ergebnissen zu Äquivalenzskalen sind die Ergebnisse größtenteils recht ähnlich. Somit scheint eine definitive Festlegung auf eines der Abstandsmaße schwierig. Im Weiteren werden deshalb alle drei Maße verwendet, wobei aber zumeist

nur die Ergebnisse einer Variante präsentiert werden. Die anderen werden lediglich dann vorgestellt, wenn sie abweichende Ergebnisse zeigen oder zentrale Ergebnisse präsentiert werden.

7.3. Zuordnungsverfahren

Wie im Abschnitt 6.2.3.b) beschrieben, werden aus den verschiedenen Möglichkeiten der paarweisen Zuordnung beim Matching-Verfahren drei Varianten umgesetzt. Die bisher vorgestellten Ergebnisse basieren auf einem 1-zu-1-Matching (Zuordnung jeweils eines Vergleichshaushalts zu jeder Beobachtung), das mit dem Verfahren des *Optimal Matching* durchgeführt wurde. In diesem Abschnitt werden Ergebnisse vorgestellt, die sich bei einem 1-zu-3-Matching (Zuordnung von drei Vergleichshaushalten zu jeder Beobachtung) ergeben. Auf die Darstellung weiterer Varianten wie z.B. eines 1-zu-2-Matching wird verzichtet, da die Resultate der Tendenz nach bei allen Verfahren dieser Art gleich sind. Wie im letzten Abschnitt wird als Matching-Verfahren wieder ein *Optimal Matching* verwendet. Ferner werden nur Ergebnisse für eines der verwendeten Ähnlichkeitsmaße – die Gower-Distanz – dargestellt, da sie bei den anderen beiden Maßen tendenziell gleich ausfallen.

7.3.1. Anzahl der Matches

Ergebnisse zur Übereinstimmung der Vergleichsgruppen, wenn ein 1-zu-3-Matching verwendet wird, sind in Tabelle 7-10 zu sehen. Die dort gezeigten Werte sind genauso zu interpretieren wie beispielsweise bei Tabelle 7-8. Bei etlichen Merkmalen zeigt sich dabei eine eher geringe Verschlechterung der Vergleichbarkeit der Haushaltsgruppen, wenn anstelle von einer Beobachtung drei Beobachtungen gematcht werden. Eine Ausnahme stellt das Alter dar, bei dem sich sehr deutliche Unterschiede zeigen. Dies wirkt sich auch auf die zusammenfassenden Kennwerte im unteren Teil der Tabelle aus.

Tabelle 7-10: Dissimilaritätsindex \mathcal{L} bei 1-zu-1- und 1-zu-3-Matching mittels der Gower-Distanz

	1-zu-1	1-zu-3
Alter des Mannes	0,15	0,27
Alter der Frau	0,20	0,35
Erwerbstätigkeit Mann	0,01	0,01
Erwerbstätigkeit Frau	0,01	0,04
Höherer Schulabschluss Mann	0,01	0,03
Höherer Schulabschluss Frau	0,01	0,01
Anteil Lebensmittelausgaben	0,23	0,29
Vermögenssaldo	0,26	0,28
Kleidung Erwachsene	0,17	0,21
Haushaltsausstattung	0,05	0,04
Mittelwert	0,11	0,15
Sozio-Demographie	0,59	0,68
Wohlfahrtsindikatoren	0,90	0,92

In Tabelle 7-11 finden sich Ergebnisse, die anhand der resultierenden Äquivalenzskalen zeigen, wie sich diese Abnahme der Vergleichbarkeit auswirken kann. Insgesamt ist der Effekt bezogen auf die beiden einzelnen Skalen nicht als übermäßig stark einzuschätzen. Es wird aber sowohl bei der Engel- als auch der Rothbarth-Skala ein niedrigerer Skalenwert für den Vergleich von Paarhaushalten mit einem Kind zu Paarhaushalten ohne Kinder erreicht. Die Differenz der Skalen steigt leicht von 0,17 auf 0,19 an.

Tabelle 7-11: Beispielhafte Ergebnisse für Äquivalenzskalen nach Engel und Rothbarth

	Engel-Ansatz		Rothbarth-Ansatz	
	M	SD	M	SD
1-zu-1	1,32	0,01	1,49	0,04
1-zu-3	1,29	0,01	1,48	0,05

M=Mittelwert, SD=Standardabweichungen

7.3.2. Matching-Algorithmen

Die hier vorgestellten Ergebnisse wurden bisher durchgängig mittels *Optimal Matching* erstellt. In diesem Abschnitt wird der Frage nachgegangen, ob die Ergebnisse abweichen, wenn statt dessen eines der beiden anderen in Abschnitt 6.2.3.b) vorgestellten Matching-Verfahren – *Nearest Available Pair Matching* oder *Coarsened Exact Matching* – herangezogen werden.

a) Coarsened Exact Matching

Bei der Umsetzung von *Coarsened Exact Matching* stellt sich das Problem, dass bei den verwendeten Intervallbreiten für die Matching-Variablen kaum übereinstimmende Beobachtungen gefunden werden können, wobei die selben Intervalle verwendet werden wie für \mathcal{L} .¹¹⁹ Dieses Ergebnis ist wenig überraschend, da bei neun Variablen, die jeweils etliche Merkmalsausprägungen aufweisen, die Zahl der möglichen Merkmalskombinationen extrem groß wird. Eine Möglichkeit dieses Problem zu umgehen, bestünde darin, die Intervallbreiten bei den metrischen Variablen stark zu erhöhen, so dass diese in deutlich weniger Kategorien unterteilt werden. Hierdurch würde aber die Vergleichbarkeit bei diesen Variablen zumindest stark eingeschränkt. Aus diesem Grunde wurden beim *Coarsened Exact Matching* allein die sozio-demographischen Merkmale berücksichtigt. Hierbei können 396 Paare mit Kind und 1.167 Paare ohne Kind zusammengespielt werden.

Ergebnisse für den Dissimilaritätsindex \mathcal{L} , die sich bei Verwendung von *Coarsened Exact Matching* (unter Verwendung der Gower-Distanz als Abstandsmaß) ergeben, sind in Tabelle 7-12 dargestellt. Betrachtet man die Ergebnisse für die Wohlfahrtsindikatoren, fallen die Werte von \mathcal{L} größtenteils höher aus als bei den anderen beiden Matching-Varianten. Bei der kombinierten Betrachtung der Wohlfahrtsindikatoren, die beim Matching hier unberücksichtigt bleiben, ergibt sich mit einem Wert von 0,96 die geringste bisher festgestellte Übereinstimmung zwischen den Vergleichsgruppen. Dies verdeutlicht nochmal, dass eine alleinige Berücksichtigung von sozio-demographi-

¹¹⁹ Insgesamt könnten so nur 4 Paare ohne und 3 Paare mit Kind zusammengespielt werden.

schen Merkmalen im Matching die Vergleichbarkeit bezüglich der Wohlfahrtsniveaus nicht verbessert, sondern sogar verschlechtern kann.

Tabelle 7-12: Dissimilaritätsindex \mathcal{L} für verschiedenen Matching-Algorithmen

	Coarsened Exact Matching	Optimal Matching mittels der Gower-Distanz	Nearest-Available- Pair-Matching
Alter des Mannes	(0,24)	0,15	0,15
Alter der Frau	(0,23)	0,20	0,20
Erwerbstätigkeit Mann	(0,01)	0,01	0,01
Erwerbstätigkeit Frau	(0,16)	0,01	0,01
Höherer Schulabschluss Mann	(0,09)	0,01	0,01
Höherer Schulabschluss Frau	(0,07)	0,01	0,01
Anteil Lebensmittelausgaben	0,36	0,23	0,24
Vermögenssaldo	0,32	0,26	0,25
Kleidung Erwachsene	0,24	0,17	0,16
Haushaltsausstattung	0,04	0,05	0,05
Mittelwert	—	0,11	0,11
Sozio-Demographie	(0,43)	0,59	0,60
Wohlfahrtsindikatoren	0,96	0,90	0,90

Anm.: Für die sozio-demographischen Variablen sind die Werte beim *Coarsened Exact Matching* in Klammern angegeben. Obwohl bzgl. dieser Merkmale paarweise ein perfektes Matching vorliegt, ergeben sich aufgrund des *n-zu-m-Matching* in den beiden Gruppen unterschiedliche Fallzahlen. Der Dissimilaritätsindex \mathcal{L} ist damit nicht direkt mit den Angaben für die anderen Matching-Algorithmen zu vergleichen.

b) Nearest Available Pair Matching

Tabelle 7-12 zeigt Ergebnisse für den Index \mathcal{L} , die sich bei Verwendung von *Nearest-Available-Pair-Matching* (unter Verwendung der Gower-Distanz) ergeben. Zum Vergleich werden auch nochmals die Ergebnisse des *Optimal Matching* angegeben. Insgesamt zeigen sich nur sehr geringe Unterschiede zwischen diesen beiden Algorithmen, was auch bei der Verwendung der anderen Abstandsmaße gilt. Somit scheint es im Hinblick auf das *Balancing* der Vergleichsgruppen relativ unerheblich zu sein, welches der beiden Verfahren verwendet wird. Ähnliche Ergebnisse zeigen sich auch bei anderen Vergleichen der Algorithmen in der Literatur (vgl. etwa Gu/Rosenbaum 1993). Bei zentralen Ergebnissen und sofern bei einzelnen Verfahren die Resultate doch größere Unterschiede aufweisen, werden jeweils beide Ergebnisse ausgewiesen.

7.3.3. Zwischenfazit

Zur Wahl zwischen unterschiedlichen Varianten der Matching-Verfahren, die bei der Bildung der Vergleichsgruppen herangezogen werden können, lässt sich somit Folgendes festhalten. Wird anstelle des 1-zu-1-Matching ein 1-zu-3-Matching verwendet, zeigt sich eine Abnahme der Vergleichbarkeit der Haushaltstypen, die auch mit leicht geänderten Ergebnissen bei den auf dieser Basis ermittelten Äquivalenzskalen einhergeht. Verwendet man andere 1-zu-*n*-Matchings, zeigt sich allgemein die Tendenz, dass mit zunehmender Zahl der Matches die Übereinstimmung zwi-

schen den Vergleichsgruppen abnimmt und die Ergebnisse sich den Varianten ohne Matching annähern. Der Vorteil der Verwendung von mehreren Matches – eine höhere Fallzahl – wird somit durch eine Abnahme der Vergleichbarkeit tendenziell konterkariert.

Die Ähnlichkeit der Vergleichsgruppen wird hier jeweils mit Hilfe der Gower-Distanz bestimmt. Resultate für die anderen, in diesem Abschnitt nicht explizit behandelten Abstandsmaße weisen tendenziell in die gleiche Richtung. Allerdings ist bei der Mahalanobis-Distanz und der Mahalanobis-Matching-Distanz die Übereinstimmung bei den sozio-demographischen Variablen schon beim 1-zu-1-Matching niedriger als bei der Gower-Distanz. Bei Verwendung des 1-zu-3-Matchings wird die Übereinstimmung nochmals geringer. Insgesamt sprechen die hier vorgestellten Ergebnisse dafür, ein 1-zu-1-Matching zu verwenden, bei dem die größtmögliche Übereinstimmung der beiden Vergleichsgruppen erzielt werden kann.

Von den betrachteten Matching-Algorithmen erweist sich das *Coarsened Exact Matching* im Hinblick auf die für sinnvoll erachteten Matching-Variablen und deren Datenstruktur nur als eingeschränkt anwendbar. Klar überlegen sind in dieser Hinsicht das *Optimal Matching* und das *Nearest Available Pair Matching*. Zwischen diesen beiden Verfahren ergeben sich hingegen keine nennenswerten Unterschiede.

7.4. Leere Ausgabenkategorien (*Zero Expenditure*) und Ausreißer

Um zu untersuchen, inwieweit in den Daten das Problem der *Zero Expenditure* vorliegt, weil für einzelne Güter keine Ausgaben angegeben werden, und ob dies bei der Modellierung berücksichtigt werden kann (vgl. Abschnitt 6.5), wird die Aggregation der regelbedarfsrelevanten Güter entsprechend der Zuordnung des Statistischen Bundesamtes verwendet, mit den in Abschnitt 6.1.2 beschriebenen Modifikationen. Solange die Zahl der Güterkategorien nicht deutlich höher oder niedriger wird, sollte es für die Frage der Null-Angaben relativ unerheblich sein, wie einzelne Güter zu Kategorien zusammengefasst werden, zumal durch unterschiedliche Zuordnungen Null-Angaben nur verschoben werden. Die Zahl der betrachteten Güter kann hingegen einen Effekt auf die Zahl der Null-Angaben haben, wenn beispielsweise in einem Fall 15 Güter in einer Kategorie zusammengefasst sind und in einer zweiten Variante lediglich 9 Güter.

Bei der betrachteten Aggregation, bei der nicht-regelbedarfsrelevanten Güter ausgeschlossen sind, ist der Anteil der Null-Angaben etwas größer als bei Berücksichtigung aller Güter. Allerdings unterscheiden sich die Ergebnisse bezüglich der *Zero-Expenditure*-Problematik kaum, so dass hier lediglich Resultate für diese eine Aggregation vorgestellt werden. Zunächst erfolgt eine kurze deskriptive Darstellung, um zu klären, wie häufig *Zero Expenditure* sind. Anschließend wird diskutiert, ob und wie sich das Vorliegen solcher Null-Angaben modellieren lässt.

Anschließend wird in diesem Abschnitt auch noch untersucht, inwieweit die verwendeten Daten in einzelnen Ausgabenkategorien Ausreißer enthalten, um diese bei den weiteren Analysen ausschließen zu können.

7.4.1. Deskriptive Ergebnisse

In Tabelle 7-13 ist der Anteil der Haushalte mit Null-Angaben für einzelne Abteilungen der Konsumausgaben eingetragen.¹²⁰ Dabei werden sowohl Ergebnisse für den gesamten Datensatz der Paarhaushalte mit und ohne Kind ausgewiesen als auch Ergebnisse nach einem 1-zu-1-Matching (bei Verwendung der Mahalanobis-Matching-Distanz und *Nearest-Available-Pair-Matching*). Die Ergebnisse der anderen Matching-Varianten unterscheiden sich nur marginal von der hier präsentierten Variante und werden deshalb nicht gesondert vorgestellt.

Tabelle 7-13: Anteil der Haushalte mit der Null-Angaben für die EVS-Abteilungen

	gesamter Einkommensbereich	1-zu-1-Matching
Abteilung 01 (Nahrungsmittel)	0,00	0,00
Abteilung 03 (Bekleidung und Schuhe)	0,02	0,03
Abteilung 04 (Wohnen und Energie)	0,02	0,03
Abteilung 05 (Innenausstattung, Haushaltsgeräte)	0,04	0,06
Abteilung 06 (Gesundheitspflege)	0,06	0,10
Abteilung 07 (Verkehr)	0,18	0,26
Abteilung 08 (Nachrichtenübermittlung)	0,32	0,36
Abteilung 09 (Freizeit, Unterhaltung, Kultur)	0,01	0,02
Abteilung 10 (Bildung)	0,92	0,92
Abteilung 11 (Beherbergung, Gaststätten)	0,04	0,08
Abteilung 12 (Andere Waren und Dienstleistungen)	0,04	0,01

Insgesamt unterscheiden sich die Ergebnisse bei Verwendung des gesamten Einkommensbereichs und des Matchings nur geringfügig. Für die meisten Abteilungen fällt der Anteil an Null-Angaben beim Matching allerdings etwas höher aus. Dies dürfte vor allem daran liegen, dass im gesamten Einkommensbereich Haushalte mit höheren Einkommen enthalten sind und daher seltener echte Null-Ausgaben vorliegen. Für die Abteilungen 01 bis 05 sowie die Abteilungen 09, 11 und 12 und damit für einen Großteil der Abteilungen kann festgehalten werden, dass die Zahl der Null-Angaben relativ gering ist, nämlich außer bei den Abteilungen 07, 08 und 10 unter 10%, zumeist unter 5%, so dass von diesen kein nennenswerter verzerrender Effekt ausgehen sollte. Wenn man trotzdem eine Modellierung der Null-Angaben für notwendig halten würde, wäre diese aufgrund der sehr geringen Heterogenität in den abhängigen Variablen allerdings kaum möglich. Inwieweit die Null-Angaben in den Abteilungen 06 bis 08 und 10 modelliert werden können, wird im nächsten Abschnitt diskutiert.

¹²⁰ Hier sind die Haushalte gezählt, die in der ganzen Verbrauchsabteilung keine Ausgaben ausweisen.

7.4.2. Modellierung von Zero Expenditure

Wie in Abschnitt 6.5 dargelegt, ist es unter bestimmten Bedingungen möglich, den Prozess, der zum Auftreten von *Zero Expenditure* führt, durch ein entsprechendes Modell zu berücksichtigen und damit eine mögliche Verzerrung der Ergebnisse zu reduzieren. Um zu untersuchen, inwieweit *Zero Expenditure* in den Abteilungen 06, 07, 08 und 10 modelliert werden können, werden die gematchten Daten aus dem letzten Abschnitt (1-zu-1-Matching über das *Nearest-Available-Pair*-Verfahren bei Verwendung der Mahalanobis-Matching-Distanz) herangezogen. Dann wird wie folgt vorgegangen: Für jede der Abteilungen wird eine Indikatorvariable gebildet, die erfasst, ob Null-Angaben vorliegen oder nicht. Diese Indikatoren werden dann jeweils als abhängige Variable für ein Probit-Modell verwendet. Als erklärende Variablen werden immer folgende Variablen und Variablentransformationen verwendet:

- Nettoeinkommen des Haushalts
- Alter des Mannes (einfach und quadriert)
- Alter der Frau (einfach und quadriert)
- Erwerbstätigkeit des Mannes (Dummy-Variablen)
- Erwerbstätigkeit der Frau (Dummy-Variablen)
- Schulabschluss des Mannes (Dummy-Variablen)
- Schulabschluss der Frau (Dummy-Variablen)
- Stadt-Land-Region (Dummy-Variablen)
- Eine Dummy-Variable, die das Vorhandensein eines Kindes im Haushalt erfasst
- Erhebungsquartal (Dummy-Variablen)

Bei Abteilung 07 wird zusätzlich noch eine Variable mit in das Modell aufgenommen, die das Vorhandensein eines oder mehrerer PKW im Haushalt erfasst.

Es werden insgesamt also vier Modelle mit etlichen erklärenden Variablen berechnet. Ergebnisse sind im Anhang zu diesem Kapitel zu finden. Dabei ist zu bedenken, dass alle diese Variablen voraussichtlich auch bei der Modellierung der Ausgabenhöhe und -struktur Verwendung finden werden. Werden *Zero Expenditure* als Selektionsproblem aufgefasst und über den Ansatz von Heckman (1976; 1979) bzw. über eine der in der Literatur vorgeschlagenen Erweiterungen modelliert, sollte die „Selektionsgleichung“ eigentlich nicht dieselben Variablen enthalten wie das im Anschluss zu schätzende Modell (vgl. Z.B. Nawata 1994; Puhani 2000). Trotzdem werden hier diese möglichst umfassenden Modelle verwendet, um zunächst zu überprüfen, inwieweit sich *Zero Expenditure* überhaupt modellieren lassen. Da die Koeffizienten von Probit-Modellen nicht ohne weiteres zu interpretieren sind, werden im weiteren lediglich verschiedene Gütemaße wiedergegeben und diskutiert, die eine Einschätzung erlauben, wie gut *Zero Expenditure* jeweils modelliert werden können. Auf eine weitergehende Darstellung der Ergebnisse wird verzichtet.

Zur Bewertung der Anpassungsgüte bei Probit-Modellen werden in der Literatur verschiedene Gütemaße vorgeschlagen, die alle mit mehr oder weniger großen Einschränkungen behaftet sind. In Tabelle 7-14 sind einige dieser Maße für die berechneten Probit-Modelle angegeben. Eine detaillierte Diskussion der Maße findet man bei Veall/Zimmermann (1996) und Fawcett (2006).

Tabelle 7-14: Gütemaße für die Probit-Modelle zur Modellierung von Zero-Expenditure

Abteilung:	Gesundheitspflege	Verkehr	Nachrichten- übermittlung	Bildung
McFadden R^2	0,05	0,04	0,03	0,09
Maddala R^2	0,02	0,02	0,02	0,03
McKelvey/Zavoina R^2	0,11	0,09	0,08	0,34
ROC/AUC	0,65	0,63	0,62	0,72

Beim Pseudo- R^2 nach McFadden ist zu beachten, dass dieses theoretisch zwar Werte zwischen 0 und 1 annehmen kann, wobei höhere Werte auf eine bessere Anpassung hindeuten. Praktisch weist es aber eine obere Grenze kleiner 1 auf. Maddalas R^2 weist ebenfalls einen maximal möglichen Wert von kleiner 1 auf. Somit sind diese beiden Kennwerte generell schwierig zu interpretieren. Sie führen hier allerdings für alle Abteilungen zu Werten nahe 0, was auf eine relativ schlechte Anpassung hindeutet. Das Pseudo-Bestimmtheitsmaß nach McKelvey und Zavoina gilt als vergleichsweise gut geeignet zur Verwendung im Rahmen der Modellierung von Selektionsprozessen (vgl. Veall/Zimmermann 1996). Abgesehen von Abteilung 10 weist es ebenfalls niedrige Werte auf.

Das letzte in der Tabelle 7-14 zu sehende Gütemaß ist die „Area under curve“ (AUC), die sich bei einer ROC- (*Receiver operating characteristic*-)Analyse der Modelle ergibt (vgl. Fawcett 2006). Stark vereinfacht dargestellt gibt dieses Maß Auskunft über die Prognosefähigkeit der Modelle – also ob die Modelle die Null-Angaben für einzelne Beobachtungen treffend vorhersagen. Es kann Werte zwischen 0,5 und 1 annehmen, wobei höhere Werte auf eine bessere Anpassung hindeuten. Allgemein weisen Werte zwischen 0,5 und 0,6 auf eine sehr schlechte Anpassung hin, Werte zwischen 0,6 und 0,7 auf eine schlechte Anpassung und Werte zwischen 0,7 und 0,8 auf eine mäßige Anpassung. Für die Abteilungen 06, 07 und 08 zeigt sich die bereits anhand der anderen Kennwerte feststellbare schlechte Anpassung. Lediglich für Abteilung 10 wird eine mäßige Anpassungsgüte erreicht.

Insgesamt lässt sich festhalten, dass sich das Auftreten von Null-Angaben in den betrachteten Abteilungen kaum modellieren und damit kontrollieren lässt, obwohl hier relativ komplexe Modelle verwendet wurden. Bei Abteilung 06 ist dies wenig überraschend, da die dort erfassten Gesundheitsausgaben vor allem vom gesundheitlichen Zustand der Haushaltsmitglieder abhängen dürften, der in den Daten nicht erfasst ist. Bei Abteilung 07 (Verkehr) dürften ebenfalls relevante erklärende Variablen fehlen, etwa eine genauere Erfassung von Siedlungsstruktur und Verkehrsanbindungen. Für Abteilung 08 (Nachrichtenübermittlung) könnte es auch an der Abgrenzung der regelbedarfsrelevanten Kategorien liegen; so werden dort nur der Kauf von Geräten sowie die Gebühren für festnetzgebundene Nachrichtenübermittlung als regelbedarfsrelevant definiert, während es eine ganze Reihe Haushalte geben dürfte, die ausschließlich Mobiltelefonie betreiben, wobei die Geräte oft im Tarif enthalten sind. Lediglich bei Abteilung 10 (Bildung) erweisen sich das Alter der erwachsenen Personen im Haushalt sowie das Vorhandensein eines Kindes als mäßige Prädiktoren der Null-Angaben.

7.4.3. Zwischenfazit

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass für einen Großteil der Abteilungen Null-Angaben nur in vergleichsweise wenigen Fällen vorliegen. Bei Abteilungen, die einen größeren Anteil an *Zero Expenditure* aufweisen, lassen sie sich jedoch selbst mit relativ komplexen Modellen nicht durch eine geeignete Modellierung berücksichtigen. Dies deutet darauf hin, dass zumindest bezüglich der hier verwendeten Variablen keine oder kaum systematische Selektion stattfindet. Zwar sind andere Variablen denkbar, die das Vorliegen von Null-Angaben beeinflussen, etwa der Gesundheitszustand der Haushaltsmitglieder. Allerdings sind solche Variablen nicht in den Daten enthalten. Ferner ist es möglicherweise ein Problem, dass *Zero Expenditure* nicht von fehlenden Angaben unterschieden werden können. Aus diesen Gründen wird im Weiteren von einer Modellierung von *Zero Expenditure* abgesehen.

7.4.4. Analyse von Ausreißern in den Daten

Für die einzelnen Abteilungen wird schließlich auch noch untersucht, inwiefern sogenannte Ausreißer einen Einfluss auf die Ergebnisse haben. Dabei können unter dem Begriff Ausreißer allgemein Beobachtungen verstanden werden, die einen sehr starken Einfluss auf die Ergebnisse haben. Meist sind dies Beobachtungen, die in einem oder mehreren Merkmalen extreme Ausprägungen zeigen oder eine Merkmalskombination aufweisen, die in der Stichprobe selten vorkommt. Oft handelt es sich dabei um unplausible Werte, die aufgrund falscher Aussagen oder Fehlkodierungen entstanden sind. Diese Fälle sollten ausgeschlossen werden. Aber auch wenn die Werte korrekt sind, ist es sinnvoll, Ausreißer auszuschließen, wenn die Merkmalskombination in der Grundgesamtheit extrem selten vorkommt und aufgrund einer kleinen Anzahl von Fällen in der Stichprobe einen sehr großen Einfluss bekommt.¹²¹ Dies Problem lässt sich im Allgemeinen auch nicht durch Gewichtungsfaktoren lösen, da diese i.d.R. nur an Randverteilungen angepasst werden, während sich Ausreißer meist durch eine spezifische Merkmalskombination auszeichnen, über deren Häufigkeit in der Grundgesamtheit nichts bekannt ist.

Um Ausreißer zu identifizieren, werden für jede Beobachtung i und jede Abteilung zwei Kennwerte berechnet: der Eintrag der Prädiktionsmatrix¹²² h_{ii} , wobei h_{ii} auch als „Hebelwert“ bezeichnet wird, sowie die Cook-Distanz¹²³. Beide Werte setzen ein lineares Regressionsmodell voraus. Um Ausreißer unabhängig von den im Weiteren verwendeten Verfahren bestimmen zu können, werden deshalb zunächst Regressionsmodelle für die einzelnen Abteilungen berechnet, die folgende erklärende Variablen enthalten:

¹²¹ Wenn es z.B. in einer Grundgesamtheit von 1 Mio. Personen einen Milliardär gibt und dieser zufällig auch in einer Stichprobe von 1000 Haushalten enthalten ist, so erhält er in Analysen auf Basis der Stichprobe einen zu großen Einfluss.

¹²² Diese Werte zeigen an, mit welchem Gewicht (h_{ii}) die Beobachtung i an der Bildung ihres Schätzwertes beteiligt ist.

¹²³ Die Cook-Distanz eines Messwertes gibt an, um wie viel sich die Schätzwerte aller Fälle ändern, wenn dieser Fall aus der Schätzung der Regressionsgleichung ausgeschlossen wird.

- Nettoeinkommen des Haushalts
- Alter des Mannes (einfach und quadriert)
- Alter der Frau (einfach und quadriert)
- Erwerbstätigkeit des Mannes (Dummy-Variablen)
- Erwerbstätigkeit der Frau (Dummy-Variablen)
- Beide Partner in Vollzeit (Dummy-Variable)
- Schulabschluss des Mannes (Dummy-Variablen)
- Schulabschluss der Frau (Dummy-Variablen)
- Stadt-Land-Region (Dummy-Variablen)
- ostdeutscher Haushalt (Dummy-Variable)
- Eine Dummy-Variable, die das Vorhandensein eines Kindes im Haushalt erfasst
- Erhebungsquartal (Dummy-Variablen)

Ausgehend von diesen Regressionsmodellen werden dann die beiden oben genannten Werte berechnet (vgl. Exkurs 7-1). Ein Hebelwert h_{ii} größer als $2K/N$ (K ist die Anzahl der betrachteten sozio-ökonomischen Variablen) gilt dabei als hoch (Fahrmeir et al., 2009). Dieser Wert liegt bei den Matchings bei 0,05 und beim gesamten Datensatz bei 0,004.

Exkurs 7-1: Maße zur Bestimmung von Ausreißern

Der Hebelwert h_{ii} kann berechnet werden über

$$h_{ii} = \frac{1}{N} + (\mathbf{z}_i - \bar{\mathbf{z}})' (\tilde{\mathbf{Z}}' \tilde{\mathbf{Z}})^{-1} (\mathbf{z}_i - \bar{\mathbf{z}}), \quad (7-2)$$

wobei \mathbf{z}_i der Vektor der Merkmalsausprägungen der erklärenden Variablen für die Beobachtung i ist, $\bar{\mathbf{z}}$ der Vektor der Mittelwerte der erklärenden Variablen und $\tilde{\mathbf{Z}}$ die Matrix aller berücksichtigten Beobachtungen und Merkmale mit zentrierten Zeilenvektoren $\mathbf{z}_i - \bar{\mathbf{z}}$ (vgl. Fahrmeir et al. 2009). Die Größe h_{ii} wird auch als Hebelwert bezeichnet und kann Werte zwischen $1/n$ und 1 annehmen. Ein großer Wert bedeutet, dass die Beobachtung einen starken Einfluss auf die Ergebnisse hat, wobei allgemein Werte höher als $2K/N$ als hoch gelten können. Wie an der Definition zu erkennen ist, können mit h_{ii} Ausreißer bezüglich der unabhängigen Variablen identifiziert werden.

Die Cook-Distanz lässt sich für eine Beobachtung i berechnen als

$$d_i^c = \frac{(\hat{\mathbf{x}}_{(i)} - \hat{\mathbf{x}})' (\hat{\mathbf{x}}_{(i)} - \hat{\mathbf{x}})}{K \hat{\sigma}^2}, \quad (7-3)$$

wobei $\hat{\mathbf{x}}$ für die Schätzwerte im ursprünglichen Modell steht, $\hat{\mathbf{x}}_{(i)}$ für die Schätzwerte, die sich ergeben, wenn Beobachtung i von der Berechnung ausgeschlossen wird, und $\hat{\sigma}^2$ für die Residualvarianz (vgl. Cook 1979; Fahrmeir et al. 2009). Es wird also der Effekt untersucht, den das Auslassen einer Beobachtung auf die Ergebnisse hat. Eine grober Richtwert ist, dass Werte über 0,5 als hoch anzusehen sind (vgl. Fahrmeir et al. 2009), wobei es auch andere Vorschläge gibt. Cook (1979) schlägt vor, die Resultate für d_i^c mit den Quantilen einer zentralen F-Verteilung mit K und $N-K$ Freiheitsgraden zu vergleichen, wobei z.B. das 90%-Quantil verwendet werden kann.

Bei den weiteren Auswertungen werden auf dieser Basis Beobachtungen ausgeschlossen, für die davon ausgegangen werden kann, dass sie einen übermäßig starken Einfluss auf die Ergebnisse haben. Als Grenzwerte für h_{ii} werden bei den Matchings 0,1 und bei den gesamten Daten 0,025 festgelegt. Für d_i^C wird auf das 90%-Quantil der F -Verteilung zurückgegriffen, was bei den hier betrachteten Anzahlen an Beobachtungen und Variablen auf einen Wert von etwa 0,37 hinausläuft. Die vorgestellten Kennwerte werden für jede Beobachtung und Regressionsgleichung berechnet. Eine Beobachtung wird dann ausgeschlossen, wenn sie bei mindestens einer Regressionsgleichung über den Grenzwerten liegt. Hierbei wird zwischen den vollständigen Daten und den Matching-Varianten unterschieden: Beobachtungen, die bei den vollständigen Daten als Ausreißer gelten, werden bei den Matching Varianten nicht zwingend ausgeschlossen und *vice versa*. Bei Verwendung des gesamten Einkommensbereichs werden 17 Beobachtungen ausgeschlossen, beim *Nearest-Available-Pair-Matching* 23 Beobachtungen und beim *Optimal Matching* 26 Beobachtungen.

Bei den meisten dieser Beobachtungen handelt es sich um relativ klare Ausreißer. Betrachtet man beispielsweise die Haushalte, die beim *Nearest-Available-Pair-Matching* unter Verwendung der Gower-Distanz zusammengespielt werden, gibt es einen Paarhaushalt ohne Kind, dessen Ausgaben für Abteilung 04 (Einrichtung und Instandhaltung) über 20.500 € liegen, was den höchsten Wert für diese Haushalte darstellt. Dabei deckt der Haushalt diese Ausgaben wahrscheinlich durch einen Konsumentenkredit in ähnlicher Höhe, durch den er im betrachteten Quartal entsprechende Einnahmen hat. Der zweithöchste Wert liegt bei etwas über 4.300 €. Somit liegt der höchste Wert weit „abseits“ von den anderen Beobachtungen und kann einen relativ starken Einfluss auf die Ergebnisse von Modellrechnungen haben.

7.5. Einfache Modelle zur Bestimmung von Verteilungsgewichten

In diesem Abschnitt werden zunächst vergleichsweise einfache Modelle zur Bestimmung des zusätzlichen Bedarfs herangezogen, der in Haushalten mit Kindern gegenüber Haushalten ohne Kinder besteht. Im Einzelnen sind dies direkte Berechnungen oder Analysen des Mehrbedarfs, bei denen nicht die gesamten Haushaltsausgaben modelliert werden (vgl. Abschnitt 6.3.1), sowie die Ein-Gleichungs-Ansätze nach Engel und Rothbarth (vgl. Abschnitt 6.3.1). Wie in Abschnitt 3.1.2.c) bereits angesprochen, ist die Verwendung einfacher Mehrbedarfs-Ansätze problematisch. Gleichwohl sollen entsprechende Berechnungen hier in Abschnitt 7.5.1 dokumentiert werden, da die Resultate zum Verständnis komplexerer Ansätze beitragen könnten. Vielversprechender sind die in Abschnitt 7.5 dargestellten Ansätze von Engel und Rothbarth, in denen die Haushaltsausgaben insgesamt modelliert werden. Mit ihnen kann tendenziell ein Wertebereich eingegrenzt werden, in dem plausible Resultate noch komplexerer Analysen liegen sollten (vgl. dazu Abschnitt 7.6).

Für die in diesem und im folgenden Abschnitt behandelten Modelle zur Bestimmung von Verteilungsgewichten gilt, dass zunächst lediglich der Effekt eines Kindes auf die Ausgaben eines Haushalts analysiert wird, unabhängig vom Alter des jeweiligen Kindes. Dazu wird zum einen der „gesamte“ Datensatz aus Paarhaushalten mit und ohne Kind zugrunde gelegt, der sich nach dem vierten Auswahlschritt aus Abschnitt 6.1.2.b) ergibt. Zum anderen werden die Modelle jeweils auf

Grundlage von über *Nearest-Available-Pair-Matching* und *Optimal-Matching* erstellten 1-zu-1-Matches berechnet, wobei alle drei in Abschnitt 6.2.3.a) beschriebenen Abstandsmaße verwendet werden. Zur Aggregation der einzelnen Güter werden die regelbedarfsrelevanten Güter entsprechend der Zuordnung des Statistischen Bundesamtes zu Abteilungen benutzt, wie in Abschnitt 6.1.2.a) beschrieben.

7.5.1. Einfacher Mehrbedarf – Marginale Kosten

a) „Naive“ Skalenwerte

An erster Stelle werden hier als „naive“ Skalenwerte bezeichnete Kennziffern präsentiert, die sich ergeben, wenn die durchschnittlichen Ausgaben von Paarhaushalten mit einem Kind zu denen von Paaren ohne Kind ins Verhältnis gesetzt werden. Diese lassen sich auch als Äquivalenzgewichte auf Basis von einfachen Mehrbedarfe nach der Differenzmethode (Abschnitt 3.1.2.c)(i)) interpretieren:

$$\frac{x_k}{x_o} = 1 + \frac{x_k - x_o}{x_o} \quad (7-4)$$

mit x_k = Ausgaben des Paarhaushalts mit einem Kind und x_o = Ausgaben des Paarhaushalts ohne Kind

Tabelle 7-15 zeigt entsprechende Skalenwerte. Dabei werden die zu vergleichenden Haushaltsgruppen zum einen über die verschiedenen Abstandsmaße mittels *Optimal Matching* ermittelt. Zum anderen werden jeweils alle Haushalte über den gesamten Einkommensbereich betrachtet sowie die jeweils untersten 20% der nach Nettoeinkommen geschichteten Haushalte. Die Ergebnisse des *Nearest-Available-Pair-Matching* sind sehr ähnlich und werden hier nicht präsentiert.¹²⁴

Tabelle 7-15: Naive Skalenwerte

Mahalanobis-Distanz	0,99
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,04
Gower-Distanz	1,00
kombiniertes Matching	1,00
20% / 20%	1,12
Gesamter Einkommensbereich	1,04

Bis auf eine Ausnahme liegen die Ergebnisse alle um einen Skalenwert von 1 und damit relativ deutlich unter den bisher schon betrachteten, vorläufigen Ergebnissen auf der Basis nutzentheoretischer Modellierungen der gesamten Ausgaben. Auch der höchste Wert von 1,12, der sich ergibt, wenn sowohl bei den Paarhaushalten mit einem Kind als auch bei denen ohne Kind die jeweils untersten 20% in der Einkommensverteilung betrachtet werden, ist vergleichsweise niedrig. Wären

¹²⁴ Hierbei ist zu bedenken, dass dieses Vorgehen der Logik des Matching-Ansatzes folgend eigentlich nicht ganz korrekt ist und einige Modifikationen notwendig wären (vgl. etwa Szulc, 2009). Allerdings liefert dieses Vorgehen leicht nachvollziehbare Resultate und auch das alternative Vorgehen ist nicht unproblematisch (vgl. die Anmerkungen zu Szulc bei den Ausführungen zu den RBS 4 bis 6), weshalb hier auf komplexere Auswertungen verzichtet wird.

die Werte realistisch, würde dies bedeuten, dass der zusätzliche Bedarf eines Paarhaushaltes mit Kind bestenfalls 12% des Bedarfs eines Paarhaushaltes ohne Kind betragen wäre und nach dem niedrigsten Resultat (0,99) sogar negativ sein könnte. Dieses völlig unplausible Ergebnis kommt zustande, wenn die Vergleichsgruppen kein vergleichbares Wohlfahrtsniveau besitzen, weil dann die Differenzmethode neben dem Mehrbedarf auch den Unterschied im durchschnittlichen Wohlfahrtsniveau abbildet. Dies zeigt die Notwendigkeit von Verfahren, die durch Berücksichtigung weiterer Merkmale eine zusätzliche Kontrolle dieser Wohlfahrtsunterschiede ermöglichen. Insgesamt kann davon ausgegangen werden, dass dieses Vorgehen hier zu einer starken Unterschätzung der Skalenwerte führt.

b) Ökonometrische Schätzung marginaler Kosten

Wie in Abschnitt 3.1.2.c(ii) beschrieben, ist eine ebenfalls vergleichsweise einfache Methode zur Bestimmung von Mehrbedarfen die Schätzung ökonometrischer Ausgabenfunktionen. Hierzu wird für jede der 11 Gütergruppen eine lineare Regression geschätzt, wobei die in Abschnitt 7.4.4 aufgelisteten Merkmale plus das Nettoeinkommen als erklärende Variablen berücksichtigt werden. Die Werte sind in Tabelle 7-16 dargestellt.

Tabelle 7-16: Mehrbedarfe mittels einfacher Regressionsmodellen (Quartalswerte)

	Mehrbedarf	
	Matching	gesamter Einkommensbereich
Abteilung 01 (Nahrungsmittel)	196,06	-40,36
Abteilung 03 (Bekleidung und Schuhe)	17,92	-12,05
Abteilung 04 (Wohnen und Energie)	2,37	-5,27
Abteilung 05 (Innenausstattung, Haushaltsgeräte)	64,28	-23,65
Abteilung 06 (Gesundheitspflege)	-9,70	4,76
Abteilung 07 (Verkehr)	-22,03	-35,29
Abteilung 08 (Nachrichtenübermittlung)	0,00	-2,19
Abteilung 09 (Freizeit, Unterhaltung, Kultur)	31,65	-55,11
Abteilung 10 (Bildung)	1,98	-2,09
Abteilung 11 (Beherbergung, Gaststätten)	-41,09	-22,31
Abteilung 12 (Andere Waren und Dienstleistungen)	20,50	8,74
Summe	261,94	-184,83

Berechnet man über alle Abteilungen die Summen der Koeffizienten der Dummy-Variablen für Kinder im Haushalt, ergibt sich bei Verwendung der gesamten Daten ein Wert von -185 € und bei Verwendung der Matchings, die auf der Gower-Distanz basieren, ein Wert von 262 €. Da sich diese Werte jeweils auf ein Quartal beziehen, erscheint selbst der höhere der beiden Werte immer noch als extrem niedrig. Dieses Ergebnis ist nicht verwunderlich, denn auch hier wird der Unterschied in den Wohlfahrtspositionen nicht durch weitere Variablen kontrolliert, sondern wie bereits in Abschnitt 6.3.1 ausgeführt durch den Einbezug des Haushaltsnettoeinkommens sogar verschärft, d.h.

es werden Paare mit und ohne Kind bei gleichem Einkommen verglichen. Ein solcher Ansatz scheint daher zur Ermittlung der Verteilungsgewichte nicht als angemessen.

7.5.2. Ein-Gleichungs-Ansätze: Engel und Rothbarth

Bei den Ein-Gleichungs-Ansätzen werden, anders als in Abschnitt 7.2, nun nicht mehr alle möglichen Modellspezifikationen betrachtet, sondern lediglich eine umfassende Spezifikation, die nach den bisherigen Analysen als möglichst passend erscheint. Für die Berechnungen auf der Basis des Engel- und des Rothbarth-Ansatzes werden die zu Beginn dieses Abschnitts genannten Variablen verwendet, wobei das Nettoeinkommen logarithmiert wurde. Dies ist die übliche Vorgehensweise, um den in diesen Modellen unterstellten abnehmenden Grenznutzen des Einkommens angemessen zu modellieren.¹²⁵

Als abhängige Variablen werden der Anteil der Lebensmittelausgaben an den Gesamtausgaben (Engel-Ansatz) bzw. die Ausgaben für Kleidung für Erwachsene (Rothbarth-Ansatz) verwendet. Beim Rothbarth-Ansatz werden zum Modell zusätzlich noch Dummy-Variablen verwendet, die angeben, ob es sich bei den erfassten Kleidungsausgaben um die Ausgaben für den Mann, für die Frau oder für beide Partner handelt. Beim vorausgehenden Matching werden je nach Ansatz entweder die Lebensmittel- oder die Kleidungsausgaben nicht berücksichtigt.

Die Ergebnisse sind in Tabelle 7-17 zu sehen. Hier sind sowohl die geschätzten Skalenwerte der zugrunde liegenden Regressionsmodelle als auch die Determinationskoeffizienten dargestellt, die die erklärte Varianz angeben. Die Ergebnisse basieren beim *Optimal Matching* auf 1.222 bis 1.226 Beobachtungen und beim *Nearest-Available-Pair-Matching* auf 1.225 bis 1.227 Beobachtungen. Bei Verwendung der gesamten Daten werden 14.220 Fälle berücksichtigt.

Die Ergebnisse des Engel-Ansatzes stimmen in etwa mit den in Tabelle 7-9 angegebenen Mittelwerten überein, während die Ergebnisse beim Rothbarth-Ansatz über den Mittelwerten aus allen im Abschnitt 7.2 betrachteten Modellen liegen und relativ hoch ausfallen. Hierbei ist allerdings auch noch zu bedenken, dass die Modellgüte beim Engel-Ansatz deutlich besser ausfällt als beim Rothbarth-Ansatz. Theoretisch sind diese Abweichungen durchaus zu erwarten. Eltern sind meist zu erheblichen materiellen Einschränkungen zugunsten ihrer Kinder bereit, ohne dies als Wohlfahrtsverlust zu bewerten (siehe Abschnitt 3.1.3.b). Im unteren Einkommensbereich dürfte sich dies vor allem durch Reduzierung der Ausgaben für die eigene Bekleidung niederschlagen, da in anderen Güterbereichen wie Ernährung und Wohnen weniger Einsparmöglichkeiten vorhanden sind. Der

¹²⁵ Abnehmender Grenznutzen des Einkommens beschreibt die bekannte Tatsache, dass eine Zunahme des Einkommens um einen gleichen Betrag umso weniger zusätzlichen Nutzen stiftet, je höher das Einkommensniveau bereits ist. So dürfte ein zusätzlicher Betrag von 50 € für einen Bezieher von SGB II-Leistungen seinen Lebensstandard spürbar erhöhen, während der gleiche Betrag bei einem monatlichen Einkommen von 5.000 € kaum ins Gewicht fällt. Durch eine monotone Transformation wie die Logarithmierung des Einkommens lässt sich dies korrigierend berücksichtigen (zur Diskussion über die Eigenschaften der logarithmischen Transformation vgl. Lancaster/Ray, 1998).

Rothbarth-Ansatz, bei dem Haushalte dann als wohlstandsäquivalent angesehen werden, wenn die absoluten Ausgaben für die Bekleidung der Eltern gleich sind, berücksichtigt solche freiwilligen Umschichtungen im Konsum nicht und überschätzt daher die Äquivalenzgewichte für Kinder.

Tabelle 7-17: Ergebnisse für den Engel- und den Rothbarth-Ansatz

Methode:	Engel		Rothbarth	
	Skalenwert	R ²	Skalenwert	R ²
<i>Optimal Matching</i>				
Mahalanobis-Distanz	1,39	0,37	1,45	0,19
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,36	0,39	1,56	0,19
Gower-Distanz	1,31	0,38	1,53	0,20
<i>Nearest-Available-Pair-Matching</i>				
Mahalanobis-Distanz	1,40	0,36	1,48	0,20
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,37	0,39	1,51	0,19
Gower-Distanz	1,32	0,38	1,56	0,21
Gesamter Einkommensbereich	1,27	0,50	1,52	0,17

R² = Mit Hilfe des Modells erklärter Anteil der in den Daten beobachtbaren Varianz.

Zwischen den verschiedenen Matching-Algorithmen unterscheiden sich die Ergebnisse des Engel-Ansatzes nach verwendetem Abstandsmaß nur geringfügig ($\pm 0,01$), während die Ergebnisse beim Rothbarth-Ansatz deutlicher voneinander abweichen (bis zu $\pm 0,05$). Ferner zeigt sich, dass sich die Skalenwerte selbst bei geringen Unterschieden in den zugrunde liegenden Koeffizienten im Endeffekt merklich unterscheiden können. Beispielsweise beträgt der Koeffizient des Kinder-Dummy beim Engel-Ansatz und dem *Nearest-Available-Pair-Matching* mit Mahalanobis-Distanz etwa 0,030 und mit Gower-Matching etwa 0,027; der Koeffizient des logarithmierten Nettoeinkommens liegt bei -0,090 bzw. -0,099. Die Ergebnisse der beiden Matching-Varianten zeigen zwar sehr ähnliche Werte und die Differenz der Skalenwerte liegt bei 0,08. Geht man aber beispielsweise von einem Einkommen eines Referenzhaushalts in Höhe von 2×337 € aus, was dem Regelbedarf eines Paarhaushaltes im Jahr 2012 entspricht, dann führen diese Skalenwerte zu rechnerischen Regelbedarfen für Kinder aller Altersstufen von etwa 268 € und 213 €, mit einer Differenz von immerhin 55 €. ¹²⁶ Die Differenz zwischen Geldbeträgen, die mit dem Engel-Ansatz einerseits und dem Rothbarth-Ansatz andererseits berechnet werden könnten, fällt entsprechend nochmals höher aus.

Generell ist davon auszugehen, dass diese einfachen Methoden nur eine grobe Abschätzung der Ausgabenstrukturen der betrachteten Haushalte ermöglichen. Allerdings können sie dazu dienen, einen Bereich abzugrenzen, in dem mit anderen Verfahren erzeugte Ergebnisse liegen sollten. Da sich die Matching-Varianten bezüglich Anpassungsgüte und Modellabhängigkeit (siehe Tabelle 7-17) weiterhin nur sehr geringfügig unterscheiden, erscheint der Korridor der zu erwartenden Äquivalenzgewichte mit 1,31 als Unter- und 1,56 als Obergrenze als relativ breit.

¹²⁶ Die zugrunde liegenden Analysen sind im Anhang zu diesem Kapitel dokumentiert.

7.6. Mehr-Gleichungs-Ansätze: Weiterentwicklungen des LES

Aus der großen Zahl möglicher Mehr-Gleichungs-Ansätze (vgl. Abschnitte 3.1.3.c(ii) und 6.3.3) werden insgesamt drei weiterentwickelte Varianten des *Linear Expenditure System* (LES) verwendet: ELES, FELES 1 und FELES 2. Beim FELES 1 werden dabei nur die Basisausgaben für jede Gütergruppe parametrisiert und als Funktion der sozio-demographischen Merkmalen modelliert (linker Term in Formel (3-19)) und beim FELES 2 zusätzlich auch die marginalen Konsumquoten (beide Terme in (3-19)).

Bei den Mehr-Gleichungs-Ansätzen wird für jede der regelbedarfsrelevanten Abteilungen eine eigene Modellgleichung geschätzt. Da dies jeweils auch eine Gleichung für Lebensmittel- und Kleidungsausgaben umfasst, sollte kein Matching auf diese Kategorien vorgenommen werden. Um dieses Problem zu umgehen, wird wie folgt vorgegangen. Für jedes der Abstandsmaße werden jeweils drei Matchings durchgeführt. Alle drei Matchings berücksichtigen die sozio-demographischen Merkmale und den Saldo aus Schulden und Vermögen. Das erste dieser Matchings berücksichtigt zusätzlich noch die Lebensmittelausgaben, das zweite die Kleidungsausgaben und das dritte sowohl Kleidungs- als auch Lebensmittelausgaben. Sei I_1 die Menge der Beobachtungen, die beim ersten dieser Matchings zusammengespielt werden, und I_2 und I_3 seien analog für das zweite und dritte Matching definiert, dann wird die Menge der zur Berechnung der Gleichungssysteme verwendeten Beobachtungen I als $I_1 \cap I_2 \cap I_3$ ermittelt, also als Schnittmenge der bei den drei einzelnen Matchings berücksichtigten Beobachtungen. Hinter diesem Vorgehen steht die Überlegung, dass zur Schätzung der Lebensmittelgleichung über Kleidungsausgaben, zur Schätzung der Kleidungsausgaben über Lebensmittelausgaben und zur Schätzung der übrigen Gleichungen über Lebensmittel- und Kleidungsausgaben gematcht werden kann. Wird I wie beschrieben ermittelt, werden Beobachtungen berücksichtigt, die in allen drei genannten Fällen gematcht werden und somit für jede der drei Varianten „angemessen“ sind. Beim *Optimal Matching* mit der Gower-Distanz verbleiben bei diesem Vorgehen 1.011 Haushalte, mit der Mahalanobis-Distanz 928 Haushalte und mit der Mahalanobis-Matching-Distanz 876 Haushalte. Beim *Nearest-Available-Pair-Matching* sind es 1.004, 931 und 862 Haushalte.

Da durch die Schnittmengenbildung die Fallzahlen der ausgewählten Haushalte reduziert werden, wurde eine vierte „Matching-Variante“ erstellt, die als „kombiniertes Matching“ bezeichnet wird. Hierzu wird die Vereinigungsmenge der drei mit der Mahalanobis-, der Mahalanobis-Matching- und der Gower-Distanz resultierenden Schnittmengen gebildet. Sei I_M die Schnittmenge, die sich bei der Mahalanobis-Distanz ergibt, I_{MM} die Schnittmenge bei der Mahalanobis-Matching-Distanz und I_G die Schnittmenge bei der Gower-Distanz, dann ergibt sich bei dieser vierten Variante die Auswahl der betrachteten Haushalte als $I = I_M \cup I_{MM} \cup I_G$. Beim *Optimal Matching* umfasst diese Menge 1.135 Haushalte und beim *Nearest-Available-Pair-Matching* 1.131 Haushalte.

Da bei den Mehr-Gleichungs-Ansätzen das Nettoeinkommen jeweils der Summe aus Gesamtausgaben und Ersparnis entsprechen sollte, werden zusätzlich einige Beobachtungen ausgeschlossen, bei denen die Ausgaben in den berücksichtigten Kategorien insgesamt höher liegen als das Nettoeinkommen. Als Grenzwert wird dabei das 1,05-fache des Nettoeinkommens verwendet, also ein Wert höher 1, um eine gewisse Unschärfe in den Angaben aufgrund von Rundungen zuzulassen.

Hierdurch werden bei den Matching-Varianten 10 bis 11 Haushalte von den Auswertungen ausgeschlossen, bei den gesamten Daten sind es 134 Haushalte. Weiterhin stellt sich die Frage, wie damit umgegangen werden kann, dass einige für Erwachsene regelbedarfsrelevante Güter bei Kindern nicht als regelbedarfsrelevant berücksichtigt werden, die Haushalte aber dennoch Ausgaben dafür aufweisen können. Um dies zu berücksichtigen, werden die Ausgaben für diese Kategorien vorab vom Nettoeinkommen abgezogen. Bei den Matching-Varianten sind dies durchschnittlich etwa 71 € bis 73 € (ca. 24 € monatlich), beim gesamten Einkommensbereich 111 € (37 € monatlich).

Das ELES wird getrennt über Teilstichproben, – einmal für Paarhaushalte ohne Kinder und einmal für Paarhaushalte mit einem Kind – geschätzt. Das FELES 2 wird über alle Haushalte beider Typen hinweg berechnet. Beim FELES 1 werden beide Möglichkeiten angewendet: Wird das FELES 1 über alle Haushalte berechnet, werden gleiche marginale Konsumquoten unterstellt und lediglich der Basiskonsum, der in Abhängigkeit von Haushaltsmerkmalen Parametrisiert bestimmt wird, kann zwischen den verschiedenen Haushaltstypen unterschiedlich hoch. Bei der getrennten Schätzung für zwei Teilstichproben können sich zusätzlich auch unterschiedliche marginale Konsumquoten – jeweils in Abhängigkeit vom Haushaltstypus, aber nicht von weiteren Merkmalen – ergeben. Im Weiteren werden hier beide Varianten verwendet, wobei die kombinierte Schätzung als Variante A und die getrennte Schätzung als Variante B bezeichnet wird.

Zur Berechnung der Äquivalenzskalen ist in allen Fällen die Angabe eines Referenzeinkommens nötig (vgl. Abschnitt 6.3.3). Hierzu wird der im Jahr 2012 geltende Regelbedarf für Paare ohne Kind von 2×337 €, hochgerechnet auf ein Quartal, verwendet. Beim FELES 2 müssen für die Bestimmung der marginalen Konsumquoten zudem Werte für die erklärenden Variablen eingesetzt werden. Hier werden jeweils die Mittelwerte der Variablen bei Paaren mit Kind verwendet.¹²⁷

Neben dem Ausschluss von Ausreißern über die zuvor genannten quantitativen Kriterien (vgl. Abschnitt 7.4.4) wurden bei den Mehr-Gleichungs-Ansätzen in Kombination mit den Matching-Varianten nochmals zusätzlich einige wenige Ausreißer ausgeschlossen. Im Einzelnen waren dies Beobachtungen, bei denen die Ausgaben in Abteilung 09 über 3.000 €, die Ausgaben in Abteilung 11 über 1.500 € oder die Ausgaben in Abteilung 12 über 1.500 € lagen. Bei Verwendung der Mahalanobis-Distanz werden hierdurch nochmals 4 Beobachtungen ausgeschlossen, bei der Mahalanobis-Matching-Distanz 4 Beobachtungen und bei der Gower-Distanz 3 Beobachtungen. Dies gilt sowohl für das *Nearest-Available-Pair-Matching* als auch das *Optimal Matching*. Bei all diesen Beobachtungen liegen die Werte bei den quantitativen Kriterien knapp unterhalb der zuvor angegebenen Grenzen. Der Effekt des Ausschlusses dieser Beobachtungen ist eher gering und führt teils zu etwas höheren, teils zu etwas niedrigeren Skalenwerten.

¹²⁷ Werden statt dessen die Mittelwerte der Variablen bei Paaren ohne Kind verwendet, ergeben sich nur marginal andere Ergebnisse. Aufgrund des Matchings sind die Mittelwerte der Variablen sehr ähnlich, was als weiterer Vorteil der Methode zu sehen ist. Bei Verwendung des gesamten Datensatzes besteht dieser Vorteil nicht, allerdings wird der Einheitlichkeit halber auf eine zusätzliche Darstellung der Ergebnisse für Paare ohne Kind verzichtet.

7.6.1. Skalenwerte

Die Resultate der verschiedenen Modelle und Datengrundlagen sind in Tabelle 7-18 zu sehen, die dahinter stehenden Regressionsmodelle sind im Anhang zu diesem Kapitel zu finden.¹²⁸ Vergleicht man zunächst die Ergebnisse der verschiedenen Modelle für die drei Distanzmaß-Varianten, zeigt sich durchgängig, dass mit zunehmender Flexibilität der marginalen Konsumquoten höhere Äquivalenzskalenwerte erreicht werden. Das FELES 1A, bei dem lediglich der Basiskonsum in Abhängigkeit von den erklärenden Variablen variiert, weist die niedrigsten Skalenwerte auf. Das ELES, welches jeweils getrennt für Paare ohne und Paare mit Kind berechnet wird und somit marginale Konsumquoten in Abhängigkeit vom Haushaltstypus zulässt, weist bereits deutlich höhere Werte auf. Wird das FELES 1 als Variante B jeweils für Paare mit und ohne Kind gesondert berechnet, womit zum einen der Basiskonsum in Abhängigkeit von den erklärenden Variablen variiert und zum anderen die marginalen Konsumquoten für die Haushaltstypen unterschiedlich ausfallen dürfen, ergeben sich nochmals etwas höhere Werte. Beim FELES 2 variieren sowohl der Basiskonsum als auch die marginalen Konsumquoten in Abhängigkeit von den erklärenden Variablen und es werden die höchsten Skalenwerte erreicht. Zudem zeigt sich, dass die Ergebnisse der Matching-Varianten mit Ausnahme des FELES 1A meist höher ausfallen als bei Verwendung des gesamten Einkommensbereichs – und zwar überwiegend sehr deutlich.

Tabelle 7-18: Ergebnisse der Mehr-Gleichungs-Ansätze (Skalenwerte)

	ELES	FELES 1A	FELES 1B	FELES 2
<i>Optimal Matching</i>				
Mahalanobis-Distanz	1,13	1,08	1,17	1,34
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,21	1,12	1,21	1,31
Gower-Distanz	1,25	1,12	1,26	1,38
kombiniertes Matching	1,18	1,12	1,25	1,35
<i>Nearest-Available-Pair-Matching</i>				
Mahalanobis-Distanz	1,11	1,09	1,11	1,32
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,23	1,11	1,16	1,37
Gower-Distanz	1,30	1,12	1,30	1,42
kombiniertes Matching	1,21	1,11	1,24	1,37
Gesamter Einkommensbereich	1,06	1,18	1,21	1,14

Vergegenwärtigt man sich nochmals die zugrunde liegenden Annahmen, so sind FELES 1B und FELES 2 die aus theoretischer Sicht angemessenen Modelle. Grundsätzlich muss man davon ausgehen, dass sowohl der Basiskonsum als auch die marginalen Konsumquoten von den Haushalts-

¹²⁸ Werden für diese Auswertungen Selbstständige, für die durchgängig keine Arbeitszeit angegeben ist, nicht automatisch als „nicht erwerbstätig“ sondern als „vollzeit erwerbstätig“ kodiert, ergeben sich nahezu identische, bzw. leicht niedrigere Werte. So ergeben sich bspw. bei der Gower-Distanz und dem FELES 2 Skalenwerte von 1,38 (Optimal Matching) und 1,40 (Nearest-Available-Pair-Matching). Die fehlenden Arbeitszeitangaben fallen demnach kaum ins Gewicht. Eine Kodierung als „nicht erwerbstätig“ führt zu Werten am oberen Rand und vermeidet sicher eine Unterschätzung der Skalenwerte.

merkmalen abhängen. Höhere tatsächliche Ausgaben (bei höherem Einkommen) schlagen sich in den marginalen Konsumquoten nieder. Je nach Alter, Erwerbstätigkeit und Bildung der Personen dürfte eine andere Konsumstruktur gewählt werden, indem z.B. stärker auf eine gesundheitsbewusste Ernährung geachtet wird, aus Zeitgründen mehr Fertigprodukte konsumiert werden oder eine dem Beruf angemessene Kleidung benötigt wird. Manches davon schlägt sich bereits in Unterschieden im Basiskonsum nieder, indem z.B. generell unterschiedlich hohe gesundheits- oder berufsbedingte Ausgaben getätigt werden. Andere Unterschiede machen sich erst bei steigendem Einkommen in den marginalen Konsumquoten bemerkbar. Werden diese Quoten in der Schätzung qua Annahme für alle Haushalte identisch gehalten, werden für die Haushalte, die tatsächlich für alle oder einzelnen Gütergruppen eine höhere marginale Konsumquote aufweisen, die jeweiligen Basiskonsumausgaben überschätzt. Da zu erwarten ist, dass sich die Variation über die Haushaltsmerkmale bei den Paaren ohne Kinder stärker in den marginalen Konsumquoten ausdrückt, da sie im Vergleich zu Paaren mit einem Kind einen größeren Entscheidungsspielraum bei der Verwendung zusätzlichen Einkommens haben, dürfte eine Restriktion vor allem bei diesen zu einer Überschätzung des Basiskonsums führen, was dann eine Unterschätzung des Äquivalenzgewichts eines Kindes zur Folge hat.

Allerdings zeigt sich bei den Ergebnissen der Matching-Varianten auch eine nicht unerhebliche Schwankungsbreite der Resultate, die von 1,08 bis 1,42 reicht. Dabei ist zu bedenken, dass die Komplexität des Modells mit der Zahl der Parameter zunimmt und teils extrem hoch ausfällt, womit die Modelle relativ stark von einzelnen Beobachtungen beeinflusst werden können. Betrachtet man lediglich die Ergebnisse des theoretisch angemessenen FELES 2, so zeigen sich Resultate zwischen 1,31 und 1,42 – ein vergleichsweise schmaler Bereich, in dem auch die momentanen Regelbedarfsstufen 4 bis 6 liegen.

7.6.2. Mehrbedarf im Basiskonsum

Die Mehr-Gleichungs-Ansätze können nicht nur zur Ermittlung von Äquivalenzskalen verwendet werden, sondern auch zur Ermittlung von Differenzen zwischen Haushaltstypen im Basiskonsum. In Tabelle 7-19 sind entsprechende Ergebnisse für das FELES 2 zu sehen. Bei den anderen Varianten ergeben sich niedrigere Werte, die aber – wie eben ausgeführt – als eher unplausibel angesehen werden können. Betrachtet man den höchsten Wert, der jeweils bei der Gower-Distanz resultiert, liegt dieser in etwa auf der Höhe der Leistungen in Regelbedarfsstufe 6 im Jahr 2011. Bedenkt man, dass die Kinder in den betrachteten Paarhaushalten mit Kind in knapp 55% der Fälle im Altersbereich der RBS 6 liegen, scheinen diese Werte auf Differenzen im Basiskonsum zu deuten, die eher unterhalb der Regelbedarfsstufen 4 bis 6 liegen. Verwendet man nämlich die für 2008 ermittelten Regelbedarfsstufen und gewichtet sie entsprechend der Häufigkeit der Altersbereiche in den betrachteten Daten, ergibt sich ein „Mittelwert“ von 681,02 € im Quartal.

Tabelle 7-19: Mehrbedarf und Basiskonsum (Quartalswerte, FELES 2)

	Basiskonsum		Mehrbedarf
	AA	AAC	
<i>Optimal Matching</i>			
Mahalanobis-Distanz	1.272 €	1.786 €	513 €
Mahalanobis-Matching-Distanz	1.235 €	1.758 €	522 €
Gower-Distanz	1.105 €	1.764 €	659 €
kombiniertes Matching	1.241 €	1.825 €	583 €
<i>Nearest-Available-Pair-Matching</i>			
Mahalanobis-Distanz	1.263 €	1.764 €	500 €
Mahalanobis-Matching-Distanz	1.206 €	1.766 €	559 €
Gower-Distanz	1.054 €	1.750 €	696 €
kombiniertes Matching	1.184 €	1.787 €	602 €
Gesamter Einkommensbereich	2.221 €	2.510 €	288 €

7.6.3. Güterspezifische Skalenwerte und Mehrbedarfe

Bei den im vorangegangenen Abschnitt zuletzt vorgestellten Ergebnissen ist zu bedenken, dass die Differenz des Basiskonsums auch für einzelne Kategorien betrachtet werden kann und für manche dieser Kategorien negative Werte annimmt. Beispielsweise ergeben sich bei Verwendung der Gower-Distanz die in Tabelle 7-20 ausgewiesenen Differenzen für die einzelnen Gütergruppen.

Tabelle 7-20: Differenzen des Basiskonsums und Äquivalenzgewichte in den einzelnen Güterkategorien (FELES 2, Optimal Matching, Gower-Distanz)

	Mehrbedarf		Äquivalenzgewicht
	Quartal	Monat	
Abteilung 01 (Nahrungsmittel)	212 €	71 €	1,28
Abteilung 03 (Bekleidung und Schuhe)	75 €	25 €	1,38
Abteilung 04 (Wohnen und Energie)	75 €	25 €	1,42
Abteilung 05 (Innenausstattung, Haushaltsgeräte)	107 €	36 €	1,48
Abteilung 06 (Gesundheitspflege)	1 €	0 €	1,07
Abteilung 07 (Verkehr)	102 €	34 €	1,62
Abteilung 08 (Nachrichtenübermittlung)	34 €	11 €	1,46
Abteilung 09 (Freizeit, Unterhaltung, Kultur)	49 €	16 €	1,24
Abteilung 10 (Bildung)	-3 €	-1 €	0,71
Abteilung 11 (Beherbergung, Gaststätten)	-17 €	-6 €	0,99
Abteilung 12 (Andere Waren und Dienstleistungen)	22 €	7 €	1,19

Diese Werte dürfen allerdings nicht als Geldbeträge interpretiert werden, die dem Kind zukommen. Der monatliche Wert von 71 € in Abteilung 01 bedeutet also nicht, dass für ein Kind durchschnittlich 71 € ausgegeben werden, sondern dass ein Paarhaushalt mit Kind einen um 71 € höheren Ba-

siskonsum hat als ein vergleichbarer Paarhaushalt ohne Kind. Da hier die marginalen Konsumanteile nicht eingehen, stellt dieser Mehrbedarf die untere Grenze des tatsächlichen Mehrbedarfs dar. Zudem werden wie in Abschnitt 3.1.2.c) diskutiert, die *Economies of scale*, d.h. Haushaltersparnisse durch Größenvorteile, die auch die Kosten für die anderen Haushaltsmitglieder reduzieren, ausschließlich beim Mehrbedarf dem Kind zugerechnet, so dass Mehrbedarfe immer geringer sind als die tatsächlichen Anteile.

Aus den güterspezifischen Werten lassen sich auch Äquivalenzskalen für die einzelnen Gütergruppen berechnen. zu den bisher vorgestellten Äquivalenzskalen wird dazu ebenfalls ein Referenzwert benötigt. Verwendet man die durchschnittlichen Ausgaben in den einzelnen Abteilungen als Referenzwert, erhält man die güterspezifischen Äquivalenzgewichte¹²⁹, die in Tabelle 7-20 ebenfalls dargestellt sind. Im Vergleich mit den Differenzen im Basiskonsum ist hierbei zu bedenken, dass sich diese Skalenwerte durch Ausgaben ergeben, die höher liegen als der Basiskonsum.

Die negativen Mehrbedarfswerte für einzelne Güterkategorien und die daraus folgenden Äquivalenzgewichte unter 1 scheinen im ersten Moment zu irritieren, weil sie aussagen, dass Paare mit einem Kind weniger ausgeben als Paare ohne Kind. Betrachtet man allerdings die jeweiligen Gütergruppen, so erweisen sich diese Resultate als durchaus plausibel, wobei dafür jeweils unterschiedliche Ursachen maßgebend sein dürften. Bei den Bildungsausgaben (Abteilung 10) sind zunächst einmal keine positiven Werte zu erwarten, da der Schulbesuch kostenfrei ist und weitere Ausgaben im Bildungsbereich für Bezieher von SGB-II-Leistungen durch das sog. Bildungspaket abgegolten werden. Derartige Ausgaben werden bis auf die Rubrik „Gebühren für Kurse“ bei Kindern daher als nicht regelbedarfsrelevant angesehen.¹³⁰ Der negative Wert bei den Beherbergungs- und Gaststättendienstleistungen (Abteilung 11) ist dagegen wohl auf reine Substitutionsprozesse zurückzuführen, da Eltern mit Kindern, insbesondere wenn diese klein sind, derartige Aktivitäten reduzieren. Die anderen, stattdessen nachgefragten Güter sind aber in anderen Gütergruppen enthalten. Schließlich fällt noch der Wert von Null bei den Gesundheitsausgaben (Abteilung 06) auf, der darauf zurückzuführen ist, dass die Gesundheitsleistungen für Kinder in der gesetzlichen Krankenversicherung, in der die meisten Personen im unteren Einkommensbereich versichert sind, generell von Zuzahlungen freigestellt sind.

Die negativen Werte in einzelnen Güterkategorien sind somit durchaus plausibel und müssen auch nicht zu verzerrten Ergebnissen der Gesamtskala führen, da bei Substitutionsprozessen andere Gütergruppen entsprechend höhere Skalenwerte aufweisen und der Gesamteffekt über alle Güterkategorien hinweg immer positiv ist. Allerdings weisen alle drei Befunde darauf hin, dass die im theo-

¹²⁹ Bei diesen „Einzelskalen“ werden analog zur Gesamtskala auch Unterschiede in den marginalen Konsumquoten mit verrechnet. Hierdurch ergibt sich bspw. für Abteilung 11, bei der der Mehrbedarf negativ ist (-17 Euro) insgesamt ein Skalenwert von 1,00. Berücksichtigt man diese Unterschiede nicht, ergeben sich etwas niedrigere Skalenwerte. Für die Abteilung 11 liegt der Skalenwert dann bspw. bei 0,99.

¹³⁰ Nachhilfeunterricht kann für SGB- II- und SGB- XII-Leistungsbezieher durch das Bildungspaket abgedeckt werden. Ausgaben für Kinderbetreuung in Einrichtungen fallen für einkommensschwache Familie i.d.R. nicht an, da die entsprechenden Gebühren einkommensabhängig gestaffelt sind (siehe BT-Drs. 17/3404, S. 73). Teilweise gilt dies dasselbe auch für einige Rubriken der Abteilung 09 (Freizeit, Unterhaltung, Kultur).

retischen Modell unterstellte Separierbarkeit nicht gegeben ist bzw. durch den Ausschluss von Gütern, bei denen Substitutionsbeziehungen zu regebedarfsrelevanten Gütern bestehen, Verzerrungen entstehen können (Abschnitt 3.1.5.b) und 6.3.4). Hierdurch könnte auch der Gesamtskalenwert verzerrt geschätzt sein.

Bei all diesen Ergebnissen ist zu beachten, dass sie auch von der jeweiligen Modellspezifikation abhängen. Merkmale, die relativ stark miteinander korreliert sind, sind das Alter des Mannes und das Alter der Frau, womit das Auslassen eines dieser Merkmale eigentlich keinen starken Effekt auf die Ergebnisse haben sollte. Lässt man in den ökonometrischen Analysen das Alter der Frau unberücksichtigt, ergibt sich bei Verwendung des FELES 2 und Optimal Matching mit der Mahalanobis-Distanz ein Skalenwert von 1,28, bei der Mahalanobis-Matching-Distanz ein Wert von 1,27 und bei der Gower-Distanz ein Wert von 1,32. Bei der Verwendung des gesamten Datensatzes bleibt das Resultat mit 1,13 im Wesentlichen unverändert.¹³¹ Wird hingegen das Alter des Mannes nicht berücksichtigt, erhält man Skalenwerte von 1,32 (Mahalanobis-Distanz), 1,26 (Mahalanobis-Matching-Distanz) und 1,35 (Gower-Distanz). Ursache für die Schwankungen der Modellergebnisse in Abhängigkeit von der Modellspezifikation ist, dass auch relativ ähnliche Koeffizienten zu unterschiedlichen Äquivalenzskalen führen können – wie bereits für die Ein-Gleichungs-Ansätze in Abschnitt 7.5 demonstriert. Auch bei Überprüfung weiterer Variablen lässt sich feststellen, dass der Ausschluss einzelner Variablen nicht zu Skalenwerten führt, die über den hier vorgestellten liegen.

Verwendet man nicht ein 1-zu-1-Matching sondern ein 1-zu-2- oder ein 1-zu-3-Matching fallen die Skalenwerte insgesamt niedriger aus und nähern sich den Ergebnissen bei Verwendung des gesamten Datensatzes an. Beispielsweise ergibt sich bei einem 1-zu-3-Optimal Matching mit der Gower-Distanz und dem FELES 2 nur noch ein Skalenwert von 1,13 bzw. eine Differenz des Basiskonsums von nur noch 453 € – deutlich näher beim Resultat für den gesamten Datensatz als bei dem für ein 1-zu-1-Matching. Somit besteht ein Zielkonflikt zwischen der Stabilität der Ergebnisse auf der einen und der Ähnlichkeit der gematchten Stichproben auf der anderen Seite.¹³²

7.6.4. Zwischenfazit

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass die Ergebnisse der Mehr-Gleichungs-Modelle, die aus theoretischer Sicht eigentlich die adäquate Modellierungsvariante darstellen, relativ stark auf Variationen in der genauen Vorgehensweise reagieren. Gleichwohl erlauben sie eine Abschätzung der Größenordnung des zusätzlichen Bedarfs von Paaren mit Kind verglichen mit Paaren ohne Kind. Die Ergebnisse der Ein-Gleichungs-Modelle sind zwar über die verschiedenen Matching-Varianten hinweg stabiler, sie ergeben aber einen recht breiten Korridor an möglichen Werten. Dabei können die Skalenwerte des Rothbarth-Ansatzes aber als unplausibel hoch gelten, zumal ein Kind bei die-

¹³¹ Lässt man andere Variablen unberücksichtigt, schwanken die Ergebnisse auch bei Verwendung des gesamten Datensatzes stärker, allerdings bei weitem nicht so stark, wie bei Verwendung der Matching-Varianten.

¹³² Ergänzende Ergebnisse zur Anpassungsgüte der hier diskutierten Modelle findet man im Anhang zu diesem Kapitel. Da sich die Modelle diesbezüglich nicht allzu stark unterscheiden, werden die Ergebnisse hier nicht genauer diskutiert.

sen in etwa einer weiteren erwachsenen Person entspricht. Lässt man die Ergebnisse dieses Ansatzes unberücksichtigt, reichen die Skalenwerte von 1,08 (FELES 1A, Mahalanobis-Distanz, *Optimal Matching*; s. Tabelle 7-18) bis 1,42 (FELES 2, Gower-Distanz, *Nearest-Available-Pair-Matching*; vgl. Tabelle 7-18).

Insgesamt passen diese Ergebnisse relativ gut zu den im RBEG berechneten Werten aus dem Jahr 2008 für Kinder der unterschiedlichen Alterstufen. Berechnet man die in den Regelbedarfsstufen 4 bis 6 implizierten Äquivalenzskalen, erhält man Werte von etwa 1,42, 1,37 und 1,33. Lässt man bei den Äquivalenzskalen der Mehr-Gleichungs-Systeme die einfachen Modelle und die relativ niedrigen Resultate der Mahalanobis-Distanz außer Acht, liegen die Resultate etwa auf Höhe der Werte der Skalen von Regelbedarfsstufe 4 und 5. Verwendet man die Mehr-Gleichungs-Systeme zur Berechnung von Mehrbedarfen, erhält man zumindest bei der Gower-Distanz Werte, die knapp unter der Regelbedarfsstufe 6 liegen. Bedenkt man, dass die Kinder der betrachteten Paarhaushalte mit Kind tendenziell recht jung sind, „passen“ die Ergebnisse der Äquivalenzskalen der Mehr-Gleichungs-Systeme relativ gut zu den existierenden Regelbedarfsstufen, während die daraus errechneten Mehrbedarfe eher auf etwas niedrigere Werte hindeuten.

7.7. Altersabgrenzungen

7.7.1. Probleme bei der Umsetzung mit den Matching-Varianten

Um zu untersuchen, ob die momentan geltende Altersabgrenzung in Altersbereiche von 0 bis 5 Jahren, 6 bis 13 Jahren und 14 bis 17 Jahren angemessen ist, werden zunächst die bisher auch verwendeten Matching-Varianten und Modelle genutzt. Statt einer Dummy-Variablen für Kinder werden dabei drei Dummy-Variablen für Kinder in den genannten Altersbereichen eingefügt. Ein alternatives Vorgehen wäre die Berücksichtigung des Alters der Kinder über ein Polynom zweiten (oder höheren) Grades, ähnlich wie beim Alter der Eltern. Bei beiden Varianten zeigen sich für ältere Kinder jedoch sehr unplausible Ergebnisse, die unter anderem auf die Altersverteilung der Kinder zurückgeführt werden können. Von den 644 Paaren mit Kind im unteren Einkommensbereich fallen 349 Kinder in den Altersbereich von bis zu 5 Jahren, 187 in den Altersbereich von 6 bis 13 Jahren und nur noch 108 Kinder in den Altersbereich ab 14 Jahren. Beispielsweise sind lediglich 20 der Kinder im Alter von 15 Jahren. Somit sind die Fallzahlen für höhere Alter der Kinder also sehr gering, so dass die Ergebnisse sehr stark von einzelnen Beobachtungen beeinflusst werden.

Ein weiteres Problem ist die „Flexibilität“ der Modelle, da bei der Schätzung nicht unbedingt plausible Parameter resultieren müssen. Als Beispiel wird das FELES 2 betrachtet, bei dem lediglich die drei oben genannten Dummy-Variablen für Kinder berücksichtigt werden. Ansonsten entspricht das Vorgehen den bisherigen Ausführungen. Für Abteilung 01 (Nahrungsmittel, alkoholfreie Getränke) ergeben sich bei Anwendung des *Optimal Matching* mit der Gower-Distanz folgende Koeffizienten:

$$\gamma_1 = 564 \text{ €}$$

$$\beta_1^* = 0,05$$

$$\gamma_{\text{Kind unter 6}} = 212 \text{ €}$$

$$\beta_{\text{Kind unter 6}}^* = -0,02$$

$$\gamma_{\text{Kind 6 bis unter 14}} = 130 \text{ €}$$

$$\beta_{\text{Kind 6 bis unter 14}}^* = 0,02$$

$$\gamma_{\text{Kind 14 bis unter 18}} = -71 \text{ €}$$

$$\beta_{\text{Kind 14 bis unter 18}}^* = 0,04$$

Die γ -Koeffizienten stehen für den Basiskonsum und die β^* -Koeffizienten für die marginalen Konsumquoten. Der Index 1 steht für einen konstanten Term, ansonsten geben die Indizes an, zu welchem Kinder-Dummy die Koeffizienten korrespondieren. Der Basiskonsum für Kinder unter 6 Jahren liegt bei $564 + 212 = 776 \text{ €}$, während er bei Kindern von 14 bis 17 Jahren bei $564 - 71 = 493 \text{ €}$ liegt. Bei den anderen Abteilungen zeigen sich ähnliche Resultate. Insbesondere ist ein Großteil der $\gamma_{\text{Kind 14 bis unter 18}}$ -Koeffizienten negativ. Für die $\beta_{\text{Kind 14 bis unter 18}}^*$ -Koeffizienten zeigt sich ebenfalls ein recht durchgängiges Bild: Diese sind positiv und vergleichsweise hoch.

Berechnet man hieraus Äquivalenzskalen entsprechend der Formel (6-9), ist die Summe aller γ_H , also der gesamte Basiskonsum für Haushalte mit Kindern ab 14 Jahren aufgrund der negativen $\gamma_{\text{Kind 14 bis unter 18}}$ -Koeffizienten etwa gleich 6 € , während die Summe aller γ_R , also der Basiskonsum für kinderlose Paare, ungefähr gleich 998 € ist. Entsprechend wird der Zähler des Bruchs in (6-9) negativ, und man erhält insgesamt einen Skalenwert von $0,30$. Paare mit einem Kind im Alter ab 14 Jahren würden demnach lediglich 30% des Einkommens eines vergleichbaren Paares ohne Kind benötigen, was als extrem unplausibel erscheint. Bei der Berechnung des Skalenwertes werden die negativen Werte für den Basiskonsum also nicht durch höhere marginale Konsumquoten kompensiert. Bei Kindern unter 6 Jahren ergibt sich dagegen ein Skalenwert von $1,35$.

Die oben für Lebensmittel angegebenen Koeffizienten führen dabei aber zu Schätzwerten, die einen gegenteiligen Eindruck vermitteln. Geht man beispielsweise von einem verfügbaren Einkommen von 6.000 € aus, liegt der Schätzwert für Haushalte, in denen Kinder unter 6 Jahren leben, bei 950 € und bei Haushalten mit Kindern ab 14 Jahren bei 1.031 € . Die Differenz mag zwar als etwas niedrig erscheinen, immerhin liegen die Werte für Kinder ab 14 Jahren aber über denen für Kinder bis 6 Jahre, während es sich bei den Skalenwerten umgekehrt verhält. Dies zeigt, dass die an sich höheren Ausgaben von Paarhaushalten mit Kindern im Alter ab 14 Jahren bei diesem Beispiel nicht im entsprechenden γ - sondern im β^* -Koeffizienten wiederzufinden sind. Die Ursache dafür liegt in den geringen Fallzahlen, wenn die Haushalte hier auch noch nach dem Alter der Kinder unterschieden werden. Insofern können sich bei differenzierterer Betrachtung der Kinder Koeffizienten ergeben, die in Bezug auf die vorhergesagten Werte zwar nicht gänzlich unplausibel sind, aber bei der Berechnung von Äquivalenzskalen zu unrealistischen Ergebnissen führen. Von den eingangs dieses Abschnittes genannten Fallzahlen nach dem Matching, verbleiben in der hier abgegrenzten Haushaltsgruppe (Abschnitt 6.1.2.b) nach der Kontrolle von Ausreißern sowie wegen evtl. fehlender Angaben, die für die Analysen erforderlich sind, immerhin noch 336 Haushalte mit Kindern unter 6 Jahren. In der Altersgruppe von 6 bis unter 14 Jahren sind es nur 176 Haushalte und in der Altersgruppe ab 14 Jahren nur noch 103 . Mit solchen Fallzahlen lassen sich auf Basis der hier verwendeten komplexen Modelle keine robusten Schätzwerte ermitteln.

7.7.2. Ein alternatives Vorgehen

Um dennoch zu einer Einschätzung zu gelangen, inwieweit die aktuelle Einteilung in Altersbereiche angemessen ist, werden alle Paarhaushalte ohne und mit einem Kind – ohne Eingrenzung des Einkommensbereichs und ohne Matching – verwendet. Die Höhe der resultierenden Äquivalenzskalen kann zwar von den bisherigen Ergebnissen abweichen, allerdings interessiert hier vor allem der Verlauf der Skalen über verschiedene Altersstufen hinweg. Ist dieser Verlauf bekannt, kann unabhängig vom Niveau der Skalen überprüft werden, ob die momentan geltende Abgrenzung der Altersbereiche als angemessen erscheint.

Hierfür muss allerdings angenommen werden, dass der ermittelte Verlauf der Skalen auch auf die unteren 20% übertragen werden kann. Dies ist nicht ganz unproblematisch, da die Einkommensabhängigkeit der Skalen ja generell belegt ist. Es gibt aber gute Argumente, dass zumindest der altersabhängige Verlauf in unterschiedlichen Einkommensklassen ähnlich ist, da dieser vor allem durch mit dem Alter variierende Bedarfe der Kinder bestimmt wird. Teilweise ergeben sich dabei institutionell bedingte Nachfrageveränderungen, z.B. durch den Schuleintritt, die – wenn auch auf unterschiedlichen Niveau – für alle Einkommensklassen gelten. Auch die Nachfrageveränderungen beim Übergang ins Teenageralter dürften überwiegend ähnlich sein, da diese stark vom sozialen Umfeld geprägt sind. Gleichwohl sollten die so ermittelten altersabhängigen Verläufe mit anderen Datensätzen auf jeden Fall überprüft werden.

Konkret wird folgendermaßen vorgegangen (vgl. Exkurs 7-2): Es werden für alle Haushalte im Datensatz altersabhängige Skalen ermittelt. Diese werden dann in einer linearen Regression als abhängige Variable betrachtet, wobei Dummy-Variablen für Altersbereiche als erklärenden Variablen verwendet werden. Dann werden die Altersgrenzen so variiert, dass die Fehlerquadratsumme insgesamt minimiert wird. Unter der Voraussetzung, dass sich die tatsächlichen Skalenwerte als lineare Transformation der empirisch ermittelten Skalenwerte ergeben, wird damit eine optimale Altersabgrenzung erreicht.

Exkurs 7-2: Abschätzung der Altersabgrenzung für Kinder

Konkret stellen sich die Bedingungen für eine Überprüfung der Altersabgrenzung wie folgt dar. Die für die Einzelalter a bei Verwendung der gesamten Daten resultierenden Skalenwerte ψ_a werden im Rahmen einer linearen Regression als abhängige Variable betrachtet, und Dummy-Variablen für Altersbereiche werden als erklärende Variablen verwendet. Ein Beispiel wäre:

$$\psi_a = \beta_1 I[a \leq 5] + \beta_2 I[6 \leq a \leq 13] + \beta_3 I[14 \leq a] + \epsilon_a \quad (7-5)$$

$I[.]$ steht für Indikatorvariablen, die gleich 1 sind, wenn a bestimmte Werte annimmt, 0 sonst. β_1 , β_2 und β_3 sind dazugehörige Koeffizienten und ϵ_a ein Fehlerterm. In diesem Modell werden also die Skalenwerte über die Altersbereiche der Regelbedarfsstufen gemittelt. Dabei wird aus Interpretations- und Identifikationsgründen auf eine Modellkonstante verzichtet. Setzt man drei Altersbereiche an, deren Grenzen aber nicht feststehen, lässt sich das Modell wie folgt schreiben:

$$\psi_a = \beta_1 I[a \leq G_1] + \beta_2 I[G_1 + 1 \leq a \leq G_2] + \beta_3 I[G_2 + 1 \leq a] + \epsilon_a, \quad (7-6)$$

wobei G_1 die obere Grenze des unteren Altersbereichs ist und G_2 die obere Grenze des mittleren Altersbereichs.

Nun können die Grenzen G_1 und G_2 so gewählt werden, dass die Fehlerquadratsumme minimiert wird, mithin also eine dem *Least-Squares*-Kriterium entsprechende optimale Grenzziehung der Altersbereiche erreicht wird. Sei \mathcal{G} die Menge aller möglichen Grenzziehungen mit Elementen $\mathcal{G}_g = \{G_1, G_2\}$, von denen es ρ gibt, $RSQ(\mathcal{G}_g)$ die Fehlerquadratsumme, die sich für eine Grenzziehung $\mathcal{G}_g \in \mathcal{G}$ im Modell (7-6) ergibt. Nun wird angenommen, dass die Elemente von \mathcal{G} ihrem Wert bei $RSQ(\cdot)$ entsprechend geordnet sind, womit

$$RSQ(\mathcal{G}_1) \leq RSQ(\mathcal{G}_2) \leq \dots \leq RSQ(\mathcal{G}_\rho) \quad (7-7)$$

gilt und $RSQ(\mathcal{G}_1)$ eine bezüglich des *Least-Squares*-Kriteriums optimale Grenzziehung ist.¹

Nun sei ψ_a^* die „tatsächliche“, altersabhängige Äquivalenzskala, die sich für den unteren Einkommensbereich ergibt. $RSQ^*(\mathcal{G}_g)$ sei ganz analog zur Definition von $RSQ(\cdot)$ die Fehlerquadratsumme, die sich bei dieser tatsächlichen Äquivalenzskala, einer Grenzziehung \mathcal{G}_g und dem Modell

$$\psi_a^* = \beta_1^* I[a \leq G_1] + \beta_2^* I[G_1 + 1 \leq a \leq G_2] + \beta_3^* I[G_2 + 1 \leq a] + \epsilon_a^* \quad (7-8)$$

ergibt. Wenn nun

$$\psi_a^* = b_0 + b_1 \psi_a \quad \forall a \quad (7-9)$$

gilt, ist es einfach zu zeigen, dass

$$RSQ(\mathcal{G}_1) \leq RSQ(\mathcal{G}_2) \Rightarrow RSQ^*(\mathcal{G}_1) \leq RSQ^*(\mathcal{G}_2), \quad (7-10)$$

da

$$RSQ^*(\mathcal{G}_g) = b_1^2 RSQ(\mathcal{G}_g). \quad (7-11)$$

Solange sich also die tatsächlichen Skalenwerte als lineare Transformation der empirisch ermittelten Skalenwerte ergeben, ist eine entsprechend dem *Least-Squares*-Kriteriums ermittelte, optimale Wahl der Altersgrenzen bei den empirischen Skalenwerten auch optimal für die tatsächlichen Skalenwerte. Dies bedeutet insbesondere, dass Verschiebungen des Niveaus der Skalenwerte (b_0) sowie eine Streckung bzw. Stauchung der Skalenwerte (b_1) unproblematisch ist.

Zum Beispiel seien drei Alter $a = 1, 2, 3$ betrachtet, und es gelten folgende Skalenwerte:

$$\begin{array}{ll} \psi_1 = 1,05 & \psi_1^* = 1,30 \\ \psi_2 = 1,15 & \psi_2^* = 1,35 \\ \psi_3 = 1,25 & \psi_3^* = 1,40 \end{array}$$

In diesem Beispiel ergibt sich ψ_a^* als $0,775 + 0,5 \cdot \psi_a$.

¹ In aller Regel wird schon allein aufgrund begrenzter Schätzgenauigkeit $RSQ(\mathcal{G}_1) < RSQ(\mathcal{G}_2) < \dots < RSQ(\mathcal{G}_\rho)$ anstelle von (7-7) gelten. (7-7) kann beispielsweise auftreten, wenn die Äquivalenzskalen ψ_a (bzw. deren Schätzungen) über etliche oder alle Alter identisch sind.

Ein weiterer Vorteil der Überprüfung auf Ebene der Äquivalenzskalen ist, dass diese nicht von den Fallzahlen in den einzelnen Altersklassen der Kinder abhängen. Würde man beispielsweise einen Mehr-Gleichungs-Ansatz zur Berechnung von Äquivalenzskalen mit unterschiedlichen Abgrenzungen der Altersbereiche bei Kindern berechnen und die Resultate bezüglich ihrer Anpassungsgüte vergleichen, könnte der untere Altersbereich relativ großes Gewicht bekommen, da auch die gesamten Daten deutlich mehr Kinder in den unteren Altersbereichen (0 bis 5 Jahre) enthalten als in den höheren. Somit würde eine „optimale“ Altersabgrenzung streng genommen primär für den unteren Altersbereich gelten.

7.7.3. Umsetzung und Ergebnisse

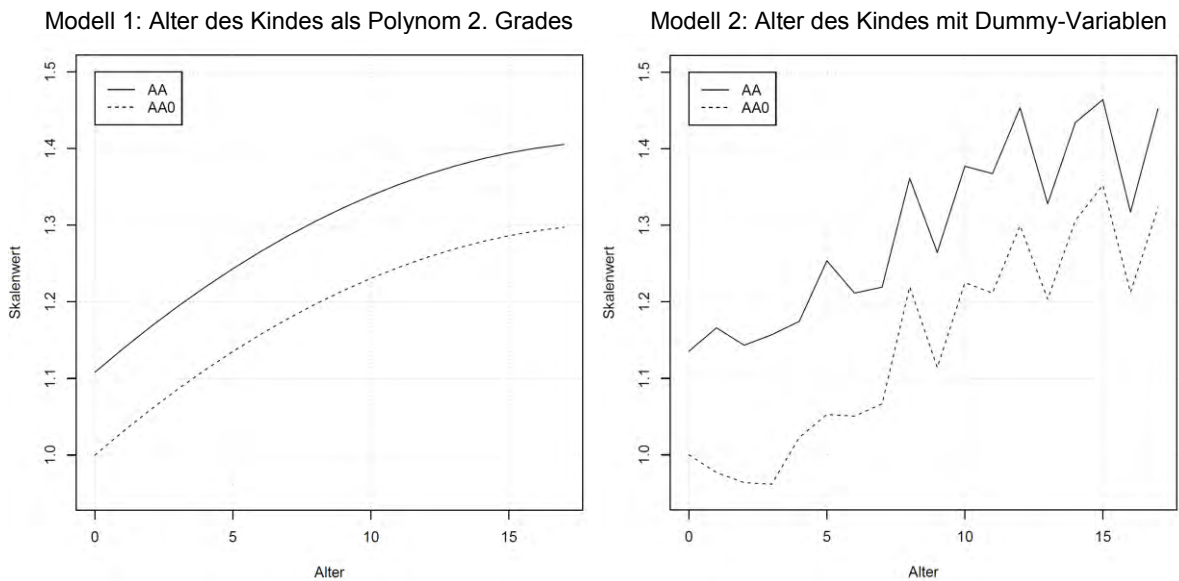
In der Notation des letzten Unterabschnitts werden bei der Regelbedarfsermittlung momentan die Altersgrenzen $G_1 = 5$ und $G_2 = 13$ verwendet. Zur Überprüfung dieser Grenzen wird das FELES 1B zugrunde gelegt, da der resultierende Skalenwert am ehesten den Resultaten der Matching-Varianten entspricht (vgl. Tabelle 7-18).¹³³ Als erklärende Variablen werden wieder die bereits in Abschnitt 7.5 beschriebenen Merkmale verwendet. Das Alter der Kinder wird im Modell in zwei Varianten berücksichtigt. Zum einen wird es als Polynom zweiten Grades berücksichtigt und zum anderen wird für jedes Alter eine Dummy-Variable verwendet. Bei letzterer Variante wird die Dummy-Variable, die das Vorhandensein von Kindern im Haushalt erfasst, nicht berücksichtigt. Aus den resultierenden zwei Modellen werden Skalenwerte auf zwei Arten ermittelt. In einem Fall werden Paare ohne Kinder als Referenzhaushalt für die Berechnung der Skalenwerte verwendet, im anderen werden Paare mit einem Kind im Alter von 0 Jahren als Referenz gesetzt.

Insgesamt resultieren so vier Varianten der altersspezifischen Skalenwerte. Diese sind in Abbildung 7-1 zu sehen. Die durchgezogene Linie zeigt die Ergebnisse, die man erhält, wenn Paarhaushalte ohne Kind als Referenz verwendet werden. Die gestrichelte Linie gibt entsprechend die Resultate bei Verwendung von Paarhaushalten mit einem Kind im Alter von 0 Jahren als Referenz wieder.

Wird zur Modellierung der altersabhängigen Skalenwerte ein Polynom zweiten Grades verwendet, ergibt sich bei beiden Referenzhaushalten derselbe Verlauf der Skalenwerte, der lediglich um einen konstanten Wert verschoben ist. Werden Dummy-Variablen verwendet, zeigen sich kleinere Unterschiede, je nachdem was für ein Haushalt als Referenz fungiert. Ferner ist zu sehen, dass die Ergebnisse, die sich bei Verwendung eines Polynoms zweiten Grades ergeben, einer geglätteten Variante der Ergebnisse bei Verwendung der Dummy-Variablen entsprechen. Somit sind die Resultate relativ ähnlich. Für die weiteren Auswertungen werden deshalb lediglich die geglätteten Skalenwerte benutzt, die sich bei Verwendung von Paaren ohne Kind als Referenz ergeben. Werden die anderen Resultate zur Ermittlung der optimalen Altersabgrenzung verwendet, ergeben sich keine abweichenden Ergebnisse.

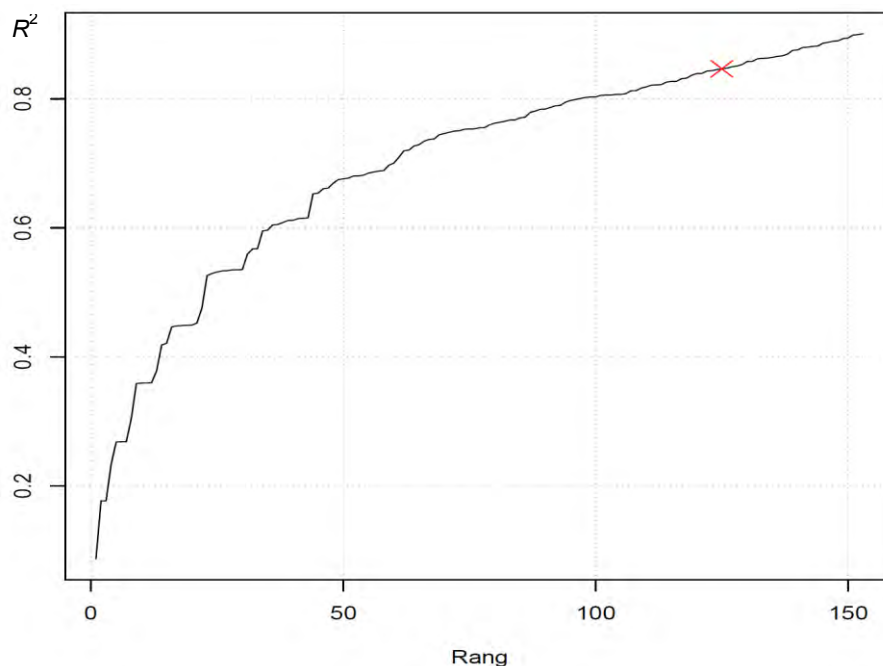
¹³³ Wird an seiner Stelle das FELES 2 verwendet, ergeben sich keine abweichenden Schlussfolgerungen.

Abbildung 7-1: Skalenwerte nach Alter des Kindes



Um zu überprüfen, wie gut die momentan bei den Regelbedarfen verwendete Altersabgrenzung diesen Skalenwerten entspricht, wird die Anpassungsgüte (R^2) für alle möglichen Altersabgrenzungen bestimmt. In Abbildung 7-2 sind die Ergebnisse für diese insgesamt 153 Abgrenzungen zu sehen. Jeder Altersabgrenzung kann entsprechend ihrer Anpassungsgüte ein Rang zugewiesen werden, wobei 1 der schlechteste und 153 der beste Rang ist. Die momentan verwendete Abgrenzung, die den Rang 125 (29.-Beste) erreicht, ist in der Abbildung mit einem roten Kreuz markiert.

Abbildung 7-2: Anpassungsgüte der Altersabgrenzungen nach Rang



Es überrascht wenig, dass sich die Abgrenzungen insgesamt sehr stark in der Anpassungsgüte unterscheiden. Ab den mittleren Rängen sind die Verbesserungen, die sich durch die nächst-rang-höhere Abgrenzung ergeben, aber eher gering. Die beste Abgrenzung weist die Grenzen $G_1 = 3$ und $G_2 = 8$ mit einer Anpassungsgüte von 0,90 auf. Die momentan verwendete Abgrenzung $G_1 = 5$ und $G_2 = 13$ zeigt eine Anpassungsgüte von 0,85. Entsprechend dem hier betrachteten Kriterium ist sie somit zwar nicht die beste Abgrenzung, schneidet aber relativ gut ab. Dass die Abgrenzung mit $G_1 = 3$ und $G_2 = 8$ noch etwas besser wäre, lässt sich bei Betrachtung der Skalenwerte aus Abbildung 7-1 leicht erklären: Für höhere Alter des Kindes flacht der Verlauf der Skalenwerte ab. Diese sind einander also ähnlicher als die Skalenwerte für jüngere Alter, so dass letztere schlechter in breiten Intervallen zusammengefasst werden können als erstere.

Für die momentan verwendete Altersabgrenzung ergeben sich nach diesem Vorgehen Skalenwerte von 1,14, 1,29 und 1,36. Diese liegen zwar zum Teil deutlich unter den durch die Regelbedarfsstufen 4 bis 6 des Jahres 2008 implizierten Skalenwerte von 1,33, 1,37 und 1,42. Sie entsprechen aber grob einer linearen Transformation dieser Werte mit $\beta_0 = -1,50$ und $\beta_1 = 2,01$.

Zusätzlich wird untersucht, ob eine Altersabgrenzung in vier anstelle von drei Altersbereichen zu einer besseren Anpassung führt. Dies ist aber nicht der Fall. Werden vier Altersbereiche verwendet und wird erneut für alle möglichen Abgrenzungen die Anpassungsgüte berechnet, ist die höchste Anpassungsgüte gleich 0,91, also kaum besser als bei Verwendung von drei Altersbereichen.

Insgesamt lässt sich festhalten, dass die momentan verwendete Abgrenzung zwar nicht die beste Abgrenzung ist, verglichen mit einer Vielzahl anderer Abgrenzungen aber sehr gut abschneidet und auch nur geringfügig schlechter ist als die optimale Abgrenzung. Somit erscheint die verwendete Abgrenzung als durchaus angemessen. Dabei ist aber zu bedenken, dass diese Auswertungen auf etlichen Annahmen basieren. Insbesondere muss der altersabhängige Verlauf der Skalenwerte auch für die untersten 20% der einkommensgeschichteten Paare mit Kind gelten (im Rahmen der zulässigen Transformationen). Zwar liegen keine Ergebnisse vor, die dieser Annahme widersprechen, sie lässt sich mit den vorliegenden Daten und Modellen aber nicht überprüfen.

7.7.4. Altersspezifische Skalenwerte für den Bereich niedriger Einkommen

Wie in den vorangegangenen Unterabschnitten beschrieben können wegen niedriger Fallzahlen in den Daten der EVS für den Niedrigeinkommensbereich eigentlich keine altersspezifischen Skalenwerte für Kinder und Jugendliche bestimmt und auch die derzeitige Altersabgrenzung daher nur indirekt überprüft werden. Im Rückgriff auf die Resultate zu altersabhängigen Bedarfen von Kindern ohne Abgrenzung des Einkommensbereichs kann nichtsdestotrotz versucht werden, zumindest einen Eindruck über mögliche Werte für den Bereich niedriger Einkommen zu erhalten.

Das Vorgehen beruht auf folgenden Überlegungen. Sei φ_4 der Skalenwert für die RBS 4, φ_5 entsprechend der Skalenwert für die RBS 5 und φ_6 der Skalenwert für die RBS 6. Angenommen wird, dass sich der Skalenwert über alle drei Altersbereiche hinweg als gewichtetes Mittel aus den altersspezifischen Skalenwerten ergibt:

$$\varphi = p_4 \cdot \varphi_4 + p_5 \cdot \varphi_5 + p_6 \cdot \varphi_6 \quad (7-12)$$

Bekannt sind dabei φ sowie p_4 , p_5 und p_6 , die die Anteile von Kindern in den jeweiligen Altersbereiche in den Daten erfassen. Die altersspezifischen Skalenwerte φ_4 , φ_5 und φ_6 sind dagegen unbekannt und können aus der Gleichung nicht ohne weiteres ermittelt werden. Durch die Annahme, dass sich φ_4 und φ_5 als lineare Transformation aus φ_6 ermitteln lassen, können die drei Unbekannten aber in eine einzige Unbekannte überführt werden, womit Gleichung (7-12) lösbar wird. Es soll gelten:

$$\varphi_i = \beta_0 + \beta_1 \varphi_6 + \beta_2 d_4 + i \quad (7-13)$$

Dabei ist i ein Fehlerterm und d_4 ein Term, der für φ_4 gleich 1 ist; β_0 , β_1 und β_2 sind Koeffizienten, die ermittelt werden müssen. Setzt man (7-13) in (7-12) ein und lässt dabei die Fehlerterme unberücksichtigt, ergibt sich:

$$\varphi = p_6 \cdot \varphi_6 + p_5 \cdot (\beta_0 + \beta_1 \varphi_6) + p_4 \cdot (\beta_0 + \beta_1 \varphi_6 + \beta_2) \quad (7-14)$$

Umformen führt zu:

$$\varphi_6 = \frac{\varphi - p_5 \beta_0 - p_4 \beta_0 - p_4 \beta_2}{p_6 + p_5 \beta_1 + p_4 \beta_1} \quad (7-15)$$

Die Frage ist nun, wie β_0 , β_1 und β_2 ermittelt werden können. Hierfür können zum einen die für die Altersbereiche über die ganzen Daten geschätzten Skalenwerte (1,14; 1,29; 1,36), zum anderen die für das Jahr 2008 geltenden Skalenwerte (1,33; 1,37; 1,42) als Beobachtungen herangezogen werden, aufgrund derer sich die Parameter mit einer einfachen linearen Regression bestimmen lassen. Hieraus erhält man:

- $\beta_0 = 0,818$
- $\beta_1 = 0,417$
- $\beta_2 = 0,065$

Der hierdurch ausgedrückte Zusammenhang zwischen den Skalenwerten wird in Abbildung 7-3 veranschaulicht. Bei diesem Vorgehen ist zu bedenken, dass die daraus abgeleiteten Skalenwerte indirekt auf den zu überprüfenden Werten basieren, was sich auch recht klar in der Abbildung zeigt. Allerdings beschreibt Gleichung (7-13) mit den oben angegebenen Schätzwerten für die Koeffizienten auch die aus den gesamten Daten ohne Abgrenzung des Einkommensbereichs ermittelten Skalenwerte recht gut. Insofern passt der in Abbildung 7-3 zu sehende Zusammenhang sowohl für die bisher normativ gesetzten als auch für die hier empirisch ermittelten Werte relativ gut.

Resultate zur auf dieser Basis – ausgehend von den Ergebnissen für Kinder aller Altersstufen, die mit Hilfe des Modells FELES 2 bestimmt wurden (vgl. Abschnitt 7.6.1) – ermittelten Höhe altersspezifischer Skalenwerte für Kinder und Jugendliche finden sich in Tabelle 7-21. Die Kombination der Matchings beim *Optimal Matching* liefert Ergebnisse, die relativ genau mit den momentan geltenden Werten übereinstimmen. Ansonsten schwanken die Resultate um die momentan geltenden Werte. Die Abweichungen sind größtenteils aber nicht übermäßig hoch. Deutlich höhere als die momentan geltenden Werte ergeben sich lediglich bei einer Kombination der Gower-Distanz mit dem *Nearest-Available-Pair-Matching*.

Abbildung 7-3:Skalenwerte für RBS 4 und 5 in Abhängigkeit von RBS 6

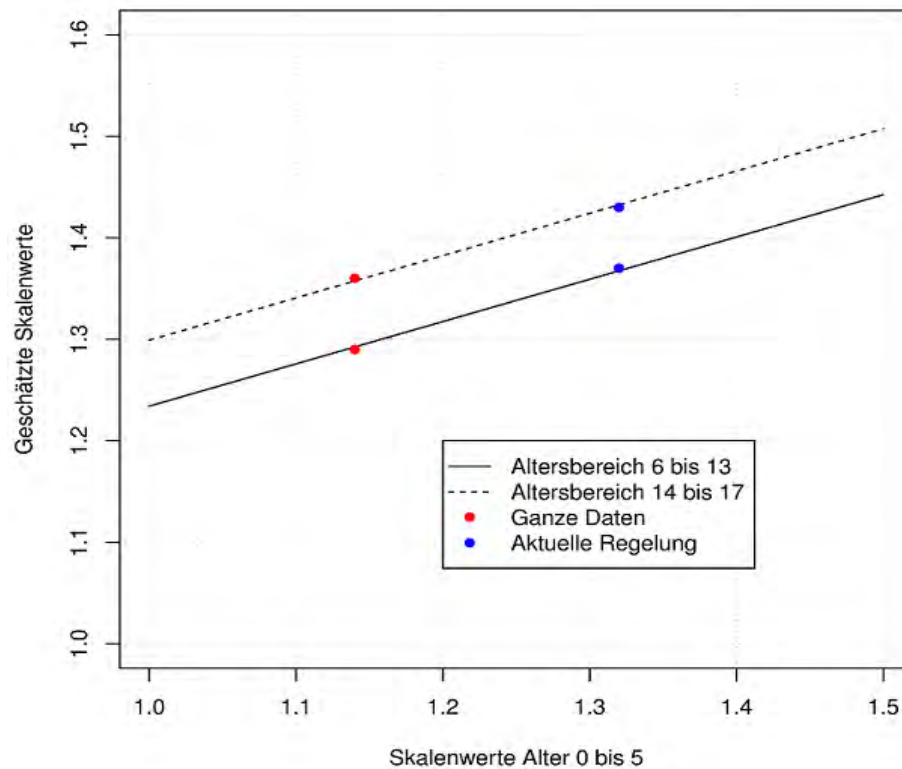


Tabelle 7-21: Altersspezifische Skalenwerte (FELES 2)

	RBS 4	RBS 5	RBS 6
<i>Optimal Matching</i>			
Mahalanobis-Distanz	1,43	1,36	1,31
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,41	1,34	1,26
Gower-Distanz	1,45	1,38	1,35
kombiniertes Matching	1,43	1,37	1,32
<i>Nearest-Available-Pair-Matching</i>			
Mahalanobis-Distanz	1,41	1,35	1,27
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,44	1,38	1,34
Gower-Distanz	1,47	1,40	1,41
kombiniertes Matching	1,44	1,38	1,34
Aktuelle Regelung	1,43	1,37	1,32

Zwar ist bei der Interpretation dieser Ergebnisse Zurückhaltung geboten. Wenn man aber davon ausgeht, dass die hier getroffenen Annahmen nicht unplausibel sind, können die Resultate zumindest als Indizien gewertet werden, dass sich die aktuell geltenden altersspezifischen Skalenwerte ausgehend vom hier ermittelten Skalenwert für Kinder aller Altersstufen mehr oder weniger reproduzieren lassen. Sensitivitätsanalysen

7.8. Sensitivitätsanalysen

7.8.1. Vergleichsgruppenbildung durch gleiche Abschnitte in der Einkommensverteilung

Wie in Abschnitt 3.2.1 diskutiert wurde, können die Vergleichsgruppen auf verschiedene Weise gebildet werden. Da das hier verwendete Matching-Verfahren, das auf die Vergleichbarkeit der Haushalte mittels statistisch-ökonomischer Analysen auf der Basis von Wohlstandsindikatoren abzielt, sehr aufwendig ist, wird auch eine Vergleichsgruppenbildung durch die Festlegung von Einkommensabschnitten untersucht. Hierbei wird implizit unterstellt, dass die Einkommensverteilung in allen Haushaltstypen einen vergleichbaren Verlauf hat und daher der jeweils gleiche Abschnitt der Einkommensverteilung auch vergleichbare Wohlstandsniveaus abbildet.

In Abbildung 7-4 sind ergänzende Resultate zu sehen, die sich bei verschiedenen Abgrenzungen der Vergleichsgruppen beim FELES 2 ergeben, beginnend mit den untersten 10% der Paarhaushalte ohne und der Paarhaushalte mit einem Kind, bis hin zu jeweils 100% dieser Haushalte. Die Vergleichsgruppen werden jeweils durch gleiche Abschnitte der Einkommensverteilung abgegrenzt. Aufgrund der Vielzahl an hieraus resultierenden Fallauswahlen und Modellen wurde keine manuelle Ausreißerkontrolle vorgenommen.

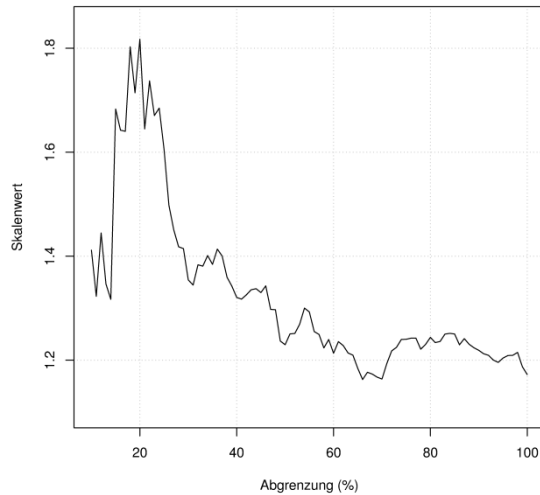
In Teilabbildung (a) sind die Skalenwerte dargestellt, wie sie entsprechend der Formel (6-9) aus den Parameterwerten des FELES 2 berechnet werden. Hier fallen insbesondere die sehr hohen Skalenwerte auf, die sich bei Abgrenzungen zwischen 15% und 25% ergeben. Beispielsweise wird bei Verwendung der untersten 20% ein Skalenwert von etwa 1,82 erreicht. Wendet man diesen Wert auf den Regelbedarf eines Paares des Jahres 2012 an ($2 \times 337 \text{ €}$), ergibt sich ein durchschnittlicher Regelbedarf für Kinder von ungefähr 553 €, also ein Betrag, der weit über dem Regelbedarf einer allein lebenden Person liegt und der als unplausibel angesehen werden kann. Unterhalb von 15% und oberhalb von 25% ergeben sich deutlich plausiblere Werte, die aber zumindest für eher „niedrige“ Abgrenzungen stark schwanken. Beispielsweise ergibt sich bei Betrachtung der untersten 12% ein Skalenwert von etwa 1,44 und bei Betrachtung der untersten 13% von 1,35.

Teilabbildung (b) zeigt die Ergebnisse, die man erhält, wenn bei der Berechnung der Skalenwerte entsprechend der Formel (6-11) lediglich Unterschiede im Basiskonsum berücksichtigt werden. Die Skalenwerte fallen deutlich niedriger aus als in Teilabbildung (a). Beispielsweise beträgt der höchste Skalenwert nun nur noch 1,37. Ansonsten ist der Verlauf der Skalenwerte aber sehr ähnlich. Es zeigt sich somit, dass die Berücksichtigung der Unterschiede in den marginalen Konsumquoten einen deutlichen Einfluss auf die Resultate hat.

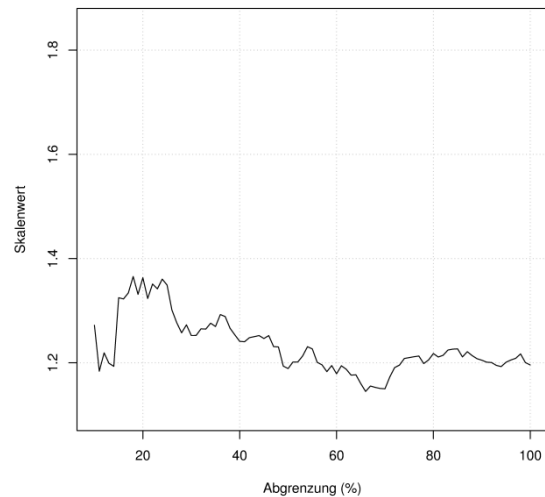
Teilabbildung (c) zeigt den mit dem FELES 2 geschätzten jeweiligen Basiskonsum für die beiden Haushaltstypen. Für Paarhaushalte mit Kind zeigt sich zwischen 15% und 20% ein recht starker Anstieg, während der Basiskonsum ansonsten relativ gleichmäßig mit der Abgrenzung ansteigt. Bei Paaren ohne Kind zeigt sich umgekehrt nach 20% eine relativ starke Abnahme des Basiskonsums. Diese beiden Entwicklungen zusammen verursachen den starken Anstieg der Skalenwerte in Teilabbildung (b) und sind für den Anstieg in Abbildung (a) mitverantwortlich.

Abbildung 7-4: Ergebnisse des FELES 2 bei Vergleichsgruppenbildung durch gleiche Abschnitte in der Einkommensverteilung

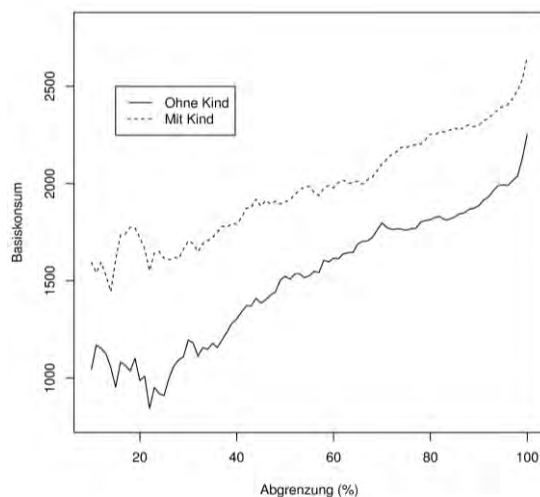
a) Skalenwerte des FELES 2



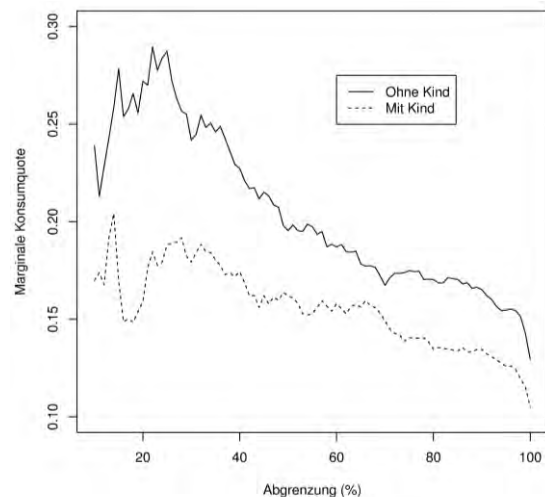
b) Skalenwerte auf Basis des Basiskonsums



c) Basiskonsum



d) aggregierte marginale Konsumquote



In Teilabbildung (d) ist für jeden der Haushaltstypen die Summe der partiellen marginalen Konsumquoten angegeben, also die marginale Konsumneigung des Haushalts. Hier zeigt sich eine zu Teilabbildung (c) gegenläufige Entwicklung: Im Wesentlichen führt ein Anstieg des Basiskonsums lt. Teilabbildung (c) tendenziell zu einer Abnahme der marginalen Konsumquoten, wie sich in Teilabbildung (d) zeigt. Hier bestätigen sich die in Abschnitt 6.3.3 diskutierten Effekte, wenn die die Vergleichsgruppen kein vergleichbares Wohlfahrtsniveau aufweisen.

Im Wesentlichen zeigen diese Auswertungen, dass eine einfache Abgrenzung der Vergleichsgruppen zu sehr unplausiblen Resultaten führen kann. Lässt man die sehr hohen Skalenwerte unbeachtet, sind die weiteren Ergebnisse für den Niedrigeinkommensbereich sehr instabil, schwanken aber zwischen 1,3 und 1,4 und somit um die zuvor ermittelten Resultate.

7.8.2. Variierende Abgrenzung der Referenzgruppe für die Matching-Verfahren

Auch bei der Wahl des Matching-Verfahrens zur Bestimmung von Vergleichsgruppen ist zumindest für die Ausgangsgruppe, der vergleichbare Haushalte zugespielt werden, eine Einkommensabgrenzung notwendig. Wie in Abschnitt 3.1.5.b)(iii) ausführlich diskutiert wird, ist davon auszugehen, dass die Äquivalenzskalen nicht über den gesamten Einkommensbereich konstant sind, sondern dass im unteren Einkommensbereich ein deutlich höherer Bedarf durch das Hinzukommen weiterer Haushaltsmitglieder entsteht als in höheren Einkommensbereichen (vgl. auch Abschnitt 3.1.3.b). Für die Bestimmung der Äquivalenzskalen sollen andererseits tendenziell große Vergleichsgruppen gewählt werden, um möglichst sichere Ergebnisse zu erzielen. Daher ist es notwendig eine Gruppe von Haushalten abzugrenzen, die hinreichend homogen ist, so dass die Einkommensabhängigkeit der Bedarfsgewichte innerhalb der Gruppe nicht zum Tragen kommt (vgl. Abschnitt 3.2). Die bisher vorgestellten Ergebnisse basieren für Paarhaushalte mit Kind auf den unteren 20% bezogen auf das Haushaltsnettoeinkommen. Hier geht es darum zu prüfen, ob durch die Hinzunahme weiterer Haushalte eine Vergrößerung der Vergleichsgruppe möglich ist oder ob dadurch die *Independence of Base*-Annahme verletzt wird.

Als alternative Abgrenzung wurden bei den Paarhaushalten mit einem Kind die untersten 25% bezogen auf das Haushaltsnettoeinkommen gewählt. Ansonsten ist das Vorgehen völlig identisch. Insbesondere werden den Paarhaushalten mit Kind wieder Paarhaushalte ohne Kind hinzugespielt. Ergebnisse des FELES 2, die auf dieser Abgrenzung basieren, sind in Tabelle 7-22 zu sehen.

Die Skalenwerte sind bei Verwendung der untersten 25% durchgängig deutlich niedriger als auf Basis der unteren 20%. Die Ergebnisse auf Basis der Mahalanobis-, der Gower-Distanz und der kombinierten Matchings liegen dabei etwas unter 1,20, während das Ergebnis der Mahalanobis-Matching-Distanz mit 1,11 am niedrigsten ausfällt.

Tabelle 7-22: Skalenwerte (FELES 2) bei unterschiedlicher Abgrenzung der Vergleichsgruppen

<i>Optimal Matching</i>	Einkommensbereich der Paarhaushalte mit einem Kind	
	untere 20%	untere 25%
Mahalanobis-Distanz	1,34	1,19
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,31	1,11
Gower-Distanz	1,38	1,17
kombiniertes Matching	1,35	1,19

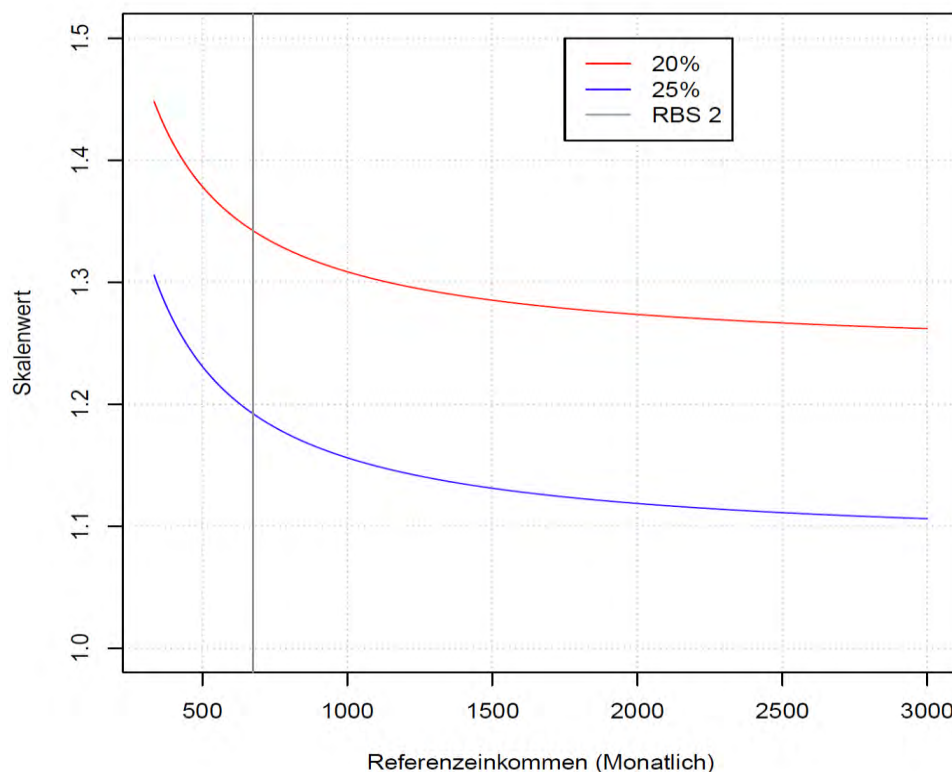
Zur Erklärung der Unterschiede der Ergebnisse ist Abbildung 7-5 hilfreich. In dieser sind die mit dem FELES 2 ermittelten Äquivalenzskalenwerte bei variierendem Referenzeinkommen abgebildet, wobei die Vergleichsgruppen mittels *Optimal Matching* und Mahalanobis-Distanz ausgehend von den untersten 20% (rote Linie) bzw. 25% (blaue Linie) der Paare mit Kind gebildet wurden. Die Kurven werden gebildet, indem aus den mit dem FELES 2 geschätzten Modellparametern (vgl. den Anhang zu diesem Kapitel) über Formel (6-9) die Skalenwerte berechnet werden, wobei das verwendete Referenzeinkommen y_R variiert wird. Das bei den vorgestellten Ergebnissen verwendete Referenzeinkommen von 2×337 , dem Regelbedarf des Jahres 2012, ist zusätzlich als graue

Linie eingezeichnet. Die in Tabelle 7-22 dargestellten Ergebnisse bei der Mahalanobis-Distanz entsprechen damit den Schnittpunkten der roten und der blauen Kurven mit der grauen Linie.

Wird die Abgrenzung des Niedrigeinkommensbereichs von 20% auf 25% verschoben, ergeben sich neue Modellparameter des FELES 2, die dem Ausgabenverhalten der nunmehr größeren zugrunde liegenden Gruppe Rechnung tragen, die durch das Hinzukommen von Haushalten mit höheren Einkommen ein höheres mittleres Einkommen aufweisen. Da die geschätzten Parameter immer für alle Haushalte gelten und nicht mit dem Einkommen variieren, verschieben sich die Modellparameter in Richtung des Ausgabenverhaltens von Haushalten mit höherem Einkommen. Dies führt bei jeweils gleichem Referenzeinkommen zu einer Verschiebung der Äquivalenzskalenwerte nach unten.

Da diese Unterschiede bereits bei einer Ausdehnung auf die unteren 25% der Paarhaushalte mit einem Kind sehr groß sind, kann man nicht mehr davon ausgehen, dass eine solche Abgrenzung zu einer im Ausgabenverhalten homogenen Gruppe führt. Somit ist die *Independence of Base*-Annahme deutlich verletzt. Insofern bleibt als angemessenes Verfahren nur die Auswahl der kleineren, auf den unteren 20% basierenden Stichprobe mit der Folge, dass aufgrund der Fallzahlen etliche Ergebnisse mit hohen Unsicherheiten behaftet sind und manche Analysen gar nicht durchgeführt werden können.

Abbildung 7-5: Äquivalenzskalen basierend auf den untersten 20% bzw. 25% der Paarhaushalte mit einem Kind mit variierendem Referenzeinkommen



7.8.3. Umgekehrtes Matching

Entsprechend der theoretischen Argumentation zum Matching kann es möglicherweise zu unterschiedlichen Ergebnissen führen, wenn beim Matching statt von den Paarhaushalten mit Kind von Paarhaushalten ohne Kind ausgegangen wird und diesen die Paarhaushalte mit einem Kind zugespielt werden. Insofern scheint auch eine Überprüfung der Sensitivität der Ergebnisse in diesem Punkt angebracht.

Allerdings ist dies bei den Auswertungen zu den Regelbedarfsstufen 4 bis 6 kaum möglich, da hierfür die Fallzahlen zu gering sind. Beim bisher diskutierten Vorgehen, bei dem von Paarhaushalten mit einem Kind ausgegangen wird, liegen 644 Treatment- und 7.350 Kontrollbeobachtungen vor, womit deren Verhältnis 1:11 beträgt. Es ist also ein hinreichend großer Pool an Kontrollbeobachtungen vorhanden, aus dem beim Matching möglichst ähnliche Beobachtungen ausgewählt werden können. Betrachtet man nun die untersten 20% der Paarhaushalte ohne Kind und die untersten 66% der Paarhaushalte mit einem Kind als Grundlagen für ein umgekehrtes Matching bei ansonsten gleichem Vorgehen, sind dies 2.205 resp. 2.146 Beobachtungen. Es sind somit weniger Kontroll- als Treatment-Beobachtungen vorhanden, so dass ein solches Matching kaum sinnvoll erscheint und zumindest ein *Optimal Matching* nicht durchführbar ist.¹³⁴

Zudem weisen die Treatment- und Kontrollhaushalte deutliche Unterschiede bezüglich der Erwerbstätigkeit auf. Beispielsweise sind bei 1.248 der Paarhaushalte ohne Kind beide Partner nicht erwerbstätig, während es bei den Paarhaushalten mit einem Kind lediglich 154 sind. In Kombination mit den Restriktionen bezüglich der Erwerbstätigkeit beim Matching (vgl. Tabelle 7-4) führt dies dazu, dass auch beim *Nearest-Available-Pair-Matching* etlichen Paaren ohne Kind kein passender Kontrollhaushalt zugespielt werden kann. Wird schließlich die Schnittmenge aus den Matchings, die unterschiedliche Variablen berücksichtigen, gebildet, wie zur Berechnung der Ausgabensysteme nötig, verbleiben relativ wenig Haushalte. Je nach verwendetem Abstandsmaß sind es 1.496 bis 1.592 Haushalte bzw. bei den kombinierten Matchings 1.809 Haushalte.

Führt man von diesen Daten ausgehend dennoch Auswertungen durch, ergeben sich für das FELES 2 die in Tabelle 7-23 dargestellten Ergebnisse. Die Skalenwerte reichen von 1,41 bis 1,48 und liegen somit höher als bei den bisherigen Auswertungen. Allerdings lassen sich diese Ergebnisse aufgrund der oben genannten Einschränkungen kaum interpretieren.

Tabelle 7-23: Skalenwerte (FELES 2) beim umgedrehten Matching

Mahalanobis-Distanz	1,44
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,48
Gower-Distanz	1,41
kombiniertes Matching	1,46

¹³⁴ Dies gilt zumindest für das im R-Paket *optmatch* implementierte Verfahren.

7.8.4. Güteraggregation

In den vorangegangenen Analysen wurden die für Kinder regelbedarfsrelevanten Güter entsprechend der Zuordnung zu Abteilungen des Statistischen Bundesamtes – mit den in Abschnitt 6.1.2.a) beschriebenen Abweichungen – betrachtet. Dabei wurde die Kategorie „Sonstige Verbrauchsgüter (Schreibwaren, Zeichenmaterial u.ä.)“ aus Abteilung 09 berücksichtigt, die für die Regelbedarfsstufen 4 und 5 nicht relevant ist, weil die Kinder solche Güter über das Bildungs- und Teilhabepaket erhalten. Hier wird der Frage nachgegangen, welchen Effekt das Auslassen dieser Kategorie auf die Ergebnisse hat. Weiterhin wird überprüft, ob die Verwendung aller bei Erwachsenen relevanten Güter zu anderen Ergebnissen führt und ob die Zuordnung von Gütern zu übergeordneten Kategorien einen Einfluss auf die Resultate hat. Somit werden im Weiteren folgende Güter und Zuordnungen betrachtet:

- Für Kinder regelbedarfsrelevante Güter inkl. „Sonstige Verbrauchsgüter“, Zuordnung entsprechend den EVS-Abteilungen
- Für Kinder regelbedarfsrelevante Güter ohne „Sonstige Verbrauchsgüter“, Zuordnung entsprechend den EVS-Abteilungen
- Für Erwachsene regelbedarfsrelevante Güter, Zuordnung entsprechend den EVS-Abteilungen
- Für Erwachsene regelbedarfsrelevante Güter, alternative Zuordnung

Hier werden lediglich Ergebnisse vorgestellt, die sich bei Verwendung des *Optimal Matching* mit der Gower-Distanz ergeben, da sich bei den anderen Abstandsmaßen die gleichen Tendenzen zeigen. Ferner werden nur die Ergebnisse für das FELES 1A und das FELES 2 vorgestellt, da ersteres vergleichsweise stabile Ergebnisse liefert, während die Werte beim FELES 2 am höchsten ausfallen. In Tabelle 7-24 sind die entsprechenden Skalenwerte zu sehen.

Tabelle 7-24: Skalenwerte bei unterschiedlichen Gütern und Güteraggregationen

	FELES 1A	FELES 2
regelbedarfsrelevante Güter für Kinder incl. „sonst. Verbrauchsgüter, EVS-Zuordnung	1,12	1,38
regelbedarfsrelevante Güter für Kinder ohne „sonst. Verbrauchsgüter, EVS-Zuordnung	1,12	1,40
regelbedarfsrelevante Güter für Erwachsene, EVS-Zuordnung	1,13	1,35
regelbedarfsrelevante Güter für Erwachsene, alternative Zuordnung	1,13	1,39

Insgesamt zeigen sich beim FELES 1A nur marginale Unterschiede zwischen den Aggregationsvarianten. Mit Blick auf die Stabilität der Modellergebnisse können diese als nahezu identisch gelten. Beim FELES 2 fallen die Unterschiede etwas deutlicher aus, liegen aber um den ursprünglich berechneten Wert von 1,38. Zudem sind Abweichungen sowohl nach unten als auch nach oben zu sehen. Insofern scheinen kleinere Änderungen der Zuordnung zu übergeordneten Kategorien bzw. der Berücksichtigung der Güter unerheblich zu sein.

Dies zeigt sich beim FELES 1A im Wesentlichen auch dann, wenn alle in der EVS enthaltenen Ausgabenkategorien berücksichtigt werden. Bei der Zuordnung entsprechend den Abteilungen der

EVS erhält man einen Skalenwert von 1,28, bei der alternativen Zuordnung ebenfalls einen Skalenwert von 1,28. Beim FELES 2 erhält man Ergebnisse von 1,20 und 1,39. Diese liegen zwar deutlich auseinander, allerdings werden auch bei Berücksichtigung aller Güter keine wirklich höheren Skalenwerte erreicht als im ursprünglichen Modell. Bezüglich der Höhe dieser Werte ist zu bedenken, dass sie unter anderem auf Mieten und Ausgaben für PKW basieren und somit nicht direkt mit den in Tabelle 7-18 angegebenen Werten vergleichbar sind.

7.9. Fazit

Nach der Überprüfung verschiedener Varianten des Matching und verschiedener Ansätze zur Bestimmung von Verteilungsgewichten lassen sich die Skalenwerte für Paarhaushalte mit jeweils einem Kind unter 18 Jahren im Vergleich zu Paarhaushalten ohne Kinder mit Hilfe einfacher Eingleichungs-Ansätze zunächst in grober Form eingrenzen. Präzisere und verlässlichere Resultate liefern Mehr-Gleichungs-Modelle, insbesondere dann, wenn sie variable, d.h. von der Haushaltsstruktur abhängige Konsumquoten aufweisen. Insbesondere die in dieser Hinsicht flexibelste Modellvariante FELES 2 liefert zufriedenstellende Ergebnisse, die über die verwendeten Matching-Varianten hinweg nur wenig variieren. Die damit ermittelten Skalenwerte liegen zwischen 1,31 und 1,42. Innerhalb dieses Korridors liegt auch der implizite Skalenwert von 1,37, der sich auf der Basis der für 2008 ermittelten Regelbedarfe von Kindern und Jugendlichen (gewichtet über alle Altersstufen) ergibt. Bezogen auf alle untersuchten Modelle und Varianten liegt der gegenwärtige Skalenwert sogar tendenziell am oberen Rand der Resultate. Verschiedene Sensitivitätsanalysen bestätigen diese Ergebnisse. Für die weiteren Analysen zur Bestimmung alters- und auch abteilungsspezifischer Verteilungsschlüssel wird daher das FELES 2 verwendet.

Aufgrund sehr geringer Fallzahlen, die dafür in der EVS 2008 zur Verfügung stehen, lassen sich keine getrennten Analysen für Kinder unterschiedlicher Altersstufen durchführen. Alternativ lassen sich zur genaueren Untersuchung der Altersabhängigkeit des Bedarfs von Kindern Analysen für Haushalte in *allen* Einkommensschichten anstellen. Dabei wird angenommen, dass zwar das Niveau der Skalenwerte für Haushalte mit Kindern vom Einkommen beeinflusst wird, aber nicht ihre Variation in Abhängigkeit vom Alter der Kinder. Differenziert man die Skalenwerte für Paarhaushalte mit einem Kind auf dieser Basis entsprechend den derzeit verwendeten Altersklassen, ergeben sich altersabhängige Skalenwerte, die ebenfalls ganz im Bereich der Werte liegen, die sich auf der Basis der aktuell geltenden, altersspezifischen Regelbedarfe von Kindern und Jugendlichen ergeben. Überprüfen lässt sich dabei auch, inwieweit die derzeitige Altersabgrenzung für die Regelbedarfsstufen 4 bis 6 als angemessen erscheint. Es zeigt sich, dass das Potenzial für Verbesserungen durch Änderung der Altersabgrenzung nicht als sonderlich groß erscheint. Auch eine Erhöhung der Zahl der Altersstufen auf vier verspricht im Vergleich zur der derzeitigen Abgrenzung keine Verbesserungen.

8 Analysen für die Regelbedarfsstufe 2

Die genaue Methodik der Überprüfung und Neuermittlung von Verteilungsschlüsseln ist in den Arbeiten für diese Studie zunächst im Rahmen von Analysen entwickelt und erprobt worden, die sich auf existenzsichernde Sozialleistungen an Kinder unterschiedlicher Altersstufen (RBS 4 bis 6) beziehen, bei deren Bestimmung bereits bisher solche Verteilungsschlüssel angewandt werden (vgl. Kapitel 7). Darüber hinaus sollen in dieser Studie aber auch Analysen zur Ermittlung des Regelbedarfs weiterer erwachsener Personen angestellt werden, die in einem Mehr-Personen-Haushalt leben (RBS 2 und 3). Diese Leistungen wurden bisher pauschal aus dem Regelbedarf alleinlebender Erwachsener abgeleitet. Bei der Ermittlung des tatsächlichen Bedarfs solcher Personen bzw. von Verteilungsschlüsseln für den Gesamtverbrauch oder einzelne Gütergruppen entsprechender Haushalte wird nach Möglichkeit ganz genauso verfahren wie bei den Analysen zum Regelbedarf von Kindern. Allerdings ergeben sich bei der Anwendung der hier entwickelten Methodik (für die allgemeinen Grundzüge vgl. Kapitel 3 und 6) einige weitere Fragen, denen bei den weiteren Analysen ebenfalls nachgegangen werden muss. Dies und die damit erzielten Ergebnisse werden hier dargestellt und diskutiert.

In diesem Kapitel werden Analysen dargestellt, die auf die Ermittlung von Regelleistungen für Erwachsene zielen, die in Paarhaushalten zusammenleben (RBS 2; für eine Diskussion zu Leistungen nach RBS 3 vgl. Kapitel 9). Dabei geht es wiederum zunächst um das Matching zur Abgrenzung von Vergleichsgruppen (Abschnitt 8.1) und um methodische Probleme, deren Lösung erst in der empirischen Umsetzung geprüft werden kann, wie die Frage nach dem Umgang mit leeren Ausgabenkategorien (*Zero expenditure*, Abschnitt 8.2). Die zentralen Ergebnisse in Bezug auf den zusätzlichen Bedarf von Paarhaushalten im Vergleich zu Haushalten alleinlebender Erwachsener finden sich in den Abschnitten 8.2.3 und 8.4. Das Kapitel schließt wiederum mit einigen Sensitivitätsanalysen (Abschnitt 8.5).

8.1. Matching

Bei der Bildung von Referenz- und Vergleichsgruppen für die Analyse des Verbrauchsverhaltens von Paarhaushalten ohne Kinder im Vergleich zu alleinlebenden Erwachsenen stellt sich – noch mehr als bei den Analysen zu Haushalten mit und ohne Kinder (vgl. Abschnitte 7.1 bis 7.3 sowie 7.8.3) – die Frage, welcher Haushaltstyp dabei durch das Matching eigentlich dem jeweils anderen zugeordnet werden soll. A priori erscheint es dabei näherliegend, Paarhaushalte ohne Kind als Referenzgruppe zu nehmen und den darin lebenden Partnern durch das Matching jeweils (zwei) alleinlebende Erwachsene als Vergleichsgruppe zuzuordnen. Dies ist auch aus methodischer Sicht (Abschnitt 3.2.3 und Abschnitt 3.3.3) das angemessene Verfahren, da der Mehrbedarf einer zweiten Person in einem Paarhaushalt untersucht werden soll, somit Paarhaushalte die Treatmentgruppe und die Ein-Personen-Haushalte die Kontrollgruppe darstellen und zudem mit einer verketteten Vergleichsgruppenbildung die Konsistenz des Gesamtsystem der Äquivalenzskalen erreicht werden soll. Effektiv führt das Matching allerdings zu besser vergleichbaren Gruppen von Haushalten, wenn stattdessen den Personen, die in Ein-Personen-Haushalten leben, Partner zugeordnet werden,

die in einem Zwei-Personen-Haushalt leben, d.h. wenn in umgekehrter Richtung gematcht wird. Daher werden hier – zumindest für die aus theoretischer Sicht vielversprechenderen Mehr-Gleichungs-Ansätze – alternativ Analysen durchgeführt, die auf Matchings in beiden Richtungen basieren.

8.1.1. Vergleichsgruppen

a) Matching von Ein-Personen- zu Paarhaushalten

Beim Matching von Ein-Personen- zu Paarhaushalten wird von den untersten 15% der nach Ausschluss der Bezieher existenzsichernder Sozialleistungen ohne eigenes Einkommen nach dem Nettoeinkommen geschichteten Paarhaushalte ohne Kinder ausgegangen. Für das Matching werden wieder alternativ das *Nearest-Available-Pair-Matching* und das *Optimal Matching* verwendet, wobei jeweils erneut drei Matching-Varianten erstellt werden, die auf unterschiedlichen Distanzmaßen – Mahalanobis-Distanz, Mahalanobis-Matching-Distanz und Gower-Distanz – basieren.

Beim Matching in dieser Richtung wird versucht, jedem Paarhaushalt jeweils einen allein lebenden Mann und eine allein lebende Frau hinzu zuzuspielen, so dass ein 1-zu-2-Matching vorliegt. Diesem Vorgehen liegt die Überlegung zugrunde, dass sich die Konsumpräferenzen von Männern und Frauen zumindest in einigen Güterbereichen unterscheiden. Während sich dies bei allein lebenden Männern und alleinlebenden Frauen in unterschiedlichem Konsumverhalten der Einpersonenhaushalte widerspiegeln dürfte, wird das Konsumverhalten in Paarhaushalten von Kompromissen zwischen den Partnern geprägt sein. Zudem ist auch das durchschnittliche Einkommen von alleinlebenden Männern und Frauen verschieden. Würden den Paarhaushalten nur Männer oder nur Frauen hinzugespielt, würden sich daher jeweils unterschiedliche Äquivalenzskalenwerte ergeben (vgl. dazu eine entsprechende Sensitivitätsanalyse in Abschnitt 8.5.1). Dies bedeutet, dass bei einem Matching, bei dem nicht auf den Geschlechterproporz geachtet wird, die Ergebnisse davon abhängen können, ob den Paarhaushalten eher Männer oder eher Frauen zugespielt werden oder ob das Verhältnis ausgeglichen ist. Da bei den Paarhaushalten nur gemischt-geschlechtliche Haushalte betrachtet werden, ist es durchaus sinnvoll, etwa genauso viele Männer wie Frauen zuzuspielen, um den durchschnittlichen Mehrbedarf beim gemeinsamen Wirtschaften jeweils eines Mannes und einer Frau angemessen zu erfassen. Allerdings wird damit in der Vergleichsgruppe der Ein-Personen-Haushalte ein Geschlechterverhältnis hergestellt, das nicht dem in der Grundgesamtheit aller Ein-Personen-Haushalte entspricht, weshalb mit dieser Auswahl nicht das durchschnittliche Konsumverhalten der Ein-Personen-Haushalte erfasst wird. Um für das 1-zu-2-Matching aus einer hinreichend großen Zahl an Kontrollbeobachtungen wählen zu können, werden bei den Ein-Personen-Haushalten bezogen auf das Nettohaushaltseinkommen die unteren 80% betrachtet. Hier sei allerdings bereits angemerkt, dass trotzdem nicht allen Paarhaushalten jeweils ein Mann und eine Frau zugespielt werden können (vgl. Abschnitt 8.1.3).

Beim Zusammenspielen von Paar- und Ein-Personen-Haushalten erweisen sich die Unterschiede in der Haushaltszusammensetzung generell als Problem. Beim Vergleich von Paarhaushalten mit und ohne Kind kann jeweils eine Kombination der Merkmale der beiden erwachsenen Personen betrachtet werden, um eine möglichst große Ähnlichkeit der Haushalte in Bezug auf beide Partner zu

erreichen. Beim Matching von Paar- und Ein-Personen-Haushalten gilt es dagegen, jeweils einen allein lebenden Mann und eine allein lebende Frau zu finden, die in der Kombination ihrer Merkmale dem Paarhaushalt möglichst ähnlich sind, um insgesamt Vergleichsgruppen zu haben, die sowohl die Merkmale von Frauen als auch von Männern vergleichbar abbilden. Hierfür wird bei den zu berücksichtigenden Merkmalen unterschiedlich verfahren. Folgende Merkmale sollen berücksichtigt werden.¹³⁵

- Alter
- Bildungsabschluss
- Erwerbsstatus
- Saldo aus Schulden und Vermögen
- Anteil der Lebensmittelausgaben am Haushaltseinkommen
- Ausgaben für Kleidung

Beim Alter wird bei Paarhaushalten beim Hinzuspielen von Ein-Personen-Haushalten von Männern das Alter des männlichen Partners berücksichtigt, beim Hinzuspielen von Ein-Personen-Haushalten von Frauen das Alter des weiblichen Partners. Da die Altersunterschiede zwischen den Partnern überwiegend gering sind, werden hierdurch zumeist auch Männer und Frauen ähnlichen Alters hinzugespielt.¹³⁶

Beim Bildungsabschluss und beim Erwerbsstatus werden nicht einfach die individuellen Merkmale verwendet, sondern bei Paaren werden aus der jeweiligen Merkmalskombination die Ausprägungen desjenigen Partners gewählt, dessen Einkommenskapazität und tatsächliche Erwerbsarbeit das Wohlfahrtsniveau des Haushalts stärker bestimmen. Hintergrund ist die Überlegung, dass in Paarhaushalten beide Partner von den gemeinsamen Ressourcen profitieren. Da bei den hier durchzuführenden Analysen nicht das individuelle Wohlfahrtsniveau zwischen allein lebenden Personen und solchen in Partnerschaften verglichen werden, sondern die Frage untersucht werden soll, welche zusätzlichen Ausgaben in einem Haushalt entstehen, wenn eine zweite Person hinzu kommt, ist es sinnvoll, sich an den Ressourcen der Person zu orientieren, die einen größeren Beitrag zum materiellen Wohlfahrtsniveau des Haushalts leistet. Hierbei ist zu beachten, dass diese Zusatzausgaben nicht den Ausgaben für die zweite Person entsprechen müssen, da die *Economies of scale* durch Vergrößerung des Haushalts auch die Kosten für die erste Person senken (vgl. Abschnitte 1.2 und v.a. 3.1).¹³⁷

Für den Bildungsabschluss wird bei Paaren daher jeweils der „höchste“ Wert verwendet und beim Erwerbsstatus die „höchste“ Arbeitszeit. Wenn bei einem Paar der Mann keinen Schulabschluss hat

¹³⁵ Auf die Berücksichtigung der Haushaltsausstattung und von Indikatoren zur Inklusion wird verzichtet, da sich wie beim Vergleich von Paaren ohne Kind mit Paaren mit Kind in diesen Punkten nur geringfügige Unterschiede zwischen den Haushaltstypen zeigen.

¹³⁶ Bei den Paarhaushalten sind die Männer durchschnittlich drei Jahre älter als die Frauen, vgl. Tabelle 8-2.

¹³⁷ Dieser Gedanke liegt auch bereits bei den momentanen Regelbedarfen für Paare (jeweils 90% des Regelbedarfs von allein lebenden Personen) zugrunde, wobei als Mehrbedarf für die zweite Person 80% unterstellt wird.

und die Frau ein Abitur, dann wird also das Abitur der Frau berücksichtigt. Wenn der Mann in Vollzeit beschäftigt ist, die Frau geringfügig, wird die Vollzeitbeschäftigung des Mannes verwendet. Beim Bildungsabschluss ist dieses Vorgehen eher unproblematisch, zumal sich die Partner zumeist auch beim Bildungsabschluss sehr ähnlich sind. Bei etwa 50% der Paare weisen beide Partner den gleichen Bildungsabschluss auf und in circa 66% aller Fälle Abschlüsse auf, die entsprechend der hier berücksichtigten Merkmalsausprägungen zumindest „nebeneinander“ liegen (bspw. Fachabitur und Abitur oder Mittlere Reife und Hauptschulabschluss).

Bei der Erwerbstätigkeit ist dieses Vorgehen hingegen nicht völlig unproblematisch. Paare haben die Möglichkeit, durch innerfamiliäre Arbeitsteilung eine andere individuelle Kombination von Arbeitszeit und Eigen-/Hausarbeit zu realisieren als allein lebende Personen, so dass eine rein individuelle Zuordnung verfehlt wäre. Ein Ein-Verdiener-Paarhaushalt ist sicher nicht mit zwei allein lebenden Personen vergleichbar, von denen eine in Vollzeit und die andere nicht erwerbstätig ist. Aber auch der Vergleich mit zwei in Teilzeit arbeitenden Alleinlebenden ist offensichtlich verfehlt, da deren Aufteilung zwischen Erwerbs- und Hausarbeit nicht dem eines Paarhaushaltes entspricht. Dafür spricht vor allem, dass es nur wenige allein lebende Männer gibt, die in Teilzeit arbeiten. Andererseits werden bei der Orientierung an der „höchsten“ Arbeitszeit des Paares Ein-Verdiener-Haushalte und Doppelverdiener-Haushalte gleich behandelt, indem bspw. bei mindestens einem in Vollzeit erwerbstätigen Partner jeweils immer möglichst zwei in Vollzeit Erwerbstätige zugespielt werden. Unter dem Gesichtspunkt des Beitrags zum Wohlstandsniveau des Haushalts relativiert sich dieses Problem jedoch wieder, da allein Lebende wie auch Doppelverdiener-Paarhaushalte höhere Steuern zahlen als Ein-Verdiener-Paare, und somit mögliche Fehler aufgrund von Unterschieden in den Arbeitszeiten tendenziell abgeschwächt werden. Wägt man alle Vor- und Nachteile der unterschiedlichen Zuordnungsmöglichkeiten ab, erscheint das hier gewählte Vorgehen am besten. Allerdings führt es zu einem höheren Anteil Erwerbstätiger bei den Ein-Personen-Haushalten (siehe Tabelle 8-2), was aber nicht gegen eine Vergleichbarkeit der betrachteten Gruppen im Wohlfahrtsniveau spricht.

Beim Erwerbsstatus wurden wie beim Matching für die RBS 4 bis 6 einige Matching-Kombinationen ausgeschlossen. Einen Überblick über die als zulässig erachteten Kombinationen gibt Tabelle 8-1. Ausgeschlossen wird beispielsweise, dass durch das Matching eine vollzeit erwerbstätige allein lebende Person einem Paarhaushalt zugespielt wird, in dem die maximale Erwerbstätigkeit eine Teilzeitbeschäftigung ist.

Tabelle 8-1: Ein-Personen- und Paarhaushalte: Zulässige Matches bei der Erwerbstätigkeit

	VZ	TZ	Midi	Mini	NE
VZ	x				
TZ		x	x	x	
Midi		x	x	x	
Mini		x	x	x	
NE					x

x=zulässige Kombination;

VZ=Vollzeit; TZ=Teilzeit; Midi=Midi-Job, Mini=Mini-Job; NE=nicht erwerbstätig

Auch der Saldo aus Vermögen und Schulden kann nicht ohne weiteres in absoluter Höhe als Matching-Merkmal verwendet werden, da dieser beim Paarhaushalt zwei Personen zugeschrieben werden muss. Bereits bei einem deskriptiven Vergleich zeigt sich in dieser Hinsicht ein relativ großer Unterschied zwischen Ein-Personen- und Paarhaushalten (vgl. auch Tabelle 8-2). Um dennoch einen Vergleich zu ermöglichen, wurde sowohl für die Ein-Personen- als auch die Paarhaushalte eine Standardisierung durchgeführt:

$$s_{it}^* = \frac{s_{it} - \bar{s}_t}{\sigma_{st}} \quad (8-1)$$

Hierbei ist s_{it} der Saldo eines Haushaltes i vom Typus t , \bar{s}_t der Mittelwert des Saldos beim Haushaltstypus t und σ_{st} die entsprechende Standardabweichung. Durch diese Standardisierung werden nun relative Vermögenssituationen statt absoluter verglichen. Zwei Haushalte sind sich beispielsweise dann ähnlich, wenn sie beide einen überdurchschnittlich hohen Saldo aufweisen, der gemessen in Standardabweichungen gleich weit über dem gruppenspezifischen Mittelwert liegt.

Der Anteil der Lebensmittelausgaben am Haushaltseinkommen wurde beim Matching unverändert benutzt. Bei den Kleidungsausgaben wurden die Ausgaben des Paarhaushaltes für den Mann verwendet, wenn Ein-Personen-Haushalte von Männern hinzugespielt wurden, und die Ausgaben des Paarhaushaltes für die Frau analog dazu dann, wenn Ein-Personen-Haushalte von Frauen hinzugespielt wurden.

b) Matching von Partnern aus Paarhaushalten zu alleinlebenden Erwachsenen

Beim Matching von Partnern aus Paarhaushalten zu alleinlebenden Erwachsenen wird, bezogen auf das Nettoeinkommen, zunächst von den untersten 15% der Ein-Personen-Haushalte ausgegangen. Im Gegensatz zum Matching von Ein-Personen-Haushalten zu Paarhaushalten wird hier nur das 1-zu-1-Zuordnungsverfahren gewählt, also jedem Ein-Personen-Haushalt nur ein Paarhaushalt zugespielt. Dies ermöglicht es, eine kleinere Gruppe von Paarhaushalten für die Auswahl beim Matching abzugrenzen, was allein schon für eine bessere Vergleichbarkeit sorgen sollte. Daher werden bei den Paarhaushalten die untersten 50% bezogen auf das Nettoeinkommen betrachtet.¹³⁸

Auch für das Matching ausgehend von Ein-Personen-Haushalten werden die gleichen Merkmale und Konstrukte verwendet, wie sie im vorherigen Abschnitt beschrieben wurden. Dabei ergeben sich nun beim Zusammenspielen der Haushalte einige andere Probleme. Da nun nicht mehr von den Paarhaushalten ausgegangen wird, kann nicht sichergestellt werden, dass auch alle Typen von Paarhaushalten in der Vergleichsgruppe enthalten sind. Dies gilt vor allem angesichts der Behandlung der Erwerbstätigkeit in Paarhaushalten. Da, durchaus gut begründet, alle Paare mit einem

¹³⁸ Bei den Auswertungen zu den RBS 4 bis 6 wurde eine Grenze von 66% gewählt. Hier wurde eine niedrigere Abgrenzung getroffen, da sich Ein-Personen- und Paarhaushalte bezüglich ihres Einkommens deutlich stärker unterscheiden als Paarhaushalt mit und ohne Kinder. Das gilt insbesondere, wenn bei den Ein-Personen-Haushalten von den untersten 15% ausgegangen wird. Die niedrigere Grenzziehung dient dazu, ein Matching von Haushalten mit stark unterschiedlichen Einkommen zu vermeiden.

vollzeit erwerbstätigen Partner gleich behandelt werden, unabhängig davon in welchem Umfang der Partner erwerbstätig ist, wird jeder in Vollzeit erwerbstätigen allein lebenden Person ein so klassifizierter Paarhaushalt zugespielt. Ob dabei Ein-Verdiener- oder Doppelverdiener-Haushalte zugespielt werden kann nicht kontrolliert werden. Diese müssen daher nicht in der gleichen Relation in der Gruppe enthalten sein wie in der Grundgesamtheit. Da aber Ein-Verdiener-Haushalte bei Paaren ohne Kinder relativ selten vorkommen, sollte dies kein allzu großes Problem darstellen.

Ansonsten wird bei diesem umgekehrten Matching in jeder Hinsicht analog vorgegangen, also die drei bisher verwendeten Abstandsmaße zur Erstellung mehrerer Matching-Varianten benutzt und sowohl ein *Nearest-Available-Pair-Matching* als auch ein *Optimal Matching* durchgeführt.

8.1.2. Vergleichbarkeit der Gruppen ohne Matching

In Tabelle 8-2 sind deskriptive Kennwerte für Ein-Personen- und Paarhaushalte bei verschiedenen Abgrenzungen der Haushaltsgruppen zu sehen. Ausgewiesen sind Ergebnisse ohne Einschränkungen der Fallauswahl über das Haushaltsnettoeinkommen, Ergebnisse für die untersten 15% der Ein-Personen- und der Paarhaushalte sowie Resultate für die untersten 80% der Ein-Personen-Haushalte. Im oberen Teil der Tabelle sind die jeweiligen Werte angegeben, wenn jeweils alle Haushalte incl. der Rentnerhaushalte betrachtet werden, und im unteren Teil der Tabelle die Werte, wenn Rentnerhaushalte nicht berücksichtigt werden.

Beim Alter ist das durchschnittliche Alter angegeben, bei der Erwerbstätigkeit der Anteil an Personen, die mindestens einen Mini-Job aufweisen, beim Schulabschluss der Anteil an Personen mit Abitur und beim Vermögenssaldo, den Lebensmittelausgaben und den Kleidungsausgaben die Mittelwerte, wobei die Werte für den Vermögenssaldo hier nicht standardisiert werden. Bei geschlechtsspezifischen Kennwerten (z.B. Alter der Frau) beziehen sich die Resultate bei den Ein-Personen-Haushalten nur auf den jeweiligen Teil dieser Haushalte, während alle Paarhaushalte erfasst werden.

Unabhängig von der genauen Abgrenzung der Vergleichsgruppen zeigen sich folgende Tendenzen: Personen in Ein-Personen-Haushalten sind jünger und gebildeter als Personen in Paarhaushalten. Werden bei Ein-Personen- und Paarhaushalten die gleichen Abgrenzungen bezüglich des Nettoeinkommens gewählt, dann unterscheiden sich die durchschnittlichen Ausgaben für Lebensmittel nur geringfügig, während sich bei den Ausgaben für Kleidung insgesamt und dem Saldo aus Vermögen und Schulden deutliche Unterschiede zeigen, was allerdings wenig überrascht. Wird bei den Kleidungsausgaben nach dem Geschlecht differenziert, fallen die Unterschiede deutlich geringer aus.

Unterschiede zwischen den Gruppen mit und ohne Rentnerhaushalte sind erwartungsgemäß beim Alter und dem Erwerbsstatus zu sehen. Auch der durchschnittliche Vermögenssaldo ist in der Gruppe mit Rentner etwas höher. Bei den laufenden Ausgaben wird in der Gruppe ohne Rentner tendenziell weniger für Lebensmittel aber mehr für Kleidung ausgegeben. Diese Muster zeigen sich sowohl bei den Paar- als auch den Ein-Personen-Haushalten.

*Tabelle 8-2: Sozio-demografische Merkmale und Wohlfahrtsindikatoren:
Anteile bzw. Durchschnittswerte für die jeweiligen Haushaltsgruppen
(Ausgaben bezogen auf ein Quartal)*

	Haushaltstypen					
	A	AA	A (80%)	AA (15%)	AA (50%)	A (15%)
mit Rentnerhaushalten						
Alter des Mannes Ø	50 J.	59 J.	49 J.	68 J.	61 J.	46 J.
Alter der Frau Ø	55 J.	56 J.	55 J.	57 J.	58 J.	52 J.
Erwerbstätigkeit Mann	55%	39%	51%	15%	25%	19%
Erwerbstätigkeit Frau	46%	39%	43%	16%	25%	17%
Höherer Schulabschluss Mann	41%	30%	34%	20%	21%	36%
Höherer Schulabschluss Frau	33%	23%	28%	17%	16%	31%
Anteil Lebensmittelausgaben Ø	10%	10%	11%	17%	13%	17%
Vermögenssaldo Ø	82.816 €	197.823 €	52.548 €	64.907 €	113.298 €	14.318 €
Ausgaben für						
Lebensmittel (absolut)	495 €	981 €	479 €	816 €	902 €	391 €
Kleidung (insgesamt)	173 €	331 €	150 €	160 €	225 €	84 €
Kleidung Mann	114 €	121 €	94 €	59 €	83 €	58 €
Kleidung Frau	194 €	209 €	168 €	100 €	141 €	92 €
n	11.421	15.322	9.093	2.318	7.714	1.705
Anteil Frauen	65%		68%			68%
ohne Rentnerhaushalte						
Alter des Mannes Ø	42 J.	51 J.	41 J.	49 J.	51 J.	38 J.
Alter der Frau Ø	43 J.	48 J.	53 J.	46 J.	48 J.	39 J.
Erwerbstätigkeit Mann	78%	63%	75%	33%	52%	30%
Erwerbstätigkeit Frau	78%	64%	78%	34%	54%	33%
Höherer Schulabschluss Mann	47%	33%	41%	27%	24%	48%
Höherer Schulabschluss Frau	44%	30%	40%	26%	24%	46%
Anteil Lebensmittelausgaben Ø	9%	10%	10%	16%	12%	16%
Vermögenssaldo Ø	70.666 €	184.810 €	44.047 €	60.972 €	103.906 €	13.102 €
Ausgaben für						
Lebensmittel (absolut)	481 €	980 €	463 €	795 €	897 €	368 €
Kleidung (insgesamt)	195 €	371 €	172 €	167 €	260 €	99 €
Kleidung Mann	130 €	136 €	112 €	63 €	96 €	67 €
Kleidung Frau	226 €	233 €	197 €	111 €	163 €	111 €
n	7.061	9.341	5.614	1.418	4.727	1.056
Anteil Frauen	60%		63%			64%

Tabelle 8-3: Dissimilaritätsindex \mathcal{L} für verschiedene Merkmale und Abgrenzungen der Haushalte

	Alle Haushalte	80%/15%	15%/50%	15%/15%
<i>mit Rentnerhaushalten</i>				
Alter	0,17	0,20	0,29	0,27
Alter des Mannes (x)	0,31	0,37	0,42	0,40
Alter der Frau (x)	0,17	0,20	0,22	0,20
Erwerbstätigkeit (x)	0,08	0,22	0,19	0,08
Erwerbstätigkeit Mann	0,16	0,36	0,08	0,05
Erwerbstätigkeit Frau	0,11	0,28	0,09	0,01
Höherer Schulabschluss (x)	0,04	0,10	0,07	0,08
Höherer Schulabschluss Mann	0,11	0,22	0,16	0,18
Höherer Schulabschluss Frau	0,13	0,21	0,16	0,17
Anteil Lebensmittelausgaben (x)	0,08	0,41	0,21	0,11
Vermögenssaldo (x)	0,07	0,05	0,06	0,04
Kleidung Mann (x)	0,05	0,18	0,14	0,08
Kleidung Frau (x)	0,05	0,17	0,24	0,14
Sozio-Demographie	0,27	0,31	0,47	0,37
Sozio-Demographie (M)	0,34	0,43	0,82	0,77
Sozio-Demographie (W)	0,22	0,41	0,59	0,51
Wohlfahrtsindikatoren	0,35	0,50	0,50	0,39
Wohlfahrtsindikatoren (M)	0,28	0,53	0,50	0,41
Wohlfahrtsindikatoren (W)	0,22	0,50	0,52	0,49
n	26.743	11.411	9.419	4.023
<i>ohne Rentnerhaushalte</i>				
Alter	0,29	0,27	0,33	0,31
Alter des Mannes (x)	0,35	0,37	0,40	0,38
Alter der Frau (x)	0,21	0,27	0,26	0,24
Erwerbstätigkeit (x)	0,13	0,28	0,44	0,23
Erwerbstätigkeit Mann	0,15	0,43	0,26	0,07
Erwerbstätigkeit Frau	0,22	0,46	0,23	0,02
Höherer Schulabschluss (x)	0,02	0,07	0,13	0,12
Höherer Schulabschluss Mann	0,14	0,18	0,24	0,22
Höherer Schulabschluss Frau	0,17	0,18	0,24	0,22
Anteil Lebensmittelausgaben (x)	0,08	0,43	0,23	0,11
Vermögenssaldo (x)	0,07	0,06	0,06	0,04
Kleidung Mann (x)	0,05	0,22	0,15	0,11
Kleidung Frau (x)	0,05	0,20	0,21	0,12
Sozio-Demographie	0,34	0,38	0,60	0,47
Sozio-Demographie (M)	0,38	0,51	0,81	0,48
Sozio-Demographie (W)	0,29	0,50	0,68	0,33
Wohlfahrtsindikatoren	0,38	0,54	0,54	0,45
Wohlfahrtsindikatoren (M)	0,29	0,54	0,53	0,41
Wohlfahrtsindikatoren (W)	0,26	0,54	0,55	0,42
n	16.402	7.032	5.783	2.474

In Tabelle 8-3 sind die Ergebnisse für den Dissimilaritätsindex \mathcal{L} (vgl. Abschnitt 3.2.3.e) für die betrachteten Merkmale und Abgrenzungen der Vergleichsgruppen dargestellt. Bei den sozio-demographischen Merkmalen finden sich neben geschlechtsspezifischen Betrachtungen, bei denen jeweils die Männer bzw. Frauen aus den Paarhaushalten mit allein lebenden Männern bzw. Frauen verglichen werden, auch zusammengefasste Betrachtungen. Bei der Erwerbstätigkeit und beim Bildungsabschluss wurde bei Paarhaushalten wie zuvor beschrieben vorgegangen und immer der „höchste“ Wert verwendet. Beim Alter wurde bei Paarhaushalten der Mittelwert aus dem Alter der Frau und dem Alter des Mannes gebildet. Bei der geschlechtsspezifischen Betrachtung wird somit nur ein Teil der Ein-Personen-Haushalte berücksichtigt, während bei der zusammengefassten Betrachtung alle Paar- und Ein-Personen-Haushalte miteinander verglichen werden. Die Merkmale, die beim Matching verwendet werden, sind mit einem \times gekennzeichnet. Zur Berechnung von \mathcal{L} beim Vermögenssaldo wurde die standardisierte Variante dieser Variablen verwendet.

Neben den Ergebnissen für einzelne Merkmale finden sich in Tabelle 8-3 auch Ergebnisse für \mathcal{L} , bei denen die sozio-demographischen Merkmale bzw. die Wohlfahrtsindikatoren zusammengefasst betrachtet werden¹³⁹ – ganz analog zum Vorgehen bei den RBS 4 bis 6. (vgl. Abschnitt 7.1). Für die quantitativen Merkmale wurden dieselben Unterteilungen der Merkmalswerte in Intervalle verwendet wie bei Kindern. Hierdurch ist bei der Interpretation der Resultate wieder Vorsicht geboten, und die dargestellten Resultate sollten vor allem als Benchmark für die Matching-Varianten gesehen werden.

Betrachtet man der Kürze halber nur diese zusammenfassenden Resultate für \mathcal{L} , zeigt sich sowohl bei den sozio-demographischen Merkmalen als auch bei den Wohlfahrtsindikatoren, dass die niedrigsten (d.h. günstigsten) Werte bei Verwendung des gesamten Einkommensbereichs resultieren. Werden bei den Einpersonenhaushalten die untersten 80% und bei den Paarhaushalten die untersten 15% betrachtet, ergeben sich bei den Wohlfahrtsindikatoren die höchsten (d.h. ungünstigsten) Werte, während dies bei den sozio-demographischen Merkmalen dann der Fall ist, wenn bei beiden Gruppen die untersten 15% betrachtet werden. Ein direkter Vergleich der beiden Haushaltsgruppen im untersten Einkommensbereich scheint also nicht unproblematisch zu sein.

8.1.3. Vergleichbarkeit der Gruppen mit Matching

a) Matching ausgehend von Paarhaushalten

Betrachtet werden hier zunächst die Resultate des Matching für den Fall, dass dabei Ein-Personen-Haushalte Paarhaushalten zugeordnet werden. In Tabelle 8-4 sind Ergebnisse für den Index \mathcal{L} bei den verschiedenen Distanz-Varianten zu sehen, wenn *Optimal Matching* und alle drei Wohlfahrtsindikatoren (Lebensmittel, Kleidung, Saldo) verwendet werden. Schließt man die Rentnerhaushalte nicht aus, so werden bei allen drei Matching-Varianten insgesamt 6.194 Haushalte betrachtet. Dies umfasst 4.024 Ein-Personen- und 2.170 Paarhaushalte. Bei den Einpersonenhaushal-

¹³⁹ Zur Sozio-Demographie gehören Alter, Bildung und Erwerbstätigkeit. Die Wohlfahrtsindikatoren umfassen Lebensmittelausgaben, Ausgaben für Kleidung sowie den Vermögenssaldo.

ten handelt es sich bei 1.854 Fällen um allein lebende Männer und in 2.170 Fällen um allein lebende Frauen. Werden Rentnerhaushalte nicht mitberücksichtigt, basieren die Ergebnisse auf 3.787 Beobachtungen, von denen 2.451 Ein-Personen- und 1.336 Paarhaushalte sind. Die 2.451 Ein-Personen-Haushalte umfassen insgesamt 1.115 alleinlebende Männer und 1.346 alleinlebende Frauen. Es werden somit bei allen Matching-Varianten weniger Männer als Frauen zu den Paarhaushalten hinzugespielt. Ursache hierfür sind die in Tabelle 8-1 zu sehenden Einschränkungen bezüglich der erlaubten Matchings. Beispielsweise gibt es bei den untersten 15% der Paarhaushalte 633 Haushalte, bei denen beide Partner nicht erwerbstätig sind. Bei den alleinlebenden Männern sind dies lediglich 508 Haushalte. Ähnlich verhält es sich, wenn keine in Vollzeit erwerbstätige Person im Paarhaushalt lebt.

Tabelle 8-4: Dissimilaritätsindex \mathcal{L} für verschiedene Merkmale und Matchingvarianten

	Vergleichsgruppen mit Rentnern			Vergleichsgruppen ohne Rentner		
	Mahalanobis	Mahalanobis-Matching	Gower	Mahalanobis	Mahalanobis-Matching	Gower
Alter	0,14	0,15	0,13	0,23	0,24	0,22
Alter des Mannes (x)	0,23	0,23	0,22	0,31	0,33	0,28
Alter der Frau (x)	0,07	0,08	0,05	0,15	0,16	0,13
Erwerbstätigkeit (x)	0,02	0,02	0,02	0,03	0,03	0,03
Erwerbstätigkeit Mann	0,12	0,12	0,12	0,24	0,24	0,24
Erwerbstätigkeit Frau	0,11	0,11	0,11	0,22	0,22	0,22
Höherer Schulabschluss (x)	0,06	0,06	0,06	0,09	0,09	0,09
Höherer Schulabschluss Mann	0,19	0,19	0,19	0,25	0,25	0,25
Höherer Schulabschluss Frau	0,13	0,13	0,13	0,17	0,16	0,16
Anteil Lebensmittelausgaben (x)	0,20	0,20	0,21	0,21	0,20	0,22
Vermögenssaldo (x)	0,05	0,05	0,05	0,06	0,06	0,06
Kleidung Mann (x)	0,11	0,11	0,11	0,16	0,16	0,15
Kleidung Frau (x)	0,06	0,06	0,06	0,09	0,08	0,08
Sozio-Demographie	0,18	0,19	0,17	0,28	0,29	0,26
Sozio-Demographie (M)	0,30	0,30	0,28	0,43	0,43	0,40
Sozio-Demographie (W)	0,23	0,23	0,22	0,31	0,31	0,31
Wohlfahrtsindikatoren	0,36	0,36	0,36	0,40	0,40	0,41
Wohlfahrtsindikatoren (M)	0,43	0,43	0,44	0,40	0,40	0,42
Wohlfahrtsindikatoren (W)	0,27	0,27	0,27	0,34	0,33	0,34
n	6.194	6.194	6.194	3.787	3.787	3.787

Betrachtet man zunächst die zusammenfassenden Varianten von \mathcal{L} für die sozio-demographischen Merkmale und die Wohlfahrtsindikatoren, zeigt sich bei ersteren verglichen mit allen in Tabelle 8-3 dargestellten Varianten eine Verbesserung. Bei den Wohlfahrtsindikatoren ergibt sich beim Vergleich mit dem Wert von \mathcal{L} bei Verwendung des gesamten Einkommensbereichs zwar eine Verschlechterung. Dies ist darauf zurückzuführen, dass in höheren Einkommensbereichen Ein-Personen-Haushalte hinsichtlich dieser Merkmale den Paarhaushalten ähnlicher sind als im unteren Einkommensbereich. Dies gilt insbesondere bei den Lebensmittel- und Kleidungsausgaben von Männern. Betrachtet man bei den Paarhaushalten nur die untersten 15%, erhöht sich auch bei den Wohlfahrtsindikatoren die Ähnlichkeit gegenüber beiden Varianten in Tabelle 8-3. Neben den

Werten für Lebensmittel- und Kleidungsausgaben steigt die Vergleichbarkeit der Haushaltsgruppen insbesondere bei der Erwerbstätigkeit beträchtlich. Dies gilt sowohl für die Vergleichsgruppen mit und ohne Rentnerhaushalte.

Insgesamt zeigen die Ergebnisse in Tabelle 8-4, dass durch das Matching eine deutliche Verbesserung der Vergleichbarkeit der Haushalte beiderlei Typs erreicht wird, wobei dies allerdings vor allem bei den sozio-demographischen Merkmalen zutrifft, während sich bei den Wohlfahrtsindikatoren zumindest im Vergleich zur Abgrenzung beider Gruppen als unterste 15% der Einkommensverteilung keine Verbesserung mehr zeigt. Dies spricht tendenziell dafür, dass zwar das Wohlfahrtsniveau der beiden Gruppen auch bei einfacher Abgrenzung der unteren 15% evtl. vergleichbar ist. Die zusätzlichen sozio-demografischen Variablen, wie z.B. die Berücksichtigung der Erwerbstätigkeit, bestimmen jedoch evtl. Unterschiede im Ausgabenverhalten¹⁴⁰, so dass durch das Matching insgesamt eine für die vorliegenden Fragestellung bessere Vergleichbarkeit der Gruppen erreicht wird. Ergänzende Tabellen mit deskriptiven Statistiken zu den gematchten Vergleichsgruppen im Anhang zu diesem Kapitel bestätigen dies.

Vergleicht man die Matching-Varianten untereinander, so zeigen sich lediglich geringfügige Unterschiede. Bei den sozio-demographischen Merkmalen schneidet die Gower-Distanz insgesamt am besten ab, bei den Wohlfahrtsindikatoren sind praktisch keine Unterschiede vorhanden. Da somit – wie bei den Analysen für die RBS 4 bis 6 – keine großen Unterschiede zwischen den Matching-Varianten auftreten und zwischen diesen nicht diskriminiert werden kann, werden im weiteren alle drei Matching-Varianten verwendet.

b) Matching ausgehend von Ein-Personen-Haushalten

Werden umgekehrt Partner aus Paarhaushalten zu Ein-Personen-Haushalten zugespielt erhält man Vergleichsgruppen, die 1.009 Ein-Personen- und 4.466 Paarhaushalte umfassen, wenn Rentnerhaushalte nicht berücksichtigt werden und 1.624 bzw. 7.255 Haushalte unter Einschluss der Rentnerhaushalte.

Ergebnisse zur Übereinstimmung der Vergleichsgruppen finden sich in Tabelle 8-5. Diese basieren auf *Optimal Matching* und allen drei Wohlfahrtsindikatoren (Lebensmittel, Kleidung, Vermögenssaldo). Die Merkmale, auf die gematcht wurde, sind wieder mit einem x gekennzeichnet. Vergleicht man die Ergebnisse mit denen des Matchings ausgehend von Paarhaushalten in Tabelle 8-4, so zeigt sich, dass die Übereinstimmung teils höher und teils niedriger ist. Bei der Erwerbstätigkeit und der Bildung ist \mathcal{L} beispielsweise durchgängig niedriger, während beim Alter höhere Werte vorliegen. Die zusammenfassenden Werte in den unteren Teilen der Tabellen fallen insgesamt höher aus als beim Matching ausgehend von Paarhaushalten, allerdings verdeutlichen die gerade genannten Beispiele, dass nicht unbedingt von einer schlechteren Vergleichbarkeit ausgegangen werden kann.

¹⁴⁰ Z.B. mögen in Vollzeit berufstätige Personen in der Höhe abweichende Ausgaben für Lebensmittel und Kleidung haben, da sie weniger Zeit zur Essenzubereitung zur Verfügung haben und im Beruf höherwertige Kleidung brauchen.

Tabelle 8-5: Dissimilaritätsindex \mathcal{L} für verschiedene Merkmale und Matchingvarianten

	Vergleichsgruppen mit Rentnern			Vergleichsgruppen ohne Rentner		
	Mahalanobis	Mahalanobis-Matching	Gower	Mahalanobis	Mahalanobis-Matching	Gower
Alter	0,24	0,24	0,23	0,30	0,30	0,30
Alter des Mannes (x)	0,37	0,37	0,37	0,36	0,36	0,36
Alter der Frau (x)	0,17	0,18	0,17	0,23	0,23	0,22
Erwerbstätigkeit (x)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Erwerbstätigkeit Mann	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06	0,06
Erwerbstätigkeit Frau	0,05	0,05	0,05	0,11	0,11	0,10
Höherer Schulabschluss (x)	0,00	0,00	0,00	0,06	0,04	0,04
Höherer Schulabschluss Mann	0,12	0,12	0,12	0,16	0,14	0,15
Höherer Schulabschluss Frau	0,13	0,13	0,13	0,19	0,18	0,17
Anteil Lebensmittelausgaben (x)	0,08	0,07	0,08	0,10	0,09	0,11
Vermögenssaldo (x)	0,08	0,08	0,07	0,16	0,16	0,14
Kleidung Mann (x)	0,09	0,09	0,10	0,13	0,13	0,14
Kleidung Frau (x)	0,09	0,09	0,08	0,13	0,14	0,13
Sozio-Demographie	0,29	0,30	0,27	0,39	0,39	0,36
Sozio-Demographie (M)	0,42	0,43	0,42	0,46	0,47	0,45
Sozio-Demographie (W)	0,27	0,26	0,26	0,34	0,34	0,32
Wohlfahrtsindikatoren	0,40	0,40	0,39	0,62	0,63	0,67
Wohlfahrtsindikatoren (M)	0,35	0,35	0,36	0,55	0,56	0,60
Wohlfahrtsindikatoren (W)	0,30	0,30	0,30	0,55	0,55	0,60
n	3240	3240	3240	2014	2014	2014

Ergänzende Tabellen mit deskriptiven Statistiken zu den gematchten Vergleichsgruppen finden sich im Anhang zu diesem Kapitel. Vergleich man diese mit der Matching-Variante, die von Paarausgaben ausgeht, so zeigt sich, dass bei den Mittelwerten eine deutlich höhere Übereinstimmung erreicht werden kann.

8.2. Leere Ausgabenkategorien (*Zero Expenditure*) und Ausreißer

Um zu untersuchen, ob leere oder fehlende Ausgabenkategorien (*Zero Expenditure*) bei den Berechnungen für die RBS 2 ein Problem darstellen, wurde analog zu den Auswertungen für die RBS 4 bis 6 vorgegangen. Zunächst wurde für die einzelnen Abteilungen, in denen die regelbedarfsrelevanten Güter zusammengefasst sind, betrachtet, wie häufig solche Angaben von Null Euro vorliegen. Anschließend wurden Probit-Modelle geschätzt und deren Modellgüte über die entsprechenden Gütekriterien bewertet. Zusätzlich wird in diesem Abschnitt auch noch der Frage nachgegangen, inwiefern die Daten für die Analysen zur RBS 2 Ausreißer enthalten.

8.2.1. Deskriptive Ergebnisse

In Tabelle 8-6 ist für jede der 11 EVS-Abteilungen der Anteil an Beobachtungen angegeben, die Angaben von Null Euro aufweisen. Dabei sind die Anteile sowohl für den gesamten Einkommensbereich als auch für die Vergleichsgruppen angegeben, die sich beim Matching über *Optimal Matching*

mit Mahalanobis-Matching-Distanz ergeben. Dabei sind die Ergebnisse für beide Richtungen des Matching angegeben, Die Werte beim Matching ausgehend von Paarhaushalten wird zudem die Variante dargestellt, bei der Rentner ausgeschlossen sind. Auf eine Darstellung der Ergebnisse aller anderen Matching-Varianten wird verzichtet, da diese kaum abweichen. Auch zwischen den beiden dargestellten Matching-Varianten sind kaum Unterschiede zu sehen. Der Unterschied ist aber nicht auf das Matching-Verfahren zurück zu führen, sondern darauf, dass die Gruppe, bei der Rentner ausgeschlossen wurden, im Durchschnitt deutlich jünger und daher auch weniger gesundheitlich beeinträchtigt sind.

Bei den Abteilungen 03, 05, 06, 07, 08 und 11 liegen mehr oder weniger hohe Anteile von Nullangaben vor. Bei den anderen Abteilungen ist der Anteil der Nullangaben entweder sehr niedrig oder im Falle der Abteilung 10 sehr hoch, so dass für diese von einer expliziten Modellierung abgesehen wird.

Tabelle 8-6: Anteil der Haushalte mit der Null-Angaben für die Abteilungen der Konsumausgaben

	gesamter Einkommensbereich (mit Rentnern)	Matching ausgehend von	
		Paarhaushalten (mit Rentnern)	Ein-Personen-Haushalten (mit Rentnern)
Abteilung 01 (Nahrungsmittel)	0,00	0,00	0,00
Abteilung 03 (Bekleidung und Schuhe)	0,05	0,11	0,08
Abteilung 04 (Wohnen und Energie)	0,03	0,04	0,06
Abteilung 05 (Innenausstattung, Haushaltsgeräte)	0,07	0,13	0,13
Abteilung 06 (Gesundheitspflege)	0,06	0,09	0,10
Abteilung 07 (Verkehr)	0,21	0,29	0,28
Abteilung 08 (Nachrichtenübermittlung)	0,09	0,11	0,14
Abteilung 09 (Freizeit, Unterhaltung, Kultur)	0,02	0,04	0,03
Abteilung 10 (Bildung)	0,95	0,96	0,96
Abteilung 11 (Beherbergung, Gaststätten)	0,07	0,15	0,12
Abteilung 12 (Andere Waren und Dienstleistungen)	0,01	0,01	0,01

8.2.2. Modellierung von *Zero Expenditure*

Für die Null-Angaben in den Abteilungen 03, 05, 06, 07, 08 und 11 werden entsprechend dem in Abschnitt 6.5 beschriebenen Vorgehen Probit-Modelle für den möglichen Selektionsprozess geschätzt, wobei die über die Mahalanobis-Matching-Distanz zusammengespielten Daten verwendet werden. Bei allen Modellen werden folgende Merkmale berücksichtigt:

- eine Dummy-Variable, die bei Paarhaushalten gleich 1, sonst gleich 0 ist
- durchschnittliches Alter der Haushaltsmitglieder (einfach und quadriert)
- Erwerbstätigkeit bzw. bei Paarhaushalten die umfangreichere Erwerbstätigkeit eines der beiden Partner (Dummy-Variablen)

- Schulabschluss bzw. bei Paarhaushalten der höhere Bildungsabschluss der beiden Partner (Dummy-Variablen)
- Nettoeinkommen des Haushalts
- Stadt-Land-Region (Dummy-Variablen)
- Erhebungsquartal (Dummy-Variablen)

Bei Abteilung 07 wird zusätzlich noch eine Variable in das Modell aufgenommen, die das Vorhandensein eines oder mehrerer PKW im Haushalt erfasst. Detailliertere Übersichten zu den Modellergebnissen finden sich im Anhang zu diesem Kapitel.

Tabelle 8-7: Gütemaße für die Probit-Modelle zur Modellierung von Zero-Expenditure

Abteilung:	Bekleidung und Schuhe	Innenausstatt. Haush.geräte	Gesundheits-pflege	Verkehr	Nachrichten-übermittlung	Beherbergung Gaststätten
<i>Matching ausgehend von Paarhaushalten (ohne Rentner)</i>						
McFadden R^2	0,03	0,03	0,05	0,03	0,02	0,04
Maddala R^2	0,01	0,01	0,02	0,02	0,01	0,01
McKelvey/Zavoina R^2	0,06	0,07	0,13	0,06	0,04	0,08
ROC/AUC	0,62	0,64	0,66	0,62	0,60	0,66
<i>Matching ausgehend von Ein-Personen-Haushalten (mit Rentnern)</i>						
McFadden R^2	0,08	0,08	0,09	0,03	0,04	0,05
Maddala R^2	0,02	0,03	0,03	0,02	0,02	0,01
McKelvey/Zavoina R^2	0,16	0,17	0,20	0,07	0,08	0,20
ROC/AUC	0,71	0,71	0,72	0,63	0,64	0,69

Die Ergebnisse für die Modell-Güte sind in Tabelle 8-7 dargestellt. Wie schon bei den Auswertungen zu den RBS 4 bis 6 (vgl. Abschnitt 7.4.2) lässt sich auch hier bei keiner Variablen ein zufriedenstellendes Ergebnis erzielen. Zwar fällt bei Modellanpassung besser aus, wenn Rentner nicht ausgeschlossen werden, sie ist aber immer noch mäßig. Insgesamt legt dies den Schluss nahe, dass entweder keine Selektion vorliegt oder dass für die Modellierung relevante Variablen fehlen. Dies könnten bei der Abteilung 06 beispielsweise fehlende Indikatoren für den Gesundheitszustand sein.

8.2.3. Analyse von Ausreißern in den Daten

Bevor die verschiedenen Ein- und Mehr-Gleichungs-Ansätze angewendet werden, werden die Daten wiederum zunächst auf potentielle Ausreißer untersucht und diese ggfs. ausgeschlossen. Hierfür wurden die in Abschnitt 7.4.4 beschriebenen Kennwerte (Cook-Distanz, Eintrag der Prädiktionsmatrix) verwendet. Für die Cook-Distanz ergibt sich ein Grenzwert von etwa 0,37. Für h_{ii} werden Grenzwerte von 0,02 für den gesamten Datensatz und 0,1 für die mittels Matching ermittelten Vergleichsgruppen gesetzt. Ansonsten wird analog zu den Analysen für die RBS 4 bis 6 vorgegangen.

Bei Verwendung des gesamten Einkommensbereichs ohne Rentnerhaushalte werden 32 Beobachtungen ausgeschlossen. Bei Berücksichtigung von Rentnerhaushalten ist es lediglich eine Beobachtung. Bei den Matching-Varianten werden 10 bis 12 Beobachtungen (ohne Rentnerhaushalte) bzw.

7 bis 11 Beobachtungen (mit Rentnerhaushalten) ausgeschlossen, was sowohl für *Nearest-Available-Pair-Matching* als auch *Optimal Matching* gilt. Die niedrigere Zahl der ausgeschlossenen Haushalte bei der Berücksichtigung von Rentnerhaushalten ergibt sich, da die Fallzahl dann insgesamt deutlich zunimmt, so dass einzelne Beobachtungen tendenziell einen geringeren Einfluss auf die Ergebnisse haben.

Neben dem Fallausschluss über Kennwerte werden zusätzlich noch einige Beobachtungen „manuell“ ausgeschlossen. Dies bezieht sich zum einen auf Haushalte, bei denen die Gesamtausgaben in den regelbedarfsrelevanten Güterkategorien um mehr als 5% über dem Nettoeinkommen liegen. Zum anderen werden Haushalte ausgeschlossen, die bei einzelnen Ausgabenkategorien extreme Werte aufweisen, die als Ausreißer kategorisiert werden können, aber nicht durch die oben genannten Kennwerte erfasst werden, weil ihr Einfluss auf die Modellergebnisse die Grenzen nicht übersteigt.¹⁴¹

8.3. Einfache Modelle zur Bestimmung von Verteilungsgewichten

Wie bei der Analyse der Verteilungsgewichte für Kinder (Abschnitt 7.5) werden hier wieder zunächst vergleichsweise einfache Modelle zur Bestimmung des zusätzlichen Bedarfs herangezogen, der in Paarhaushalten ohne Kinder gegenüber Ein-Personen-Haushalten besteht. Im Einzelnen sind dies direkte Berechnungen des Mehrbedarfs (vgl. Abschnitt 8.3.1), sowie die Ein-Gleichungs-Ansätze nach Engel und Rothbarth (vgl. Abschnitt 8.3.2).

8.3.1. Naive Skalenwerte

Tabelle 8-8 zeigt Äquivalenzskalenwerte, die sich ergeben, wenn die Gesamtausgaben von Paar- und Ein-Personen-Haushalten direkt zueinander ins Verhältnis gesetzt werden. Dabei werden die Skalenwerte gezeigt, die bei Verwendung verschiedener Matchings resultieren, wobei wiederum bei den Matchings ausgehend von Paarhaushalten Rentner ausgeschlossen und bei den Matchings ausgehend von Ein-Personen-Haushalten Rentner eingeschlossen werden. Darüber hinaus werden die Resultate ausgewiesen, die sich bei Betrachtung der unteren 15% der Paarhaushalte und der unteren 15% der Ein-Personen-Haushalte ergeben sowie die bei Verwendung des gesamten Einkommensbereichs. Schließlich werden die Resultate für sämtliche Fallauswahlen denjenigen gegenübergestellt, die sich für das FELES 1A bzw. FELES 2 ergeben, welche in den Abschnitten 8.4.1 und 8.4.2 diskutiert werden.

Die naiven Skalenwerte weisen je nach Abgrenzung und Matching-Richtung sehr unterschiedliche Werte auf. Die Werte der jeweiligen Varianten hinsichtlich der Distanzmaße weichen dagegen nur wenig voneinander ab.

¹⁴¹ Dies betrifft lediglich die Matching-Varianten. Werden Rentnerhaushalte nicht berücksichtigt, werden je nach Matching-Variante 6 bis 7 Haushalte ausgeschlossen. Wenn Rentnerhaushalte mit betrachtet werden sind es 8 bis 9 Haushalte.

Tabelle 8-8: Naive Skalenwerte für Paare ohne Kinder

	Matching ausgehend von			
	Paarhaushalten (ohne Rentner)		Ein-Personen-Haushalten (mit Rentnern)	
	Naiv	FELES 1A	Naiv	FELES 2
Mahalanobis-Distanz	1,50	1,50	2.11	1.58
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,50	1,50	2.11	1.80
Gower-Distanz	1,50	1,52	2.07	1.66
kombiniertes Matching	1,46	1,51	2.14	1.71
15% / 15%	1,98	1,29	1.97	1.28
Gesamte Daten	1,83	1,67	1.81	1.49

Um diese Unterschiede zu diskutieren, sei zunächst von den Vergleichsgruppen ausgegangen, die bei beiden Haushaltstypen die unteren 15% bezogen auf das Nettoeinkommen umfassen. Hier zeigt sich in der Variante ohne Rentner ein Wert von 1,98. Wäre dieser Wert der „wahre“ Skalenwert, bedeutete dies, dass Paare bei den betrachteten Gütern kaum Einsparungen im Vergleich zu Ein-Personen-Haushalten realisieren können. Allerdings lässt sich dieses unplausible Resultat relativ einfach erklären und auf die Unangemessenheit des Vorgehens zurückführen. Diese ist leicht ersichtlich, u.a. da die naive Berechnung voraussetzt, dass die Ausgaben von Haushalten unterschiedlicher Zusammensetzung ohne weiteres vergleichbar sind und dies im vorliegenden Beispiel für zwei bezüglich des Einkommens eher willkürlich abgegrenzte Vergleichsgruppen unterstellt wird.

Weiterhin lässt sich durch einfache Überlegungen zeigen, dass die Wohlfahrtsniveaus der Vergleichsgruppen (hier: jeweils die unteren 15%) unterschiedlich sind, was zu einer Überschätzung des Skalenwertes führt. Berechnet man die durchschnittlichen Ausgaben für die regelbedarfsrelevanten Güter pro Kopf und Monat, ergibt sich bei Paaren ein Wert von 384 € und bei Ein-Personen-Haushalten ein Wert von 388 €¹⁴². Geht man davon aus, dass diese Ausgaben ein geeigneter Indikator für das Wohlfahrtsniveau sind und keine *Economies of scale* vorliegen, weisen die Paar- und Ein-Personen-Haushalte in etwa dasselbe Wohlfahrtsniveau auf. Geht man davon aus, dass für Paare ein Skalenwert von 1,8 (aktuelle Berechnung der RBS 2) gilt und berechnet entsprechende monatliche Ausgaben, erhält man Werte von 427 € (Paare) und weiterhin von 388 € für Einpersonenhaushalte. Nimmt man einen Skalenwert von 1,5 (OECD-Skala) erhält man für Paare einen Wert von 512 €. Diese Rechenbeispiele zeigen, dass die Paare bei dieser Abgrenzung nur dann mit den Einpersonenhaushalten unter der unrealistischen Annahme, dass keinerlei *Economies of scale* vorliegen, bezüglich ihres Wohlfahrtsniveaus gleichgestellt wären. Je niedriger der „wahre“ Skalenwert ist, desto größer ist der Unterschied in den Wohlfahrtsniveaus der Haushaltsgruppen.

¹⁴² Dass dieser Wert nicht mit den im RBEG ausgewiesenen Regelbedarf für Ein-Personen-Haushalte übereinstimmt, liegt daran, dass hier die unteren 15% der nicht hochgerechneten Fälle der 80%-Stichprobe zugrunde liegen (vgl. Fußnote 103)

Unabhängig von der Höhe des „wahren“ Skalenwertes werden hier also Haushaltsgruppen betrachtet, die bezüglich des Wohlfahrtsniveaus nicht miteinander vergleichbar sind. Dies sieht man bei Betrachtung der Haushaltseinkommen ebenfalls sehr deutlich. Berechnet man das durchschnittliche monatliche Pro-Kopf-Einkommen der untersten 15% der Haushalte, ergibt sich für Paarhaushalte ein Mittelwert von 839 € und für Ein-Personen-Haushalte ein Wert von 796 €. Nimmt man also das Haushaltseinkommen als Wohlfahrtsindikator so sind die betrachteten Paare selbst wenn keine *Economies of scale* vorliegen etwas besser gestellt als die Ein-Personen-Haushalte. Geht man von Skalenwerten von 1,8 bzw. 1,5 aus, ergibt sich für Paare ein Mittelwert von 932 € bzw. 1.118 €. Existieren *Economies of scale*, so sind die betrachteten Paare also besser gestellt als die Ein-Personen-Haushalte und dies, je nachdem wie hoch der „wahre“ Skalenwert ist, in nicht unerheblichem Maße.

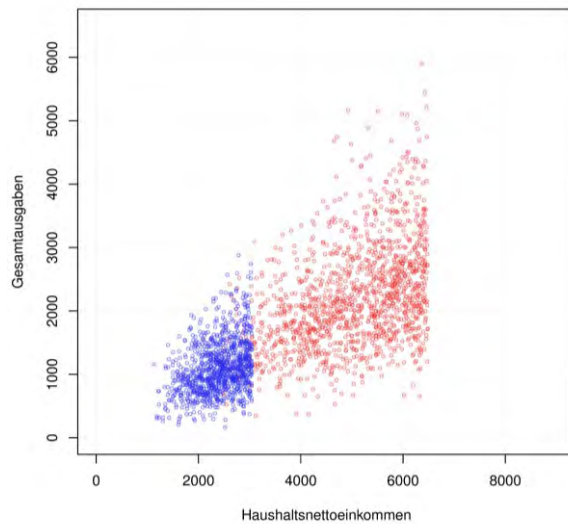
Schließlich können auch noch Kompositionseffekte eine Rolle spielen. Betrachtet man beispielsweise das durchschnittliche Alter nach Haushaltstypen, ergibt sich für die untersten 15% der Paarhaushalte ein Wert von 48 Jahren und für die untersten 15% der Ein-Personen-Haushalte ein Wert von 39 Jahren. Beim Matching über die Gower-Distanz und *Optimal Matching* betragen diese Werte hingegen 48 Jahre und 44 Jahre und stimmen somit stärker überein. Ein zweites Beispiel, dass zusätzlich noch erhärtet, dass unterschiedliche Wohlfahrtsniveaus vorliegen, zeigt sich bei Betrachtung der Zahl der „Aufstocker“-Haushalte. Wird der untere Einkommensbereich über die 15% abgegrenzt, beträgt der Anteil an Aufstocker-Haushalten bei den Paaren 16% und bei den Einpersonenhaushalten 28%. Beim Matching über die Gower-Distanz liegen diese Werte hingegen bei 16% und 20% – obwohl der Aufstocker-Status beim Matching nicht berücksichtigt wird. Zwar besteht auch in dieser Hinsicht immer noch ein Unterschied zwischen den beiden Gruppen, allerdings ist dieser deutlich kleiner als vorher. Dies ist als weiteres Indiz dafür zu sehen, dass durch das Matching die Wohlfahrtsniveaus vergleichbarer werden.

Ebenfalls erklärungsbedürftig ist die Diskrepanz zu den Skalenwerten der Mehrgleichungssysteme, die sich bei Verwendung des unteren Einkommensbereichs ohne Matching ergibt. Während die naive Berechnung zu einem Wert von 1,98 führt erhält man beim FELES 1A einen Wert von 1,29 bzw. von 1,28 beim FELES 2. Ursache hierfür sind die Unterschiede in den Einkommen, die bereits weiter oben angedeutet wurden: Das durchschnittliche Haushaltsnettoeinkommen von Paaren ist beim ersten Matching ausgehend von den Paarhaushalten um das 2,11-fache höher als das durchschnittliche Haushaltsnettoeinkommen von Ein-Personen-Haushalten. Dies wird in Abbildung 8-1a) verdeutlicht. In dieser sind die Nettoeinkommen und Gesamtausgaben für regelbedarfsrelevante Güter der betrachteten Haushalte dargestellt.¹⁴³ Ein-Personen-Haushalte sind dabei in Blau eingezeichnet, Paarhaushalte in Rot. Zwar lässt sich diese Betrachtung nicht unbedingt direkt auf das FELES 1A übertragen, nichtsdestotrotz wird leicht ersichtlich, dass ein nicht unerheblicher Teil der Unterschiede zwischen den Haushalten durch Unterschiede im Einkommen erklärt werden kann.

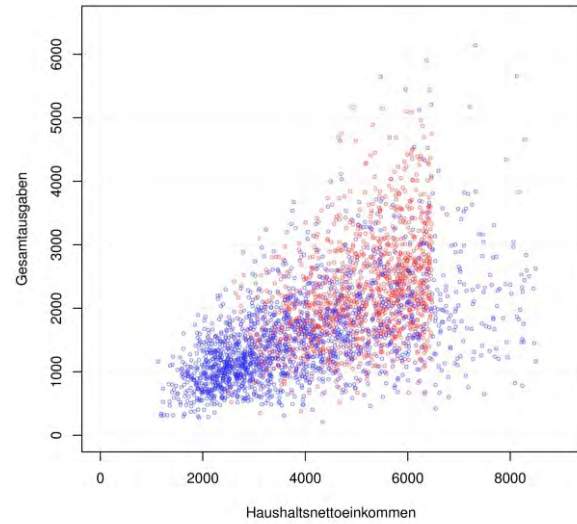
¹⁴³ Hierbei wurden Haushalte, deren Gesamtausgaben für die regelbedarfsrelevanten Güter höher liegen als das 1,05-fache des Nettoeinkommens, entfernt.

Abbildung 8-1: Verteilung von Nettoeinkommen und Ausgaben für regelbedarfsrelevante Güter in den Vergleichshaushalten -

a) 15% / 15%



b) Matching ausgehend von Paarhaushalten



Blau: Ein-Personen-Haushalte; rot: Paarhaushalte ohne Kind

Die Skalenwerte bei den Matching-Varianten ausgehend von den Paarhaushalten liegen sämtlich zwischen den beiden Arten der Bestimmung der Skalenwerte, wobei die naiven Skalen mit denen des FELES 1A nahezu identisch ausfallen. In Abbildung 8-1 b) sind die Gesamtausgaben und Haushaltseinkommen der Haushalte abgebildet, die beim Matching mittels der Gower-Distanz den Vergleichsgruppen zugespielt werden. Hier zeigt sich, dass die Unterschiede zwischen den Haushalten nicht mehr zu großen Teilen durch das Einkommen erklärt werden können.

Dies gilt jedoch nicht in gleicher Weise für das umgekehrte Matching ausgehend von den Ein-Personen-Haushalten unter Berücksichtigung von Rentnerhaushalten. Hier sind die naiven Skalen deutlich höher als die Skalenwerte des FELES 2¹⁴⁴ und liegen unplausibel hoch über 2. Dies bedeutet, dass die Paarhaushalte in den Vergleichsgruppen mehr als das Doppelte für die regelbedarfsrelevanten Güter ausgeben als die Ein-Personen-Haushalte. Dies kann – wie eben schon diskutiert – nur dann der Fall sein, wenn die Vergleichsgruppen im Wohlfahrtsniveau deutlich differieren.¹⁴⁵ Hier konnte durch das Matching allein gegenüber der einfachen Abgrenzung über Einkommensabschnitte keine Verbesserung erreicht werden. Realistische und mit anderen Ansätzen vergleichbare Ergebnisse ergeben sich erst durch die zusätzlichen nutzentheoretisch basierten Restriktionen der Ansätze, die auf linearen Ausgabensystemen basieren.

¹⁴⁴ Die Unterschiede zwischen den Skalenwerten des FELES 1A beim ersten Matching und denen des FELES 2 beim umgekehrten Matching werden in den nachfolgenden Abschnitten 8.4.1 und 8.4.2 ausführlich diskutiert.

¹⁴⁵ Dass die Paarhaushalte bei dem Matching ausgehend von Ein-Personen-Haushalten ein höheres Einkommensniveau haben als im umgekehrten Fall wird in Abschnitt 8.4.2 diskutiert.

Für die Verwendung von naiven Skalen, also einfachen bzw. normierten Differenzen von Durchschnittsausgaben, bedeutet dies, dass sie nur dann zu realistischen Ergebnissen führen, wenn die beiden Vergleichsgruppen tatsächlich ein nahezu gleiches Wohlfahrtsniveau aufweisen, was mit einfachen Einkommensabschnitten i.d.R. wohl kaum erreicht werden kann und auch mit Matching-Verfahren nicht vollständig sichergestellt werden kann. Ist die Vergleichbarkeit nicht oder nur eingeschränkt gegeben, können naive Skalen nicht verwendet werden, da die Vergleichbarkeit durch zusätzliche Restriktionen erhöht werden muss.

8.3.2. Ein-Gleichungs-Ansätze beim Matching ausgehend von Paarhaushalten

In Tabelle 8-9 sind die Ergebnisse des Engel- und des Rothbarth-Ansatzes für Matching-Varianten ausgehend von Paarhaushalten und für den gesamten Einkommensbereich dargestellt. Bei den zugrunde liegenden Matchings werden (zwei) alleinlebende Personen Partnern zugeordnet, die in einem Paarhaushalt zusammen leben.

Tabelle 8-9: Skalenwerte für Paare ohne Kinder: Engel- und Rothbarth-Ansatz (Matching ausgehend von Paarhaushalten)

Methode:	Vergleichsgruppen			
	mit Rentnern		ohne Rentner	
	Engel	Rothbarth	Engel	Rothbarth
<i>Optimal Matching</i>				
Mahalanobis-Distanz	1,97	1,18	2,02	1,41
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,98	1,18	2,02	1,37
Gower-Distanz	1,98	1,19	2,04	1,40
<i>Nearest-Available-Pair-Matching</i>				
Mahalanobis-Distanz	1,97	1,17	2,02	1,40
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,97	1,18	2,04	1,36
Gower-Distanz	1,98	1,19	2,03	1,40
Gesamter Einkommensbereich	1,89	1,13	1,95	1,31

Bei der Rothbarth-Methode ergibt sich das Problem, dass die Ausgaben für Kleidung zwischen den Haushaltstypen nicht ohne weiteres vergleichbar sind. Die Rothbarth-Annahme, die zur Begründung der Verwendung dieser Güterkategorie beim Vergleich von Paaren mit und ohne Kinder herangezogen wird, trifft hier nicht zu, da beide Partner an diesem Konsum partizipieren. Eine Möglichkeit wäre, die Äquivalenzskala einmal über Herren- und einmal über Damenbekleidung zu berechnen. Der Einfachheit halber wurden hier die Gesamtausgaben der Haushalte für Kleidung betrachtet und bei Paarhaushalten durch zwei dividiert, womit die durchschnittlichen Ausgaben pro Haushaltsmitglied verglichen werden.

Beim Engel-Ansatz fallen die Skalenwerte sehr hoch aus und liegen – mit Ausnahme der Ergebnisse für den gesamten Einkommensbereich, bei denen niedrigere Werte erreicht werden. – in etwa um den Wert 2. Dies ist insgesamt wenig überraschend, da sich bei den Lebensmittelausgaben beim Übergang vom Ein-Personen- zu Paarhaushalten nur relativ geringe Einsparmöglichkeiten ergeben, da Größenvorteile bei der Ernährungszubereitung im Wesentlichen erst bei größeren Haushalten

entstehen. Zwar mögen im höheren Einkommensbereich teure Fertiggerichte, die insbesondere von alleinlebenden Personen konsumiert werden, bei Paarhaushalten häufiger durch selbst zubereitete Mahlzeiten ersetzt werden. Für den unteren Einkommensbereich dürften solche Einsparmöglichkeiten jedoch eher gering sein. Zudem finden hier Substitutionsprozesse mit Restaurantbesuchen statt, die bei Paaren gegenüber Ein-Personen-Haushalten zurückgehen (vgl. auch Abschnitt 8.4.2). Insgesamt ist hier in etwa eine Verdoppelung der absoluten Lebensmittelausgaben zu beobachten (vgl. Tabelle 8-2, die unteren 15% bei den Ein-Personenhaushalten und bei den Paarhaushalten). Unter der Annahme des Engel-Ansatzes, dass ein gleicher Anteil der Lebensmittelausgaben als gleiches Wohlstandsniveau angesehen wird, führt eine Verdoppelung der absoluten Lebensmittelausgaben beim Vergleich von Ein-Personen- und Paarhaushalten zu einem Skalenwert von etwa 2, auch wenn in anderen Güterbereichen *Economies of scale* anfallen, da diese beim Engel-Ansatz nicht berücksichtigt werden. Für den unteren Einkommensbereich darf man daher von einer deutlichen Überschätzung der Skalen ausgehen.

Die Resultate des Rothbarth-Ansatzes fallen durchgängig deutlich niedriger aus als die des Engel-Ansatzes. Zudem zeigen sich im Gegensatz zum Engel-Ansatz Unterschiede der Ergebnisse in Abhängigkeit davon, ob Rentner berücksichtigt werden oder nicht. Angesichts der zugrunde liegenden Annahmen sind diese Ergebnisse ebenfalls zu erwarten. Auch bei der Bekleidung gibt es beim Übergang von Ein-Personen- zu Paarhaushalten nur geringe Einsparmöglichkeiten. Da beim Rothbarth-Ansatz allerdings die Gleichheit der absoluten Ausgaben für Kleidung je Person als gleiches Wohlfahrtsniveau angesehen wird, führt dies im Gegensatz zum Engel-Ansatz zu einer Unterschätzung der Skalenwerte. Diese fallen bei der hier vorgenommenen Modellierung umso niedriger aus, je weniger sich die Ausgaben zwischen Männern und Frauen in Ein-Personen-Haushalten unterscheiden.

Insgesamt führen die vorgestellten Resultate der einfachen Ein-Gleichungs-Ansätze zu starken Über- und Unterschätzungen der eigentlichen Skalenwerte. Dies liegt daran, dass die Anwendung beider Ansätze für den Vergleich von Ein-Personen-Haushalten und Haushalten mit zwei Erwachsenen nicht gut geeignet sind, da die zugrunde liegenden Annahmen für einfache Wohlfahrtsvergleiche hier im Gegensatz zu größeren Haushalten mit Kindern stark verletzt sind. Dennoch können diese Werte als Korridor für die wahren Werte angesehen werden, wenngleich dieser Korridor im Vergleich zu den Analysen für die Regelbedarfsstufen 4 bis 6 deutlich breiter ausfällt.

8.3.3. Ein-Gleichungs-Ansätze beim Matching ausgehend von Ein-Personen-Haushalten

In Tabelle 8-10 sind die Ergebnisse des Engel- und des Rothbarth-Ansatzes enthalten, wenn beim Matching von Ein-Personen-Haushalten ausgegangen wird. Ansonsten wurde ganz analog wie beim Matching ausgehend von Paarhaushalten vorgegangen.

Auch hier fallen die Werte für den Engel-Ansatz vergleichbar hoch aus, was – wie bereits erläutert – nicht überraschend ist, da hierbei das Wohlfahrtsniveau am Anteil von Lebensmittelausgaben gemessen wird, bei denen es im unteren Einkommensbereich kaum Einsparmöglichkeiten gibt. Die Werte beim Rothbarth-Ansatz sind auch hier deutlich niedriger, wobei sie bei Berücksichtigung der

Rentner höher ausfallen als beim Matching ausgehend von Paarhaushalten und liegen näher bei den Werten, die sich bei Ausschluss von Rentnern ergeben. Insgesamt bestätigen sich die Ergebnisse des vorherigen Abschnittes, dass die Ein-Gleichungsansätze kaum brauchbare Ergebnisse liefern außer einem (sehr breiten) Korridor für die möglichen Werte.

*Tabelle 8-10: Skalenwerte für Paare ohne Kinder: Engel- und Rothbarth-Ansatz
(Matching ausgehend von Ein-Personen-Haushalten)*

Methode:	Vergleichsgruppen			
	mit Rentnern		ohne Rentner	
	Engel	Rothbarth	Engel	Rothbarth
<i>Optimal Matching</i>				
Mahalanobis-Distanz	1.94	1.28	1.98	1.41
Mahalanobis-Matching-Distanz	1.95	1.23	1.96	1.42
Gower-Distanz	1.98	1.29	1.96	1.43
<i>Nearest-Available-Pair-Matching</i>				
Mahalanobis-Distanz	1.94	1.29	1.98	1.42
Mahalanobis-Matching-Distanz	1.96	1.28	1.94	1.41
Gower-Distanz	1.95	1.32	1.97	1.44
Gesamter Einkommensbereich	1.89	1.13	1.95	1.31

8.4. Mehr-Gleichungs-Ansätze

Für vielversprechendere Analysen zur RBS 2 werden dieselben Varianten des *Linear Expenditure System* (LES) herangezogen wie in Kapitel 7 (vgl. Abschnitt 3.1.3.c(ii)): ELES, FELES 1 in den Varianten A und B sowie FELES 2. Die Resultate auf der Basis eines Matchings von Ein-Personen-Haushalten zu Paarhaushalten (vgl. Abschnitt 8.4.1) legen dabei nahe, hier auch Analysen auf der Basis eines Matchings in umgekehrter Richtung anzustellen (vgl. Abschnitt 8.4.2). Aus Gründen, die im Folgenden genauer herausgearbeitet werden, führt diese Variante zu verlässlicheren und auch weit plausibleren Ergebnissen. Dies legt im Grunde bereits die unterschiedliche Güte der jeweiligen Matchings nahe (vgl. Abschnitt 8.1.3). Auch hier wird wieder versucht, auf Basis der Ergebnisse der Modelle Mehrbedarfe rechnerisch zu ermitteln. Da aber aufgrund der schlechteren Vergleichbarkeit der jeweiligen Vergleichsgruppen Basiskonsum und marginale Konsumquoten nicht unverzerrt ermittelt werden können und nur bei gleichzeitiger Betrachtung zu sinnvollen Ergebnissen führen, muss eine Berechnung von „Mehrbedarfen“ allein mit dem Basiskonsum als verfehlt angesehen werden (vgl. Abschnitt 8.4.3). Schließlich werden die Probleme bei den Modellen mit flexiblen marginalen Konsumquoten – speziell dem FELES 2 – noch tiefergehend analysiert, was letztlich zu einer robusteren Modellspezifikation führt (vgl. Abschnitt 8.4.4).

Im Folgenden werden nur noch die Ergebnisse unter Einbezug von Rentnerhaushalten vorgestellt. Wie die bisher vorgestellten Analysen zeigen, weichen die beiden Varianten nicht so stark voneinander ab, dass sich daraus die Notwendigkeit einer unterschiedlichen Behandlung bei der Bemessung der Regelbedarfe ergeben würde. Dies gilt auch für die Ergebnisse der Mehr-Gleichungs-Ansätze. Die Resultate unter Ausschluss der Rentnerhaushalte werden im Anhang ausgewiesen.

8.4.1. Skalenwerte beim Matching ausgehend von Paarhaushalten

In Tabelle 8-11 sind Ergebnisse der Mehr-Gleichungs-Ansätze dargestellt, die nach einem Matching, bei dem jeweils (zwei) Ein-Personen-Haushalte Paarhaushalten ohne Kinder zugeordnet werden, ganz analog zum Vorgehen in Abschnitt 7.6 ermittelt wurden. Bei Verwendung des gesamten Einkommensbereichs wurden für beide Haushaltstypen bezogen auf das Haushaltsnettoeinkommen die oberen 5% ausgeschlossen (vgl. zur Begründung die Sensitivitätsanalysen in Abschnitt 8.5.3). Für die Berechnung der Skalenwerte (vgl. Abschnitt 6.3.4) wurde als Referenzeinkommen der Regelbedarf der RBS 1 für das Jahr 2012, d.h. 374 € hochgerechnet auf ein Quartal gewählt. Ansonsten wurden bei allen Variablen die Mittelwerte der Merkmale der Paarhaushalte eingesetzt, mit Ausnahme der Dummy-Variablen für Paare, bei denen beide Partner voll erwerbstätig sind; dessen Wert wird auf Null gesetzt, da sie bei Ein-Personen-Haushalten lediglich diesen Wert annehmen können.¹⁴⁶

Tabelle 8-11: Skalenwerte der Mehr-Gleichungs-Ansätze für RBS 2 beim Matching ausgehend von Paarhaushalten

	ELES	FELES 1A	FELES 1B	FELES 2
<i>Optimal Matching</i>				
Mahalanobis-Distanz	0,86	1,50	0,87	0,88
Mahalanobis-Matching-Distanz	0,85	1,52	0,85	0,85
Gower-Distanz	0,85	1,51	0,85	0,87
kombiniertes Matching	0,86	1,48	0,86	0,88
<i>Nearest-Available-Pair-Matching</i>				
Mahalanobis-Distanz	0,85	1,51	0,85	0,87
Mahalanobis-Matching-Distanz	0,85	1,52	0,86	0,87
Gower-Distanz	0,86	1,52	0,85	0,88
kombiniertes Matching	0,86	1,49	0,85	0,87
Gesamter Einkommensbereich	1,62	1,71	1,66	1,53

Wie man in Tabelle 8-11 sieht, fallen bei den Matching-Varianten die Ergebnisse der Ansätze, bei denen die marginalen Konsumquoten zwischen den Haushaltstypen variieren können (ELES, FELES 1B und FELES 2), extrem niedrig aus und liegen teils deutlich unter dem Referenzwert für Ein-Personen-Haushalte von 1. Ursache hierfür ist, dass Unterschiede im Konsumverhalten der Haushalte vor allem durch die marginalen Konsumquoten aufgefangen werden, die für Paare tendenziell höher ausfallen. Nun sind unter der Annahme abnehmenden Grenznutzens des Einkom-

¹⁴⁶ Dies bedeutet nicht, dass Paare mit zwei Erwerbstätigen hier nicht berücksichtigt werden. Bei der Schätzung der Modelle sind sie enthalten. Bei der Berechnung der Äquivalenzskalen sollten aber zwei Haushalte miteinander verglichen werden, die sich vom Haushaltstypus abgesehen nicht bei den in den Modellen berücksichtigten Variablen unterscheiden. Bei der Variable, die für Paare erfasst, ob beide Partner erwerbstätig sind, sind für Paare zwei Werte möglich (ja=1/nein=0), während bei Einpersonenhaushalten nur ein Wert möglich ist (nein=0). Damit sich die verglichenen Haushalte nicht unterscheiden, muss hier also der Wert 0 gewählt werden

mens (vgl. Fußnote 125) umso höhere marginale Konsumquoten zu erwarten je niedriger das Einkommen des Haushalts ist.

Dies deutet darauf hin, dass die Vergleichbarkeit der Ein-Personen-Haushalte mit den Paarhaushalten in Bezug auf das Wohlfahrtsniveaus mit Hilfe der hier zur Verfügung stehenden Wohlfahrtsindikatoren nicht so gut hergestellt werden kann wie bei den Analysen zu den RBS 4 bis 6. Dies war durchaus zu erwarten, da für das Matching von Paarhaushalten mit und ohne Kind mit der Möglichkeit der Kontrolle der innerfamilialen Arbeitsteilung deutlich bessere Wohlfahrtsindikatoren zur Verfügung stehen (siehe Abschnitt 8.1.1.a). Bei den hier zugrunde liegenden Vergleichsgruppen sind, ausgehend von Paarhaushalten im Niedrigeinkommensbereich, Ein-Personen-Haushalte zugespielt worden, die im Durchschnitt ein höheres Wohlfahrtsniveau aufweisen.^{147, 148} In einem solchen Fall kann es mit den hier verwendeten Modellen nicht gelingen, eine den Daten angemessene Trennung von Basiskonsum und marginalen Konsumquoten zu erreichen, wenn letztere variieren können. Der Basiskonsum wird dann deutlich unterschätzt.¹⁴⁹ Daher ist eine Berechnung der Skalenwerte lediglich auf Basis des Basiskonsums entsprechend der Formel (6-11) hier unangemessen, und es sind zusätzliche Restriktionen notwendig, um die Vergleichbarkeit der Gruppen zu erhöhen. Unterstellt man, dass sich in Haushalten mit ausschließlich erwachsenen Personen die güterspezifischen Konsumneigungen bei gleichem Wohlfahrtsniveau auch bei unterschiedlicher Haushaltszusammensetzung nicht sonderlich unterscheiden, scheint eine Restriktion auf Gleichheit der marginalen Konsumquoten angebracht, wie sie im FELES 1A vorliegt. Diese Annahme ist durchaus plausibel, da das Hinzutreten einer weiteren erwachsenen Person in einem Haushalt wahrscheinlich geringere Substitutionseffekte zwischen den Gütergruppen auslöst als das Hinzutreten eines Kindes in einem bislang kinderlosen Haushalt.¹⁵⁰

Die Ergebnisse des FELES 1A fallen daher bei allen Matching-Varianten sehr stabil aus und liegen etwa um 1,50. Angesichts des vermutlich höheren durchschnittlichen Wohlfahrtsniveaus der Ein-Personen-Haushalte, dürften jedoch auch diese Skalen noch unterschätzt sein. Daher sind ergänzende Analysen mit anders zusammen gesetzten Vergleichsgruppen notwendig. Entsprechende Sensitivitätsanalysen sind in Abschnitt 8.5.1 zu finden. Zudem werden die Mehr-Gleichungs-Ansätze im nächsten Schritt nochmals auf der Basis eines umgekehrten Matching, d.h. einer Zuordnung von Partner aus Paarhaushalten zu Ein-Personen-Haushalten, angewandt.

¹⁴⁷ Hier sei noch einmal daran erinnert, dass das Einkommen selbst nicht in die Vergleichsgruppenbildung einbezogen werden kann, da für einen Vergleich des Einkommensniveaus unterschiedlicher Haushaltstypen Äquivalenzskalen notwendig sind, die ja gerade durch das Verfahren erst ermittelt werden sollen (vgl. Abschnitte 2.2.4.b(i) und 4.2).

¹⁴⁸ Hierfür spricht auch, dass bei Verwendung der gesamten Daten Einkommensbereichs die Skalenwerte alle deutlich über 1 liegen, da über den gesamten Einkommensbereich das durchschnittliche Einkommensniveau dann weit ähnlicher sein sollte.

¹⁴⁹ Beispielsweise beträgt beim FELES 2 die Differenz im Basiskonsum zwischen den betrachteten Haushaltstypen beim Optimal Matching über die Gower-Distanz ohne Berücksichtigung von Rentnern lediglich etwa 57 €.

¹⁵⁰ Siehe hierzu auch die ausführliche Diskussion bei den Sensitivitätsanalysen in Abschnitt 8.5.1

8.4.2. Skalenwerte beim Matching ausgehend von Ein-Personen-Haushalten

Sensitivitätsanalysen zu den in Abschnitt 8.4.1 dargestellten Analysen zeigen deutlich, dass eine Restriktion auf Gleichheit der marginalen Konsumquoten im Falle des Vergleichs von Ein- und Zwei-Personen-Haushalten nicht unproblematisch ist. Daher muss versucht werden, die Vergleichsgruppenbildung zu verbessern, um auch eine verlässliche Schätzung der Modelle mit variierenden marginalen Konsumquoten zu erhalten. Da aus dem zuvor verwendeten Matching-Verfahren offensichtlich keine im Wohlstandniveau vergleichbaren Gruppen resultieren und auch eine einfache Vergleichsgruppenbildung nach Einkommensabschnitten nicht angemessen ist, wird auf ein umgekehrtes Matching zurückgegriffen, bei dem nicht von den Paarhaushalten, sondern von Ein-Personen-Haushalten ausgegangen wird. Schon wegen der besseren Matching-Güte sind davon stabilere Resultate über die verschiedenen Matching-Varianten und Analyseverfahren hinweg zu erwarten. Dies zeigt sich u.a. darin, dass die Paarhaushalte in der Vergleichsgruppe nun tendenziell ein höheres Einkommen aufweisen. Hinzu kommt, dass hier nun ein 1-zu-1-Zuordnungsverfahren gewählt wird, also jedem Ein-Personen-Haushalt genau ein Paarhaushalt zugespielt wird.

Die Ergebnisse bei dieser Matching-Variante sind in Tabelle 8-12 ausgewiesen. Beim FELES 1A zeigen sich nun bei allen Matching-Varianten Skalenwerte, die um 1,4 liegen. Diese fallen somit sogar tendenziell noch etwas geringer aus als beim Matching ausgehend von Paarhaushalten. Dies mag zunächst erstaunen, da ja nun die Paarhaushalte tendenziell ein höheres Einkommensniveau aufweisen. Gleichzeitig sind nun aber auch die beiden Vergleichsgruppen gleich groß. Während bei den vorherigen Analysen die Gruppe der Ein-Personen-Haushalte doppelt so groß ist und daher eine aufgrund der Modell-Restriktion geschätzte, gemeinsame marginale Konsumquote resultiert, die näher an der der Ein-Personen-Haushalte liegt, weshalb auch der Basiskonsum der Paarhaushalte überschätzt wird, resultiert nun eine gemeinsame Konsumquote, die näher an der der Paarhaushalte liegt. Da diese tendenziell eine niedrigere marginale Konsumquote aufweisen, werden die Basiseinkommen der Ein-Personen-Haushalte nun tendenziell zu hoch geschätzt, was ebenfalls zu einer Unterschätzung der Skalenwerte nach Formel (6-11) führt.

Tabelle 8-12: Skalenwerte der Mehr-Gleichungs-Ansätze für RBS 2 beim Matching ausgehend von Ein-Personen-Haushalten

	ELES	FELES 1A	FELES 1B	FELES 2
<i>Optimal Matching</i>				
Mahalanobis-Distanz	1,71	1,36	1,61	1,58
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,76	1,39	1,69	1,80
Gower-Distanz	1,71	1,38	1,66	1,66
kombiniertes Matching	1,73	1,39	1,68	1,71
<i>Nearest-Available-Pair-Matching</i>				
Mahalanobis-Distanz	1,75	1,37	1,67	1,60
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,77	1,39	1,71	1,75
Gower-Distanz	1,88	1,42	1,83	1,72
kombiniertes Matching	1,77	1,41	1,73	1,74
Gesamter Einkommensbereich	1,62	1,71	1,66	1,53

Deutlich höher sind nunmehr jedoch die Skalenwerte der Modelle, bei denen die marginalen Konsumquoten zwischen den Haushaltstypen variieren können. Allerdings streuen die Ergebnisse für das ELES, das FELES 1B und das FELES 2 über die Matching-Varianten vergleichsweise stark zwischen 1,61 und 1,88, liegen aber insgesamt um den derzeit geltenden, pauschal gesetzten Wert von 1,8. Dabei zeigt sich keine klare Tendenz, welche der hier verwendeten Varianten der Distanzmessung beim Matching zum niedrigsten bzw. höchsten Ergebnis führt oder welche sich am stärksten ähneln.

Um zu prüfen, ob die große Streuung der Ergebnisse evtl. mit zu kleinen Vergleichsgruppen zusammenhängt, wurde im Rahmen der Sensitivitätsanalysen ergänzend noch eine weitere Matching-Variante gerechnet, die statt von den unteren 15% von den unteren 20% der Ein-Personen-Haushalte ausgeht (vgl. Abschnitt 8.5.5).

Werden die Rentnerhaushalte bei den Analysen ausgeschlossen, zeigen sich überwiegend die gleichen Ergebnisse außer beim FELES 2 (vgl. die Tabellen im Anhang zu diesem Kapitel). Hier ergeben sich Skalenwerte zwischen 1,80 bis 1,99, die damit deutlich höher als bei allen anderen Modellen ausfallen. Dies liegt daran, dass hier die marginalen Konsumquoten der Paarhaushalte niedriger sind als bei den Ein-Personen-Haushalten und damit entsprechend der Formel (6-9) die Skalenwerte höher ausfallen. Bei den Vergleichsgruppen ohne Rentner ist der Anteil der Erwerbstätigen in beiden Vergleichsgruppen notwendigerweise deutlich höher und sie weisen damit tendenziell ein höheres Einkommensniveau auf. Der Unterschied zwischen Ein-Personen- und Paarhaushalten ist dabei tendenziell größer als unter Einbezug der Rentnerhaushalte, da beim Zusammenspiel der Paarhaushalte zu den Ein-Personen-Haushalten nicht zwischen Doppelverdiener- und Ein-Verdiener-Haushalten unterschieden werden kann (vgl. Abschnitt 8.1.1). Die Gruppen ohne Rentner sind somit weniger gut vergleichbar und die Doppelverdiener-Haushalte, die bei den Paarhaushalten ohne Kinder die Mehrheit ausmachen, dominieren die Schätzergebnisse. Dies schlägt sich allerdings nur beim FELES 2 in unplausibel hohen Skalenwerten nieder, da nur dort sowohl der güterspezifische Basiskonsum als auch die güterspezifischen marginalen Konsumquoten in Abhängigkeit von einzelnen Haushaltsmerkmalen ermittelt werden. Betrachtet man die entsprechenden Parameter (vgl. den Anhang zu diesem Kapitel) so sieht man, dass sich der höhere Konsum von Kleidung durch Erwerbstätige in Paarhaushalten vor allem in ihrem Basiskonsum niederschlägt. Gleiches gilt für die höheren Lebensmittelausgaben, die vor allem auf eine Substitution von Restaurantbesuchen beruhen, die bei Paarhaushalten zurückgehen. Insgesamt sind diese Ergebnisse für jüngere kinderlose Paare, die beide erwerbstätig sind, nicht unplausibel, führen aber durch ihren hohen Anteil bei den Paarhaushalten beim FELES 2 zu überhöhten Skalenwerten. Für die Bestimmung von Regelbedarfen auf Basis der momentanen Regelungen im SGB II und XII sind sie jedoch weniger relevant, da zum einen ein pauschalierter Regelbedarf für alle Personen inkl. der Rentner festgelegt werden muss und zum anderen die besonderen Bedarfe von Erwerbstätigen (z.B. höherwertige Kleidung) auch mit den entsprechenden Freibeträgen berücksichtigt werden.

Insgesamt lässt sich hier festhalten, dass es etliche direkte und indirekte Anhaltspunkte dafür gibt, dass der momentan verwendete Skalenwert von 1,8 angemessen für die RBS 2 ist. Hierfür spricht zum einen der Großteil der nach sorgfältiger Prüfung tendenziell aussagekräftigen Ergebnisse. Zum anderen liegen für teils auftretende, deutlich „nach oben“ abweichende Skalenwerte in der Regel

auch genau gegenteilige, deutlich „nach unten“ abweichende Ergebnisse vor. Geht man davon aus, dass die Ergebnisse unter Berücksichtigung von Rentnerhaushalten die maßgeblichen sind, deuten die Ergebnisse eher auf einen Wert etwas unter 1,8, was durch die in 8.5 vorgestellten Sensitivitätsanalysen erhärtet wird.

8.4.3. Mehrbedarf

Die Mehr-Gleichungs-Ansätze können wiederum auch zur Ermittlung von Differenzen zwischen Haushaltstypen im Basiskonsum verwendet werden. In Tabelle 8-13 sind die Ergebnisse des für die beiden Matching-Richtungen jeweils als „bestes“ identifizierten Modells dargestellt.

Tabelle 8-13: Rechnerischer „Mehrbedarf“ und Basiskonsum von Paarhaushalten ohne Kind (Quartalswerte)

	Basiskonsum		Mehrbedarf (Differenz)
	A	AA	
<i>Matching ausgehend von Paarhaushalten: FELES 1A</i>			
<i>Optimal Matching</i>			
Mahalanobis-Distanz	663 €	1.236 €	572 €
Mahalanobis-Matching-Distanz	675 €	1.259 €	584 €
Gower-Distanz	675 €	1.247 €	572 €
kombiniertes Matching	683 €	1.225 €	541 €
<i>Nearest-Available-Pair-Matching</i>			
Mahalanobis-Distanz	681 €	1.255 €	574 €
Mahalanobis-Matching-Distanz	661 €	1.245 €	584 €
Gower-Distanz	667 €	1.246 €	580 €
kombiniertes Matching	686 €	1.232 €	546 €
Gesamter Einkommensbereich	1016 €	1.817 €	800 €
<i>Matching ausgehend von Ein-Personen-Haushalten: FELES 2</i>			
<i>Optimal Matching</i>			
Mahalanobis-Distanz	384 €	949 €	564 €
Mahalanobis-Matching-Distanz	325 €	1.030 €	705 €
Gower-Distanz	409 €	1.019 €	610 €
kombiniertes Matching	357 €	1.014 €	656 €
<i>Nearest-Available-Pair-Matching</i>			
Mahalanobis-Distanz	327 €	950 €	578 €
Mahalanobis-Matching-Distanz	372 €	1.053 €	680 €
Gower-Distanz	441 €	1.112 €	671 €
kombiniertes Matching	363 €	1.040 €	363 €
Gesamter Einkommensbereich	1.132 €	1.726 €	594 €

Die daraus resultierenden Mehrbedarfe streuen über eine sehr große Bandbreite, fallen aber insgesamt – v.a. beim FELES 1A – eher niedrig aus. Vor dem Hintergrund der Diskussion zur Vergleichbarkeit der jeweiligen Vergleichsgruppen in den beiden vorausgehenden Abschnitten 8.4.1 und 8.4.2 ist dies jedoch nicht überraschend, da bei eingeschränkter Vergleichbarkeit der Basiskonsum i.d.R. nicht korrekt geschätzt werden kann und nur in Verbindung mit der simultan ermittelten

marginalen Konsumneigung ein interpretierbares Ergebnis liefert. Eine Berechnung eines „Mehrbedarfs“ allein mittels des Basiskonsums ist in solchen Fällen grundsätzlich verfehlt, was man an den Ergebnissen in der Tabelle 8-13 deutlich sieht.

8.4.4. Reduktion der Anzahl der Modellparametern

Ein Problem der Analysen für Regelbedarfsstufe 2 ist – insbesondere bei Verwendung des FELES 2¹⁵¹ –, dass die Schätzwerte einzelner Parameter teils relativ stark durch einige wenige Beobachtungen beeinflusst werden, auch wenn diese nicht als Ausreißer klassifiziert werden können. Darüber hinaus stellt sich die Frage, wie mit Paaren umgegangen wird, bei denen beide Partner voll erwerbstätig sind. Dies ist in den Modellen durch eine Dummy-Variable miterfasst. Bei der Berechnung der Skalenwerte des FELES 2 müssen bei allen Variablen für Referenz- und Vergleichshaushalte Werte für diesen Dummy eingesetzt werden. Bei Paarhaushalten könnte einfach der Mittelwert der Variablen (der Anteilswert) eingesetzt werden. Bei Ein-Personen-Haushalten ergibt dieser Wert aber wenig Sinn und müsste eigentlich gleich Null gesetzt werden. Dann werden aber nicht mehr (kontrafaktisch) Haushalte verglichen, die sich bis auf den Unterschied im Status Ein-Personen- oder Paarhaushalt nicht unterscheiden. Dies verweist auf das bereits angedeutete, grundsätzliche Problem, wie ein sinnvoller Vergleich der beiden Haushaltstypen möglich ist. Bei den bisher vorgestellten Auswertungen wurde sowohl beim Referenz- als auch beim Vergleichshaushalt der Wert der Dummy-Variablen auf 0 gesetzt, wobei sich die Frage stellt, wie angemessen dieses Vorgehen ist.

Um das zuerst genannte Problem zu lösen, wurden FELES 2-Modelle berechnet, bei denen nur solche Variablen als erklärende Variablen verwendet wurden, auf die nicht gematcht wurde. Dies sind die folgenden:

- Dummy-Variable für Paarhaushalte
- Dummy-Variablen für das Erhebungsquartal (erstes Quartal als Referenz)
- Dummy-Variablen für die Stadt-Land-Region (hochverdichtete Agglomerationsräume als Referenz)
- Dummy-Variable für Ostdeutschland (Westdeutschland als Referenz)

Hierdurch wird die Zahl der zu bestimmenden Parameter deutlich reduziert: Von 42 Parametern pro Ausgabengleichung auf 24.¹⁵² Das gesamte Modell mit den letztendlich verwendeten Modellparametern ist im Anhang zu diesem Kapitel zu finden.

¹⁵¹ Das Problem der Parameterzahl trifft für das ELES nicht zu und für die anderen Ansätze nur in abgeschwächter Form, da diese weniger Parameter aufweisen als das FELES 2. Das Problem der angemessenen Zuordnung von Paaren mit zwei vollzeit erwerbstätigen Partnern stellt sich grundsätzlich bei allen Modellen, allerdings beim ELES nur indirekt und bei den andern Modelle abgeschwächter als beim FELES 2, weil nur bei diesem zwei entsprechende Parameter (sowohl für den Basiskonsum als auch für die marginale Konsumquote) geschätzt werden müssen.

¹⁵² Bei den Auswertungen zur RBS 2, bei denen von Paarhaushalten ausgegangen wird, hat dies nur geringe Auswirkungen und die Schlussfolgerungen bleiben unverändert. Bei den Auswertungen zu den RBS 4 bis

Um das zweite Problem zu lösen, wurden die Paarhaushalte, bei denen beide Partner vollzeit erwerbstätig sind („*Double income no kids*“, DINK), ausgeschlossen. Zum einen sind dies relativ wenige Haushalte,¹⁵³ zum anderen kann davon ausgegangen werden, dass die meisten dieser Haushalte bei den hier primär betrachteten Wohlfahrtsindikatoren besser gestellt sind als alleinlebende Personen, die dem Niedrigeinkommensbereich zugeordnet werden können. Ausgehend von dieser Überlegung ist der Ausschluss dieser Haushalte insbesondere bei den Modellen mit wenigen erklärenden Variablen sinnvoll, da ansonsten deren Konsumverhalten durch die Dummy-Variable für Paare miterfasst wird.¹⁵⁴

Ergebnisse der „kleinen“ Modelle, bei denen Paarhaushalte mit zwei in Vollzeit erwerbstätigen Partner nicht berücksichtigt wurden, sind in Tabelle 8-14 zu sehen. Ausgewiesen sind wieder alle drei Abstands-Varianten sowie die Kombination der Matchings. Insgesamt liegen die Ergebnisse bei den einzelnen Abstandsvarianten nun näher zusammen. Der Bereich, den diese Ergebnisse abdecken, reicht von 1,69 bis 1,92, während er vorher von 1,58 bis 1,80 reichte (vgl. Tabelle 8-12).

Tabelle 8-14: Skalenwerte ohne DINK-Haushalte (vereinfachtes Modell)*

	FELES 2
<i>Optimal Matching</i>	
Mahalanobis-Distanz	1,69
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,78
Gower-Distanz	1,75
kombiniertes Matching	1,77
<i>Nearest-Available-Pair-Matching</i>	
Mahalanobis-Distanz	1,70
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,76
Gower-Distanz	1,92
kombiniertes Matching	1,81

* DINK = *Double Income No Kids*

Insgesamt verbessert sich die Stabilität der Ergebnisse durch die Reduktion der Modellparameter, insbesondere durch den Ausschluss der DINK-Haushalte erheblich. Da auch aus theoretischer Sicht vieles für den Ausschluss dieser Haushalte spricht, ist das robustere Modell vorzuziehen und wird in den Analysen zur Ableitung konsistenter Systeme von abteilungsspezifischen Verteilungsschlüssen (Kapitel 10) verwendet.

6 führt dieses Vorgehen jedoch zu deutlich niedrigeren Skalenwerten. Eine Reduktion der Parameterzahl ist bei den Modellen für Paare mit Kindern daher nicht angebracht.

¹⁵³ Beispielsweise sind dies unter Berücksichtigung von Rentnerhaushalten je nach Matching-Variante 29 bis 52 Haushalte bzw. 3% bis 4% aller Paarhaushalte. Wie bei Ausschluss der Rentnerhaushalte ist dieser Anteil erwartungsgemäß deutlich höher.

¹⁵⁴ Bei den Auswertungen zur RBS 2, bei denen von Paarhaushalten ausgegangen wird, hat dieses Vorgehen keinen übermäßigen Effekt auf die Ergebnisse und führt nicht zu anderen Schlussfolgerungen. Bei den Auswertungen zu den RBS 4 bis 6 sind Haushalte, bei denen beide Partner in Vollzeit erwerbstätig sind, unproblematisch, da dies sowohl Referenz- als auch Vergleichshaushalte sein können.

8.5. Sensitivitätsanalysen

Die Diskussion der Mehr-Gleichungs-Modelle auf der Basis von Vergleichsgruppen, die durch Hinzuspielen von Ein-Personen-Haushalten zu Paarhaushalten im unteren Einkommensbereich gebildet wurden, zeigt, dass die Vergleichsgruppenbildung mit den verfügbaren Wohlfahrtsindikatoren nur unzureichend gelingt und Modelle mit flexiblen marginalen Konsumquoten daher zu verzerrten Ergebnissen führen (vgl. Abschnitt 8.4.1). Durch die zusätzliche Restriktion der Gleichheit der marginalen Konsumquoten im FELES 1A können diese Effekte zwar reduziert werden. Das wirft aber andere Fragen auf. Zwar ist es aus theoretischer Sicht plausibel, dass – wie in Abschnitt 8.4.1 argumentiert – die marginalen Konsumquoten in reinen Erwachsenenhaushalten im unteren Einkommensbereich sehr ähnlich sein sollten. Dass sie identisch sind, ist jedoch eine sehr starke Restriktion, weshalb aus theoretischer Sicht Modelle mit flexiblen marginalen Konsumquoten adäquater sind. Unter dieser Restriktion gehen nämlich sämtliche Unterschiede zwischen den Haushalten in den Basiskonsum und verzerren diesen. Für den Fall, dass das Wohlfahrtsniveau der Ein-Personen-Haushalte aufgrund eines nicht zufriedenstellenden Matchings tendenziell über dem der Paarhaushalte liegt, führt dies systematisch zu einer Unterschätzung der Skalenwerte.

Daher soll hier mit Sensitivitätsanalysen der Frage nachgegangen werden, wie stabil die Ergebnisse sind, wenn leichte oder auch größere Variationen vorgenommen werden. Da die bisherigen Ergebnisse eine Bandbreite abdecken, innerhalb derer der momentan geltende Regelbedarf für Paarhaushalte im Vergleich zu Ein-Personen-Haushalten und zwar tendenziell am oberen Rand liegt, soll insbesondere geprüft werden, ob und unter welchen Bedingungen Skalenwerte (deutlich) über 1.8 möglich sind. Daneben dienen die Sensitivitätsanalysen auch dazu, noch weiter zwischen den Modellen zu diskriminieren, indem Modellvarianten zu bevorzugen sind, die bei Variation einzelner Abgrenzungen, Vorgehensweisen und Modellparameter möglichst stabile Ergebnisse liefern.

In Abschnitt 8.5.1 werden dazu zunächst die Effekte eines 1-zu-1- (nicht 1-zu-2-)Matchings ausgehend von Paarhaushalten betrachtet. Hier wird die postulierte Heterogenität der Ein-Personen-Haushalte bezogen auf das Geschlecht überprüft und damit unser Vorgehen beim Matching ausgehend von Paarhaushalten nochmals begründet. In Abschnitt 8.5.2 wird dann der Einfluss unterschiedlicher Einkommensabgrenzungen der Vergleichsgruppen auf die Schätzergebnisse des FELES 1A systematisch diskutiert. Insbesondere soll untersucht werden, ob das FELES 1A wie unterstellt die Skalenwerte unterschätzt. Abschnitt 8.5.3 geht dann der Frage, inwieweit Modelle, die keine flexiblen marginalen Konsumquoten bei den hier vorliegenden Daten überhaupt angemessen sind. Zudem wird untersucht, ob bei einfacher Abgrenzung Skalenwerte (deutlich) über 1.8 erreicht werden können. Die Effekte einer Variation der Referenzeinkommen, die bei der Berechnung der Skalenwerte verwendet werden, werden in Abschnitt 8.5.4 untersucht. Hier werden die Ergebnisse unter Verwendung des gesamten Einkommensbereichs betrachtet, um abschätzen zu können, ob das bisher in den Analysen verwendete Referenzeinkommen in Höhe des Regelbedarfs angemessen ist. Den Einfluss der Größe der Vergleichsgruppen sowie die Effekte auf die Skalenwerte bei (potentiell) höherem Einkommensniveau der Vergleichsgruppen (*independence of base*) werden anschließend in Abschnitt 8.5.5 untersucht. Abschließend (vgl. Abschnitt 8.5.6) wird noch der Ein-

fluss (kleinerer) Setzungen bzgl. der berücksichtigten Güterkategorien untersucht (motiviert insb. durch die Kritik am momentan angewendeten Verfahren).

8.5.1. FELES 1A bei 1-zu-1-Matching ausgehend von Paarhaushalten

In einem ersten Schritt soll das 1-zu-2-Matching, bei dem jedem Paarhaushalt sowohl ein Mann als auch eine Frau zugespielt wird, durch ein 1-zu-1-Matching ersetzt werden, um zu prüfen, wie stark sich die ungleiche Fallzahl der Vergleichsgruppen auswirkt. Da sich alleinlebende Männer bezüglich ihres Einkommens und ihres Ausgabenverhaltens von allein lebenden Frauen unterscheiden, werden hierzu zwei Matching-Varianten durchgeführt, in denen bei ansonsten unverändertem Vorgehen den Paarhaushalten einmal nur alleinlebende Männer und einmal nur alleinlebende Frauen zugespielt werden. Die Ergebnisse für das FELES 1A bei *Optimal Matching* sind in Tabelle 8-15 zu finden.

Tabelle 8-15: Skalenwerte des FELES 1A für RBS 2 bei verändertem Matching

	Einpersonenhaushalte	
	nur Männer	nur Frauen
<i>Vergleichsgruppen ohne Rentner</i>		
<i>Optimal Matching (1-zu-1)</i>		
Mahalanobis-Distanz	1.55	1.44
Mahalanobis-Matching-Distanz	1.54	1.43
Gower-Distanz	1.58	1.43
kombiniertes Matching	1.58	1.42

Die Skalenwerte fallen erkennbar niedriger aus, wenn nur Frauen berücksichtigt werden. Zwar weisen alleinlebende Frauen im Durchschnitt niedrigere Einkommen und Ausgaben auf als alleinlebende Männer, so dass man erwarten würde, dass die Skalenwerte für sie höher ausfallen. Doch auch hier führt – wie in Abschnitt 8.4.1 ausgeführt - die Restriktion gleicher marginaler Konsumquoten für die jeweiligen Vergleichsgruppen zu einer starken Unterschätzung der Skalenwerte. Da alleinlebende Männer im Durchschnitt ein höheres Einkommensniveau aufweisen, führt dies im Vergleich zu den Frauen in der Schätzung zu niedrigeren marginalen Konsumquoten, woraus sich ein höherer geschätzter Mindestkonsum der Paarhaushalte und damit höhere Skalenwerte ergeben. Die Skalenwerte des 1-zu-2-Matching (vgl. Tabelle 8-11) liegen erwartungsgemäß zwischen diesen Werten, allerdings deutlich näher an den Werten für die Männer. Dies spricht dafür, dass das Übergewicht der Ein-Personen-Haushalte beim 1-zu-2-Matching doch einen sichtbaren Einfluss auf die Ergebnisse hat.

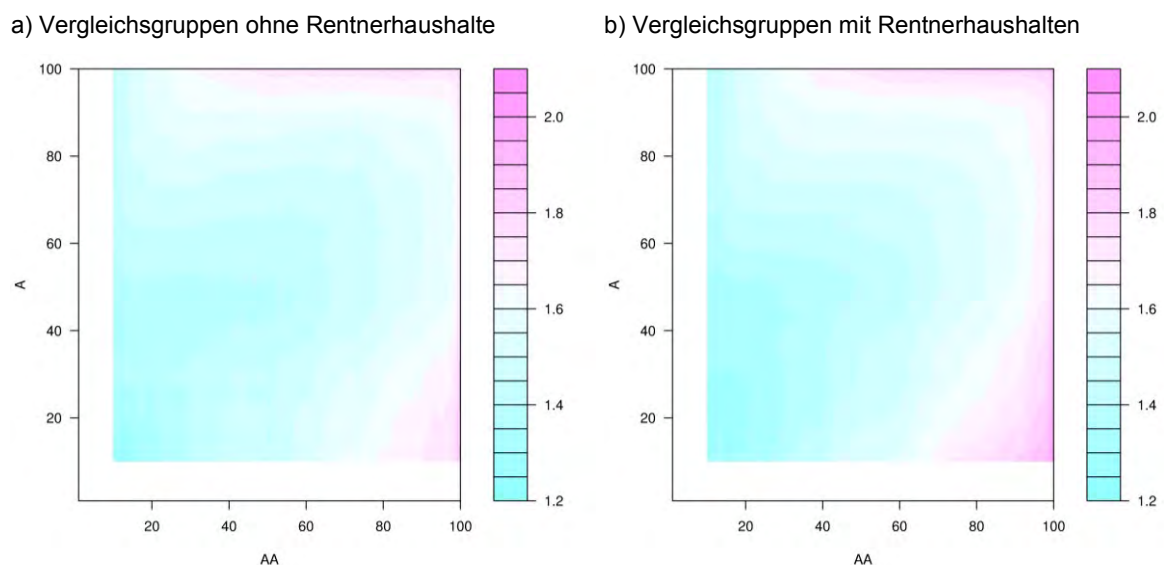
8.5.2. FELES 1A bei Vergleichsgruppenbildung durch beidseitig variierende Abschnitte in der Einkommensverteilung

Um im Rahmen ergänzender Sensitivitätsanalysen der Frage nachzugehen, welchen Einfluss unterschiedlich hohe, durchschnittliche Einkommen der Vergleichsgruppen auf die Skalenwerte haben, wird das FELES 1A mit Vergleichsgruppen geschätzt, die auf variierenden Abgrenzungen der

Haushalte bezogen auf ihr Haushaltseinkommen beruhen. Zunächst wird das FELES 1A dabei, jeweils bezogen auf das Nettoeinkommen, mit den untersten 10% der Ein-Personen- und Paarhaushalte berechnet. Anschließend wird bei den Ein-Personen-Haushalten die Grenze auf 11% erhöht, bei den Paarhaushalten gleich gelassen, dann ganz analog die Grenze bei den Ein-Personen-Haushalten auf 12%, 13% usw. bis 100% gesetzt und jeweils das FELES 1A neu geschätzt. Anschließend wird bei Paarhaushalten die Grenze auf 11% angehoben, und es werden wieder alle möglichen Abgrenzungen der Ein-Personen-Haushalte zwischen 10% und 100% betrachtet. Diesem Schema folgend wird letztlich auch die Grenze bei den Paarhaushalten auf 12%, 13% usw. bis 100% gesetzt und jeweils das FELES 1A berechnet.

Dieses Vorgehen wird sowohl mit als auch ohne Rentnerhaushalte durchgeführt, womit insgesamt 16.562 Modelle ($91 \times 91 \times 2$) berechnet werden. Die Resultate sind in Abbildung 8-2 dargestellt. Für jede Kombination von Abgrenzungen bei Ein-Personen- und Paarhaushalten ist farblich kenntlich gemacht, was für ein Skalenwert sich ergibt. Beispielsweise ergibt sich, wenn bei Ein-Personen-Haushalten die untersten 30% und bei den Paarhaushalten ebenfalls die untersten 30% verwendet werden, ein Wert von 1,35, wenn Rentner nicht berücksichtigt werden.

Abbildung 8-2: Ergebnisse des FELES 1A bei Vergleichsgruppenbildung durch unterschiedliche Abschnitte in der Einkommensverteilung



Zwar ist der Vergleich der Haushaltsgruppen ohne Matching nicht unproblematisch, und manche der Abgrenzungskombinationen sind offensichtlich nicht sinnvoll, wie beispielsweise die Betrachtung der untersten 10% bei Ein-Personen-Haushalten und aller Paarhaushalte ohne Einschränkung. Nichtsdestotrotz erlaubt dieses Vorgehen eine Untersuchung des Effekts der Veränderung der Abgrenzungen der Haushalte und eine Einordnung der Höhe der Ergebnisse der Matching-Varianten.

Für die Berechnung der Skalenwerte wurde als Referenzeinkommen jeweils der Regelbedarf des Jahres 2012 verwendet. Dies ist zwar für die Ermittlung realistischer Werte nicht angemessen, da hierfür das jeweilige Einkommen der Referenzgruppe, z.B. also das durchschnittliche Einkommen

oder auch das maximale Einkommen der jeweiligen Ein-Personen-Haushalte zugrunde gelegt werden müsste. Im Rahmen der Sensitivitätsanalyse soll aber gerade der Effekt des fixen Referenzeinkommens untersucht werden. Dies bedeutet aber auch, dass die Skalen überschätzt werden, wenn das tatsächliche Einkommensniveau über dem Referenzeinkommen liegt, und dies umso mehr, je größer der Abstand ist. Für die nachfolgenden Analysen in diesem Abschnitt bedeutet dies, dass allein daraus ein Ansteigen der Skalen produziert wird, und daher die Skalenwerte zumindest in den höheren Einkommensbereichen vom Niveau her nicht interpretierbar sind. Wichtig ist an dieser Stelle jedoch die Identifizierung von Bereichen, in denen sich ähnliche Skalenwerte ergeben. Sensitivitätsanalysen zum Einfluss des Referenzeinkommens sind in Abschnitt 8.5.4 für die Modelle mit umgekehrtem Matching dargestellt. Dort zeigt sich, dass ab Einkommensabgrenzungen von mehr als 50% die Skalenwerte bei Verwendung des Durchschnittseinkommens als Referenz stark sinken, während sie im Niedrigeinkommensbereich ebenfalls steigen. Dies dürfte hier analog gelten, weshalb in der Abbildung vor allem die hellblau und rot gekennzeichneten Bereiche stark überschätzt sein dürften.

Aus beiden Teilabbildungen ist ersichtlich, dass sich die Ergebnisse mit und ohne Berücksichtigung von Rentnerhaushalten zwar im Niveau unterscheiden, aber die gleichen Tendenzen aufweisen: Die Skalenwerte steigen vereinfacht ausgedrückt entlang der Horizontalen (von links nach rechts), der Vertikalen (von unten nach oben) und entlang der Diagonalen von links unten nach rechts oben, wobei hier der Anstieg erst bei Kombinationen höherer Einkommen auftritt.

Auch wenn durch das fixierte Referenzeinkommen ein solcher Anstieg im höheren Einkommensbereich zu erwarten ist, fallen die sehr niedrigen Skalenwerte im unteren Einkommensbereich auf. Nach den Erkenntnissen über die Einkommensabhängigkeit von Äquivalenzskalen sind gerade im unteren Einkommensbereich hohe Skalen zu erwarten, die dann mit steigendem Einkommen sinken.¹⁵⁵ Die Skalen von etwa 1,3 im Niedrigeinkommensbereich erscheinen hier deutlich zu niedrig.

Für die Erklärung der dahinter stehenden Effekte sei noch einmal daran erinnert, dass aufgrund der Annahme eines abnehmenden Grenznutzens des Einkommens mit steigenden Einkommen – für alle Gütergruppen und damit auch insgesamt – ein zunehmender „Basiskonsum“ und abnehmende marginale Konsumquoten zu erwarten sind. Unter der Restriktion identischer marginaler Konsumquoten wie im FELES 1A schlagen sich Unterschiede zwischen den Haushaltstypen allerdings ausschließlich im „Basiskonsum“ nieder, der immer dann verzerrt ist, wenn nicht zufällig eine Kombination von Vergleichsgruppen mit gleichen marginalen Konsumquoten gewählt wird. Skalenwerte, die beim FELES 1A entsprechend der Formel (6-11) nur auf Basis des Basiskonsums berechnet werden, sind dann ebenfalls verzerrt, und zwar nach unten.

Der Anstieg entlang der Horizontalen erklärt sich dadurch, dass bei konstanter Abgrenzung der Ein-Personen-Haushalte und steigender Grenze bei den Paarhaushalten der Basiskonsum für die Paarhaushalte ansteigt, der sich bei den Modellrechnungen ergibt, da die Ausgaben dieser Haushal-

¹⁵⁵ Nach den Ergebnissen der subjektiven Äquivalenzskalen ist dies beim Vergleich von Ein-Personen- und Paarhaushalten allerdings erst ab einem höherem Einkommensniveau zu erwarten.

te steigen. Gleichzeitig sinken die marginalen Konsumquoten, die aufgrund der Restriktion für die Paarhaushalte tendenziell überschätzt werden, sobald sie geringer sind als in den Ein-Personen-Haushalten. Dies führt tendenziell zu einer Überschätzung des Basiskonsums der Paarhaushalte und damit zu einer Überschätzung der Skalenwerte.

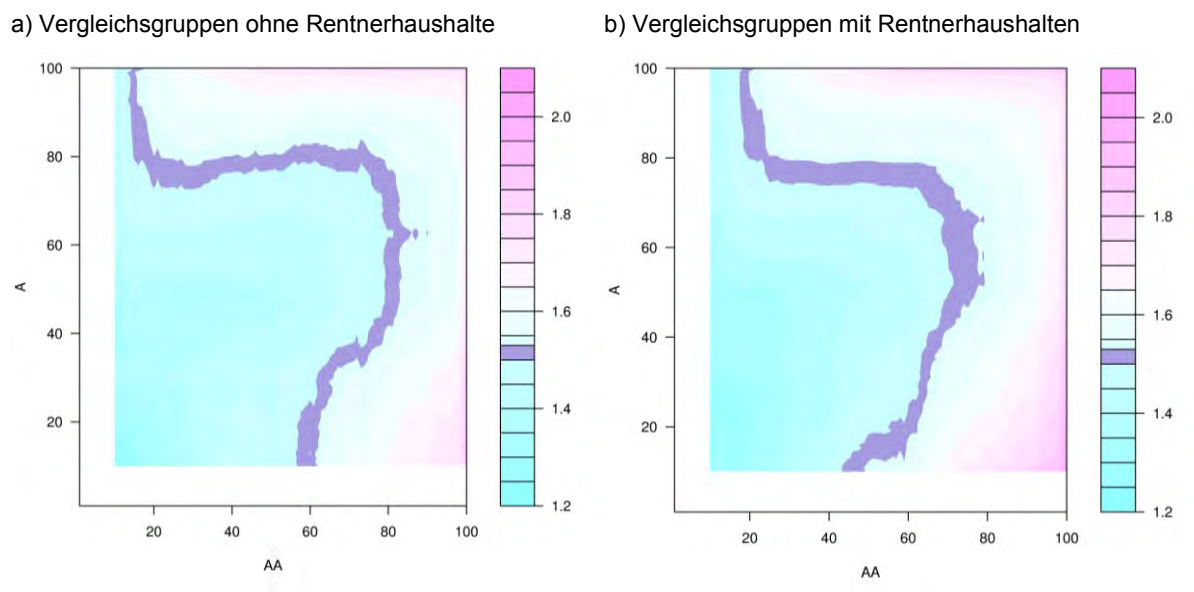
Entlang der Vertikalen steigen die Ausgaben der Ein-Personen-Haushalte und hierdurch deren Basiskonsum bei ebenfalls sinkenden marginalen Konsumquoten. Allerdings hat hier die Restriktion bzgl. der marginalen Konsumquoten einen gegenläufigen Effekt (zumindest ab dem Einkommensniveau, ab dem die marginalen Konsumquoten der Ein-Personen-Haushalte unter denen der Paarhaushalte liegen). Diese sind nun tendenziell für die Ein-Personen-Haushalte zu hoch und für die Paarhaushalte zu niedrig. Damit wird der Anstieg des Basiskonsums der Ein-Personen-Haushalte gedämpft, während zugleich der Basiskonsum der Paarhaushalte überschätzt wird. Damit sind die sich ergebenden Skalenwerte in diesem Bereich tendenziell zu niedrig. Vor allen in höheren Einkommensbereichen ergeben sich dennoch zwar unterschätzte, aber steigende Skalenwerte, weil hier der zweite Effekt überwiegt.

Entlang der Diagonalen lässt sich in etwa der Effekt des fixen Referenzeinkommens, für den die Skalenwerte berechnet werden (3×374 €) abschätzen. Entlang der Diagonalen werden immer die gleichen Einkommensabschnitte kombiniert. Obwohl man hierbei nicht ohne Weiteres eine Vergleichbarkeit der beiden Haushaltsgruppen unterstellen darf, kann man trotzdem davon ausgehen, dass diese in der Nähe der Diagonalen größer ist als in den entfernten Ecken, so dass man einen gewissen Korridor um die Diagonale als relevanten Raum ansehen kann, in dem vergleichbare Gruppen liegen können. Entlang der Diagonalen steigt sowohl für Paare als auch für Ein-Personen-Haushalte der Basiskonsum, und die marginalen Konsumquoten nehmen ab. Hier zeigen die Ergebnisse, dass das Verhältnis der Werte des Basiskonsums tendenziell abnimmt, der absolute Wert der Differenz des Basiskonsums aber steigt, wodurch immer größere Werte ins Verhältnis zum Referenzeinkommen gesetzt werden. Dies war bereits in Abschnitt 8.4.3 an den Werten zum Basiskonsum und Mehrbedarf in Tabelle 8-13 zu sehen. Hier zeigen sich bei den Matching-Varianten Werte für den Basiskonsum, die ins Verhältnis gesetzt nahe bei 1,8 liegen (zwischen 1,79 und 1,84), während dieser Wert bei Verwendung des gesamten Einkommensbereichs ohne Rentnerhaushalte nur ungefähr 1,67 beträgt. Relativ betrachtet rücken die Werte also bei Verwendung des gesamten Einkommensbereichs stärker zusammen, während die absolute Differenz größer wird. Ursache ist hier wieder die Restriktion der marginalen Konsumquoten, die dazu führt, dass sich die Unterschiede zwischen den Haushaltstypen in den Werten für den „Basiskonsum“ niederschlagen. Die Unterschiede im abnehmenden Grenznutzen des Einkommens zwischen den Haushaltstypen führen zu einkommensabhängigen „Basiskonsum“, der aber wiederum selbst einen positiven, aber abnehmenden Grenzverlauf hat. Dies führt dann zu absolut steigenden Differenzen aber relativ sinkenden Verhältniswerten.

In der Abbildung 8-3 sind nochmals dieselben Ergebnisse wie in Abbildung 8-2 dargestellt, wobei aber zusätzlich der Bereich der Werte von 1,50 bis 1,53 farblich hervorgehoben ist. Dieser Wertebereich entspricht im Wesentlichen den Resultaten, die sich bei den Matching-Varianten ergeben, wenn Ein-Personen-Haushalte zu den unteren 15% der Paarhaushalte zugespült werden (vgl. Abschnitt 8.4.1).

Betrachtet man die Paarhaushalte im unteren Einkommensbereich, der für das Matching verwendet wurde, so liegen Ergebnisse der Matching-Varianten in einem Bereich mit sehr hohen Abgrenzungen des Einkommensbereichs der Ein-Personen-Haushalte. Dies bestätigt die Vermutung, dass mit den nur beschränkt zur Verfügung stehenden Wohlfahrtsindikatoren beim Matching Ein-Personen-Haushalte zugespielt werden, die ein deutlich höheres Einkommensniveau aufweisen, so dass die Skalenwerte deutlich unterschätzt werden. Zugleich lassen sich auch die Regionen identifizieren, die vergleichbare Skalenwerte ergeben. Insbesondere deutet sich hier an, dass ein umgekehrtes Matching ausgehend von Ein-Personen-Haushalten im Niedrigeinkommensbereich mit Paarhaushalten aus einem Pool von bis zu 50% in der Einkommensverteilung zumindest keine schlechtere Vergleichsgruppenbildung erbringt. Dies ist der Grund, weshalb diese Alternative zuvor ebenfalls betrachtet wurde (vgl. Abschnitt 8.4.2). Alles in allem wird das Vorgehen in diesem Kapitel (insbes. in den Abschnitten 8.1 und 8.4) durch diese Sensitivitätsanalysen also bestätigt.

Abbildung 8-3: Ergebnisse des FELES 1A bei Vergleichsgruppenbildung durch unterschiedliche Abschnitte in der Einkommensverteilung sowie der Matching-Varianten



8.5.3. FELES 1B bei Vergleichsgruppenbildung durch gleiche Abschnitte in der Einkommensverteilung

Um der Frage nachzugehen, inwieweit auf flexible marginale Konsumquoten verzichtet werden kann und daher die Restriktion beim FELES 1A vertretbar ist, wurden auch das FELES 1B und das FELES 2 mit variierenden Abgrenzungen der beiden Vergleichsgruppen berechnet. Da diese Modelle jedoch weitaus aufwendiger zu berechnen sind, konnten hier nicht wie beim FELES 1A im vorherigen Abschnitt 8.5.2 sämtliche 16.562 Kombinationen betrachtet werden. Statt dessen wurde wie bei den Sensitivitätsanalysen zu den RBS 4 bis 6 (vgl. Abschnitt 7.8) für beide Gruppen immer die gleiche Abgrenzung verwendet – also für jede der beiden Gruppen bezogen auf das Nettohaus-

haltseinkommen, die untersten x%, ausgehend von 10% bis 100%, wobei Rentnerhaushalte mitberücksichtigt wurden.

Die Ergebnisse zum FELES 1B finden sich in Abbildung 8-4. In Teilabbildung (a) sind die Skalenwerte zu sehen, die sich bei den verschiedenen Abgrenzungen entsprechend der Formel (6-9) ergeben. Bei den Resultaten in Teilabbildung (b) werden bei der Berechnung der Skalenwerte entsprechend der Formel (6-11) die Unterschiede in den marginalen Konsumquoten nicht korrigiert. In beiden Fällen wird hier ebenfalls der Regelbedarf als Referenzeinkommen genommen. Insofern sind diese Verläufe direkt mit denen aus Abschnitt 8.5.2 vergleichbar. Analysen mit anderen Referenzeinkommen finden sich im nächsten Abschnitt.

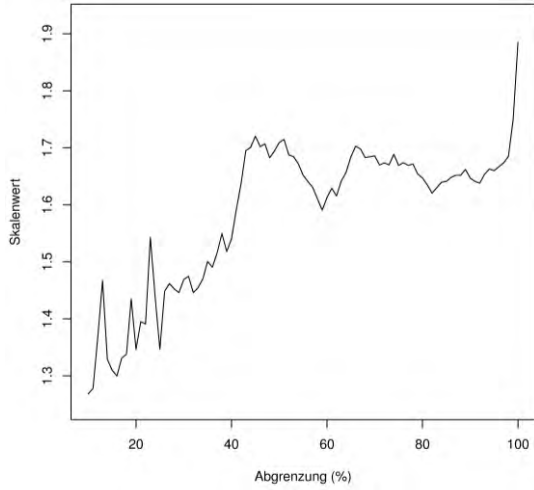
In beiden Abbildungen steigen die Skalenwerte mit steigendem Einkommen an wie beim FELES 1A, was angesichts des fixen Referenzeinkommens zu erwarten ist.¹⁵⁶ Für relativ „hohe“ Abgrenzungen (bspw. 98%) steigen die Skalenwerte sehr stark an. Hier zeigt sich ein sehr starker Einfluss von Haushalten mit hohem Einkommen auf die Ergebnisse, weshalb zuvor bei den Auswertungen über den „gesamten“ Einkommensbereich die obersten 5% nicht berücksichtigt wurden (vgl. Abschnitt 8.4.2). Ansonsten lässt sich festhalten, dass die resultierenden Skalenwerte mit steigender Abgrenzung zunächst zunehmen, allerdings im unteren Einkommensbereich mit deutlichen Schwankungen. Betrachtet man beispielsweise den Verlauf in Teilabbildung (a), ergibt sich bei Verwendung der untersten 20% ein Skalenwert von 1,35 und bei Verwendung der untersten 23% ein Skalenwert von 1,54. Werte, die deutlich über 1,5 liegen, werden ansonsten erst bei Abgrenzungen ab etwa 40% erreicht. Ab dann schwanken die Skalenwerte zwischen 1,6 und 1,7.

Aus den Teilabbildungen (c) bis (f) lässt sich erkennen, wie die gerade genannten Skalenwerte zustande kommen. Sie ergeben sich aus der Differenz des Basiskonsums zwischen Ein-Personen- und Paarhaushalten, die noch um Unterschiede in den marginalen Konsumquoten korrigiert wird. Entsprechend den theoretischen Überlegungen (vgl. Abschnitt 3.1.3.c)) steigt der Basiskonsum bei beiden Gruppen kontinuierlich an, und die marginalen Konsumquoten sinken. In beiden Fällen sind die Kurven aber nicht deckungsgleich, wobei der Basiskonsum dann als „deckungsgleich“ anzusehen wäre, wenn die Kurve der Paarhaushalte um einen fixen oder monoton steigenden Faktor höher wäre als die der Ein-Personen-Haushalte, also parallel verlaufen oder sich gleichmäßig auseinander entwickeln würde. Dass dies nicht der Fall ist, zeigt dass eine Abgrenzung gleicher Einkommensabschnitte nicht zu Vergleichsgruppen gleichen Wohlfahrtsniveaus führt. Im unteren Einkommensbereich sind aufgrund der Fallzahlen die Schwankungen sehr groß, so dass diese Frage nicht beurteilt werden kann. Ab einer Abgrenzung bei 25% liegt die marginale Konsumquote der Ein-Personen-Haushalte deutlich über der der Paare, was für ein niedrigeres Wohlfahrtsniveau der Ein-Personen-Haushalte in einem gleichen Abschnitt der Einkommensverteilung spricht. Erst ab einer Abgrenzung von 80% dreht sich das Verhältnis um. Für die in dieser Studie untersuchte Frage ist das allerdings nicht relevant.

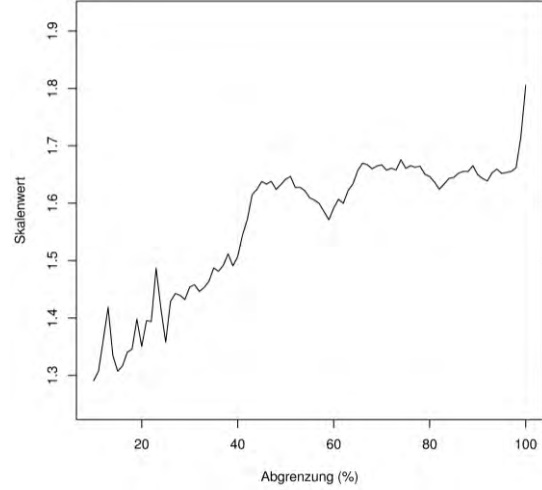
¹⁵⁶ Interessant ist, dass dieser Anstieg im Bereich der Abgrenzungen zwischen 15% und 95% trotzdem stagniert, also die Skalen, die nicht durch das fixe Referenzeinkommen nach oben verzerrt sind, hier sinken. Dies belegt ebenfalls die mehrfach diskutierte Einkommensabhängigkeit der Äquivalenzskalen.

Abbildung 8-4: Ergebnisse des FELES 1B bei Vergleichsgruppenbildung durch gleiche Abschnitte in der Einkommensverteilung

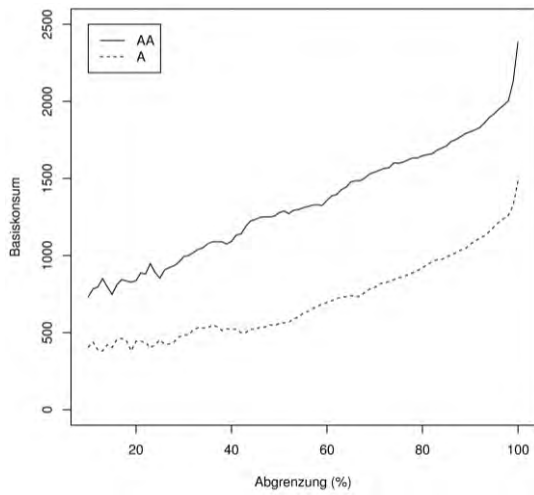
a) Skalenwerte des FELES 1B



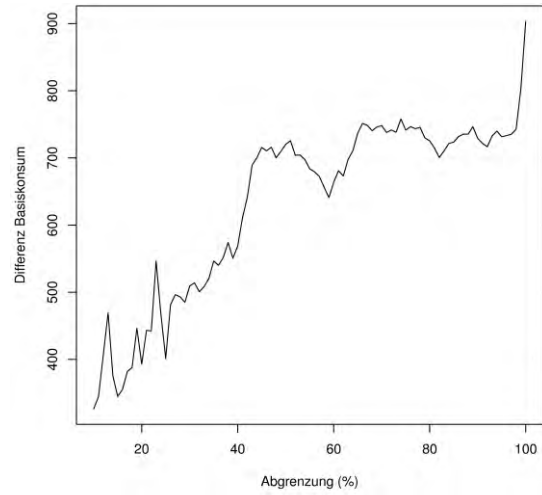
b) Skalenwerte auf Basis des Basiskonsums



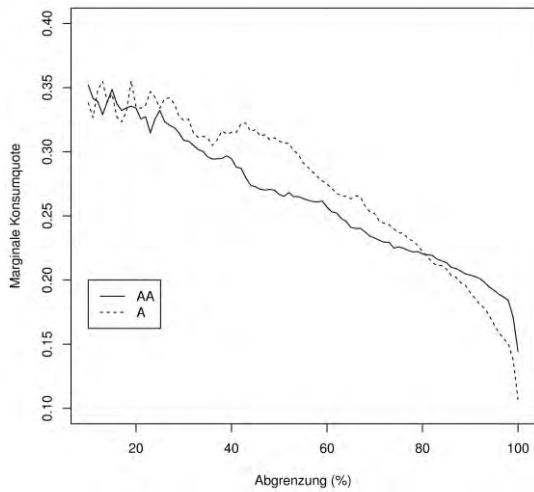
c) Basiskonsum



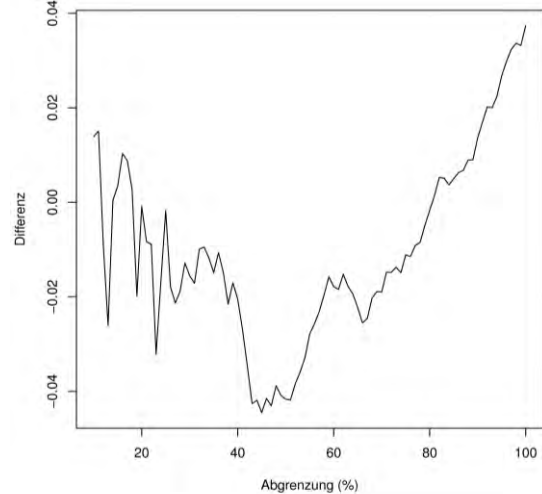
d) Mehrbedarf - Differenz des Basiskonsums



e) aggregierte marginale Konsumquote



f) Differenz der marginalen Konsumquoten



Insgesamt deuten diese Ergebnisse, zusammen mit denen aus dem vorherigen Abschnitt, darauf hin, dass auf Modelle mit flexiblen marginalen Konsumquoten nicht verzichtet werden sollte. Da es weder mit der Abgrenzung von Einkommensabschnitten noch mit Matching¹⁵⁷ gelingt, wirklich gute Vergleichsgruppen abzugrenzen, sind zur Bestimmung realistischer Skalenwerte Modelle mit flexiblen marginalen Konsumquoten notwendig, um eine Trennung der Effekte von Basiskonsum und marginaler Konsumquote für die jeweiligen Haushaltstypen zuzulassen.

8.5.4. Variation der Referenzeinkommen

Wie bereits in den letzten Abschnitten angesprochen wurde, entspricht die Verwendung fixer Referenzeinkommen bei variierenden Vergleichsgruppen nicht den theoretischen Überlegungen (vgl. Abschnitt 6.3.3). Die Verläufe der Skalenwerte in den letzten beiden Abschnitten können dennoch Erkenntnisse über die Sensitivität der Skalen geben. Allerdings kann die Höhe der Skalenwerte nicht interpretiert werden, da sie mit steigendem Einkommen der Vergleichsgruppen notwendigerweise steigen müssen, wenn das Referenzeinkommen konstant gehalten wird. Dies widerspricht sowohl den theoretischen Annahmen als auch den empirischen Ergebnissen der Einkommensabhängigkeit der Äquivalenzskalen, wonach diese mit steigenden Einkommen sinken.

Grundsätzlich sollte zur Berechnung der Äquivalenzskalen nach Formel (6-9) oder (6-11) ein Einkommen gewählt werden, das das Einkommensniveau der jeweiligen Referenzgruppe repräsentiert. Hier kommen durchaus unterschiedliche Kennziffern in Frage. So kann das Durchschnittseinkommen gewählt werden, der Median oder das in der Referenzgruppe am häufigsten vorkommende Einkommen. Aber auch das maximale oder minimale Einkommen in der Referenzgruppe käme in Frage. Will man das Sparverhalten ausblenden, weil insbesondere im unteren Einkommensbereich vielfach auch entspart oder ein Kredit aufgenommen wird und damit die Ausgaben über dem Einkommen liegen, kann es auch sinnvoll sein als „Referenzeinkommen“ die Gesamtausgaben zu verwenden.

Werden nun anstelle des fixen Referenzeinkommens solche von der Abgrenzung der Vergleichsgruppen abhängende Referenzeinkommen gewählt, ergeben sich Skalenwerte, wie sie in Abbildung 8-5 dargestellt sind. Bei Teilabbildung (a) wurde das durchschnittliche Einkommen der jeweils betrachteten Ein-Personen-Haushalte als Referenz verwendet, bei Teilabbildung (b) deren durchschnittliche Gesamtausgaben. Je höher die Abgrenzung der betrachteten Haushalte in Bezug auf ihr Nettoeinkommen, desto höher fallen also diese Referenzwerte aus, so dass in beiden Varianten die Skalenwerte bei ausgedehnteren Einkommensabgrenzungen abnehmen. Wird das durchschnittliche Einkommen als Referenz genommen, liegt der höchste erreichte Skalenwert bei 1,37, bei Verwendung der durchschnittlichen regelbedarfsrelevanten Ausgaben bei 1,56.

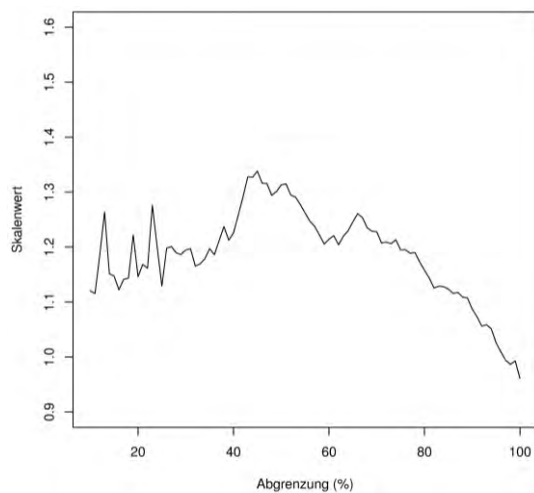
In Abbildung 8-6 sind entsprechende Skalenwerte für das FELES 2 zu sehen. Teilabbildung (a), für die als Referenzeinkommen für die Skalenberechnung der Regelsatz der RBS 1 als Referenz ver-

¹⁵⁷ Wie in Abschnitt 8.1.3 gezeigt wurde, kann mit dem Matching zwar die Vergleichbarkeit verbessert werden, aber sie gelingt weniger gut als beim Vergleich von Paaren mit und ohne Kinder.

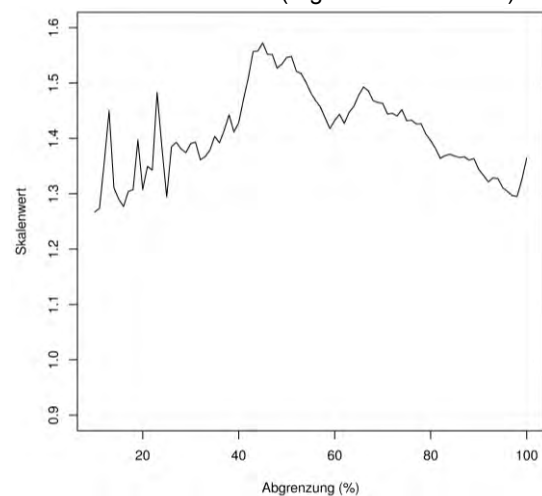
wendet wird, entspricht der Teilabbildung (a) in Abbildung 8-4. Die Verläufe sind sehr ähnlich. Die Skalenwerte des FELES 2 liegen im unteren Einkommensbereich jedoch tendenziell etwas über denen des FELES 1b und in höheren Einkommensbereichen etwas darunter. Teilabbildung (b) und (c) entsprechen denen des FELES 1B in Abbildung 8-5, indem das jeweilige Durchschnittseinkommen bzw. der Durchschnittskonsum der Ein-Personen-Haushalte als Referenz zugrunde gelegt wird.

Abbildung 8-5: Skalenwerte des FELES 1B bei variablen Referenzeinkommen bzw. -konsum

a) Referenz = Durchschnittseinkommen



b) Referenz= Durchschnittskonsum (regelbedarfsrelevant)



Hier zeigt sich die gleiche Tendenz: Die Werte beim FELES 2 liegen im unteren Einkommensbereich über denen des FELES 1B und im höheren darunter. Insbesondere aber ist hier der unplausible Verlauf der zuerst steigenden und dann fallenden Skalenwerte beim FELES 1B nicht mehr zu sehen. Beim FELES 2 sinken ab einer Einkommensabgrenzung von etwas über 40% die Skalenwerte, die auf der Basis des durchschnittlichen Einkommens bzw. des durchschnittlichen Konsums der Ein-Personen-Haushalte berechnet werden, wie dies theoretisch zu erwarten ist. Daher liegt der Schluss nahe, FELES 2 als das angemessenere Modell anzusehen.

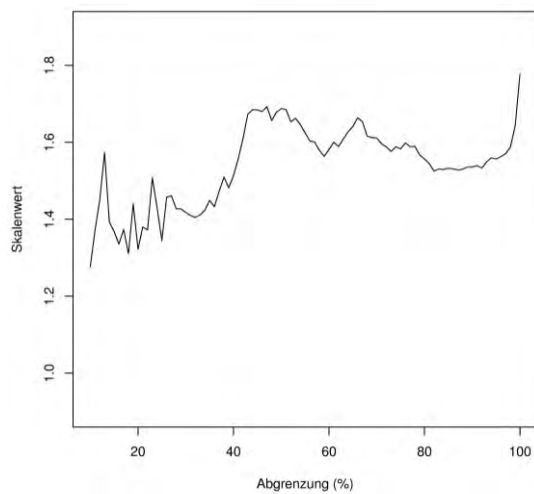
Um noch etwas genauer zu veranschaulichen, wie Modellparameter und das gewählte Referenzeinkommen zusammenspielen, werden hier nochmals die Ergebnisse des FELES 2 für drei unterschiedliche Abgrenzungen der Vergleichsgruppen betrachtet. Die Schätzung des FELES 2 mit unterschiedlichen Abgrenzungen führt dabei zu jeweils anderen Modellparametern. Die ausgehend von einem bestimmten gegebenen Parametersatz berechneten Skalenwerte nehmen mit steigendem Referenzeinkommen ab. Für ein fixes Referenzeinkommen ergeben sich aus den unterschiedlichen Modellergebnissen ebenfalls unterschiedliche Werte.

Die Resultate werden in Abbildung 8-7 dargestellt. Hier sind die Skalenwerte für das FELES 2 in Abhängigkeit vom (monatlichen) Referenzeinkommen zu sehen, wobei die Vergleichsgruppen jeweils die untersten 20%, 40% und 60% der Ein-Personen- und Paarhaushalte bezogen auf das Haushaltsnettoeinkommen sind. Die fallenden Linien ergeben sich, wenn man mit den Modellpa-

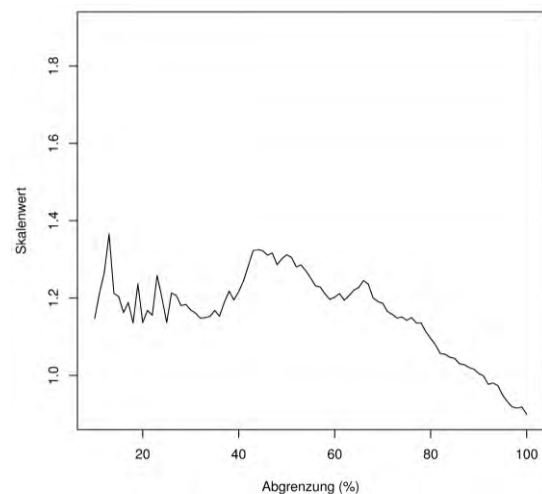
ramatern der drei verschiedenen Alternativrechnungen mit unterschiedlichen Abgrenzungen der Vergleichsgruppen Skalenwerte nach Formel (6-9) berechnet und dabei nur das Referenzeinkommen variiert. Mit steigendem Referenzeinkommen sinken die Skalenwerte, weil die mit den marginalen Konsumquoten gewichteten Differenzen im Basiskonsum nur von den jeweils fixen Modellparametern abhängen und daher fix sind, hier jedoch ins Verhältnis zu einem steigenden Referenzeinkommen gesetzt werden.

Abbildung 8-6: Skalenwerte des FELES 2 bei variablen Referenzeinkommen bzw. -konsum

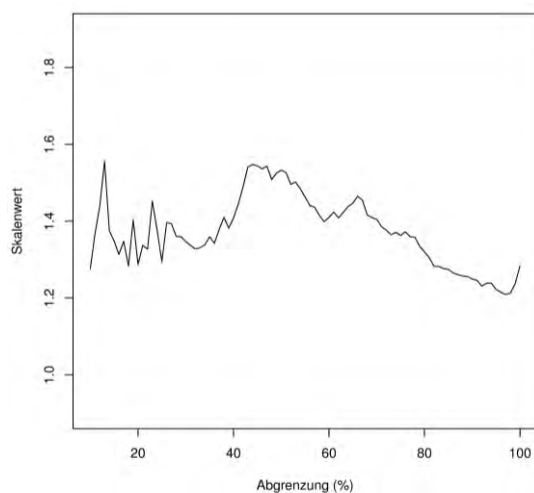
a) Referenz = Regebedarfsstufe 1



b) Referenz = Durchschnittseinkommen



c) Referenz = Durchschnittskonsum (regelbedarfsrelevant)

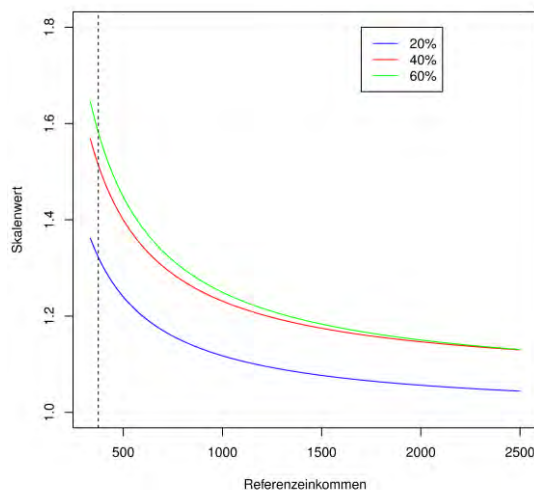


Je höher der abgegrenzte Einkommensbereich ist, desto höher sind bei gleichem Referenzeinkommen die Skalenwerte, d.h. die entsprechende Kurve liegt höher. Aus der Kombination beider Effekte ergeben sich die in den letzten Abschnitten diskutierten Effekte. Theoretisch sinnvoll sind allerdings nur Referenzeinkommen die, wie z.B. das Durchschnittseinkommen, innerhalb des jeweils abgegrenzten Einkommensbereichs liegen.

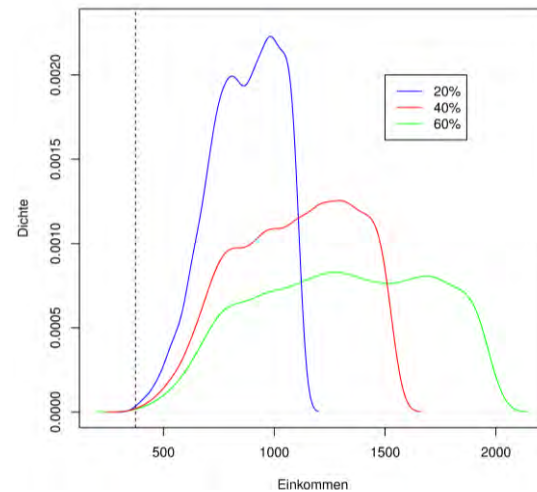
Da es kein eindeutig definiertes Referenzeinkommen gibt, soll im Folgenden noch untersucht werden, wie stark die Skalenwerte bei leichten Veränderungen des Referenzeinkommens innerhalb des relevanten Einkommensbereichs variieren. Hierzu wurden die Ergebnisse des FELES 2, die auf einem Matching ausgehend von den untersten 15% der Ein-Personen-Haushalte beruhen, mit verschiedenen Referenzeinkommen berechnet: neben den 374 € (RBS 1 im Jahr 2012), die den Ergebnissen in Abschnitt 8.4.2 zugrunde liegen, wurden die RBS 1 des Jahres 2011 (364 €) und des Jahres 2013 (382 €) verwendet.

Abbildung 8-7: Unterschiedliche Abgrenzung der Ein-Personen-Haushalte zur Bildung der Vergleichsgruppen

a) Skalenwerte des FELES 2 bei variierendem Referenzeinkommen



b) Dichte



Die Ergebnisse sind in Tabelle 8-16 dargestellt. Die Skalenwerte sinken mit steigendem Referenzeinkommen, aber die resultierenden Unterschiede sind äußerst gering. Bei anderen Matching-Varianten sind die Ergebnisse vergleichbar. Angesichts der Schwankungsbreite der Ergebnisse über die verschiedenen Modellvarianten sind diese vom Referenzeinkommen abhängigen Unschärfen vernachlässigbar.

Tabelle 8-16: Skalenwerte des FELES 2 bei variierendem Referenzeinkommen

	Referenzeinkommen (mtl.)	Skalenwert
<i>Nearest-Available-Pair-Matching</i>	364 €	1,77
Mahalanobis-Matching-Distanz	374 €	1,75
1-zu-1-Matching ausgehend von den untersten 15% Einpersonenhaushalte	382 €	1,74
	Durchschnittskonsum (regelbedarfsrelevant)	1,73
	393 €	

8.5.5. Variation der Einkommensabgrenzung bei Bildung der Vergleichsgruppen über Matching

Um die Resultate zu ergänzen, die sich bei einem umgekehrten Matching von Partner aus Paarchaushalten zu Ein-Personen-Haushalten ergeben, wird zunächst das gleiche Vorgehen wie in Abschnitt 8.4.2 angewendet, wobei aber von den untersten 20% der Ein-Personen-Haushalte ausgegangen wird. Hierdurch werden je nach Matching-Variante 3.239 bis 3.695 Haushalte berücksichtigt. Zwar verschiebt sich das betrachtete Wohlfahrtsniveau durch die andere Abgrenzung der Ein-Personen-Haushalte, allerdings sollten die höheren Fallzahlen zu stabileren Ergebnissen führen.

Tabelle 8-17: Ergebnisse der Mehr-Gleichungs-Ansätze (Skalenwerte), untere 20%

	ELES	FELES 1A	FELES 1B	FELES 2
<i>Optimal Matching</i>				
Mahalanobis-Distanz	1,79	1,40	1,73	1,76
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,78	1,41	1,74	1,79
Gower-Distanz	1,78	1,41	1,76	1,75
kombiniertes Matching	1,82	1,43	1,79	1,83

In Tabelle 8-17 sind die Ergebnisse zu sehen, die auf einem *Optimal Matching* basieren. Verglichen mit den Ergebnissen aus Tabelle 8-12 liegen die Ergebnisse der vier Modelle für die drei Abstandsmaße nun jeweils relativ eng zusammen und – abgesehen vom FELES 1A – leicht unter 1,8. Sie tendieren eher zum „oberen Rand“ des Schwankungsbereichs der Werte aus Tabelle 8-12. Bei den kombinierten Matchings liegen die Ergebnisse bei bzw. geringfügig über 1.8.

8.5.6. Abhängigkeit der Ergebnisse von den berücksichtigten Güterkategorien

Bei den bisherigen Auswertungen wurden immer die regelbedarfsrelevanten Ausgabenkategorien berücksichtigt. Um der Frage nachzugehen, inwieweit die Ergebnisse von den berücksichtigten Kategorien abhängen, wurden Auswertungen durchgeführt, bei denen zusätzliche Ausgabenkategorien mit aufgenommen wurden. Beispielhaft werden hier die Kategorien „Zimmerpflanzen und Schnittblumen“ sowie „Foto- und Filmausrüstungen, optische Geräte“ herausgegriffen.

Tabelle 8-18: Skalenwerte des FELES 2 bei unterschiedlicher Zusammensetzung der Güterkategorien

Referenzeinkommen	insgesamt		Abteilung 09 (Freizeit, Unterhaltung, Kultur)	
	RBS 1	Ø Ausgaben	RBS 1	
regelbedarfsrelevante Ausgabenkategorien (r.A.)	1,75	1,53	1,26	
r.A. + Zimmerpflanzen und Schnittblumen	1,77	1,64	1,27	
r.A., + Foto- u. Filmausrüstungen, optische Geräte	1,76	1,55	1,26	

In Tabelle 8-18 sind die Ergebnisse für das FELES 2 abgebildet, die sich ergeben, wenn (1.) nur die regelbedarfsrelevanten Ausgabenkategorien berücksichtigt werden, (2.) zusätzlich zu den regelbedarfsrelevanten Ausgabenkategorien noch „Zimmerpflanzen und Schnittblumen“ berücksichtigt werden und (3.) zusätzlich zu den regelbedarfsrelevanten Ausgabenkategorien noch „Foto- und Filmausrüstungen, optische Geräte“ berücksichtigt werden, wobei diese Kategorien jeweils der

Abteilung 09 (Freizeit, Unterhaltung, Kultur) hinzugerechnet werden. Ausgewiesen sind die Skalenwerte über alle Abteilungen (Spalte 1) sowie die Skalenwerte für Abteilung 09 (Spalte 2 und 3) mit unterschiedlichen Referenzeinkommen zur Ermittlung der Skalenwerte (vgl. Exkurs 6-3). Für die Skalenwerte über alle Abteilungen hinweg wird wie bisher der Regelbedarf der RBS 1 verwendet, für die Skalenwerte für Abteilung 09 werden zum einen die durchschnittlichen Ausgaben der Ein-Personen-Haushalte für diese Abteilung und zum anderen der für Abteilung 09 ermittelte regelbedarfsrelevante Bedarf in RBS 1 herangezogen. Die Ergebnisse basieren auf Vergleichsgruppen, die ausgehend von den Einpersonenhaushalten mit dem Nearest-Available-Pair-Matching und der Mahalanobis-Matching-Distanz erstellt wurden, wobei Rentnerhaushalte enthalten sind.

Im Wesentlichen ist zu sehen, dass sich sowohl der Skalenwert für die gesamten Verbrauchsausgaben als auch der güterspezifische Skalenwert durch Hinzunahme einer weiteren Güterkategorie nur unwesentlich verändern. Zumindest für „kleinere“ Ausgabenkategorien kann daher geschlossen werden, dass die Hinzunahme oder das Weglassen einer solchen Kategorie in Anbetracht der Schwankungsbreite der verschiedenen Modellergebnisse zu vernachlässigen sind.

8.6. Fazit

Die Ergebnisse der verschiedenen Matching- und Modellvarianten zur Ermittlung von Verteilungsgewichten für Paarhaushalte ohne Kinder im Vergleich zu Ein-Personen-Haushalten führen sehr schnell zum Ausschluss einer ganzen Reihe von Ansätzen. Von den beiden Matching-Richtungen erweist sich das Zuspielen von Paarhaushalten zu Ein-Personen-Haushalten als eindeutig überlegen. Damit wird aber die angestrebte Konsistenz des Gesamtsystems eingeschränkt, da nun nicht mehr mit verketteten Vergleichsgruppen gearbeitet wird. Da die Vergleichbarkeit der beiden Haushaltsgruppen wegen der vorliegenden Wohlstandsindikatoren begrenzt ist, liefern nur Mehr-Gleichungs-Modelle mit flexiblen marginalen Konsumquoten zufriedenstellende Ergebnisse. Das FELES 2 dürfte als das flexibelste Modell dabei die verlässlichsten Resultate liefern. Vergleichende Analysen geben keine stichhaltigen Indizien für grundsätzlich anderes Ausgabenverhalten von Rentnerhaushalten. Ohne Rentnerhaushalte liegen die Skalenwerte zwar tendenziell höher, allerdings überlappen sich die durch die Ergebnisse abgedeckten Bereiche deutlich. Die Skalenwerte der Modelle mit flexibler marginaler Konsumquote liegen zwischen 1,58 und 1,88. In diesem Korridor liegt auch der gegenwärtige Regelbedarfsatz für Paarhaushalte, der mit 1,8 eher im oberen Bereich liegt. Verschiedene Sensitivitätsanalysen bestätigen dieses Ergebnis. Die Modellergebnisse werden aufgrund der höheren Fallzahlen stabiler, wenn zur Ermittlung verlässlicher Verteilungsschlüssel beim Matching von den unteren 20% (statt 15%) der Ein-Personen-Haushalte ausgegangen wird. Robuster werden die Ergebnisse aber ebenfalls, wenn beim Matching Paarhaushalte mit zwei in Vollzeit erwerbstätigen Partner (DINKs) ausgeschlossen werden. Da auch aus theoretischer Sicht viel für den Ausschluss dieser Haushalte spricht, wird für die weiteren Analysen zur Ermittlung eines Systems konsistenter abteilungsspezifischer Verteilungsschlüssel das FELES 2 mit Einchluss von Rentnerhaushalte und Ausschluss von DINK-Haushalten auf Basis eines Matching ausgehend von den unteren 15% der Ein-Personen-Haushalte verwendet.

9 Analysen für die Regelbedarfsstufe 3

Die Regelbedarfsstufe 3 gilt „für eine erwachsene leistungsberechtigte Person, die weder einen eigenen Haushalt führt noch als Ehegatte, Lebenspartner oder in eheähnlicher oder lebenspartnerschaftsähnlicher Gemeinschaft einen gemeinsamen Haushalt führt“ (§ 8 Abs. 1 Nr. 6 RBEG, Anlage zu § 28 SGB XII). Von den Personen, die nicht den Regelbedarfsstufen 1 oder 2 zugeordnet werden, fallen darunter im Rechtskreis des SGB II alle erwachsenen erwerbsfähigen Personen, die zur Bedarfsgemeinschaft (§ 7 Abs. 3 SGB II) gerechnet werden, und im Rechtskreis des SGB XII alle erwachsenen Personen, die keinen eigenen Haushalt führen aber die Unterhaltsvermutung keine Anwendung findet (§39 SGB XII).

Praktisch gilt dies zum einen für alle unverheirateten erwachsenen Kinder bis zur Vollendung des 25. Lebensjahres, die kein bedarfsdeckendes eigenes Einkommen oder Vermögen haben und im Haushalt der Eltern oder eines Elternteils leben. Erwerbsfähige Personen ab dem Alter 25 gelten i.d.R. als eigene Bedarfsgemeinschaft, selbst wenn sie die Wohnung mit anderen Personen teilen, mit der sie nicht in einer Partnerschaft mit wechselseitiger Verantwortungsübernahme leben (§ 7 Abs. 3 Nr. 3c SGB II), da hier kein gemeinsames Wirtschaften mehr unterstellt wird. Dies gilt insbesondere auch für unverheiratete erwachsene Kinder über 25 Jahre, die noch im elterlichen Haushalt leben. Nicht erwerbsfähige erwachsene Personen erhalten dagegen Leistungen nach dem SGB XII, das keine solche Altersgrenze enthält, da hier dem Grundsatz nach eine gemeinsame Haushaltsführung unterstellt wird (§ 39 SGB XII).

V.a. wegen dieser Ungleichbehandlung über-25-jähriger Kinder, die im elterlichen Haushalt leben, in Abhängigkeit von ihrer Erwerbsfähigkeit stehen politische Forderungen nach einer Abschaffung der Regelbedarfsstufe 3 für behinderte Personen über 25 Jahren im Raum, die insbesondere von Behindertenverbänden vorgetragen werden. Der Vermittlungsausschuss hatte daher in seinen Protokollerklärungen die Überprüfung der Regelbedarfsstufe 3 mit dem Ziel empfohlen, Menschen mit Behinderungen ab dem 25. Lebensjahr einen Anspruch auf den vollen Regelbedarf nach Stufe 1 zu ermöglichen.¹⁵⁸ In Antworten der Bundesregierung auf entsprechende Anfragen im Bundestag wird jeweils auf den nach § 10 RBEG zum 1. Juli 2013 vorzulegenden Bericht des Bundesministeriums für Arbeit und Soziales über die Weiterentwicklung der für die Ermittlung von Regelbedarfen anzuwendenden Methodik verwiesen (vgl. etwa. BT-Drs. 17/6658, S. 34, und BT-Drs. 17/7279, S. 38f.). In diesem Bericht sollen demnach auch Vorschläge für die Weiterentwicklung der Regelbedarfsstufen für Erwachsene, die nicht in einem Ein-Personen-Haushalt leben, unterbreitet werden. Die Überprüfung der Regelbedarfsstufen 2 und 3 sind dementsprechend Teil des Forschungsauftrages, der diesem Bericht zugrunde liegt (vgl. Abschnitt 9.1 für Analysen zur RBS 3).

¹⁵⁸ Vgl. Plenarprotokoll des Bundesrates, 880. Sitzung vom 15. Februar 2011, Anlage 1, Nr. 6

9.1. Überprüfung der Höhe der Regelbedarfsstufe 3

Um die Angemessenheit der momentan geltenden Höhe der RBS 3 (mit 80% des Regelbedarfs der RBS 1) zu überprüfen wird von den Drei-Personen-Haushalten ausgegangen, bei denen die dritte erwachsene Person eindeutig die Bedingungen für eine mögliche Leistungsberechtigung erfüllt.¹⁵⁹ Da Personen mit Behinderungen in der EVS nicht identifiziert werden können (vgl. Abschnitt 9.2), gilt dies nur für Paarhaushalte mit unverheirateten erwachsenen Kindern unter 25 Jahren, sowie evtl. für weitere Haushalte mit drei erwachsenen Personen, die unter den Bestimmungen des SGB II u.U. als Bedarfsgemeinschaft gewertet werden können, was etwa bei Geschwistern, Großeltern oder anderen Verwandten der Fall sein kann, wenn entsprechende Betreuungs- und Unterstützungsverpflichtungen anstelle der Eltern vorliegen.

Weitere Haushalte mit erwachsenen Personen, die ggfs. unter die RBS 3 fallen, insbesondere Ein-Eltern-Haushalte mit einem erwachsenen Kind unter 25 Jahren oder Paarhaushalte mit mehreren Kindern, von denen mindestens eines erwachsen ist, werden hier nicht betrachtet, da es hierfür wiederum keine geeignete, einheitliche Vergleichsgruppe gibt. Stattdessen müssten für jeden dieser Haushaltstypen eigene Vergleichsgruppen gebildet werden, womit man sehr schnell an Fallzahlenprobleme stößt. Für erwachsene Kinder, die nur mit einem Elternteil zusammen leben, stellt sich zudem die Frage, ob hier schon aus theoretischer Sicht ein Regelbedarf angemessen sein kann, der vom Mehrbedarf eines Paarhaushaltes gegenüber einem Ein-Personen-Haushalt abweicht. Dieses Problem stellt sich bei den momentan geltenden Regelungen allerdings nicht, da der RBS 3 mit 80% dem gleichen Faktor für die zweite Person eines Paarhaushalts entspricht, der allerdings bei der RBS 2 auf beide Partner verteilt wird. Die Überprüfung der RBS 3 hat daher zum Ziel, zu prüfen, ob dieser identische Abschlag von 20% empirisch Bestand hat oder ob sich durch eine weitere erwachsene Personen im Haushalt noch ein zusätzlicher Einspareffekt gegenüber einem Paarhaushalt ergibt. Bei erwachsenen Kindern, die nur mit einem Elternteil zusammen leben und wirtschaften, sind die gleichen *Economies of scale* zu unterstellen wie bei Paaren. Insofern gilt es vor allem zu überprüfen, ob ein zusätzlicher Effekt dieser Art bei der dritten Person entsteht, oder ob die Haushaltseinsparungen überwiegend bereits bei der zweiten Person eintreten und daher in etwa die gleichen Mehrbedarfe wie für einen zweiten Erwachsenen auch für weitere erwachsene Personen entstehen.¹⁶⁰

¹⁵⁹ Alternativ alle Haushalte mit drei erwachsenen Personen zugrunde zu legen, wäre verfehlt, weil dann alle Haushalte mit drei erwachsenen Personen, die keine Bedarfsgemeinschaft bilden wie z.B. Wohngemeinschaften darunter fallen würden, deren Ausgabenverhalten bei fehlendem oder nur teilweise gemeinsamem Wirtschaften sicher von dem mit der RBS 3 zu erfassenden Haushalten abweicht.

¹⁶⁰ Sicherlich entstehen bei weiterer Zunahme der Haushaltsgröße weitere Einspareffekte. So hat etwa ein Paarhaushalt mit drei erwachsenen Kindern vermutlich einen geringeren Mehrbedarf für das dritte Kind. Da die Regelbedarfe aber pauschaliert und einheitlich für alle weiteren erwachsenen Personen ermittelt werden sollen, ist hier nur der Mehrbedarf der ersten zusätzlichen Person relevant, der auf jeden Fall gedeckt sein muss.

9.1.1. Paarhaushalte mit erwachsenen Kindern zwischen 18 und 25 Jahren

In der 80%-Stichprobe der EVS 2008 gibt es 5.484 Paarhaushalte mit einem Kind. Dabei reicht der Altersbereich der Kinder von 0 bis 58 Jahre. Im hier relevanten Bereich der RBS 3 von 18 bis unter 25 Jahren liegen 1.776 Beobachtungen. Nimmt man die untersten 20% der nach dem Haushaltsnettoeinkommen geschichteten Haushalte (ohne Empfänger von Leistungen nach dem SGB II oder SGB XII ohne eigenes Einkommen), bleiben davon noch 295 Beobachtungen.

Tabelle 9-1: Anzahl der Paarhaushalte mit einem Kind im Altersbereich 18 bis unter 25 Jahre

Geschlecht des Kindes	Alter des Kindes							gesamt
	18	19	20	21	22	23	24	
<i>Gesamter Einkommensbereich</i>								
Männlich	148	209	163	137	109	100	107	973
Weiblich	141	178	146	117	96	61	64	803
gesamt	289	387	309	254	205	161	171	1.776
<i>untere 20% der nach Einkommen geschichteten Haushalte ohne SGB II-/ SGB XII-Bezieher</i>								
Männlich	38	38	24	21	19	7	14	161
Weiblich	28	43	23	11	14	9	6	134
gesamt	66	81	47	32	33	16	20	295

Diese Haushalte verfügen über ein Durchschnittseinkommen in Höhe von 2.347,40 € im Monat, und die Grenze des unteren 20%-Einkommensabschnitts liegt bei 3.003 €. Dieser liegt über dem Grenzwert, den das Statistische Bundesamt für Paarhaushalte mit einem Kind im Alter von 14 bis 17 Jahren mit 2.544 € angibt. Damit liegen diese Haushalte bei Abgrenzung der unteren 20% in Bezug auf ihr Einkommen tendenziell über denen von Paarhaushalten mit einem minderjährigen Kind. Dies spricht dafür zu prüfen, ob entweder die Paarhaushalte mit einem erwachsenen Kind generell ein höheres Einkommen haben als Paare mit einem minderjährigen Kind oder ob die Einkommensabgrenzung der unteren 20% der nach dem Nettoeinkommen geschichteten Haushalte hier nicht angemessen ist, da damit bereits Haushalte mit deutlich höherem Wohlstandsniveau in der Referenzgruppe enthalten sind (vgl. dazu Abschnitt 9.1.3).

Betrachtet man diese Gruppe genauer, so zeigt sich dass die meisten der erwachsenen Kinder (n=241) überwiegend durch die Eltern finanziert werden, 27 von diesen erhalten Bafög. Immerhin 43 geben als überwiegenden Lebensunterhalt ein eigenes Erwerbseinkommen an. Nur 6 Personen leben überwiegend von Arbeitslosengeld oder anderen Transfers. Tabelle 9-2 zeigt, dass etwa 2/3 noch keine abgeschlossene Berufsausbildung haben. Die Mehrheit dieser Personen sind noch in der Ausbildung – in der Schule, an der Universität oder in der beruflichen Ausbildung.

Von den betrachteten Personen geben 216 an, dass sie in keinem Beschäftigungsverhältnis stehen und nicht arbeiten. 75 Personen sind in Vollzeit beschäftigt, 4 sind in Teilzeit beschäftigt oder gehen einem Mini- oder Midijob nach. Gelegenheitsarbeiten, die kein Beschäftigungsverhältnis begründen, sind allerdings nicht erfasst. Die Vollbeschäftigten arbeiten zwischen 35 und 54 Wochenstunden, wobei mehr Ostdeutsche einer Vollbeschäftigung nachgehen (49 gegenüber 29 Westdeutschen). Ostdeutsche sind allerdings auch insgesamt häufiger im Auswahlbereich der unte-

ren 20% vertreten (Ost: 161 zu West: 134), während es mit 1.115 zu 661 insgesamt fast doppelt so viele west- wie ostdeutsche Paarhaushalte mit Kindern zwischen 18 und 25 Jahren gibt.

Tabelle 9-2: Berufliche Stellung und Berufsabschluss der erwachsenen Kinder

berufliche Stellung höchster Berufsabschluss	öffentl. Dienst	Angest./ Zivil- dienstl.	Arbeiter	Arbeits- los	Schü- ler/in	Stu- dent/in	sonst. Nicht- erwb.	gesamt
(noch) kein Abschluss	1	15	12	5	104	26	24	187
angelern	0	6	3	0	3	0	1	13
Berufsvorbereitungsjahr	0	2	3	2	4	0	1	12
Lehre	0	10	25	9	9	7	7	67
Berufsfachschule	0	0	1	2	4	2	0	9
Meister	0	1	0	0	2	1	0	4
Fachhochschule	0	0	0	0	0	0	1	1
Universität	0	0	0	0	0	2	0	2
gesamt	1	34	44	18	126	38	34	295

Insgesamt deuten diese Resultate darauf hin, dass Paarhaushalte mit einem erwachsenen Kind im Durchschnitt deswegen ein höheres Durchschnittseinkommen haben als andere Paarhaushalte mit einem Kind, weil in etwa einem Viertel dieser Haushalte die Kinder einer Vollzeitberufstätigkeit nachgehen und somit nicht unerheblich zum Haushaltseinkommen beitragen.

9.1.2. Andere Haushalte mit weiteren erwachsenen Personen unter 25 Jahren

Neben den Haushalten, in denen erwachsene Kinder unter 25 Jahren leben, könnten zusätzlich auch Haushalte betrachtet werden, in denen ein erwachsener Bruder oder eine erwachsene Schwester eines Paarhaushalts-Mitglieds lebt. Im betrachteten Bereich der nach den unteren 20% des Nettoeinkommens geschichteten Haushalte gibt es jedoch nur 5 solcher Haushalte, wovon nur in zwei Fällen die betreffende Person unter 25 Jahre alt ist. Daher werden diese Haushalte nicht berücksichtigt.

Auch andere Haushalte, in denen eine dritte erwachsene Person unter 25 Jahren lebt, sind sehr selten. In 10 Fällen handelt es sich um Verwandte und in 22 Fällen um nicht-verwandte Personen. Zumindest bei letzteren, aber wohl auch bei einem Teil der Verwandten, dürfte es sich um typische Wohngemeinschaften handeln, die keine gemeinsame Haushaltsführung haben. Das Ausgabenverhalten dieser Haushalte dürfte damit nicht zur Bestimmung von weiteren Einsparmöglichkeiten in Mehr-Personen-Haushalten geeignet sein. Auch diese Haushalte werden somit nicht in die weitere Analyse einbezogen.

9.1.3. Vergleichsgruppen

Wie bei den Analysen für die Bedarfe von Paaren mit einem minderjährigen Kind werden auch hier die unteren 20% der nach Einkommen geschichteten Haushalte ohne Bezieher von SGB-II- oder SGB-XII-Leistungen als Referenzgruppe abgegrenzt. Wie bereits erwähnt haben diese ein höheres

Einkommen als Paarhaushalte mit einem minderjährigen Kind. Damit stellt sich die Frage nach der angemessenen Vergleichsgruppenbildung unter den Paarhaushalten ohne Kinder. Da aufgrund der Fallzahlen Matching-Verfahren zur Bildung der Vergleichsgruppen nicht sinnvoll angewandt werden können¹⁶¹, werden die Analysen hier mit gleichen Abgrenzungen innerhalb der Einkommensverteilung durchgeführt.

Vergleicht man für diese Gruppen einige Kennziffern der Einkommensverteilung (Tabelle 9-3) so ergeben sich sowohl beim Median als auch beim maximalen Einkommen (an der Grenze des Einkommensbereichs) Werte, die in einem Verhältnis von 2:3 zueinander stehen, also ein nahezu gleiches Pro-Kopf-Einkommen implizieren. Da bereits in Paarhaushalten gegenüber Ein-Personen-Haushalten Einsparungen entstehen und nicht davon auszugehen ist, dass durch die dritte Person ein so großer Mehrbedarf entsteht, dass diese Einsparungen wieder rückgängig gemacht werden, darf man davon ausgehen, dass die Abgrenzung bei den unteren 20% der Einkommensverteilung für Paare mit erwachsenen Kindern so hoch ist, so dass diese im Durchschnitt ein höheres Wohlfahrtsniveau aufweisen. Eine Absenkung dieser Obergrenze würde aber zu einer Verringerung der sowieso schon geringen Fallzahlen führen. Zudem gibt es keine Anhaltspunkte dafür, wie weit die Grenze abgesenkt werden müsste, weil dazu die Äquivalenzgewichte bekannt sein müssten, die hier gerade ermittelt werden sollen (vgl. Abschnitt 3.2.1.b). Der zu vermutende Unterschied in der Wohlfahrtsposition muss allerdings bei der Interpretation der Äquivalenzskalen berücksichtigt werden.

Tabelle 9-3: Kennwerte der Einkommensverteilung der Vergleichsgruppen (Quartalswerte)

	Paarhaushalte		Verhältnis	
	ohne Kind	mit einem Kind 18 bis 24 Jahre	AA / AAC	AAC / AA
Median-Einkommen	4.934,50 €	7.482,50 €	0,660	1,516
Maximal-Einkommen	5.933,00 €	9.008,00 €	0,659	1,518

9.1.4. Ermittlung von Äquivalenzskalen

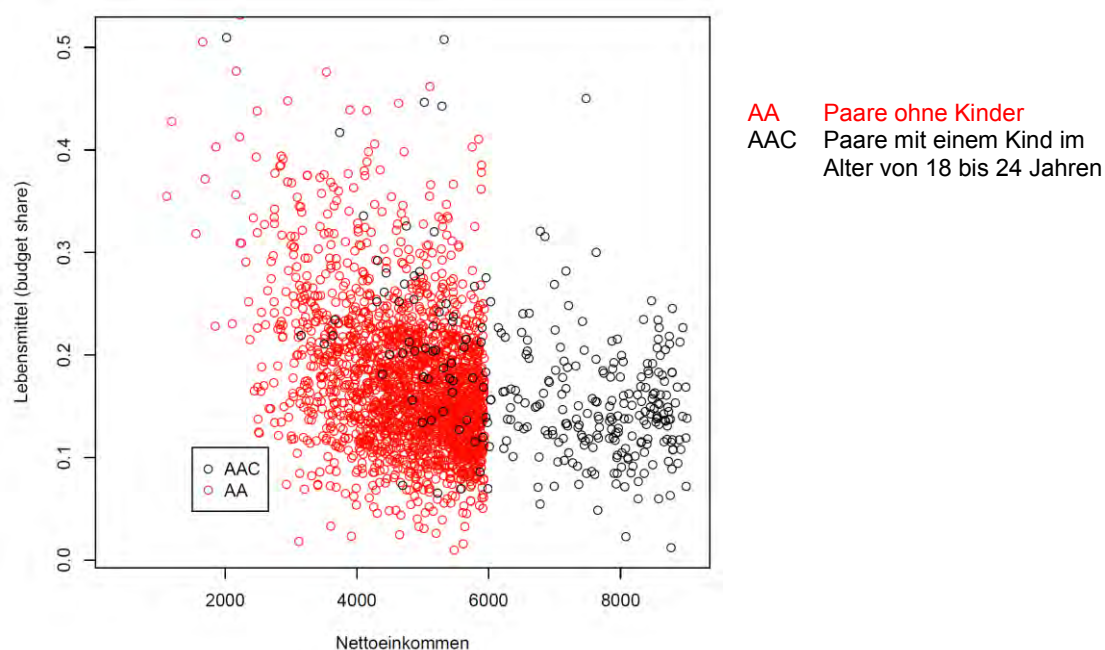
Aufgrund der geringen Fallzahlen ist auch die Schätzung von Mehr-Gleichungs-Modellen nicht möglich. Daher müssen sich die Analysen auf Ein-Gleichungs-Ansätze beschränken. Von diesen ist hier nur der Engel-Ansatz praktikabel, da der Rothbart-Ansatz die Identifizierung von Gütern erfordert, die vom zusätzlichen Haushaltsmitglied nicht konsumiert werden. Dies ist bei einem Haushalt mit drei erwachsenen Personen nicht gegeben. Wie die Versuche mit Annäherungen beim Ver-

¹⁶¹ Mit Matching-Verfahren – auch mit einem 1-zu-n-Matching – kann nur eine begrenzte Anzahl von Paarhaushalten ohne Kind zugespielt werden, damit sinnvolle Vergleichsgruppen entstehen. Da die Ausgangsgruppe jedoch sehr klein ist, andererseits jedoch Modelle mit einer ganzen Reihe von Parametern geschätzt werden sollen, braucht man hinreichend viele Fälle in der Vergleichsgruppe. In einem solchen Fall führen dann Matching-Verfahren nicht mehr zu einer Verbesserung der Ähnlichkeit der Vergleichsgruppen gegenüber einer einfachen Abgrenzung anhand der Einkommensverteilung.

gleich der Paarhaushalte mit Ein-Personen-Haushalten zeigen (vgl. Abschnitt 8.3.2), ergeben sich sehr verzerrte Resultate, so dass hier darauf verzichtet wird.

Beim Engel-Ansatz wird jeweils dann ein gleiches Wohlfahrtsniveau unterstellt, wenn der Anteil der Ausgaben für Lebensmittel an den Gesamtausgaben konstant ist. Wie in Abbildung 9-1 zu sehen ist, sind diese Ausgabenanteile bei den Paaren mit erwachsenen Kindern tendenziell niedriger als bei den hier betrachteten Paarhaushalten ohne Kinder. Dies bestätigt, dass die Wohlfahrtsposition dieser Haushalte im Durchschnitt höher ist als bei den Vergleichshaushalten, da die marginalen Ausgaben mit steigendem Einkommen langsamer ansteigen. Dies führt dann beim Engelansatz tendenziell zu einer Unterschätzung der Skalenwerte.

Abbildung 9-1: Haushaltsnettoeinkommen und Anteil der Lebensmittelausgaben



Zur Bestimmung der Engel-Gleichung wird eine lineare Regression durchgeführt mit dem Anteil der Lebensmittelausgaben an den Gesamtausgaben als abhängige Variable und dem logarithmierten Haushaltsnettoeinkommen und einer Dummy-Variablen für den Haushaltstyp als erklärenden Variablen. Mit diesen Modellergebnissen ergibt sich als Engel-Äquivalenzskala ein Wert von 1,412.

In einer erweiterten Form, mit den gleichen Variablen wie bei der Ermittlung von Äquivalenzskalen für Paare mit einem minderjährigen Kind (Alter von Mann und Frau, jeweils einfach und quadriert, Dummies für Bildung, Erwerbstätigkeit, Doppelverdiener-Paare mit zwei in Vollzeit erwerbstätigen Partnern, Ost-/West-Deutschland, Stadt-Land-Region sowie Erhebungsquartal), ergibt sich ein Skalenwert von 1,395.

Mit dem aktuell gesetzten Regelbedarf von 80% des Regelbedarfs einer allein lebenden Person ergibt sich ein unterstelltes Äquivalenzgewicht für einen Paarhaushalt mit einem erwachsenen Kind im Vergleich zu einem Paarhaushalt ohne Kind in Höhe von 1,444. Dieser berechnet sich als Verhältnis der Regelbedarfe der beiden Haushaltstypen wie folgt:

$$(0,9 + 0,9 + 0,8) / (0,9 + 0,9) = 1,444 \quad (\text{Regelbedarfsstufen 2 und 3})$$

oder

$$(337 \times 2 + 299) / (337 \times 2) = 1,444 \quad (\text{Regelbedarfe des Jahres 2012})$$

Die Ergebnisse der hier angestellten Analysen zur RBS 3 liegen damit etwas unter den aktuell geltenden Werten. Wenn man berücksichtigt, dass der mit dem Engel-Ansatz ermittelte Wert tendenziell etwas zu niedrig liegt, ergibt sich kein belastbares Indiz, dass der aktuell geltende, normativ gesetzte Wert erkennbar zu niedrig ausfällt. Statistisch lässt sich jedenfalls keine Abweichung vom Mehrbedarf begründen, der in der RBS 2 impliziert ist.

9.1.5. Analysen mit allen Drei-Personen-Haushalten mit erwachsenen Mitgliedern

Um im Sinne einer Sensitivitätsanalyse zu untersuchen, ob die Altersabgrenzung einen Einfluss auf die ermittelten Skalen hat, wurden zum Vergleich schließlich auch alle Drei-Personen-Haushalte mit ausschließlich erwachsenen Personen betrachtet. Dadurch erhöhen sich die Fallzahlen im Bereich der unteren 20% der nach Einkommen geschichteten Haushalte dieses Typs auf 403. Der Altersbereich für die dritte Person reicht nun bis zum Alter 99. Dabei sieht man allerdings eine deutliche Konzentration auf den Altersbereich unter 28 Jahren. Der überwiegende Teil der betrachteten Haushalte sind Paarhaushalte mit erwachsenen Kindern. Haushalte, in denen andere erwachsene Verwandte leben, sind selten und finden sich überwiegend im Altersbereich ab 60 Jahren. Was die Erwerbstätigkeit und die Ost-West-Verteilung betrifft, ändert sich gegenüber den Paarhaushalten mit einem erwachsenen Kind unter 25 Jahren kaum etwas.

Als Engel-Äquivalenzskala ergibt sich ein Wert von 1,391, der sich kaum von dem bisher ermittelten Ergebnissen unterscheidet. Damit kann festgestellt werden, dass der Mehrbedarf für eine weitere erwachsene Person nicht von der Altersabgrenzung bei 25 Jahren abhängt.

9.1.6. Abteilungsspezifische Skalenwerte

Obwohl die theoretischen Überlegungen der Wohlstandsgleichheit zweier Haushalte bei identischen Ausgabenanteilen für einzelne Güterkategorien ursprünglich nur für Lebensmittelausgaben entwickelt wurden, lassen sie sich diese grundsätzlich auch auf andere Gütergruppen übertragen, wobei in der Gleichung des Engel-Ansatzes jeweils der Anteil der Ausgaben dieser Gütergruppe an den regelbedarfsrelevanten Ausgaben als abhängige Variable gewählt wird. Zumindest im unteren Einkommensbereich erscheinen sie für einzelne Gütergruppen wie Bekleidung, Energie und Verkehr als durchaus plausibel (vgl. Tabelle 9-4).

Tabelle 9-4: Abteilungsspezifische Äquivalenzskalen für RBS 3 auf Basis des Engel-Ansatzes

	Skalenwerte
Abteilung 01 (Nahrungsmittel)	1,395
Abteilung 03 (Bekleidung und Schuhe)	1,235
Abteilung 04 (Wohnen und Energie)	1,397
Abteilung 05 (Innenausstattung, Haushaltsgeräte)	1,201
Abteilung 06 (Gesundheitspflege)	1,140
Abteilung 07 (Verkehr)	1,287
Abteilung 08 (Nachrichtenübermittlung)	1,345
Abteilung 09 (Freizeit, Unterhaltung, Kultur)	1,296
Abteilung 10 (Bildung)	0,435
Abteilung 11 (Beherbergung, Gaststätten)	1,222
Abteilung 12 (Andere Waren und Dienstleistungen)	1,157

Die Ergebnisse sind für diejenigen Güterabteilungen, für die die Annahmen des Engel-Ansatzes schon aus theoretischen Überlegungen als verletzt angesehen werden müssen, nicht als verlässlich anzusehen. Aber auch alle anderen Werte sind angesichts der dahinter stehenden Fallzahlen nicht sehr belastbar. Sie weisen allerdings die bisher ermittelte Tendenz der Veränderung der Ausgabenstruktur durch weitere Erwachsene im Haushalt aus. Vergleicht man die Resultate mit den güter-spezifischen Ergebnissen zu den RBS 2 und 4 bis 6, die im nächsten Abschnitt 10.1 ausführlich diskutiert werden, so ist die Veränderung der Ausgabenstruktur in Paarhaushalten mit einem erwachsenen Kind näher an der von Paaren mit einem minderjährigen Kind als an der von Paarhaushalten ohne Kind. Damit verbietet sich die Übertragung eines Anteilswertes von 80%, der sich für die Gesamtausgaben empirisch bestätigen lässt, auf einzelne Güterkategorien. Abteilungsspezifische Verteilungsschlüssel zur RBS 3 lassen sich hier damit nicht ableiten.

9.2. Haushalte mit behinderten oder pflegebedürftigen Personen

Im Rahmen der Bearbeitung des Auftrags wurde zudem untersucht, inwiefern eine Überprüfung der Anwendung von RBS 3 auf Haushalte mit behinderten oder pflegebedürftigen Personen mit den Daten der EVS überhaupt möglich wäre. Informationen dazu, ob Haushaltsmitglieder behindert oder pflegebedürftig sind, werden in der EVS nicht erhoben. Eine direkte Identifizierung solcher Haushalte ist somit nicht möglich. Es wurde daher geprüft, ob dies indirekt über andere Informationen möglich ist.

Zum einem ist dabei an die Einkommensquellen zu denken. So lassen sich in der EVS immerhin Personen ermitteln, die Leistung der Pflegekasse beziehen oder Leistungen der Grundsicherung bei Erwerbsminderung und im Alter. Letztere könnten für die Ermittlung von Verteilungsschlüsseln zwar nicht zur Referenzgruppe zählen, da sie ja Leistungen beziehen, dennoch könnte man das Ausgabenverhalten dieser Haushalte untersuchen und daraus zumindest einige Anhaltspunkte für die anfallenden Mehrbedarfe ziehen. Dies ist aufgrund der Fallzahlen jedoch nicht möglich. In-

samt gibt es in der 80%-Stichprobe der EVS 2008 40 Haushalte, in denen eine dritte erwachsene Person Pflegegeld bekommt, wovon nur 10 Haushalte dem Niedrigeinkommensbereich zuzurechnen sind. Bezieht man auch noch Drei-Personen-Haushalte mit ein, bei denen die zweite Person solche Leistungen erhält, erhöht sich die Gesamtzahl der Haushalte auf 53 und im Niedrigeinkommensbereich auf max. 11.¹⁶² Diese Personen sind deutlich unter 65 Jahre alt, somit wahrscheinlich Kinder, die bei ihren Eltern leben und die Leistungen aufgrund einer Erwerbsminderung beziehen. Dennoch lassen sich mit diesen Fällen keinerlei statistische oder auch nur deskriptive Analysen durchführen.

Andere Haushalte mit Personen einzubeziehen, die solche Leistungen beziehen, wie z.B. Elternteile mit erwachsenen Kindern oder Paarhaushalte mit Kindern und zusätzlichen erwachsenen Personen, wäre wenig sinnvoll, da es dann keine passenden Vergleichsgruppen gäbe. Zudem würden sich die Fallzahlen auch dadurch nicht soweit erhöhen, dass sinnvolle Analysen möglich werden.

Weitere Indizien für Behinderung oder Pflegebedürftigkeit kann man grundsätzlich auf der Ausgabenseite, speziell bei den Ausgaben für Gesundheitsleistungen suchen. Hier zeigen die Analysen jedoch, dass es nicht möglich ist, zwischen Ausgaben aufgrund dauerhafter Beeinträchtigungen und temporär notwendiger Gesundheitsleistungen zu unterscheiden.

Insgesamt muss man daher feststellen, dass eine gezielte Untersuchung des Ausgabenverhaltens von Haushalten mit behinderten Personen mit den Daten der EVS nicht möglich ist. Auch die Suche nach anderen Datensätzen, die wenigstens ansatzweise hierfür tauglich wären, bleibt erfolglos. Es kann daher nur die Empfehlung ausgesprochen werden, bei künftigen Erhebungen zur EVS Merkmale hinsichtlich Behinderung und längerfristiger Pflegebedürftigkeit einzelner Haushaltsmitglieder zu erfassen. Da aber auch dann keine allzu großen Fallzahlen zu erwarten sind, wäre eine gezielt überproportionale Erfassung solcher Haushalte anzuraten, für die dann sogar einige zusätzliche Merkmale erfasst werden könnten, ohne die Personen der Gesamtbefragung übermäßig zu belasten.

¹⁶² Konkret finden sich nur 10 Haushalte, in denen eine dritte erwachsene Person Leistungen der Grundsicherung im Alter oder bei Erwerbsminderung erhält, und ein zusätzlicher Drei-Personen-Haushalt bei Berücksichtigung auch der zweiten Person.

10 Abteilungsspezifische Verteilungsschlüssel

Aus den Ergebnissen der Mehrgleichungsmodelle können, wie in den Abschnitten 6.3.4 bis 6.3.6 dargelegt, auch Äquivalenzskalen für die einzelnen Gütergruppen („Abteilungen“) der EVS abgeleitet sowie Verteilungsschlüssel aus Mehrbedarfsanteilen ermittelt werden. In diesem Abschnitt werden die entsprechenden abteilungsspezifischen Ergebnisse vorgestellt.

Die Idee dieses Vorgehens soll hier zunächst nochmals erläutert werden. Mit den auf linearen Ausgabensystemen basierenden Mehr-Gleichungs-Modellen werden Äquivalenzgewichte und Mehrbedarfe von Haushalten unterschiedlicher Zusammensetzung – hier Paarhaushalte ohne und mit einem Kind sowie Ein-Personen- und Paarhaushalte – ermittelt. Dabei werden sämtliche Informationen über die Ausgaben für jede Gütergruppe¹⁶³ der jeweiligen Vergleichshaushalte genutzt. Damit werden simultan Äquivalenzgewichte sowohl für die Gesamtausgaben als auch für die einzelnen Güterabteilungen bestimmt. Da hierbei sowohl die Angaben der Haushalte mit einer zusätzlichen Person als auch die Vergleichshaushalte gleichzeitig eingehen, resultiert ein konsistentes System von abteilungsspezifischen Äquivalenzskalen (Abschnitt 6.3.5), d.h. die Gesamtheit der abteilungsspezifischen Unterschiede (Skalenwerte) zwischen den Vergleichshaushalten stimmen notwendigerweise mit dem Skalenwert für die gesamten Ausgaben überein.

Das gegenwärtige Verfahren zur Bestimmung der Regelbedarfe von Kindern geht einen anderen Weg. Es werden mittels exogen ermittelter Verteilungsschlüssel abteilungsspezifische Bedarfe für die zusätzliche Person – hier das Kind – ermittelt und durch Addition der Gesamtbedarf bestimmt, der dann als Mehrbedarf gegenüber einem Paarhaushalt ohne Kind angesehen wird. Da zur Ermittlung der Verteilungsschlüssel die Information über die Ausgaben der Vergleichshaushalte keine Berücksichtigung finden, ist jedoch nicht gewährleistet, dass die so ermittelten Bedarfe auch konsistent ermittelte Mehrbedarfe gegenüber den anderweitig bestimmten Bedarfen der Vergleichshaushalte darstellen (vgl. Abschnitt 3.3.2).

Will man grundsätzlich ein solches Verfahren anwenden, so sollten hierfür Verteilungsschlüssel verwendet werden, die konsistent aus einem simultanen Mehr-Gleichungs-Modell unter Nutzung der Angaben beider Vergleichshaushaltsgruppen ermittelt wurden. Hierfür können die abteilungsspezifischen Äquivalenzziffern direkt genutzt werden (Abschnitt 6.3.6.a)). Hierbei können allerdings – wie in Abschnitt 6.3.6.b) diskutiert – auch vereinzelt negative abteilungsspezifische Äquivalenzgewichte auftreten, wenn Substitutionsprozesse über die Abteilungen hinweg auftreten und Haushalte mit der zusätzlichen Person von einem Gut tatsächlich weniger konsumieren. Werden die Mehrbedarfe direkt aus den Äquivalenzskalen ermittelt, ist dies völlig unproblematisch, da sich die so ermittelten abteilungsspezifischen Bedarfe korrekt zum gesamten Mehrbedarf addieren, auch wenn einzelne davon negativ sind. Will man aber abteilungsspezifische Verteilungsschlüssel auf andere Datensätze anwenden (wie bspw. die nächste EVS), so scheint eine der Substitutionsbeziehung entsprechende Korrektur dieser Verteilungsschlüssel sinnvoll, aus der ausschließlich positive Verteilungsschlüssel resultieren. Hierzu werden aus den gesamten Mehrbedarfen Anteilswerte für

¹⁶³ Bei den hier vorliegenden Analysen werden immer nur die regelbedarfsrelevanten Güter betrachtet.

die einzelnen Abteilungen ermittelt. Zwei solcher Verfahren sind in Abschnitt 6.3.6.b) beschrieben. Bei der Anwendung auf andere Datensätze ist allerdings zu berücksichtigen, dass hier die gleichen Substitutionsbeziehungen unterstellt werden müssen, was z.B. über einen längeren Zeitraum nicht gewährleistet ist.

Sowohl die direkte Bestimmung von abteilungsspezifischen Mehrbedarfen mit abteilungsspezifischen Äquivalenzziffern als auch die Ermittlung von abteilungsspezifischen Anteilswerten wird im nachfolgenden vorgestellt. Wie bei den Ableitungen der gesamten Äquivalenzskalen werden auch hier Referenzwerte benötigt, die das Ausgabenverhalten des Referenzhaushalts charakterisieren. Diese müssen hier abteilungsspezifisch sein. Für die weiteren Berechnungen werden hierfür die abteilungsspezifischen Werte für die RBS 1 sowie der RBS 4 und 6 der aus BT-Drs. 17/3404 zugrunde gelegt. Da die Mehrgleichungsmodelle aufgrund der Fallzahlen nicht für einzelne Altersgruppen der Kinder geschätzt werden konnten (vgl. Abschnitt 7.7.1) und daher nur Äquivalenzgewichte für Paarhaushalte mit einem minderjährigen Kind unabhängig vom Alter vorliegen, wurden als Referenzwerte aus den abteilungsspezifischen Werten der RBS 4 bis 6 die altersgewichteten Durchschnitte gebildet.¹⁶⁴ Die altersspezifischen Referenzwerte sind im Anhang zu diesem Kapitel zu finden.

Tabelle 10-1: Abteilungsspezifische Werte der RBS 1, sowie der altersgewichtete Durchschnitt der RBS 4 bis 6 nach BT-Drs. 17/3404

	RBS 1	RBS 4 bis 6 altersgewichteter Durchschnitt
Abteilung 01 (Nahrungsmittel)	128,46 €	91.43 €
Abteilung 03 (Bekleidung und Schuhe)	30,40 €	32.81 €
Abteilung 04 (Wohnen und Energie)	30,24 €	9.59 €
Abteilung 05 (Innenausstattung, Haushaltsgeräte)	27,41 €	13.28 €
Abteilung 06 (Gesundheitspflege)	15,55 €	5.84 €
Abteilung 07 (Verkehr)	22,78 €	12.57 €
Abteilung 08 (Nachrichtenübermittlung)	31,96 €	15.64 €
Abteilung 09 (Freizeit, Unterhaltung, Kultur)	39,96 €	36.74 €
Abteilung 10 (Bildung)	1,39 €	0.92 €
Abteilung 11 (Beherbergung, Gaststätten)	7,16 €	2.60 €
Abteilung 12 (Andere Waren und Dienstleistungen)	26,50 €	8.92 €
Summe	361,81 €	230.33 €

¹⁶⁴ Für Paare mit einem Kind wurden dabei die jeweiligen altersspezifischen Werte mit der Altersverteilung der Kinder in Paarhaushalten mit einem Kind in der zugrundeliegenden Referenzgruppe der EVS gewichtet und der entsprechende Durchschnitt gebildet. – Hinzuweisen ist hier darauf, dass bei der Regelbedarfsermittlung nach dem gegenwärtigen Verfahren ebenfalls ganz überwiegend keine altersspezifischen Verteilungsschlüssel verwendet, sondern weitestgehend einheitliche Schlüssel auf die Ausgaben von Haushalten in altersspezifischen Referenzgruppen angewendet werden.

Als Summe aus diesen Werten ergibt sich für Ein-Personen-Haushalte ein Betrag von 361,81 € und für Paarhaushalte mit einem Kind ein Betrag von 230,33 €. Somit wird bei der Modellrechnung bezüglich der Gesamtsumme nicht vom Regelbedarf des Jahres 2012 (374 €) ausgegangen wie in den bisherigen Analysen.¹⁶⁵ Grund hierfür ist, dass für den fortgeschriebenen Betrag keine entsprechende Aufschlüsselung nach Abteilungen vorliegt. Abteilungsspezifisch liegen nur die Werte aus dem Jahr 2008 in der BT-Drs. 17/3404 vor. Die sich daraus ergebenden Regelbedarfe wurden nur insgesamt entsprechend der Preis- und Nettolohnentwicklung in den einzelnen Jahren angepasst.¹⁶⁶ Zwar könnte man die abteilungsspezifischen Werte ebenfalls alle proportional fortschreiben, was aber inhaltlich zu keinen anderen Aussagen führen würde, da es sich dabei nur um eine Niveauverschiebung handelt. Die Werte der BT-Drs. 17/3404 beizubehalten, hat dagegen den Vorteil, dass diese mit allen anderen Berechnungen auf Basis der EVS 2008 (z.B. den in Abschnitt 2.2 angesprochenen Alternativrechnungen) direkt vergleichbar bleiben. Wenn also im Folgenden von „geltenden Regelbedarfen“ gesprochen wird, sind damit die o.g. Werte der BT-Drs. 17/3404 gemeint, die für das Jahr 2008 gelten.

Ausgehend von den oben genannten Angaben für die RBS 1 lassen sich mit den vorhandenen Ergebnissen der geschätzten Modelle Werte für die RBS 2 berechnen. Diese werden anschließend als Input für die Berechnung der RBS 4 bis 6 genutzt.

Bei der Berechnung wird so vorgegangen, dass jeweils die bei den Auswertungen zur RBS 2 und zur RBS 4 bis 6 analogen Matching-Varianten miteinander kombiniert wurden, um ausgehend von RBS 1 über RBS 2 die RBS 4 bis 6 zu berechnen. Beispielsweise wird, wenn die Ergebnisse des FELES 2 unter Verwendung des Optimal Matching und der Gower-Distanz zur Berechnung der RBS 2 genutzt werden, die gleiche Variante zur Berechnung der RBS 4 bis 6 verwendet (FELES 2, Optimal Matching, Gower-Distanz). Zwar sind andere Paarungen denkbar, allerdings ist die Zahl aller möglichen Kombinationen zu groß, um sie alle darzustellen.

Die RBS 4 bis 6 werden zunächst wieder zusammengefasst betrachtet und erst später (Abschnitt 10.3) im Einzelnen diskutiert. Für die Berechnung der RBS 2 wird von den Schätzungen ausgegangen, bei denen Rentnerhaushalte berücksichtigt werden und die Ergebnisse der vergleichsweise stabilen FELES 2 Variante genutzt, bei der Paare mit zwei in Vollzeit erwerbstätigen Partnern nicht berücksichtigt wurden und lediglich Variablen mit in die Modellschätzung eingingen, auf die kein Matching vorgenommen wurde (vgl. Abschnitt 8.4.4).¹⁶⁷

Skalenwerte werden für die Regelbedarfsstufe 2 immer mit den oben genannten Werten als Referenzausgaben bzw. ihrer Summe als Referenzeinkommen berechnet. Für die RBS 4 bis 6 werden die sich für die RBS 2 ergebenden Beträge verwendet.

¹⁶⁵ Wie die Sensitivitätsanalysen in Abschnitt 8.5.4 zeigen, führen aber solche geringe Abweichungen zu keinen substanziiell anderen Ergebnissen.

¹⁶⁶ Die tatsächlich gewährten Regelsätze lagen für Kinder bis zum Jahr 2012 aufgrund von Besitzschutzregelungen höher.

¹⁶⁷ Damit ergeben sich leichte Unterschiede zu den in Abschnitt 7.6.3 vorgestellten Skalenwerte. Diese liegen jeweils aber auch innerhalb der hier vorgestellten Schwankungsbreiten.

10.1. Abteilungsspezifische Äquivalenzskalen

In Tabelle 10-2 sind die Ergebnisse für die Anwendung der abteilungsspezifischen Äquivalenzskalen zu sehen, wie sie sich aus der 80%-Stichprobe ergeben mit den Parametern des FELES 2 auf Basis der kombinierten Matchings, wobei jeweils das *Optimal Matching*-Verfahren zugrunde liegt. Die Ergebnisse für andere Matching-Varianten sind im Anhang zu diesem Kapitel zu finden.

Tabelle 10-2: Abteilungsspezifische Äquivalenzskalen, Mehrbedarfe und Bedarfe
(*Optimal Matching, kombiniertes Matching, FELES 2*)

	Vergleich Einpersonenhaushalte und Paarhaushalte				Vergleich Paarhaushalte ohne und mit einem Kind			
	RBS 1 (RBEG) in €	Skalen- werte (FELES 2)	Bedarf Paar in €	Mehr- bedarf in €	Bedarf Paar in €	Skalen- werte (FELES 2)	Bedarf Paar m.K. in €	Mehr- bedarf in €
Abt. 01	128,46	2,17	278,81	150,35	278,81	1,28	356,10	77,29
Abt. 03	30,40	1,46	44,54	14,14	44,54	1,57	70,00	25,46
Abt. 04	30,24	1,84	55,61	25,37	55,61	1,39	77,18	21,57
Abt. 05	27,41	1,53	41,91	14,50	41,91	2,49	104,48	62,57
Abt. 06	15,55	1,67	25,95	10,40	25,95	0,69	17,78	-8,17
Abt. 07	22,78	1,84	42,00	19,22	42,00	1,87	78,63	36,63
Abt. 08	31,96	1,72	54,88	22,92	54,88	1,30	71,10	16,21
Abt. 09	39,96	1,60	63,95	23,99	63,95	1,24	79,11	15,16
Abt. 10	1,39	2,26	3,15	1,76	3,15	0,97	3,06	-0,09
Abt. 11	7,16	-1,07	-7,67	-14,83	-7,67	2,89	-22,19	-14,52
Abt. 12	26,50	1,65	43,82	17,32	43,82	1,01	44,16	0,34
gesamt	361,81	1,79	646,95	285,14	646,95	1,36	879,40	232,45
BT-Drs.17/3404	361,81	1,80	651,26	289,45	651,26	1,35	881,59	230,33

In Spalte 2 sind zunächst die Basiswerte eingetragen, d.h. die die abteilungsspezifischen Werte für die RBS 1 aus BT-Drs. 17/3404, die als Referenzwerte für die RBS 2 genutzt werden. Die daraus mit den Parametern des FELES 2 berechneten abteilungsspezifischen Skalenwerte für die RBS 2 stehen in Spalte 3. Die sich daraus ergebenden absoluten Werte finden sich in Spalte 4 und geben den Bedarf eines Paarhaushaltes insgesamt wieder. Dieser Wert durch 2 geteilt wäre dann die RBS 2. Die Differenz zwischen der zweiten und der vierten Spalte (Spalte 5) gibt den Mehrbedarf des Paares gegenüber dem Einpersonenhaushalt wieder.

Der zweite Teil der Tabelle gibt dann die Berechnung der abteilungsspezifischen Werte für Paare mit einem Kind wieder, die ganz analog ermittelt werden. Spalte 6 enthält die dafür verwendeten Referenzwerte, d.h. die abteilungsspezifischen Bedarfe eines Paarhaushalts ohne Kind, die aus Spalte 4 übernommen werden. Spalte 7 enthält wieder die mit dem entsprechenden FELES 2 ermittelten abteilungsspezifischen Äquivalenzskalen, mit denen dann der abteilungsspezifische Bedarf (Spalte 8) und Mehrbedarf (Spalte 9) ermittelt wird. Aus diesen Mehrbedarfswerten für ein Kind ließe sich ein über alle Altersgruppen hinweg geltender Regelbedarf für Kinder konsistent ableiten.

Die letzte Zeile enthält als Vergleichswerte die in der BT-Drs. 17/3404 ausgewiesenen bzw. daraus abgeleiteten Werte. (vgl. Tabelle 10-1). Der Bedarf für ein Paar mit einem Kind ergibt sich als

Summe aus diesem Wert und dem Regelbedarf für ein Paar (Regelbedarf einer alleinlebenden Person $\times 1,8$). Der Wert der Äquivalenzskala von 1,36 ergibt sich als Verhältnis des Bedarfs des Paarhaushaltes mit Kind ($651,25 \text{ €} + 230,33 \text{ €} = 881,59 \text{ €}$) zu dem ohne Kind ($651,25 \text{ €}$).

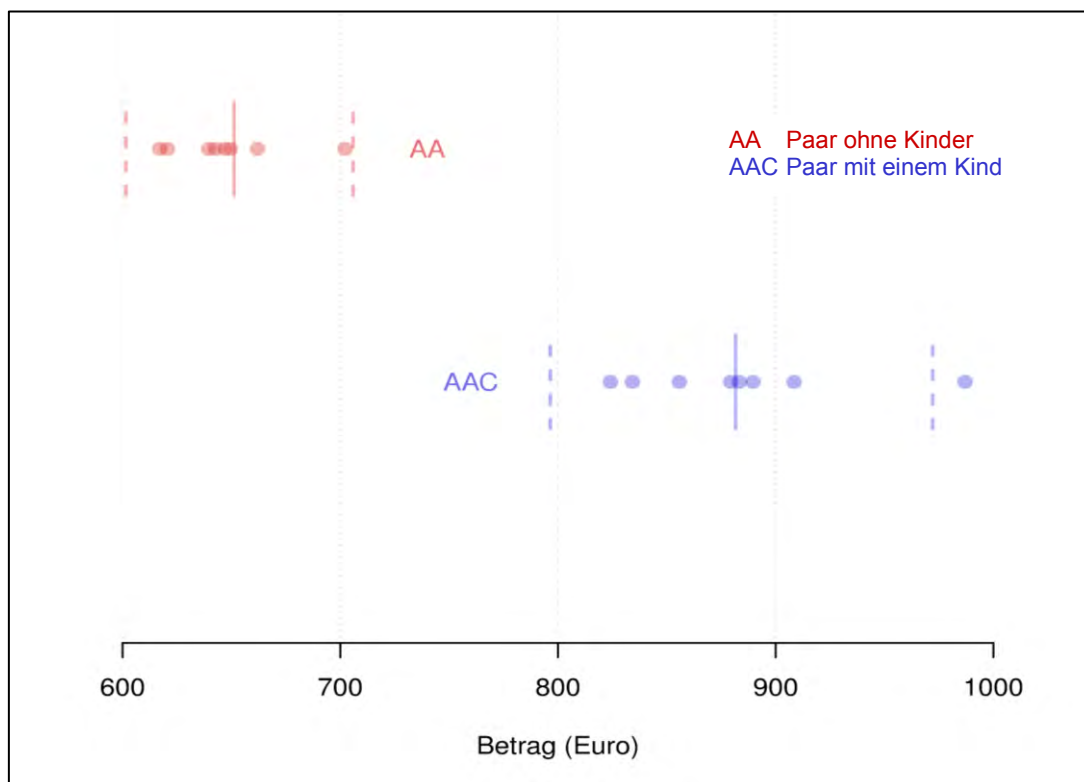
Bei der Interpretation der Werte in Tabelle 10-2 muss bedacht werden, dass diese auf den Modellparametern des FELES 2 auf Basis von Vergleichsgruppen, die mittels des kombinierten Matchings mit dem *Optimal Matching*-Verfahren gebildet wurden, beruhen. Die Ergebnisse anderer Matching-Varianten sind wiederum im Anhang zu diesem Kapitel zu finden. Einzelne Werte weichen dabei durchaus deutlich ab, was später noch diskutiert wird. Bei der Modell-Variante in Tabelle 10-2 werden einem Einpersonenhaushalt 128,46 € monatlich für Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke zugerechnet. Paarhaushalte benötigen das 2,17-fache bei dieser Abteilung, was zu einem Geldbetrag von 278,81 € führt. Die Differenz zwischen Paar- und Einpersonenhaushalten liegt somit bei 150,35 €. Zur Berechnung des Geldbetrages für Abteilung 01 für Paare mit Kind wird nun vom gerade berechneten Wert von 278,81 € ausgegangen. Paare mit Kind benötigen das 1,28-fache dieses Wertes, was zu einem Geldbetrag von 356,10 € und einer Differenz zwischen Paarhaushalten mit und Paarhaushalten ohne Kind von 77,29 € führt. Auf diese Art und Weise lassen sich alle Zeilen der Tabelle interpretieren. Zusammengefasste Ergebnisse, bei denen die Skalenergebnisse über alle Abteilungen verwendet werden, stehen in der Zeile „gesamt“, die sich dann direkt mit den Vergleichswerten der Regelbedarfe vergleichen lässt.

Die hier vorgestellte Modell-Variante, die auf den kombinierten Matchings basiert, stimmt in den Gesamtsummen relativ genau mit den geltenden Regelbedarfen überein. Auch wenn die Verwendung der kombinierten Matchings aufgrund der höheren Fallzahlen tendenziell robustere Resultate liefern sollten, dürfen diese dennoch nicht als die „wahren“ Ergebnisse angesehen werden. Denn auch diese Ergebnisse sind mit erheblichen statistischen Unsicherheiten behaftet. Betrachtet man die anderen Matching-Varianten (vgl. den Anhang zu diesem Kapitel), so variieren die einzelnen Werte teilweise ganz erheblich. Zwar liegen die in Tabelle 10-2 vorgestellten Werte in etwa im Mittelfeld der verschiedenen Varianten, woraus aber keine Rückschlüsse über die „Richtigkeit“ der Ergebnisse gewonnen werden können. Wie groß die Bandbreiten der verschiedenen Modellvarianten sind, und wie stark die hier gefundenen Ergebnisse stark von den gegenwärtigen Regelbedarfen abweichen, soll im Folgenden dargestellt werden.

Zunächst sei auf die insgesamt resultierenden Geldbeträge über alle Abteilungen hinweg eingegangen – also die Werte, die sich in den Tabellen in der Zeile „gesamt“ und den Spalten „Bedarf“ ergeben. Einen Überblick über diese Ergebnisse zeigt Abbildung 10-1. Die Ergebnisse für Paarhaushalte sind als rote Punkte eingezeichnet, die für Paare mit einem Kind in blau. Zusätzlich sind die in BT-Drs. 17/3404 ausgewiesenen bzw. daraus abgeleiteten Werte als durchgezogene rote bzw. blaue Linie eingezeichnet, wobei für die Paarhaushalte mit einem Kind der entsprechend der Altersverteilung der Kinder in der EVS gewichtete Durchschnitt eingezeichnet wurde. Ferner sind noch die „Konfidenzintervalle“ für diese Werte (siehe Anhang zu diesem Kapitel) als gepunktete Linien ergänzt. Für die RBS 2 wurde dafür vom Konfidenzintervall für die RBS 1 ausgegangen, wie es sich aus den Daten der 80%-Stichprobe ergibt. Die untere und obere Grenze dieses Intervalls wurden mit 1,8 multipliziert. Somit erfasst dieses Intervall nur Unsicherheit bezüglich des Referenzeinkommens, wobei man bei dem normativ gesetzten Äquivalenzgewicht von 1,8 sowieso nicht

von Unsicherheit im statistischen Sinn sprechen kann. Das Konfidenzintervall für die Paarhaushalte mit Kind wurde berechnet aus den gewichteten Konfidenzintervallen der RBS 4 bis 6, die zum Konfidenzintervall für Paarhaushalte hinzu addiert wurden. Auch dieses Konfidenzintervall erfasst somit keine Unsicherheit bezüglich der Skalenwerte bzw. Verteilungsschlüssel, die ja ihrerseits Resultat statistischer Analysen und damit keineswegs punktgenaue Schätzer sind. Zumindest dieses Konfidenzintervall unterschätzt die Unsicherheit hinsichtlich der mit den verfügbaren Daten erzielbaren Genauigkeit.

Abbildung 10-1: Streuung der resultierenden Bedarfe bei verschiedenen Modellvarianten



Im Wesentlichen ist der Grafik zu entnehmen, dass die Ergebnisse der Modellvarianten um die momentan geltenden Werte streuen. Die durch die Streuung der Punkte ausgedrückte Modellunsicherheit entspricht in etwa der Unsicherheit der Regelbedarfe, die durch die Konfidenzintervalle erfasst wird, diese aber wie eben erläutert als unterschätzt angesehen werden müssen. Ausgehend von einem Einkommensniveau, das normativ für allein lebende Personen festgelegt wurde, können somit die geltenden Regelbedarfe in der Gesamtsumme sowohl für Kinder als auch für Paare als angemessen angesehen werden.

Betrachtet man nun die abteilungsspezifischen Werte, so fällt der Vergleich mit den geltenden Regelbedarfen deutlich schlechter aus. Dies gilt bereits für das in der Gesamtheit gut übereinstimmende Modell in Tabelle 10-2. Die abteilungsspezifischen Werte weichen von denen in Tabelle 10-1 teilweise erheblich ab. Dies gilt auch für die anderen Modellvarianten (vgl. die Tabellen im Anhang).

Abbildung 10-2: Streuung der abteilungsspezifischen Bedarfe für Paare mit einem Kind

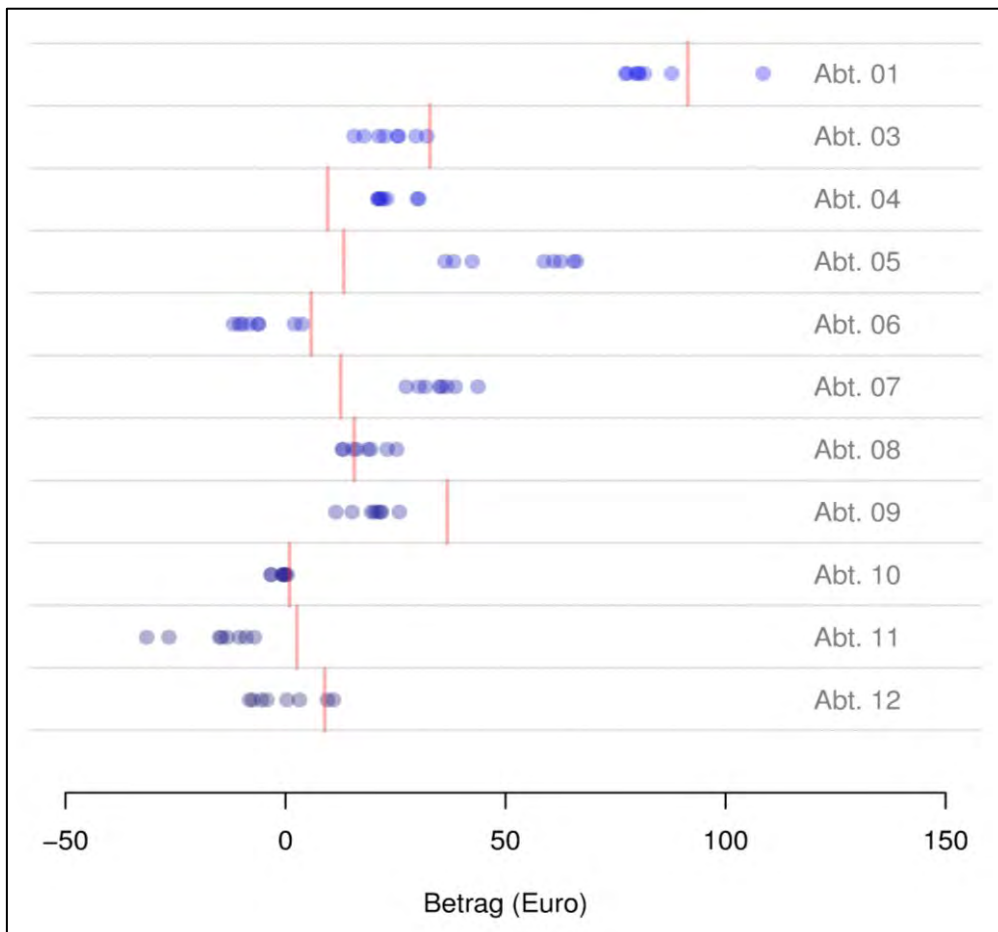


Abbildung 10-2 zeigt die Ergebnisse für die abteilungsspezifischen Bedarfe für Paare mit einem Kind. Für die einzelnen Abteilungen sind für die verschiedenen Modellvarianten jeweils die Mehrbedarfe für ein Kind aus Haushalten von Paaren mit einem Kind eingetragen. Das gewichtete Mittel aus den für die geltenden Regelbedarfe verwendeten Werten ist immer zusätzlich als Linie eingezeichnet. Bereits aus dieser Übersicht ist zu erkennen, dass teils deutliche Abweichungen zwischen den momentan verwendeten Werten und den Modellergebnissen bestehen. Zudem streuen die Modellergebnisse für die abteilungsspezifischen Werte teilweise deutlich stärker als die Gesamtsummen.

Bei den Abteilungen 01 (Nahrungsmittel, alkoholfreie Getränke), 08 (Nachrichtenübermittlung) und 12 (Andere Waren und Dienstleistungen) streuen die Modellergebnisse um die momentan geltenden Werte. Zudem ist die Schwankungsbreite auch vergleichsweise gering. Auch bei den Abteilungen 03 (Bekleidung und Schuhe), 06 (Gesundheitspflege) und 10 (Bildung) ist die Schwankungsbreite relative gering und die Werte liegen zumindest teilweise nahe an den geltenden Werten, wobei die Modellergebnisse jedoch überwiegend etwas niedriger sind.

Bei den restlichen Abteilungen führen die Modelle zu Ergebnissen, die stark von den geltenden Werten abweichen und meist auch stärker streuen. Bei Abteilung 04 (Wohnen, Energie und Wohnungsinstandhaltung), 05 (Innenausstattung, Haushaltsgeräte und -gegenstände) und 07 (Verkehr)

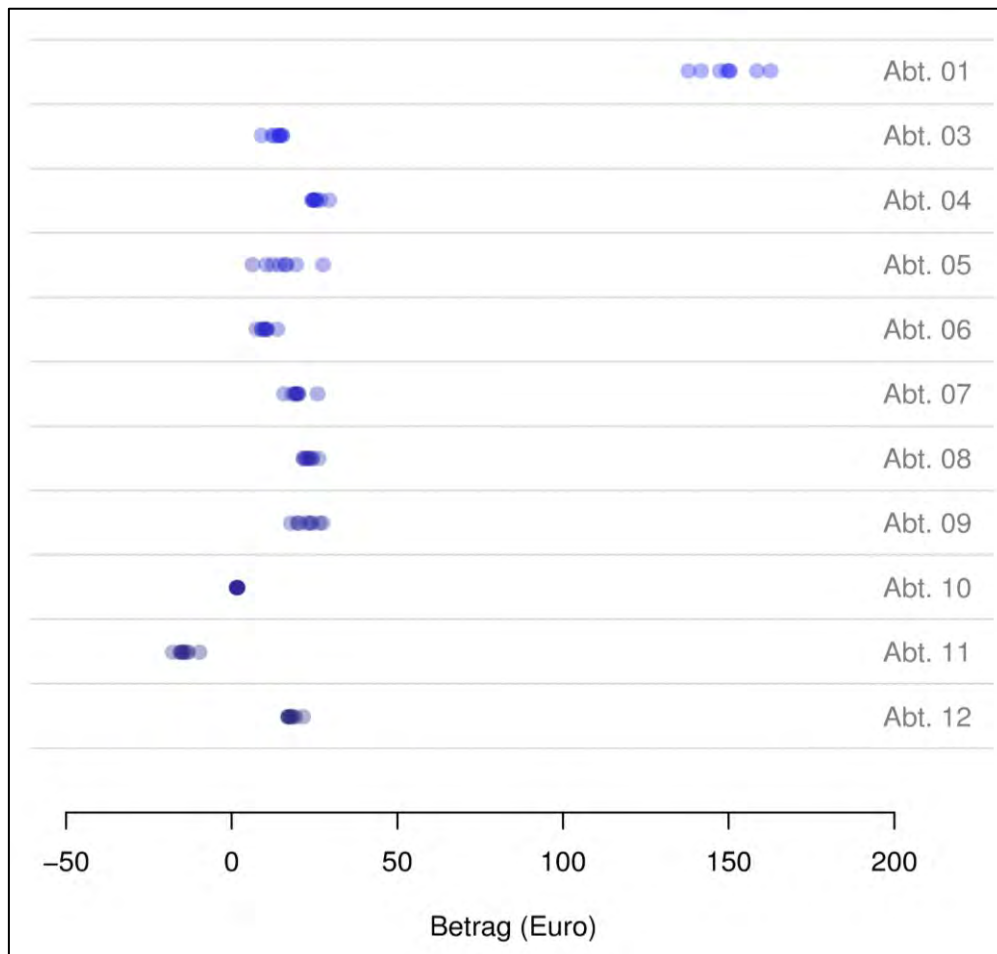
liegen die Modellergebnisse deutlich höher, bei Abteilungen 09 (Freizeit, Unterhaltung, Kultur) und 11 (Beherbergungs- und Gaststättendienstleistungen) dagegen deutlich tiefer als die Vergleichswerte. Diese sind mit Ausnahme von Abteilung 09 die Abteilungen, bei denen für die momentane Regelbedarfsberechnung die Verteilungsschlüssel verwendet werden, die in den seinerzeit in Auftrag gegebenen Einzelstudien ermittelt wurden.

Für die Abteilungen 06, 10 und 11 ergeben sich überwiegend negative oder sehr kleine positive Werte. Die Gründe wurden in Abschnitt 7.6.3 ausführlich diskutiert. Bei den Gesundheits- und Bildungsausgaben fallen für Kinder in den hier zugrunde liegenden Güterpositionen i.Allg. keine zusätzlichen Ausgaben an, da solche Kosten durch die beitragsfreie Mitversicherung in der gesetzlichen Krankenversicherung bzw. das Schul- und Bildungspaket anderweitig gedeckt sind und daher nicht als regelbedarfsrelevant gelten. Bei den Beherbergungs- und Gaststättendienstleistungen führen Substitutionseffekte zu sinkenden Ausgaben, die sich umgekehrt in einem hohen Mehrbedarf bei den Lebensmittelausgaben nieder schlagen. Bei dieser Abteilung kommt noch hinzu, dass solche Substitutionseffekte bereits bei Paarhaushalten gegenüber Ein-Personen-Haushalten auftreten, so dass bereits für Paarhaushalte hier ein negativer „Mehrbedarf“ entsteht. Dies illustriert sehr deutlich die Problematik der Bestimmung abteilungsspezifischer Äquivalenzskalen, wenn es nicht gelingt, separierbare Gütergruppen zwischen denen keine Substitutionen stattfinden, abzugrenzen (vgl. Abschnitte 3.1.5.a)(vii) und 6.4.1).

Die abteilungsspezifischen Ergebnisse für Paarhaushalte ohne Kinder sind in Abbildung 10-3 zu sehen. Diese sind schwierig einzuordnen, da es keine Vergleichswerte gibt, da der momentane Regelbedarf der Eltern nur insgesamt festgelegt wurde. Auffällig ist bei den Modellvarianten aber der negative Skalenwert für Abteilung 11 (Beherbergungs- und Gaststättendienstleistungen). Hintergrund dürften wie bei den Paaren mit Kindern Substitutionen zwischen Gaststättenbesuch und Lebensmittelausgaben sein. Entsprechend hoch sind auch die Äquivalenzziffern bei den Lebensmittelausgaben, die in den Modellvarianten über 2 liegen. Insgesamt ergibt sich jedoch trotz mangelnder Separabilität, also Substitutionen über die Abteilungen hinweg, durch die im Rahmen eines Mehrgleichungssystems simultan berücksichtigten Güterkategorien ein Skalenwert von etwa 1,8, der über alle Modell-Varianten relativ robust ist (vgl. die anderen Modellvarianten im Anhang zu diesem Kapitel).

Insgesamt kann festgehalten werden, dass die Gesamtbeträge, die momentan für die RBS 2 und zusammengefasst die RBS 4 bis 6 gelten, relativ gut zu den vorliegenden Ergebnissen passen. Schlüsselte man sie nach Abteilungen auf, zeigen sich jedoch einige Schwierigkeiten der angemessenen Erfassung und Vergleichbarkeit der ermittelten Werte.

Abbildung 10-3: Streuung der abteilungsspezifischen Mehrbedarfe für Paarhaushalte ohne Kinder



10.2. Abteilungsspezifische Anteilswerte

Neben den abteilungsspezifischen Mehrbedarfen die aus den Äquivalenzskalen des FELES 2 ermittelt wurden, sollen hier ergänzend auch die in Abschnitt 6.3.6.b) diskutierten Anteilswerte vorgestellt werden. In Tabelle 10-3 sind wieder beispielhaft die Ergebnisse einer Modellvariante dargestellt. Die anderen Modellvarianten finden sich im Anhang zu diesem Kapitel. Dabei wurden für jede Variante die Anteilswerte sowohl nach Formel (6-47) als auch (6-29) ermittelt. Dabei beruhen diese Resultate ebenfalls auf den Daten der 80%-Stichprobe. Vergleichswerte für die RBS 4 bis 6 finden sich wieder in Anhang.

Die Tabelle ist ganz analog zu Tabelle 10-2 zu lesen mit dem einzigen Unterschied, dass in Spalte 3 und 7 nun keine abteilungsspezifischen Äquivalenzskalenwerte stehen, sondern die Anteile, die aus dem gesamten Mehrbedarf auf die jeweiligen Abteilungen entfallen. Der gesamte Mehrbedarf wird mit dem Äquivalenzskalenwert der gesamten Ausgaben ermittelt. Die Werte für die Bedarfe und die Mehrbedarfe in der letzten Zeile „gesamt“ stimmen somit mit denen aus Tabelle 10-2 überein. Gleiches gilt für alle anderen Tabellen im Anhang zu diesem Kapitel genauso.

Tabelle 10-3: Abteilungsspezifische Anteilswerte nach Formel (6-28), Mehrbedarfe und Bedarfe (Optimal Matching, kombiniertes Matching, FELES 2)

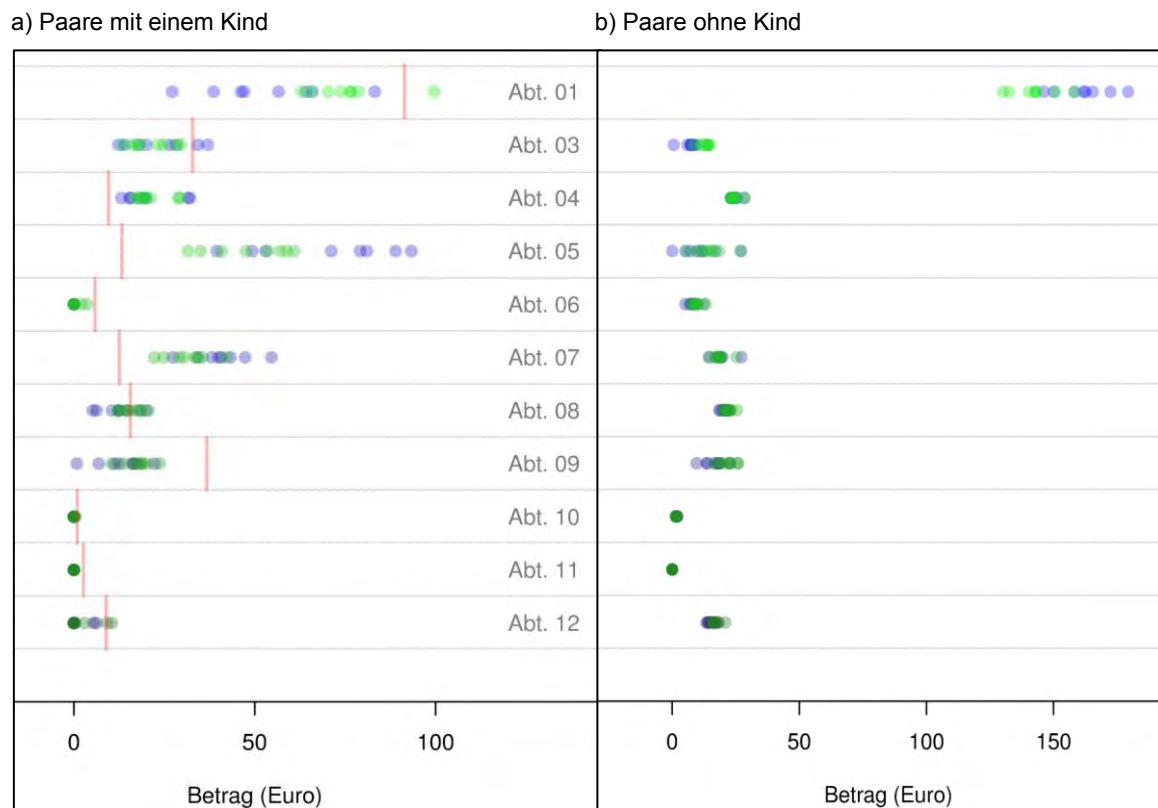
	Vergleich Einpersonenhaushalte und Paarhaushalte				Vergleich Paarhaushalte ohne und mit einem Kind			
	RBS 1 (RBEG) in €	Anteil	Bedarf Paar in €	Mehr- bedarf in €	Bedarf Paar in €	Anteil	Bedarf Paar m.K. in €	Mehr- bedarf in €
Abt. 01	128,46	0,57	290,25	161,79	290,25	0,20	336,44	46,19
Abt. 03	30,40	0,03	38,60	8,20	38,60	0,11	65,04	26,44
Abt. 04	30,24	0,08	54,26	24,02	54,26	0,08	72,42	18,15
Abt. 05	27,41	0,03	37,27	9,86	37,27	0,35	118,26	80,99
Abt. 06	15,55	0,03	24,18	8,63	24,18	0,00	24,18	0,00
Abt. 07	22,78	0,06	41,02	18,24	41,02	0,19	84,30	43,28
Abt. 08	31,96	0,07	51,89	19,93	51,89	0,05	62,44	10,54
Abt. 09	39,96	0,06	58,33	18,37	58,33	0,03	65,18	6,86
Abt. 10	1,39	0,01	3,32	1,93	3,32	0,00	3,32	0,00
Abt. 11	7,16	0,00	7,16	0,00	7,16	0,00	7,16	0,00
Abt. 12	26,50	0,05	40,66	14,16	40,66	0,00	40,66	0,00
gesamt	361,81	1,00	646,95	285,14	646,95	1,00	879,40	232,45

In den Spalten 3 und 7, die jeweils mit „Anteil“ überschrieben ist, wird aufgeschlüsselt, wie sich der Mehrbedarf der Paarhaushalte entsprechend der Formel (6-28) nach Abteilungen aufteilt. Beispielsweise können 57% des Mehrbedarfs eines Paar-Haushaltes gegenüber einem Ein-Personen-Haushalt den Ausgaben für Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke zugerechnet werden. Daraus werden dann die Bedarfe und Mehrbedarfe errechnet. Der Betrag von 290,25 € für Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke ergibt sich beispielsweise als 57% von 646,95 €. Die abteilungsspezifischen Mehrbedarfe ergeben sich dann aus der Differenz dieses Wertes mit dem Referenzwert aus Spalte 2. Die Anteile des Mehrbedarfs für Paarhaushalte mit einem Kind in Spalte 7 verteilen sich dagegen ganz anders. So lassen sich hier nur 20% des Mehrbedarfes Abteilung 01 zuordnen, während der größte Anteil mit 35% auf Abteilung 05 (Innenausstattung und Haushaltsgeräte) entfällt. Hier schlagen die notwendigen Anschaffungen für Möbel und der stärkere Gebrauch von Haushaltsgeräten zu Buche, die man bereits bei den abteilungsspezifischen Äquivalenzskalen sehen konnte.

Allerdings streuen auch diese Anteilswerte stark, wie in Abbildung 10-4 dargestellt. Diese ist ganz analog zu Abbildung 10-2 und Abbildung 10-3 zu lesen. Dabei sind die Resultate, die über Formel (6-28) berechnet wurden, als blaue Punkte eingezeichnet, die nach Formel (6-29) ermittelten Ergebnisse sind in grün zu sehen. Die Vergleichswerte der geltenden Regelungen sind bei den Paarhaushalten mit Kindern wieder als rote Striche ergänzt.

Verglichen mit den Ergebnissen im vorherigen Abschnitt treten nun keine negativen Werte mehr auf. Ein Großteil der Ergebnisse für die Abteilungen 06, 10 und 11 ist nun aber gleich Null. Zudem nimmt die Streuung der Modellergebnisse zu, was insbesondere für die nach Formel (6-28) berechneten Anteile (blaue Punkte) gilt.

Abbildung 10-4: Streuung der abteilungsspezifischen Mehrbedarfe auf Basis von Anteilswerten^{*)}



^{*)} Blau = berechnet nach Formel (6-28), Grün = berechnet nach Formel (6-29)

Bei den Abteilungen 03, 04, 07, 08, 09 und 12 lassen sich zwischen den beiden Anteilsvarianten (zwischen den blauen und grünen Punkten) zwar Unterschiede erkennen, allerdings liegen die Resultate zumindest grob im Bereich der im vorigen Abschnitt dargestellten Ergebnisse. Für die Abteilungen 01 und 05 gibt es hingegen deutliche Differenzen zwischen den Anteilsvarianten. Bei den Paarhaushalten mit einem Kind fallen für Abteilung 01 die Auswertungen nach Formel (6-28) überwiegend niedriger, bei Abteilung 05 überwiegend höher aus, bei den Paaren ohne Kind im Vergleich zu Ein-Personen-Haushalten verhält es sich genau umgekehrt. Die Anteilswertberechnung nach Formel (6-29) erscheint daher die angemessenere zu sein.

10.3. Abteilungsspezifische Anteilswerte nach Alter der Kinder

Bei Paarhaushalten mit Kind wurde bei den bisherigen Betrachtungen nicht nach dem Alter der Kinder differenziert. Wie bei den Auswertungen zu den RBS 4 bis 6 im Abschnitt 7.7 diskutiert wurde, besteht das Problem, dass aufgrund der geringen Fallzahlen Mehrgleichungsmodelle für die einzelnen Altersgruppen nicht geschätzt werden konnten.

Um dennoch entsprechende Modellschätzungen durchführen zu können, mit denen sich auch abteilungsspezifische Mehrbedarfe ermitteln lassen, wurden zusätzlich Analysen auf Basis von allen Paaren mit und ohne einem Kind ohne Einschränkung bezüglich des Einkommens vorgenommen. Inwieweit diese Ergebnisse auf den unteren Einkommensbereich übertragbar sind, kann nicht un-

tersucht werden, weshalb hier lediglich die Ergebnisse als Anteilswerte präsentiert werden, abteilungsspezifische Skalenwerte oder Geldbeträge werden nicht diskutiert.

Auch bei diesen Anteilswerten stellt sich die Frage, inwieweit sie auf den unteren Einkommensbereich übertragbar sind. Somit dürfen die Ergebnisse nicht überbewertet werden, allerdings können sie zumindest in gewissen Grenzen andeuten, wie sich die Mehrbedarfe für unterschiedliche Altersgruppen auf die einzelnen Bereiche verteilen.

Die Ergebnisse finden sich in Tabelle 10-4. Für die Berechnung der Anteilswerte nach Formel (6-29) wurden für die einzelnen Abteilungen die Werte für die RBS 2 übernommen, die sich bei Verwendung des FELES 2 auf Basis des kombinierten Matchings mit Optimal Matching-Verfahren ergeben. In Tabelle 10-5 wurden Anteilswerte aus den Angaben aus BT-Drs. 17/3404 berechnet, um eine Vergleichsmöglichkeit zu haben. In den jeweils letzten Spalten der Tabellen sind die Ergebnisse der einzelnen Regelbedarfsstufen zusammengefasst, wobei sie nach der relativen Häufigkeit der entsprechenden Altersgruppe im unteren Einkommensbereich gewichtet wurden.

Tabelle 10-4: Abteilungsspezifische Anteilswerte nach Alter der Kinder (nach (6-28) und (6-29))

	Anteile nach Formel (6-47)				Anteile nach Formel (6-29)			
	Kinder im Alter von			alters- gewichtet	Kinder im Alter von			alters- gewichtet
15 – 17 J.	7 - 14 J.	bis zu 6 J.	15 – 17 J.		7 - 14 J.	bis zu 6 J.		
Abt. 01	0,38	0,36	0,40	0,38	0,40	0,38	0,43	0,41
Abt. 03	0,14	0,12	0,01	0,07	0,13	0,11	0,01	0,06
Abt. 04	0,06	0,05	0,07	0,06	0,06	0,06	0,08	0,07
Abt. 05	0,00	0,00	0,21	0,12	0,00	0,01	0,18	0,10
Abt. 06	0,06	0,08	0,13	0,10	0,06	0,07	0,11	0,09
Abt. 07	0,04	0,00	0,00	0,01	0,04	0,00	0,00	0,01
Abt. 08	0,00	0,01	0,00	0,00	0,02	0,02	0,02	0,02
Abt. 09	0,22	0,32	0,05	0,15	0,20	0,28	0,04	0,14
Abt. 10	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
Abt. 11	0,01	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00
Abt. 12	0,08	0,04	0,12	0,09	0,08	0,04	0,11	0,09

Tabelle 10-5: Abteilungsspezifische Anteilswerte nach Alter der Kinder(BT-Dr. 17/3404)

	Kinder im Alter von			alters- gewichtet
	15 – 17 J.	7 - 14 J.	bis zu 6 J.	
Abt. 01	0,45	0,40	0,37	0,40
Abt. 03	0,14	0,12	0,15	0,14
Abt. 04	0,06	0,05	0,03	0,04
Abt. 05	0,05	0,05	0,06	0,06
Abt. 06	0,02	0,02	0,03	0,02
Abt. 07	0,05	0,06	0,06	0,05
Abt. 08	0,06	0,06	0,07	0,07
Abt. 09	0,11	0,17	0,17	0,16
Abt. 10	0,00	0,00	0,00	0,00
Abt. 11	0,02	0,01	0,01	0,01
Abt. 12	0,04	0,03	0,04	0,04

Beim Vergleich der Werte zeigen sich wie bisher teils relativ gute Übereinstimmungen und teils Abweichungen. Bei den Werten über alle Altersgruppen sind größere Abweichung vor allem bei den Abteilungen 03 bis 06 zu sehen.

10.4. Fazit

Die Untersuchungen zeigen, dass die Bestimmung abteilungsspezifischer Verteilungsschlüssel für Kinder und Jugendliche (RBS 4 bis 6) sowie für Erwachsene, die in einem Haushalt zusammen leben (RBS 2), mit großen Unsicherheiten behaftet ist. Für die RBS 2 gibt es keine abteilungsspezifischen Werte aus der aktuellen Regelung, die mit den Ergebnissen verglichen werden können. Allerdings zeigte sich in Kapitel 8, dass die Höhe der Skalenwerte über alle Abteilungen hinweg insgesamt relativ gut mit dem aktuell verwendeten Wert von 1,8 übereinstimmt. Die hier ermittelten abteilungsspezifischen Ergebnisse vermitteln dann eine grobe Vorstellung davon, wie sich dieser Wert auf einzelne Abteilungen verteilen kann.

Bei den RBS 4 bis 6 zeigen sich wechselhafte Ergebnisse: Teils stimmen die abteilungsspezifischen Resultate aufgrund der hier angestellten Analysen relativ gut mit den momentan geltenden Werten überein, teils aber auch nicht. Zugleich ist zu berücksichtigen, dass nach den Auswertungen im nächsten Kapitel die hier vorgestellten abteilungsspezifischen Werte durch weitere Datenquellen zumindest grob bestätigt werden können.

Gleichzeitig verdeutlichen gerade die Auswertungen zur Aufteilung des Mehrbedarfs zusätzlicher Haushaltsmitglieder, dass gleiche Gesamtbeträge jeweils unterschiedlich aufgeschlüsselt werden können. Dies zeigt, dass Regelbedarfe bzw. Verteilungsschlüssel nicht unbedingt auf der Basis abteilungsspezifischer Ergebnisse ermittelt werden müssen. Hierfür kann auch ein weiteres Argument ins Feld geführt werden: Selbst wenn man etwa den Mehrbedarf in Abteilung 01 für die RBS 4 bis 6 nach den hier angestellten Auswertungen für unterschätzt hält, kann dies durch möglicherweise überschätzte Mehrbedarfe – etwa in Abteilung 05 – ausgeglichen werden. Entscheidend ist letztlich die Summe der (regelbedarfsrelevanten) Mehrbedarfe in allen Abteilungen und die Frage, ob diese insgesamt existenzsichernd ist.

11 Validierung der Verteilungsschlüssel für Verkehr, Ernährung, Wohnen und Telekommunikation

Für die Bereiche Ernährung, Verkehr und Wohnen wurden in drei eigenständigen Studien (Karg et al. 2002; Hesse et al. 2001; Hamacher et al. 2001) Verteilungsschlüssel entwickelt, die auf Empfehlung der Arbeitsgruppe „Lebenshaltungsaufwendungen für Kinder“ derzeit bei der Bestimmung der Regelbedarfe für Kinder in den Abteilungen 01 („Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke“), 04 („Wohnen, Energie und Wohnungsinstandhaltung“), 05 („Innenausstattung, Haushaltsgeräte und -gegenstände“) und 07 („Verkehr“) verwendet werden. Für diese Bereiche und auch für den Bereich Telekommunikation liegen Datensätze vor, die den einschlägigen Verbrauch auf Haushalts- und teilweise auch auf Individualebene differenzierter erfassen als dies in der EVS der Fall ist. Mit diesen Daten sollen im Folgenden die derzeit verwendeten Verteilungsschlüssel in den Bereichen Ernährung, Verkehr, und Wohnen gezielt auf ihre Angemessenheit und Aktualität überprüft werden. Dazu wird jeweils versucht, die seinerzeit ermittelten Schlüssel möglichst zu replizieren bzw. geprüft ob und inwieweit eine Replikation möglich ist. Zudem werden diese Datensätze genutzt, um die im Rahmen der Mehr-Gleichungs-Modelle auf Basis der EVS angestellten Analysen zu den abteilungsspezifischen Skalen zu validieren. Darüber hinaus kann hier der sich momentan stark wandelnde Bereich „Telekommunikation“ im Hinblick auf die Zwecke der vorliegenden Studie genauer untersucht werden.

11.1. Bereich „Verkehr“

11.1.1. Die derzeit verwendeten Verteilungsschlüssel

Die in diesem Bereich momentan verwendeten Verteilungsschlüssel sind entsprechend der Empfehlung der Arbeitsgruppe „Lebenshaltungsaufwendungen für Kinder“, dokumentiert in Münnich/Krebs (2002), zur Ermittlung des Regelbedarfs von Kindern nach dem RBEG übernommen worden (vgl. BT-Drs. 17/3404, S. 66). Die entsprechenden Angaben basieren auf der Studie von Hamacher et al. (2001), die sich bei ihren Arbeiten auf die Daten des westdeutschen Mobilitätspanel für die Jahre 1997 und 1998 und die laufenden, repräsentativen Verkehrsbefragungen in Ostdeutschland, die an Vorarbeiten in der ehemaligen DDR anknüpfen, stützen, ergänzt mit Daten der Spezialerhebung „KONTIV 1989/90“. Die zur Ermittlung der RBS 4 bis 6 verwendeten Verteilungsschlüssel weisen die Werte 0,1495 für „Kauf, Ersatzteile und Wartung von Fahrrädern“ und 0,2501 für „Öffentlicher Verkehr“ auf.

Zunächst ist anzumerken, dass der Verteilungsschlüssel für „Kauf, Ersatzteile und Wartung von Fahrrädern“ eigentlich für die Kombination der Bereiche Rad und Individualverkehr ausgewiesen ist (vgl. Münnich/Krebs, 2002: 1085, Übersicht 3). Genauer werden bei Hamacher et al. (2001) zuerst getrennte Kinderanteile an den Verkehrsleistungen, gemessen in Kilometern, für die Bereiche Rad und motorisierter Individualverkehr ermittelt. Diese liegen beispielsweise für Westdeutschland bei 0,52 und 0,16 (vgl. Hamacher et al., 2001: 41, Tab. 15). Der Kinderanteil an den gesamten Ausgaben für Verkehr wurde dann entsprechend folgender Formel berechnet (Hamacher et al., 2001: 42f.):

$$q = p_f \frac{kx_f}{x_a + x_f} + p_a \frac{x_a}{x_a + x_f} \quad (11-1)$$

Hierbei ist q der gesuchte zusammengefasste Aufteilungsschlüssel für Kinder, p_f und p_a sind die Kinderanteile an den Haushaltsverkehrsleistungen mit Rad (f) und Individualverkehr (a), x_a und x_f sind die entsprechenden gesamten Haushaltsverkehrsleistungen (also die Summe der zurückgelegten km aller Haushaltsmitglieder) und k ist das Kostenverhältnis der beiden Verkehrsmittel. Wenn c_a und c_f die Kosten pro Personenkilometer sind, ergibt sich k als c_a/c_f . Die Autoren gehen von einem Kostenverhältnis von $k = 0,002$ aus (vgl. Hamacher et al. 2001: 43), für das eine empirische Begründung jedoch fehlt. Damit wird der Wert von 0,1495 vor allem durch den Kinderanteil am Individualverkehr bestimmt, der durch die Setzung von $k = 0,002$ ein wesentlich höheres Gewicht erhält als das Fahrrad. Da die Ausgaben für motorisierten Individualverkehr jedoch nicht regelbedarfsrelevant sind, erscheint dieser Wert nicht als angemessen, da der Kinderanteil an Fahrradkilometern deutlich höher ist und ausschließlich die Ausgaben für Fahrräder berücksichtigt werden.

Der Verteilungsschlüssel für den Bereich „Öffentlicher Verkehr“ von 0,2501 basiert ebenfalls auf zwei Werten für die Kinderanteile, die diesmal aber direkt als Anteile an den jeweiligen Haushaltsausgaben ermittelt werden (vgl. Hamacher et al., 2001: 44f.): ein Anteilswert für den ÖPNV und einer für den Bereich „Bahn“, der sämtliche Bahnfahrten umfasst. Dabei wird von einem Tarifunterschied zwischen Kindern und Erwachsenen von 70% ausgegangen. Der Verteilungsschlüssel für den ÖPNV liegt für Westdeutschland bei 0,33 und für den Bereich Bahn bei 0,12. Die Werte für Ostdeutschland liegen für den ÖPNV bei 0,46, während für den Bereich Bahn aufgrund geringer Fallzahlen kein Wert angegeben wird.

Wie aus diesen Werten das zusammengefasste Ergebnis für ÖPNV und Bahn von 0,2501 generiert wird, ist nicht nachvollziehbar, denn dieser Wert wird in der Studie selbst nicht ausgewiesen, sondern nur bei Münnich/Krebs (2002: 1085) angegeben, wo das Vorgehen allerdings auch nicht weiter erläutert wird. Zudem ist unklar, wie die Zusammenfassung von West- und Ostdeutschland erfolgte, zumal die Ergebnisse bei Hamacher et al. (2001) getrennt für West- und Ostdeutschland ausgewiesen werden, da sie auf unterschiedlichen Datensätzen beruhen. Weder bei Hamacher et al. (2001) noch bei Münnich/Krebs (2002) finden sich entsprechende Hinweise. Dagegen finden sich in beiden Quellen unterschiedliche Aussagen darüber, ob eine getrennte Ausweisung notwendig ist.¹⁶⁸

Insgesamt lässt sich festhalten, dass der bei Münnich/Krebs (2002) ausgewiesene Schlüssel für den Bereich „Fahrrad/Individualverkehr“ für den Bereich „Kauf, Ersatzteile und Wartung von Fahrrädern“ nicht als angemessen erscheint. Der Schlüssel für den Bereich „Öffentlicher Verkehr“ lässt sich aufgrund mehrerer Unklarheiten nicht reproduzieren. Auch wenn die hier geschilderten Prob-

¹⁶⁸ So findet sich bei Hamacher et al. (2001: 39) die Aussage: „Da diese Aufteilungsfaktoren getrennt nach Verkehrsmitteln ausgewiesen werden, ist eine Unterscheidung nach alten und neuen Bundesländern notwendig.“ Bei Münnich/Krebs (2002: 1085) heißt es: „Die Autoren sahen keine Notwendigkeit, die Schlüssel nach Ost und West zu unterscheiden.“

leme nicht vorliegen würden, wäre noch immer fraglich, ob die Schlüssel auch für den Niedrigeinkommensbereich Gültigkeit beanspruchen können, da bei den Auswertungen von Hamacher et al. (2001) nicht nach Einkommen der Haushalte differenziert wird.

11.1.2. Überprüfung der Verteilungsschlüssel

Die Überprüfung der Schlüssel und ihres Anwendungsbereichs kann nicht direkt mit der EVS erfolgen, da hier keine entsprechenden Angaben zur Nutzung vorliegen. Es wurde hierzu die Spezialerhebung „Mobilität in Deutschland“ verwendet. Ausgehend von personenspezifischen Angaben zu zurückgelegten Entfernungen werden daraus analog zum Vorgehen bei Hamacher et al. (2001) Verteilungsschlüssel ermittelt. Zudem werden einfache Verhältniswerte der Verkehrsmittelnutzung von Paarhaushalten ohne und mit einem Kind sowie von Ein-Personen-Haushalten ermittelt, um diese den Ergebnissen der Mehr-Gleichungs-Modelle auf Basis der EVS (vgl. Abschnitt 7.6.1 und 8.4.2) gegenüber stellen zu können.

a) Datengrundlage

Die Studie „Mobilität in Deutschland“ (MiD 2008) wurde in den Jahren 2008/2009 im Auftrag des Bundesministeriums für Verkehr, Bau und Stadtentwicklung (BMVBS) durchgeführt. Die Stichprobe umfasst 25.922 Haushalte. Befragt wurden alle Personen ab 10 Jahren im Haushalt. Für Kinder unter 10 Jahren wurden die Informationen durch die Eltern angegeben. Der Datensatz umfasst neben den soziodemographischen Merkmalen der Haushaltsmitglieder detaillierte Informationen zu im Haushalt vorhandenen Fahrzeugen, Reisen und von den Haushaltsmitgliedern zurückgelegten Wegen. Diese wurden jeweils für einen Stichtag erfasst, zusammen mit Angaben zu Weglängen und genutzten Verkehrsmitteln.

Die Stichprobenziehung erfolgte bundesweit in mehreren Schritten, zunächst auf Länder- und dann auf Gemeindeebene. Dabei wurden kleinere Länder überproportional berücksichtigt. Die Haushalte wurden aus den Registern der Einwohnermeldeämter gezogen. Eine genauere Beschreibung der Daten und ihrer Erhebung findet man bei Follmer et al. (2010a und b).

b) Datenaufbereitung

Zunächst werden die beobachteten Haushalte einzelnen Haushaltstypen zugeordnet, wobei die bisher verwendete Typologie genutzt wird. Hierbei erweist es sich allerdings als Problem, dass für die Mitglieder eines Haushalts in MiD 2008 nicht erfasst ist, in welcher Beziehung sie zueinander stehen. Wenn beispielsweise zwei erwachsene Personen in einem Haushalt leben, ist unklar, ob es sich um ein Paar („Paarhaushalt“) oder eine Wohngemeinschaft („sonstiger Haushalt“) handelt. Hierdurch lassen sich lediglich Ein-Personen-Haushalte sowie Haushalte von Alleinerziehenden, für die es in den Daten eine spezielle Erfassung gibt, eindeutig identifizieren. Nichtsdestotrotz werden hier die bisher verwendeten Bezeichnungen weiter benutzt (bspw. Paarhaushalt), auch wenn sie nicht immer angemessen sind.

Um Paarhaushalte ohne Kind und Paarhaushalte mit Kind zu identifizieren, wurde wie folgt vorgegangen. Es wurden zunächst alle Haushalte ausgewählt, in denen zwei volljährige Personen bzw.

zwei volljährige und eine minderjährige Person leben. Ausgeschlossen wurden alle Haushalte, in denen die beiden erwachsenen Haushaltsmitglieder das gleiche Geschlecht aufweisen oder der Altersabstand zwischen der volljährigen Frau im Haushalt und dem minderjährigen Kind weniger als 15 Jahre beträgt.

Den ausgewählten Haushalten wurden anschließend die Daten für die einzelnen Haushaltsmitglieder, insbesondere die von ihnen zurückgelegten Wege zugespielt. Um die Vergleichbarkeit mit Hamacher et al. (2001) zu gewährleisten¹⁶⁹, wurden dabei lediglich Wege an einem „normalen“ Werktag betrachtet. Beruflich zurückgelegte Wege (z.B. Geschäftsreisen), Wege an Wochenenden, Wege im Urlaub und Wege an Tagen, an denen einzelne Haushaltsmitglieder krank waren, wurden nicht berücksichtigt. Ferner wurden Flugreisen nicht berücksichtigt, da sie nicht regelbedarfsrelevant sind.

Wie bei Hamacher et al. (2001) werden die Daten im Falle von Wegen, die als „Begleitung“ zurückgelegt werden, korrigiert. Dies umfasst beispielsweise Wege, bei denen Erwachsene Kinder zur Schule begleiten. Bei Wegen, die primär mit PKW oder Krad zurückgelegt werden, werden als Begleitung zurückgelegte Wege nicht berücksichtigt, da davon ausgegangen wird, dass die Beförderung zusätzlicher Personen unerheblich ist (vgl. Hamacher et al. 2001). Bei anderen Verkehrsmitteln werden „Begleitungswege“ hingegen berücksichtigt.¹⁷⁰

Bei der Abgrenzung des unteren Einkommensbereiches besteht das Problem, dass das Nettohaushaltseinkommen lediglich in Kategorien erfasst ist. Hierdurch können bei Paaren mit einem Kind entweder die untersten 17% oder die untersten 37% betrachtet werden, nicht aber für die untersten 20%. In Kombination mit der Einschränkung, dass für einzelne Verkehrsmittel nur solche Haushalte betrachtet werden können, bei denen dieses Verkehrsmittel am Stichtag genutzt wurde, führt die Betrachtung der untersten 17% der Paarhaushalte mit Kind zu extrem niedrigen Fallzahlen (z.B. 45 Beobachtungen für die Benutzung eines Rades), weshalb von den untersten 37% ausgegangen wird (mit einem Haushaltseinkommen unter 2.600 € monatlich).

Bei den folgenden Analysen werden nur Ergebnisse mit ungewichteten Daten dargestellt. Zwar haben vom Stichprobendesign her größere Haushalte eine höhere Auswahlwahrscheinlichkeit, was bei der Auswahl ausschließlich von Paarhaushalten mit einem Kind aber keine Rolle spielt. Eine

¹⁶⁹ Die Ergebnisse von Hamacher et al. (2001) basieren für die neuen Bundesländer ebenfalls nur Angaben über den Verkehr an Werktagen. Diese führen zu Ergebnissen, die von denen für Westdeutschland abweichen, aber in der Struktur ähnlich sind. Alternativ wurde die hier vorgestellten Rechnungen auch mit den Angaben für die Wochenenden durchgeführt, was aber nur einen geringen Einfluss auf die Resultate hat.

¹⁷⁰ Eine weitergehende Korrektur wie bei Hamacher et al. (2001) wird hier nicht vorgenommen. In deren Studie werden mit dem ÖPNV als Begleitung zurückgelegte Wege bei der begleitenden Person abgezogen und der begleiteten Person angerechnet. Wenn also z.B. eine erwachsene Person ein Kind im ÖPNV begleitet, wird der von der erwachsenen Person zurückgelegte Weg dem Kind hinzugerechnet, zusätzlich zu dem vom Kind mit dem ÖPNV selbst zurückgelegten Weg. Dies ist nicht unproblematisch, da sich die Kosten für Erwachsene und Kinder im ÖPNV unterscheiden können und sowohl die erwachsene als auch die minderjährige Person einen Fahrschein benötigen. Wenn sich die Kosten für Kinder und Erwachsene unterscheiden, führt dies zu verzerrten Kostenanteilen.

Verzerrung durch selektive Ausfälle scheint auch nicht vorzuliegen, da eine Verwendung der Gewichte nur zu marginal anderen Ergebnissen führt.

c) Replikation der Verteilungsschlüssel von Hamacher et al. (2001)

Um zunächst die Ergebnisse von Hamacher et al. (2001) möglichst zu replizieren, werden in Analogie zu deren Vorgehen Verteilungsschlüssel für Kostenanteile auf Basis von Wegeanteilen ermittelt. Hierfür wird zunächst für jeden Haushalt und jedes genutzte Verkehrsmittel der Anteil der Verkehrsleistung von Kindern an der gesamten Verkehrsleistung des Haushaltes gebildet und hierüber das arithmetische Mittel berechnet. Wenn beispielsweise r_k die Verkehrsleistung eines Kindes mit dem Fahrrad ist (in km) und r_h die entsprechende Verkehrsleistung des gesamten Haushaltes, wird zuerst für jeden Haushalt der Wegeanteil $p_r = r_k/r_h$ und anschließend der Durchschnitt \bar{p}_r ermittelt. Dies führt dazu, dass für Haushalte, die am betrachteten Stichtag das entsprechende Verkehrsmittel nicht nutzen (bspw. $r_h = 0$), kein Anteilswert berechnet werden kann, wodurch die Fallzahl reduziert wird.¹⁷¹

Um aus Wegeanteilen Verteilungsschlüssel für Anteile an den Verkehrsausgaben eines Haushaltes abzuleiten, müssen diese noch mit relativen Preisen gewichtet werden. Für Fahrrad und Individualverkehr unterscheiden sich die Preise für Kinder und Erwachsene nicht, so dass hier die Wegeanteile direkt als Kostenanteile angesehen werden können. Dies gilt nicht für den ÖPNV, da Fahrpreise für Kinder meist unter denen für Erwachsene liegen. Hier wird in Analogie zu Hamacher et al. (2001) von einem Preisverhältnis von 0,7 ausgegangen und die Wegeanteile der Kinder werden entsprechend gewichtet.¹⁷²

Tabelle 11-1 enthält die so ermittelten Kostenanteile für Kinder nach Verkehrsmittel sowie die Fallzahlen, auf denen die Resultate basieren. Angegeben sind zum einen Ergebnisse, die über alle Paarhaushalte mit Kind berechnet wurden, und zum anderen Ergebnisse für Paarhaushalte mit Kind aus dem unteren Einkommensbereich. Ausgewiesen werden die Kostenanteile für mit dem Fahrrad zurückgelegte Wege, Individualverkehr sowie den ÖPNV. Andere Verkehrsmittel (ÖPFV und Ta-

¹⁷¹ Eine alternative Berechnungsmöglichkeit wäre, zunächst \bar{r}_k und \bar{r}_h und hierauf folgend \bar{r}_k/\bar{r}_h zu bestimmen. Allerdings führt dieses Vorgehen zu verzerrten Ergebnissen, da

$$E\left(\frac{r_k}{r_h}\right) = \frac{E(r_k)}{E(r_h)} - \frac{1}{E(r_h)} \text{Cov}\left(\frac{r_k}{r_h}, r_h\right)$$

gilt. \bar{r}_k/\bar{r}_h berücksichtigt somit nur den ersten Term auf der rechten Seite. Dies kann zu nicht unerheblichen Fehlern führen. Wird beispielsweise der Anteilswert von Kindern an der ÖPNV-Verkehrsleistung über $p_r = r_k/r_h$ ermittelt, ergibt sich ein Wert von etwa 0,66. Wird hingegen \bar{r}_k/\bar{r}_h benutzt, liegt das Ergebnis bei ca. 0,50.

¹⁷² Betrachtet man als Beispiel den Verkehrsverbund Rhein-Ruhr zeigt sich folgende Preisstruktur: Kinder im Alter unter 6 Jahren werden kostenlos befördert. Kindern im Alter von 6 bis einschließlich 14 Jahren werden unterschiedlich starke Preisnachlässe gewährt, je nachdem, ob es sich um Monatsfahrkarten oder Einzelfahrscheine handelt. Bei Einzelfahrscheinen beträgt der Preisnachlass etwa 30% verglichen mit den Preisen für Erwachsene, womit der Korrekturfaktor von 0,7 hier relativ genau zutrifft. Bei Monatsfahrkarten hingegen ist der Preisnachlass deutlich größer. Jugendliche ab 15 Jahren zahlen den Erwachsenentarif, können aber, solange sie Schüler sind, immer noch deutlich vergünstigte Monatsfahrkarten erwerben. Die Angaben wurden am 27.11.2012 auf der Website des VRR unter www.vrr.de recherchiert.

xi) wurden nicht berücksichtigt, da diese kaum genutzt wurden und Ergebnisse somit auf sehr geringen Fallzahlen beruhen würden.

Tabelle 11-1: Verteilungsschlüssel für Kinder nach Verkehrsmittel

Verkehrsmittel	alle Paarhaushalte mit Kind		unterer Einkommensbereich	
		N		n
Rad	0,41	288	0,40	101
Individualverkehr	0,13	952	0,14	327
ÖPNV	0,66	397	0,59	140
ÖPFV		14		5
Taxi		4		2

Die Kostenanteile schwanken stark in Abhängigkeit vom Verkehrsmittel: Während beim ÖPNV die Kinder den größten Kostenanteil haben, ist der Anteil beim Individualverkehr nur relativ gering. Der Kostenanteil für mit dem Rad zurückgelegte Wege liegt dazwischen. Für Rad und Individualverkehr sind die Ergebnisse bei Betrachtung aller Paarhaushalte mit Kind und der Paarhaushalte mit Kind im unteren Einkommensbereich praktisch identisch. Lediglich beim ÖPNV gibt es etwas höhere Abweichungen, die v.a. darauf zurückzuführen sind, dass Erwachsene im (hier relativ breit abgegrenzten) Niedrigeinkommensbereich eher den ÖPNV nutzen.

Die hier ermittelten Verteilungsschlüssel liegen deutlich höher als die zur Zeit für die Regelbedarfsermittlung verwendeten, und zwar sowohl für Fahrradmobilität als auch beim ÖPNV. Bei den Ausgaben für Fahrräder liegt dies allerdings lediglich daran, dass – wie bereits erwähnt – der über Fahrrad- und Kraftverkehr zusammengefasste Schlüssel für die Regelbedarfsermittlung, bei der nur Ausgaben für Fahrräder bedarfsrelevant sind, unangemessen erscheint. Vergleicht man die getrennten Wegeanteile für Fahrrad (0,52) und Individualverkehr (0,16) bei Hamacher et al. (2001) mit den hier ermittelten, so liegen diese sehr nahe beieinander, wenngleich sie für Fahrradmobilität nicht als gleich angesehen werden können.

Auch der derzeit verwendete Verteilungsschlüssel für den Bereich „Öffentlicher Verkehr“ basiert auf zwei Einzelschlüsseln – einem für die Bahn und einem für den ÖPNV – was in diesem Fall angemessen ist. Auch hier liegt der von Hamacher et al. (2001) ermittelte Schlüssel für den ÖPNV (0,33 für Westdeutschland und 0,46 für Ostdeutschland) näher an dem hier resultierenden, aber doch deutlich darunter.

Da bei der hier vorliegenden Datenbasis aufgrund der Fallzahlen kein eigener Schlüssel für den ÖPFV ermittelt werden kann, werden für einen groben Vergleich die Bereiche ÖPNV und ÖPFV zusammen analysiert. Auch hierbei wird ein Kostenverhältnis für Kinder und Erwachsene von 0,7 unterstellt. Über alle Paarhaushalte mit Kind ergibt sich dann ein Wert von 0,64 und für den unteren Einkommensbereich von 0,57. Diese Schlüssel liegen nur geringfügig unter denen für den ÖPNV und weichen stark von dem zur Zeit verwendeten Schlüssel ab.

d) Verteilungsschlüssel nach Alter des Kindes

Zusätzlich werden mit den vorliegenden Daten auch Verteilungsschlüssel nach dem Alter des jeweiligen Kindes ermittelt, die in Tabelle 11-2 vorgestellt werden, wobei die momentan bei den RBS 4 bis 6 verwendete Abgrenzung in Altersbereiche verwendet wird. Auf eine Einschränkung auf den unteren Einkommensbereich wird dabei verzichtet, da die Fallzahlen ansonsten sehr niedrig werden. Die vorliegenden Ergebnisse basieren auf 59 bis 336 Beobachtungen. Die Angaben zum Individualverkehr (IV) und zum ÖPNV sind in zwei Varianten angegeben: mit den gesamten Wegen und mit den um Begleitungen korrigierten Wegen (oB).

Tabelle 11-2: Verteilungsschlüssel für Kinder nach Verkehrsmittel und Alter des Kindes

Verkehrsmittel	Alter des Kindes		
	unter 6	6 bis 13	14 bis 17
Rad	0,21	0,40	0,53
Individualverkehr	0,17	0,13	0,12
Individualverkehr (oB)	0,12	0,13	0,15
ÖPNV	0,23	0,75	0,79
ÖPNV (oB)	0,12	0,75	0,78

Im Wesentlichen sind zwei Dinge zu erkennen. Zunächst ändern sich die Verteilungsschlüssel der regelbedarfsrelevanten Verkehrsmittel deutlich mit dem Alter der Kinder. Zum anderen haben die Korrekturen beim ÖPNV nur einen sehr geringen Effekt auf die Resultate. Dies liegt darin begründet, dass es relativ viele Haushalte gibt, bei denen entweder nur das Kind oder aber nur die Erwachsenen am Stichtag den ÖPNV genutzt haben. Für solche Haushalte ist der „haushaltsspezifische Verteilungsschlüssel“ entweder gleich 0 oder gleich 1 und wird nicht durch den Korrekturfaktor für die relativen Preise beeinflusst. Dies führt dazu, dass die Ergebnisse (in einem gewissen Rahmen) relativ unabhängig von den relativen Preisen sind. Dies ist insofern nicht unerheblich, als es fraglich ist, inwieweit Wegeanteile mit einem einzigen relativen Preis für alle Verkehrsmittel des ÖPNV und alle Altersstufen überhaupt angemessen in Kostenanteile überführt werden können.

e) Validierung der abteilungsspezifischen Schätzergebnisse

Neben der Überprüfung der zur Zeit verwendeten Verteilungsschlüssel im Bereich Verkehr wird der Datensatz MiD 2008 zudem genutzt, um die Ergebnisse der Mehr-Gleichungs-Modelle (vgl. Abschnitt 7.6.1 und 8.4.2) zu validieren. Daher werden neben den Verteilungsschlüsseln für Paarkhaushalte mit einem Kind auch noch Verhältniswerte berechnet. Bei diesen werden die durchschnittlich von Paaren mit Kind am Stichtag zurückgelegten Wege zu den durchschnittlich von Paaren ohne Kind zurückgelegten Wegen ins Verhältnis gesetzt, somit „naive Skalenwerte“ für zurückgelegte Wege ermittelt. Solche Verhältniswerte wurden auch für Paare im Vergleich zu Ein-Personen-Haushalten ermittelt. Dabei werden nur mit dem Rad und dem ÖPNV zurückgelegte Wege berücksichtigt. Individualverkehr bleibt unberücksichtigt, da dieser nicht regelbedarfsrelevant ist und auch bei den Schätzungen des FELES 2 nicht berücksichtigt wurde. Mit dem ÖPNV zurückgelegte Wege sind zwar regelbedarfsrelevant, allerdings fallen diese nur für wenige Haus-

halte an.¹⁷³ Beim Vergleich von Paaren mit Ein-Personen-Haushalten haben sie zudem einen starken Einfluss auf die Ergebnisse, da die Wege vereinzelt relativ weit sind.¹⁷⁴

Die Werte sind für unterschiedliche Abgrenzungen der Haushalte ermittelt worden. Zum einen wurden lediglich Haushalte betrachtet, die am Stichtag keine Wege mit dem PKW oder Krad zurücklegten. Dies entspricht der Idee nach dem Vorgehen der Sonderauswertung des Statistischen Bundesamtes zur Ermittlung der regelbedarfsrelevanten Ausgaben für Verkehr. Eine Betrachtung von Haushalten, die weder PKW noch Krad besitzen, scheint zwar prinzipiell angemessener, allerdings sind dies bei den Paaren mit einem Kind sehr wenige Haushalte, so dass keine hinreichend großen Fallzahlen erreicht werden. Diese Abgrenzung konnte nur für den Vergleich von Ein-Personen- und Paarhaushalte genutzt werden. Schließlich wurde jeweils nur der untere Einkommensbereich der betrachteten Haushaltsgruppen berücksichtigt. Aufgrund der klassifizierten Einkommen werden bei den Paarhaushalten mit Kind wiederum die unteren 37% betrachtet (unter 2.600 € mtl.), bei den Paarhaushalten ohne Kind die unteren 32% (unter 2.000 € mtl.) und bei Ein-Personen-Haushalten die unteren 19% (unter 900 € mtl.).¹⁷⁵ Eine weitere Unterteilung bzw. eine Kombination mit weiteren Auswahlkriterien kann aufgrund der Fallzahlen nicht vorgenommen werden.¹⁷⁶

Ein Vergleich von Verhältniszahlen für die zurückgelegten Wege mit Äquivalenzskalenwerten ist nicht unproblematisch. Äquivalenzskalen ermitteln den Faktor, um den die Ausgaben für eine Gütergruppe, hier Verkehr, beim Hinzutreten einer weiteren Person steigen unter der Annahme, dass damit das Wohlstandsniveau der beiden verglichenen Haushaltstypen gleich ist. Die hier dargestellten Verhältniszahlen liefern dagegen den Faktor, um den die zurückgelegten Wege zunehmen. Diese beiden Werte zu vergleichen, ist nur dann sinnvoll, wenn der Preis je zurückgelegtem Kilometer für alle betrachteten Verkehrsmittel gleich ist, denn nur dann entspricht eine Veränderung der gesamten Wege auch der Veränderung der Kosten.

¹⁷³ Beim Vergleich von Paarhaushalten mit einem bzw. ohne Kind verändern sich bei Berücksichtigung der ÖPFV-Nutzer die Ergebnisse nur unwesentlich.

¹⁷⁴ Ein Beispiel verdeutlicht die Problematik: Betrachtet werden 500 Ein-Personen- und 500 Paarhaushalte. Diese legen mit dem Rad und dem ÖPNV jeweils durchschnittlich 10 km zurück. Nun weist kein Paar- und lediglich ein Ein-Personen-Haushalt einen mit dem ÖPFV zurückgelegten Weg auf, der mit einer Strecke von 1000 km relativ lang sei. Betrachtet man nun die mit dem Rad, dem ÖPNV und dem ÖPFV zurückgelegte Wege zusammen und bildet das Verhältnis der durchschnittlichen Wege von Paar- zu Ein-Personen-Haushalten, ergibt sich ein Wert von ca. 0,83. Ohne die Berücksichtigung des ÖPFV würde sich ein Wert von 1 ergeben. Somit hat eine einzelne Beobachtung einen sehr deutlichen Effekt auf das Gesamtergebnis.

¹⁷⁵ Die Grenzziehung fällt mit 19% bis 37% also sehr unterschiedlich aus. Bei den Ein-Personen-Haushalten umfasst der nächsthöhere mögliche Grenzwert aber etwa 53% der Haushalte, der nächstniedrigere lediglich 4%. Bei den Paarhaushalten führt der nächstniedrigere Grenzwert zu einer Betrachtung von lediglich 12% der entsprechenden Haushalte und bei den Paaren mit einem Kind von 17%.

¹⁷⁶ Kombiniert man beispielsweise alle drei Auswahlkriterien (kein Individualverkehr, Niedrigeinkommensbereich, kein PKW/Krad im Haushalt) verbleiben bei Ein-Personen-Haushalten lediglich 188 Beobachtungen.

Dies ist bei den hier zusammen gefassten Verkehrsmitteln nicht gegeben. Zunächst gibt es hier generell keinen festen Preis je Kilometer. Bei beiden Verkehrsmitteln sinken die Preise mit Zunahme der zurückgelegten Kilometer. Bei Fahrrädern fallen überwiegend fixe Kosten für die Anschaffung sowie Ersatzteile und größere Reparaturen an, die nur sehr begrenzt von den zurückgelegten Kilometern abhängen. Dies gilt bestenfalls für regelmäßige Wartungskosten. Auch die Preise beim ÖPNV sind typischerweise keine Kilometer-, sondern Pauschalpreise, aber nach Reichweite gestaffelt. Vor allem bei Monatskarten und Abonnements, wie sie von Vielfahrern und insbesondere von Kindern und Jugendlichen genutzt werden, handelt es sich dagegen typischerweise um Fixkosten, die unabhängig von den zurückgelegten Wegen anfallen. Insofern ist es nur schwer möglich, überhaupt aus „Mehrwegen“ bei zusätzlichen Haushaltsmitgliedern monetäre Mehrbedarfe abzuleiten, wenn nicht Kosten- und Wegeinformationen gemeinsam auf Individualebene vorliegen.

Um abschätzen zu können, ob eine gemeinsame Betrachtung der Wege von Fahrrad und ÖPNV überhaupt interpretierbare Aussagen zulässt, soll hier dennoch der Versuch unternommen werden, in gewissem Maße einen Preisvergleich vorzunehmen. Hierzu sei von einem stilisierten Verhalten ausgegangen, wie dies etwa für Kinder und Jugendliche typisch sein könnte. Dabei sollen Überlegungen für die regelmäßigen Wege an Wochentagen angestellt werden. Unterstellt man, dass bei kürzeren Strecken das Fahrrad genutzt wird und bei längeren der ÖPNV, wird von einem täglichen Weg von 5 km (Schulweg hin und zurück) beim Radfahren ausgegangen und beim ÖPNV von täglich 15 km, woraus sich etwa 100 Fahrradkilometer und 300 ÖPNV-Kilometer je Monat ergeben. Bei den Kosten sei für den ÖPNV ein Monatsticket unterstellt, dessen Preis für Kinder und Jugendliche zwischen 0 € und etwa 50 € schwankt, und für Erwachsene einen Preis ab 50 €, je nach Einzugsbereich. Der Kilometerpreis für tägliche Wegstrecken von 10 km liegt dann für Kinder, je nach Altersgruppe, unter 0,17 €, für Erwachsene darüber. Für Fahrräder wird ein Anschaffungspreis von 500 € unterstellt, bei einer Lebensdauer von 5 Jahren, die zumindest für Kinder und Jugendliche sicher nicht zu hoch gegriffen ist, da in der Wachstumsphase eine regelmäßige Neuanschaffung erforderlich ist. Zudem werden jährliche Reparatur- und Wartungskosten von 50 € unterstellt. Zieht man zudem bei Kindern und Jugendlichen noch die Schulferien ab, ergibt sich eine jährliche Wegstrecke von ca. 1000 km und damit ein Kilometerpreis von 0,15 €. Unter diesen Annahmen, die sicherlich sehr restriktiv sind, lässt sich zumindest für Kinder und Jugendliche eine gewisse Übertragbarkeit rechtfertigen, zumindest in dem Sinne, dass die Unterschiede in den zurückgelegten Wegen zumindest annähernd in die Richtung der Unterschiede in den Kosten weisen.

Tabelle 11-3 weist im oberen Teil die hier ermittelten Wegeverhältnisse aus. Zusätzlich ausgewiesen ist ein Verhältnis, bei dem keine annähernde Preisgleichheit unterstellt wird, sondern für die Kinder die Wege der mit dem ÖPNV mit dem Faktor 0,7 gewichtet werden. Dies entspricht dem vorherigen Vorgehen, wenn Preise für jüngere Kinder deutlich unter den hier angesetzten liegen und im Durchschnitt wieder von einer Reduzierung um 30% ausgegangen wird. Aber auch andere Annahmen über die Nutzung von Fahrrad und ÖPNV von Kindern hat vergleichbare Effekte. Unterstellt man bei den Wegestrecken mit dem ÖPNV monatlich statt 300 km etwas mehr als 400 km, also gut 20 km pro Tag, oder mit dem Fahrrad tägliche Wege von nur 3,5 km, so ergibt sich ebenfalls ein Faktor von 0,7. Will man sowohl die Preisrelation berücksichtigen und zusätzlich andere Annahmen für das stilisierte Mobilitätsverhalten ansetzen, so kumulieren die beiden Faktoren. Die

genaue Höhe und Interpretation des Faktors, der hier mit 0,7 angesetzt wurde, ist hier nicht bedeutsam, da mit diesem Wert nur dargestellt werden soll, wie sich die Verhältnisse der aggregierten Wegstrecken bei unterschiedlicher Gewichtung und unterschiedlicher Haushaltsabgrenzung verändern.

Die Verhältniswerte für den Vergleich von Paaren mit und ohne Kind liegen im Bereich zwischen 1,73 und 1,57, je nachdem wie das relative Preisverhältnis angesetzt wird. Haushalte mit einem Kind legen somit ca. 50% bis 75% mehr an preisgewichteten Wegen mit Fahrrad oder ÖPNV zurück, wobei dieser Schwankungsbereich nicht als maximaler Korridor verstanden werden darf, sondern auch höhere und niedrigere Werte möglich sind, wenn andere Annahmen getroffen werden. Die Abweichungen zwischen den Varianten für die relativen Preise (1 und 0,7) sind Folge einer unterschiedlichen Verteilung der Wege auf Fahrrad und ÖPNV bei den unterschiedlichen Haushaltsabgrenzungen. Während beim Faktor 1, also der reinen Wegeaddition, die Werte für beide Abgrenzungen nahezu identisch sind, sinkt der Wert bei Verwendung des Faktors 0,7 im unteren Einkommensbereich stärker ab. Dies ist darauf zurück zu führen, dass hier der ÖPNV stärker genutzt wird als in anderen Einkommensbereichen.

Tabelle 11-3: Wegeverhältniswerte im Vergleich zu Skalenwerte des FELES 2

	Paare mit einem Kind im Vergleich zu Paaren ohne Kind			Paare im Vergleich zu Ein-Personen-Haushalten	
Verhältniswerte der Wegstrecken (MiD2008)					
Abgrenzung der Haushalte	Rad + ÖPNV	Rad + ÖPNV (korr)	n	Rad + ÖPNV	n
kein Individualverkehr	1,74	1,66	1.456	1,18	2.233
unterer Einkommensbereich	1,73	1,57	1.555	0,92	2.443
Kein PKW/Krad				1,68	1.039
Skalenwerte des FELES 2 für Abteilung 07 „Verkehr“ (EVS 2008)					
<i>Optimal Matching</i>				ohne Rentner	mit Rentnern
Mahalanobis-Distanz:	1,61			1,87	1,40
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,68			1,79	1,80
Gower-Distanz:	1,62			1,84	1,53
kombinierte Matchings.	1,67			1,83	1,63
<i>Nearest-Available-Pair-Matching</i>				ohne Rentner	mit Rentnern
Mahalanobis-Distanz:	1,54			1,71	1,51
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,64			1,88	1,71
Gower-Distanz:	1,74			1,87	1,77
kombinierte Matchings.	1,70			1,97	1,61

Beim Vergleich von Ein-Personen-Haushalten und Paaren streuen die Werte je nach Haushaltsabgrenzung sehr stark. Nimmt man nur Haushalte, die am Stichtag keine Wege mit KFZ oder Krad zurückgelegt haben, so legen Paare an diesen Tagen knapp 20% mehr Wege mit Fahrrad oder ÖPNV zurück. Nimmt man nur Haushalte aus dem unteren Einkommensbereich, so sieht man hier

gar keine Zunahme der Benutzung von Fahrrad oder ÖPNV. Dies dürfte daran liegen, dass gerade im unteren Einkommensbereich bei Haushalten ohne Kinder nur ein Verkehrsmittel genutzt wird, was überwiegend das Auto ist, sofern der Haushalt ein solches besitzt. Dafür spricht der Wert von 1,68 für Haushalte, die kein KFZ oder Krad besitzen. Bei ihnen erhöhen sich durch das Hinzu-kommen einer zweiten Person die zurückgelegten Wege des Haushalts mit Fahrrad und ÖPNV um fast 70%.

Im unteren Teil der Tabelle 11-3 sind die mit dem FELES 2 ermittelten Äquivalenzskalen für verschiedene Modellvarianten enthalten. Zusätzlich zu der Problematik einer angemessenen Kostenentwicklung ist hierbei zu bedenken, dass sich die Wegeverhältniszahlen aus einfachen Mittelwertvergleichen ergeben. Dies folgt nicht der Logik des Matching-Ansatzes, welcher aufgrund der sehr eingeschränkten Informationen zu den Haushalten nicht angewandt werden kann.¹⁷⁷

Vergleicht man nun mit aller Vorsicht die Wegeverhältnisse mit den zuvor ermittelten Äquivalenzskalen, lässt sich feststellen, dass die Werte für Paarhaushalte mit einem Kind erstaunlich gut übereinstimmen. Dies gilt vor allem für die korrigierten Werte, die berücksichtigen dass jüngere Kinder Preisnachlässe beim ÖPNV haben. Bedenkt man, dass in der EVS bei den Paaren mit einem Kind die meisten Kinder in sehr jungem Alter sind, ist auch dies stimmig. Insofern deuten die hier durchgeführten Analysen darauf hin, dass die abteilungsspezifischen Skalen für Paare mit einem Kind in einem realistischen Bereich liegen, da sie durch völlig andere Daten mit völlig anderem methodischem Vorgehen in etwa bestätigt werden.

Anders sieht dies bei Paaren im Vergleich zu Ein-Personen-Haushalten aus. Hier liegen die Skalen aus den Mehr-Gleichungs-Modellen deutlich über den Wegeverhältnissen. Am ähnlichsten sind noch die Verhältniswerte der Haushalte, die kein KFZ oder Krad besitzen. Dies deutet darauf hin, dass die Nichtberücksichtigung der Ausgaben für den motorisierten Individualverkehr in den Mehr-Gleichungs-Modellen zu verzerrten abteilungsspezifischen Ergebnissen führt, da Substitutionen zwischen motorisiertem und nicht motorisiertem Verkehr stattfinden, die dann im Modell nicht berücksichtigt werden. Dass die Skalen beim Vergleich von Paaren ohne und mit einem Kind besser übereinstimmen, spricht dann vor allem dafür, dass hier solche Substitutionen kaum stattfinden.

11.1.3. Fazit

Die hier im Rahmen des Möglichen vorgenommene, aktualisierte Replikation der Werte von Hamacher et al (2001), auf der Basis der Daten der Spezialerhebung „Mobilität in Deutschland“ führt für den Fahrradverkehr zu relativ ähnlichen Verteilungsschlüsseln. Dagegen werden für den ÖPNV hier höhere Anteile für Kinder ermittelt als bei Hamacher et al. (2001). Da die hier ermittelten Re-

¹⁷⁷ Außerdem müsste man zur konsequenten Anwendung des Matching-Ansatzes neben den marginalen Verteilungen der Verkehrsmittelnutzung als Kontroll- und als Treatmentbeobachtung auch die gemeinsame Verteilung kennen, welche aber unbekannt ist. Ferner ist hier zu bedenken, dass die Ergebnisse deutlich stärker von der Datenaufbereitung und Fallauswahl abhängen. Allerdings führen alternative Vorgehensweisen (wie z.B. die Berücksichtigung von Wochenenden) überwiegend zu niedrigeren Verhältniswerten, so dass die hier gezeigten Ergebnisse die relativen „Mehrwege“ von Haushalten mit Kind jedenfalls nicht unterschätzen sollten.

sultate zugleich aber recht gut mit den Ergebnissen aus den Mehr-Gleichungs-Modellen übereinstimmen, spricht dies aber möglicherweise für ein im Zeitverlauf verändertes Mobilitätsverhalten der Erwachsenen.

Allgemein zeigt der Vergleich mit den in den Mehr-Gleichungs-Modellen ermittelten abteilungs-spezifischen Äquivalenzskalen, dass sich für Paarhaushalte mit Kind gegenüber Paaren ohne Kind eine gute Übereinstimmung ergibt, jedoch nicht für den Vergleich von Paarhaushalten ohne Kind und Ein-Personen-Haushalten. Dies deutet u.U. auf Substitutionsprozesse zwischen den regelbedarfsrelevanten Ausgaben für Mobilität mit dem Fahrrad und dem ÖPNV und den als nicht-regelbedarfsrelevant eingestuften Ausgaben für motorisiertem Individualverkehr und liefert gegebenenfalls einen weiteren Hinweis, dass die Bestimmung und Anwendung abteilungsspezifischer Schlüssel nicht sinnvoll ist. Als nicht angemessen erscheint es schließlich, für den Fahrrad- und Individualverkehr gemeinsam ermittelte Schlüssel ausschließlich auf Ausgaben für Fahrradmobilität anzuwenden, wie dies bisher geschieht.

11.2. Bereich „Lebensmittel“

11.2.1. Die derzeit verwendeten Verteilungsschlüssel

Die momentan verwendeten Verteilungsschlüssel für Lebensmittel und alkoholfreie Getränke sind bei der Ermittlung des Regelbedarfs von Kindern nach dem RBEG ebenfalls entsprechend der Empfehlung der Arbeitsgruppe „Lebenshaltungsaufwendungen für Kinder“, dokumentiert in München/Krebs (2002), übernommen worden. Sie basieren auf der Studie von Karg et al. (2002), die sich v.a. auf die Daten der EVS 1998 stützen und zu Validierungszwecken daneben auch Daten der Bayerischen Verzehrstudie von 1995 heranzogen. Die Ausgabenanteile von Kindern bei Nahrung und Getränken sind nach Alter und Geschlecht differenziert und betragen bei den unter-11-Jährigen 23% für Jungen und 24% für Mädchen, bei den 11- bis 12-Jährigen 29% bzw. 26% und bei den 13- bis 17-Jährigen 37% bzw. 33%.

Karg et al. (2002) gingen von der Feinaufzeichnung der EVS 1998 aus und schätzten für jede enthaltene Güterkategorie ein multiplikatives Modell, wobei aus den geschätzten Modellparametern Verteilungsschlüssel hergeleitet wurden. Das genaue Vorgehen zur Schätzung dieses Modells wird bei Karg et al. (2002) selbst nicht beschrieben. Es kann aber aus mehreren anderen Quellen rekonstruiert werden (u.a. Biberger 2003; Gedrich 1997; Nourney 1976), da es sich im Kern um den Nourney-Ansatz handelt. Dieses Modell ist aus statistisch-mathematischer Sicht nicht unproblematisch. Insbesondere ist das Modell als solches – also unabhängig vom Schätzverfahren – nicht identifiziert: Eine Lösung wird lediglich durch ein mehrschrittiges Schätzverfahren gefunden, so dass das Ergebnis immer von der Ermittlung der Anfangsparameter und der Reihenfolge der Schätzung der Modellterme bestimmt wird.

Trotz des relativ komplizierten Modells wird faktisch für jede Güterkategorie ein lineares Regressionsmodell bestimmt, bei dem für jedes Haushaltsmitglied Geschlecht und Alterskategorie über Dummy-Variablen erfasst sind. Ferner wird die Zahl der Haushaltsmitglieder berücksichtigt. Aus den resultierenden Koeffizienten werden für einzelne Haushaltsmitglieder – wie im Folgenden

noch genauer erläutert wird – „Verzehrmengen“ berechnet. Der „Anteil“ eines Mitgliedes am Gesamtkonsum eines Haushaltes in einer Güterkategorie ergibt sich dann als die individuelle „Verzehrmenge“ geteilt durch die Summe der „Verzehrmengen“ aller Haushaltsmitglieder. Über die Gesamtausgaben für alle Güterkategorien lassen sich die „Verteilungsschlüssel“ zusammenfassen.

Formal werden die individuellen „Verzehrmengen“ berechnet als

$$\hat{c}_{imh} = \hat{\alpha}_i + \sum_{g=1}^{22} \hat{\beta}_{ig} DGE_{gmh} \quad (11-2)$$

Hierbei ist \hat{c}_{imh} die geschätzte „Verzehrmenge“ bei Güterkategorie i von Person m im Haushalt h . DGE_{gmh} steht für die Dummy-Variablen für die Haushaltsmerkmale, und $\hat{\beta}_{ig}$ sind die Schätzwerte der dazugehörigen Koeffizienten. $\hat{\alpha}_i$ ist der Koeffizient für die Zahl der Mitglieder im Haushalt. Dann ergeben sich die Aufteilungsfaktoren als:

$$\lambda_{imh} = \frac{\hat{c}_{imh}}{\sum_{m=1}^{M_h} \hat{c}_{imh}} \quad (11-3)$$

Im Zähler steht der geschätzte „individuelle Verbrauch“ einer Person, im Nenner die Summe der geschätzten „individuellen Verbräuche“ aller Mitglieder des betrachteten Haushalt h .

Dieses Vorgehen ist für die Interpretation als „Verteilungsschlüssel“ nicht ganz unproblematisch, da hier der Mehrbedarf eines Haushalts mit dem individuellen Konsum der betreffenden Person gleich gesetzt wird. Denn die Koeffizienten der Regression erfassen die Veränderung der im Haushalt verzehrten Mengen, werden von Karg et al. (2002) aber mit dem obigen Vorgehen dahingehend interpretiert, dass dies dem individuellen Konsum entspricht.

Zudem werden durch das stufenweise Verfahren, wie es hier angelegt ist, die Effekte unterschiedlicher Haushaltseinkommen zwar geschätzt, aber nicht weiter genutzt, da zur Bestimmung der individuellen Verzehrmengen lediglich die demographischen Variablen der Haushaltsmitglieder verwendet werden, deren Koeffizienten im stufenweisen Verfahren ohne Einfluss des Haushaltseinkommens geschätzt wurden. Faktisch entspricht dies der *Independence-of-base*-Annahme.

Ein weiteres Problem ist die Zusammenfassung der Verteilungsschlüssel nach Altersklassen. Bei Karg et al. (2002) werden drei Altersbereiche verwendet: 0 bis 10 Jahre, 11 bis 12 Jahre und 13 bis 17 Jahre. Es findet sich allerdings nur ein knapper Hinweis, dass diese Gruppierung mittels einer Clusteranalyse ermittelt wurde, ohne dass genauer erläutert wird, welche Art Clusterung erfolgt ist (Karg et al. 2002: 30).

Ausgehend von diesen Ergebnissen scheinen der Ansatz und die Auswertungen von Karg et al. (2002) mit einigen Problemen behaftet zu sein, deren Auswirkungen auf die Ergebnisse nicht leicht abschätzbar sind. Darüber hinaus besteht erneut die Frage, ob die so – ohne Differenzierung nach Einkommensgruppen – ermittelten Schlüssel auf den Niedrigeinkommensbereich angewendet werden können.

11.2.2. Überprüfung der Verteilungsschlüssel

Aufgrund einiger nach wie vor bestehender Unklarheiten in Bezug auf das Vorgehen von Karg et al. (2002) ist eine direkte Replikation der älteren Arbeit nicht möglich und auch nicht sinnvoll, da mit der Nationalen Verzehrstudie II und der „Studie zur Gesundheit von Kindern und Jugendlichen in Deutschland“ (KiGGS) detaillierte Informationen zum personenbezogenen Verbrauch vorliegen. Daher soll hier ein anderer Weg der Bestimmung von Verteilungsschlüsseln beschrrieben werden.

a) Datengrundlage

(i) *Nationale Verzehrstudie II*

Die Nationale Verzehrstudie II (NVS II) wurde vom Max-Rubner-Institut in den Jahren 2005/2006 durchgeführt. Befragt wurden dabei 20.000 Personen im Alter zwischen 14 und 80 Jahren. Es wurden umfangreiche Informationen zum individuellen Ernährungsverhalten und die verzehrten Mengen von allen Personen erhoben.

(ii) *„Studie zur gesundheitlichen Lage der Kinder und Jugendlichen in Deutschland“ KiGGS*

Informationen für jüngere Kinder wurden in der „Studie zur gesundheitlichen Lage der Kinder und Jugendlichen in Deutschland“ (KiGGS) erhoben. Hierbei handelt es sich um eine Panelstudie, deren Basiserhebung in den Jahren 2003 bis 2006 durchgeführt wurde. Nur diese Welle liegt bislang für Analysen vor. Befragt wurden 17.641 Kinder im Alter von 11 bis 17 Jahren sowie deren Eltern.¹⁷⁸ Für Kinder unter 11 Jahren wurden ausschließlich die Eltern befragt. Bezüglich des Ernährungsverhaltens wurde eine sehr differenzierte Produktabfrage durchgeführt sowie der Umfang des individuellen Konsums erhoben.

b) Datenaufbereitung

In NVS II und KiGGS wurden jeweils individuelle Verzehrsmengen erhoben. Die einschlägigen Informationen sind in beiden Studien vergleichbar erhoben. Dies gilt allerdings nicht für die soziodemografischen Merkmale. So sind im KiGGS klassifizierte Informationen zum Haushaltsnettoeinkommen enthalten, jedoch nicht in der NVS II, weshalb bei den Analysen nicht nach Einkommen differenziert werden kann. In der NVS II sind auch keine näheren Informationen zur Haushaltszusammensetzung enthalten, sondern nur die Haushaltsgröße sowie die individuellen Merkmale der befragten Personen und ob diese mit einem Partner zusammen leben. Daher müssen hier einige Annahmen zur Bestimmung der zu betrachtenden Haushalte getroffen werden.

Grundsätzlich werden nur Zwei- und Drei-Personen-Haushalte betrachtet. Paare ohne Kinder lassen sich durch die Frage nach dem Zusammenleben mit dem Partner relativ gut identifizieren. Paarhaushalte mit Kindern sind dagegen nicht direkt zu finden, da immer nur eine Person im Haushalt befragt wurde und Informationen über andere Haushaltsmitglieder sehr spärlich sind. Daher

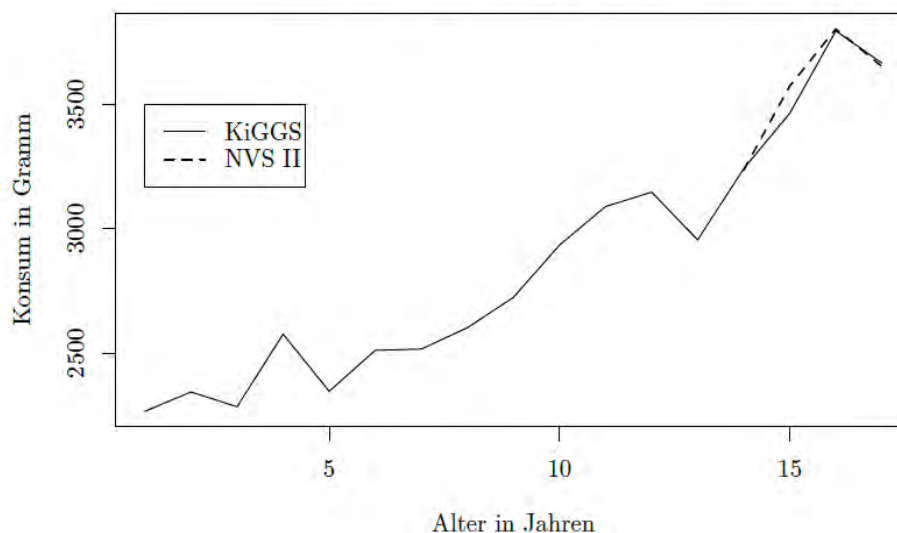
¹⁷⁸ Bei den Eltern wurden ausschließlich ergänzenden Informationen zu den Kindern erhoben, sie sind selbst nicht Teil der befragten Population.

werden nur Personen ausgewählt, die mit gewisser Wahrscheinlichkeit in einem Paarhaushalt mit Kind leben. Dies sind zum einen minderjährige Personen in Drei-Personen-Haushalten sowie zum anderen erwachsene Personen unter 65 Jahren in Drei-Personen-Haushalten, die in einer Partnerschaft leben. Die Altersbegrenzung wurde gewählt, da ältere Personen kaum mehr mit minderjährigen Kindern zusammen leben.

c) Vergleichbarkeit von KiGGS und NVS II

Damit die beiden Studien gemeinsam analysiert werden können und somit der gesamte Altersbereich von Kindern abgedeckt ist, sollten die Studien hinreichend vergleichbar sein. In Abbildung 11-1 sind die Gesamtkonsummengen von Speisen und Getränken für alle Altersjahre abgetragen. In dem Überlappungsbereich der beiden Studien, der die 14- bis 17-Jährigen umfasst, sind die Gesamtkonsummengen fast deckungsgleich.

Abbildung 11-1: Gesamtkonsum von Kindern nach Alter in KiGGS und NVS II



d) Konstruktion von synthetischen Haushalten

Um Verteilungsschlüssel ableiten zu können, braucht man neben den individuellen Angaben zum Verzehr, auch die für den gesamten Haushalt. Diese sind nicht vorhanden. Daher müssen die vorhandenen Informationen in geeigneter Weise zusammengebracht werden. Hierzu wird auf die Konstruktion synthetischer Haushalte zurückgegriffen. Dazu werden für die in Abschnitt (i) ausgewählten Personen jeweils die gruppenspezifischen Mittelwerte gebildet und damit Stellvertreter-Haushalte generiert. So ergeben die jeweiligen Durchschnittswerte von erwachsenen Männern und Frauen in Paarhaushalten den Stellvertreter-Haushalt für alle Paarhaushalte ohne Kind, und die von erwachsenen Männern und Frauen unter 65 in Drei-Personen-Haushalten zusammen mit den altersspezifischen Durchschnittswerten von Kindern in Drei-Personen-Haushalten die Stellvertreter-Haushalte für Paarhaushalte mit einem Kind. Diese Stellvertreter-Haushalte werden hier als synthetische Haushalte bezeichnet.

Für den synthetischen Paarhaushalt ohne Kind ergeben sich die Verzehrmenen dann als

$$\overline{Verzehr}_{m,NVS_{AA}} + \overline{Verzehr}_{f,NVS_{AA}}$$

wobei der durchschnittliche Verzehr von Männern (m) in Paarhaushalten (AA) in der NVS mit $\overline{Verzehr}_{m,NVS_{AA}}$ bezeichnet wird und analog $\overline{Verzehr}_{f,NVS_{AA}}$ für den der Frauen (f).

Für synthetische Paarhaushalte mit einem Kind im Alter i ergeben sich die Verzehrmenen als

$$\overline{Verzehr}_{m,NVS_{AAC}} + \overline{Verzehr}_{f,NVS_{AAC}} + \overline{Verzehr}_{l,KIGGS_{AAC}}$$

aus dem durchschnittlichen Verzehr der Männer und Frauen der NVS in Drei-Personen-Haushalten plus dem durchschnittlichen Verzehr eines Kindes im Alter i aus dem KiGGS, das allein mit beiden Eltern zusammen lebt. Problematisch an diesen Durchschnittswerten sind vor allem die den Eltern zugeschriebenen Verzehrmenen, die über alle Eltern über alle Altersklassen der Kinder als gleich unterstellt werden.

Tabelle 11-4: Verhältniswerte und Kinderanteile bei Paaren mit einem Kind bei den Verzehrmenen

Alter des Kindes	Verhältnis der Verzehrmenen von Paaren mit einem Kind zu Paaren ohne Kind			Anteil des Kindes an den Verzehrmenen eines Paarhaushalts mit einem Kind in %		
	gesamt	Getränke	Speisen	gesamt	Getränke	Speisen
1	1,301	1,339	1,241	22,5	23,9	20,1
2	1,311	1,337	1,269	23,1	23,8	21,8
3	1,304	1,307	1,298	22,7	22,1	23,6
4	1,341	1,347	1,333	24,8	24,4	25,6
5	1,312	1,308	1,319	23,1	22,1	24,8
6	1,333	1,306	1,376	24,4	22,0	27,9
7	1,334	1,312	1,368	24,4	22,4	27,5
8	1,345	1,347	1,340	25,0	24,4	26,0
9	1,361	1,351	1,375	25,9	24,6	27,9
10	1,388	1,389	1,386	27,3	26,7	28,4
11	1,408	1,436	1,362	28,4	29,1	27,2
12	1,415	1,424	1,401	28,7	28,5	29,2
13	1,390	1,389	1,393	27,5	26,7	28,8
14	1,427	1,443	1,402	29,4	29,4	29,3
15	1,456	1,486	1,407	30,8	31,5	29,5
16	1,499	1,566	1,391	32,7	34,9	28,7
17	1,482	1,543	1,383	32,0	34,0	28,3
1 bis 17	1,368	1,385	1,341	26,3	26,4	26,0

Tabelle 11-4 zeigt das Verhältnis der so generierten Gesamtverzehrmenen von Paarhaushalten mit einem Kind und Paarhaushalten ohne Kind. Diese lassen sich direkt in Anteilswerte für den Verzehr des Kindes am so Gesamtverzehr eines Paarhaushalts mit Kind umrechnen. Diese sind ebenfalls in der Tabelle ausgewiesen.

Bei vorsichtiger Interpretation zeigt sich anhand der Nahrungsmittelanteile des Kindes am gesamten Nahrungsmittelkonsum eines Haushalts, dass die bisher angewandten Nahrungsmittelschlüssel

nicht zu niedrig angelegt sind. Zudem zeigt sich eine kontinuierliche Zunahme der Anteilwerte über den gesamten Altersbereich der Kinder. Die relativ großen Schwankungen vor allem bei den jüngeren Kindern sind auf kleine Fallzahlen zurückzuführen.

e) **Unit Values**

In einem weiteren Schritt sollen nun diese Mengenrelationen in Ausgabenrelationen übertragen werden. Hierzu sind Preisinformationen notwendig. Sind diese nicht vorhanden, so können sogenannte *Unit Values* aus Informationen zu Ausgaben und Mengen gebildet werden. Solche sind in der EVS für Nahrungsmittel und Getränke im Feinaufzeichnungsheft enthalten. Entsprechend dem Vorgehen von Deaton (1987) werden die *Unit Values* durch Division der Ausgaben für ein Gutes durch die verzehrte Menge gebildet. Man erhält somit einen Wert für die Kosten je Mengeneinheit. Diese spiegeln nur bei fixen Preisen der Preis je Mengeneinheit wieder. Gibt es je nach Qualität unterschiedliche Preise und können die Güter nicht nach Qualität unterschieden werden, so spiegeln die *Unit Values* auch immer Qualitätsunterschiede wieder, wie man sich bei einer einfachen Mittelwertbetrachtung leicht verdeutlichen kann. In der Literatur werden daher unterschiedliche Vorgehensweisen genannt, um *Unit Values* zu bestimmen und den Einfluss unterschiedlicher Qualitäten möglichst zu reduzieren. Die üblicherweise angewendeten Verfahren können aber aufgrund von Datenrestriktionen hier nicht genutzt werden. Daher wurde versucht, aus den Kennwerten zur Verteilung der jeweiligen Ausgaben solche *Unit Values* zu approximieren. Es wurde hier der Median gewählt, der im Vergleich zum Mittelwert bei schiefen Verteilungen nicht so stark von der Bandbreite der möglichen Werte abhängt. Für den konkreten Fall heißt dies, dass die Werte nicht so stark davon abhängen, ob Haushalte am oberen Rand besonders hochwertige und damit teurere Güter konsumieren, was sich beim Mittelwert sofort niederschlägt.

Hierzu ist es allerdings notwendig, nur positive Ausgaben zu betrachten. Würden auch die Haushalte berücksichtigt, die das entsprechende Gut nicht konsumieren, so würde der Median stark sinken¹⁷⁹ und die Kosten einer verzehrten Einheit würden unterschätzt. Insbesondere kann es passieren, dass bei selten konsumierten Gütern auch der Median gleich Null ist, womit die entsprechenden Divisionen nicht mehr durchgeführt werden könnten. Daher werden alle Haushalte mit Null-Ausgaben oder Null-Mengen bei dem jeweiligen Gut nicht berücksichtigt werden.

Aus den Medianwerten der Ausgaben geteilt durch den Medianwert der Mengen wird nun der *Unit-Value* einer Güterkategorie, ein sogenannter „Median-Unit-Value“ gebildet. Diese Unit-Values sind für die Speisen der EVS sehr gering. So liegt bspw. der *Unit-Value* von Brot bei 0,0024, von Schweineschnitzel bei 0,0064 und von Schnittkäse bei 0,0078. Hohe *Unit-Values* gibt es hauptsächlich bei Getränken, was vor allem an der anderen Mengeneinheit liegt. Für Milch und Milchmodergetränke ergeben sich *Unit Values* von 1 und größer. Mit Ausnahme von Mineralwasser lie-

¹⁷⁹ Dies sei an einem kleinen Beispiel demonstriert. Neun Haushalte haben folgende Ausgaben: 0, 0, 0, 0, 1, 3, 4, 5, 6. Der Median dieser Verteilung beträgt 1, bei Ausschluss der Haushalte, die keine Ausgaben haben jedoch 4.

gen sie zwischen 0,6 und 1,3. Fruchtsirup stellt mit einem Wert von rund 3,0 eine absolute Ausnahme dar.

Die so gebildeten *Unit-Values* sind recht stabil. Um dies zu prüfen, wurden die *Unit-Values* sowohl über alle Haushalte als auch für nur Paarhaushalte mit Kind bestimmt. Die Ergebnisse sind in allen Güterkategorien nahezu identisch. Dennoch sei hier nochmals betont, dass es sich bei der Wahl des Medians um eine sehr einfache Approximation handelt, mit der zwar eine Gewichtung der Mengen mit in sich schlüssigen Preisrelationen vorgenommen werden kann und damit Relationen veranschaulicht werden können, punktgenaue Schätzungen im Sinne annähernd „richtiger“ Preise sind damit nicht möglich.

Diese aus der EVS bestimmten *Unit-Values* werden nun genutzt, um die Gütermengen der NVS II zu gewichten. Hier stellt sich ein Problem aufgrund der unterschiedlichen Güterabgrenzungen. In der EVS liegen die Daten sehr feingliedrig vor, wohingegen in der NVS II die Güter stärker zusammengefasst sind. Das höhere Aggregationsniveau der NVS II erfordert es daher, die *Unit-Values* der EVS anzupassen. Durch Aufaddieren der *Unit-Values* der Güter, die einer NVS II-Kategorie entsprechen wurde dann ein *Unit-Value* für die Güterkategorie der NVS II abgeleitet. Eine vergleichbare Ableitung für die Daten der KiGGS-Studie führte zu keinen befriedigenden Ergebnissen, da deren Güterkategorien nochmals anders abgegrenzt sind und sich nicht so einfach durch Aggregation aus der EVS nachbilden lassen.

f) Verteilungsschlüssel

Mit diesen *Unit-Values* werden die jeweiligen Verzehrmenen gewichtet und erneut die nun preisgewichteten Verzehrmenen, die die Kosten abbilden, für die synthetischen Haushalte gebildet. Mit diesen werden wiederum die Verhältniswerte bestimmt, die nun mit den Äquivalenzskalenwerten verglichen werden können. Diese sind in Tabelle 11-5 dargestellt.

Tabelle 11-5: Verhältniswerte und Kinderanteile bei Paaren mit einem Kind bei den Kosten

Alter des Kindes	Verhältnis der Kosten von Paaren mit einem Kind zu Paaren ohne Kind			Anteil des Kindes an den Kosten
	Speisen	Getränke	gesamt	Prozent
14	1,430	1,727	1,645	37,7
15	1,518	1,741	1,679	39,0
16	1,503	1,773	1,698	39,7
17	1,486	1,700	1,641	37,6
14 bis u. 18	1,491	1,734	1,667	38,6
Verhältniswerte geltender Regelbedarfe BT-Dr. 17/3404	1,533	1,457	1,536	35,0

Die resultierenden Werte liegen recht nah an den zur Zeit geltenden Regelbedarfen.¹⁸⁰ Insbesondere der Wert für Nahrungsmittel stimmt sehr gut überein. Für Getränke wird hier ein höherer Wert ermittelt. Dadurch liegt auch der Gesamtwert hier etwas höher. Betrachtet man die Kostenanteile, die auf das Kind entfallen, liegen die hier ermittelten leicht höher als die von Karg et al. (2002).¹⁸¹ Da auch die hier ermittelten Werte angesichts der groben Approximation der *Unit Values* mit Vorsicht interpretiert werden müssen, kann man hier aus statistischer Sicht jedoch keine Unterschiede belegen.

g) Validierung der abteilungsspezifischen Schätzergebnisse

Schließlich sollen diese Ergebnisse noch mit den abteilungsspezifischen Skalenwerten aus den Mehr-Gleichungs-Modellen verglichen werden. In Tabelle 11-6 finden sich abteilungsspezifische Skalenwerte für die Abteilung 01 (Nahrungsmittel, alkoholfreie Getränke), die sich bei den Mehr-Gleichungs-Modellen ergeben. Zu Vergleichszwecken sind nochmals die Verhältniswerte für die Verzehrmenen (Tabelle 11-4) und die Kostenanteile (Tabelle 11-5) eingetragen sowie die, die sich aus den geltenden Regelbedarfen ergeben.

Tabelle 11-6: Verhältniswerte und Skalenwerte des FELES 2

<i>Skalenwerte des FELES 2 für Abteilung 01 „Nahrungsmittel, alkoholfreie Getränke“</i>		
	<i>Optimal Matching</i>	<i>Nearest-Available-Pair-Matching</i>
Mahalanobis-Distanz:	1,29	1,28
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,30	1,38
Gower-Distanz:	1,28	1,28
Matchings kombiniert:	1,27	1,28
<i>Verhältniswerte</i>		
Verzehrmenen (1- bis 17-Jährige)		1,37
Kostenverhältnis (14- bis 17-Jährige)		1,67
<i>Verhältniswerte geltender Regelbedarfe</i>		
RBS 4 bis 6 (altersgewichtet)		1,37
RBS 4		1,54

Die abteilungsspezifischen Skalenwerte liegen deutlich unter den hier ermittelten Verhältniswerten. Allerdings sind sie nicht direkt vergleichbar. Zum einen werden die Äquivalenzskalen über alle Altersgruppen der Kinder ermittelt, während die Kostenverhältnisse nur für Kinder ab dem Alter 14 bestimmt werden konnten, die aber allein deshalb schon höher liegen, weil – wie man in Tabelle 11-4 sieht – die Verzehrmenen und damit auch die Kosten mit dem Alter der Kinder zunehmen.

¹⁸⁰ Die Verhältniszahlen wurden analog berechnet: Die Summe der regelbedarfsrelevanten Ausgaben in der jeweiligen Kategorie von Paarhaushalten mit einem Kind zu Paarhaushalten ohne Kind lt. BT-Drs. 17/3404: $(1,8 \times \text{RBS 1} + \text{RBS 4}) / (1,8 \times \text{RBS 1})$.

¹⁸¹ Die 35% ergeben sich als Mittelwert der beiden Werte für Jungen (37%) und Mädchen (33%).

Vergleicht man die Skalenwerte mit dem Verhältniswert der Verzehrmenen über alle Altersgruppen, so liegen die Skalen selbst hier noch höher. Zum anderen enthält die Abteilung 01 keine Lebensmittel, die außer Haus verzehrt wurden, da diese in Abteilung 11 enthalten sind. Bei der NVS II und bei KiGGS ist eine solche Unterscheidung nicht möglich, da die entsprechenden Informationen fehlen. Dieser kann aber die Unterschiede nicht erklären, da bei den Mehr-Gleichungs-Modellen gerade hier eine Substitution zulasten von Gaststättenbesuchen festgestellt wurde und die entsprechenden Skalen für Abteilung 11 sogar unter 1 liegen (vgl. Abschnitt 10.1).

Die Ergebnisse des FELES 2 und die hier ermittelten Skalenwerte spannen somit eine relativ große Bandbreite auf. Betrachtet man die Vergleichswerte der geltenden Regelbedarfe, so liegen sie in diesem Korridor, aber tendenziell näher an den Ergebnissen des FELES 2. Zwar stimmen die Werte über den gesamten Altersbereich der Kinder mit 1,37 nahezu perfekt überein, sie sind aber nicht vergleichbar. Wie man aus dem Vergleich von Tabelle 11-4 und Tabelle 11-5 sieht, liegen die Verhältniswerte der Verzehrmenen deutlich (um etwa 0,2) unter dem Kostenverhältnis. Nur letzteres ist der relevante Vergleichsmaßstab. Dieser ist angesichts der durchgeführten Approximationen aber nur schwer einzuschätzen. Ob damit der Mehrbedarf für Kinder bei Nahrungsmitteln tendenziell eher unter- oder überschätzt wird, lässt sich nicht beantworten.

11.2.3. Fazit

Eine direkte Replikation des Vorgehens von Karg et al. (2002) zur Ermittlung abteilungsspezifischer Verteilungsschlüssel für Kinder im Bereich „Lebensmittel“ ist nicht möglich und auch nicht sinnvoll. Resultate, die hier mit Hilfe eines eigenen Ansatzes auf der Basis von Sondererhebungen für den Verbrauch in diesem Bereich ermittelt wurden, stimmen insbesondere bei den Nahrungsmitteln mit den geltenden Regelbedarfen gut überein. Ein Vergleich mit den zuvor auf Basis der EVS 2008 im Rahmen der Mehr-Gleichungs-Modelle bestimmten abteilungsspezifischen Skalenwerten ist jedoch nicht ohne Weiteres möglich. Die dabei zu sehenden Unterschiede zeigen nochmals die Problematik der gleichzeitigen Verwendung von abteilungsspezifischen Verteilungsschlüsseln, die unabhängig voneinander ermittelt wurden. Wie in Kapitel 10 gezeigt wurde, fallen abteilungsspezifische Abweichungen und Unschärfen weniger ins Gewicht, wenn diese konsistent mit einem Ansatz ermittelt werden. Verzerrungen durch Substitutionen, die über die Gütergruppen hinweg stattfinden, gleichen sich nämlich bei einem konsistenten Ansatz für die Gesamtskala aus.

11.3. Bereich „Wohnen“

11.3.1. Die derzeit verwendeten Verteilungsschlüssel

Für die Abteilung 04 und einige der Güterkategorien aus Abteilung 05 werden momentan ebenfalls entsprechend der Empfehlung der Arbeitsgruppe „Lebenshaltungsaufwendungen für Kinder“ (vgl. Münnich/Krebs (2002) spezielle Verteilungsschlüssel verwendet. Diese basieren auf eine Studie von Hesse et al. (2001).

Das Hauptproblem bei diesen Schlüsseln ist allerdings, dass sich die Studie von Hesse et al. (2001) explizit mit der Entwicklung von Ausgabenschlüsseln für die Wohnungsmiete befasst, diese dann aber auf andere Güter in den Abteilungen 04 und 05 angewendet werden. Zur Ermittlung der Ausgabenschlüssel für Wohnungsmieten wurde der Mehrbedarf an Wohnfläche durch ein Kind ermittelt mit der durchaus zu Recht unterstellten Annahmen, dass hier ein nahezu proportionaler Zusammenhang besteht – auch wenn die Mietpreise mangels geeigneter Daten nicht berücksichtigt werden können. Andere mit dem Wohnen verbundenen Ausgaben wie Heizung, Strom, Instandhaltung etc. wurden nicht berücksichtigt. Für die Ermittlung von Aufteilungsschlüsseln für Mietausgaben erscheint dies durchaus ein sinnvoller Ansatz zu sein. Genau hierfür werden die Schlüssel derzeit jedoch nicht verwendet, da die Kosten für Unterkunft und Heizung nicht in den Regelbedarfen enthalten sind. Warum diese Schlüssel bei der derzeitigen Ermittlung der Regelbedarfe für Wohnungsinstandhaltung und Strom sowie für die Innenausstattung, verwendet werden bleibt ohne Begründung. Es werden somit Verteilungsschlüssel auf Güter angewendet, die bei der Berechnung der Schlüssel keine Rolle gespielt haben.

Da allein aus diesem Grund eine Replikation der Schlüssel hier nicht vorgenommen wird, soll auf die Methode der Berechnung nicht weiter eingegangen werden, obgleich hier durchaus auch einige Fragen zu stellen wären, wie z.B. nach der Verwendung der OECD-Skala bei der Entwicklung von genau solchen Skalen, was in gewissen Maße einen Zirkelschluss nach sich ziehen könnte. Hier soll stattdessen v.a. der Frage nachgegangen werden, ob die Anwendung dieser Schlüssel auf die bereits genannten Bereiche überhaupt ein angemessenes Vorgehen sein kann.

11.3.2. Überprüfung der Angemessenheit der Anwendung der Schlüssel

a) Vergleich mit den Skalenwerten der Mehrgleichungssysteme

Zunächst sollen Ergebnisse der Mehr-Gleichungs-Modelle mit den gegenwärtigen Verteilungsschlüsseln verglichen werden. Hier ist es nur möglich die abteilungsspezifischen Werte für die Abteilung 04 „Wohnen, Energie und Wohnungsinstandhaltung“ zu betrachten, da die hier ermittelten abteilungsspezifischen Skalen immer jeweils für die gesamte Gütergruppe gelten und daher die beiden Posten in Abteilung 05, für die ebenfalls dieser Schlüssel verwendet wird nicht sinnvoll miteinander verglichen werden können.

In Tabelle 11-7 sind die Ergebnisse der Mehr-Gleichungs-Modelle und die sich aus den momentanen Regelbedarfen ergebenden Verhältniswerte abgebildet.¹⁸² Der eigentliche Vergleichswert ist der altersgewichtete Wert, zu Vergleichszwecken sind aber auch noch die altersspezifischen Werte eingetragen. Die Werte der momentanen Regelbedarfe liegen deutlich unter denen der Mehr-Gleichungs-Modelle. Die gilt selbst dann, wenn man die Werte für die älteren Kinder betrachtet. Hier spricht viel dafür, dass diese Werte unterschätzt sind, da es gute Gründe gibt, anzunehmen, dass insbesondere der Anteil von Kindern bei den Stromausgaben von anderen Einflüssen abhängen, die nur wenig mit dem Mehrbedarf an Wohnraum zu tun haben, was im Folgenden untersucht wird.

¹⁸² Zur Berechnung der Verhältniswerte siehe Fußnote 180.

Tabelle 11-7: Verhältniswerte der RBS und Skalenwerte des FELES 2 für Abteilung 04

Skalenwerte des FELES 2 für Abteilung 04 „Wohnen, Energie und Wohnungsinstandhaltung“		
Matching-Varianten	Optimal Matching	Nearest-Available-Pair-Matching
Mahalanobis-Distanz:	1,39	1,38
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,41	1,38
Gower-Distanz:	1,54	1,51
Matchings kombiniert	1,39	1,40
geltende Regelbedarfe		
RBS 4 bis 6 (altersgewichtet)		1,17
RBS 6		1,28
RBS 5		1,21
RBS 4		1,13

b) Angemessenheit für den Stromverbrauch

Der Hintergrund warum die Schlüssel für Wohnungsmieten auf die Abteilung 04 angewendet wird, hat vermutlich pragmatische Gründe, da in der Abteilung 04 der EVS alle wohnbezogenen Ausgaben zusammen gefasst werden. In dieser Abteilung dominieren im Datensatz natürlich die Mieten und Heizungskosten, die sicherlich größtenteils mit der Wohnungsgröße variieren, somit insgesamt ein entsprechender Verteilungsschlüssel zu den wohnbezogenen Ausgabenanteilen von Kindern sachgemäß ist. Für die Berechnung der Regelbedarfe werden aber diese Posten als nicht regelbedarfsrelevant herausgenommen, da hier den Leistungsberechtigten die tatsächlich anfallenden Kosten gewährt werden. Nach Herausnahme dieser Positionen verbleiben aber nun als weitaus größter Ausgabenposten die Ausgaben für Strom. Hier muss man aber fragen, ob diese tatsächlich raum- bzw. wohnflächenbezogen anfallen. Wahrscheinlich war dies vor noch gar nicht so lang zurück liegender Zeit zu einem Großteil tatsächlich der Fall, weil viele Stromquellen wie Beleuchtung, Festnetztelefone, Plattenspieler, Radio- und Fernsehapparate, PCs und Drucker etc. fest in Räumen installiert waren und mit zusätzlichen Räumen, sowohl die Ausstattung mit diesen Geräten als auch der Stromverbrauch anstieg. Dies hat sich in jüngster Zeit drastisch verändert.

Wie das Statistische Bundesamt im Dezember 2012 meldete¹⁸³, geht für den Bereich Wohnen der Energieverbrauch in den letzten Jahren deutlich zurück, während dies in anderen Bereichen kaum zu sehen ist. Insbesondere der Stromverbrauch nimmt zu, was mit der steigenden Anzahl von Haushaltsgeräten incl. Kommunikationsgeräten zusammen hängt.

¹⁸³ Statistisches Bundesamt, Pressemitteilung vom 19.12.2012: Haushalte verbrauchen immer weniger Energie für Wohnen.
https://www.destatis.de/DE/PresseService/Presse/Pressemitteilungen/2012/12/PD12_451_85.html, abgerufen am 9. März 2013.

Tabelle 11-8: Stromverbrauch privater Haushalte nach Anwendungsbereich

	1996 ^a	2007 ^b	2009 ^c	2012 ^d
Kühlen/Gefrieren	22,6		20	16,1
Kochen	9,6	29		9,7
Waschen / Trocknen / Spülen	10,4	19	27	13,8
Warmwasser	14,8	17		12,9
Beleuchtung	9,2	8	9	8,5
TV / Audio / IKT	6,7	12	17	24,6
Heizung		15	11	
sonstiges	26,8		2	14,4
	100,0	100	100	100,0

Quellen:

- a) VDEW Haushaltsstromverbrauch nach Anwendungsarten 1996
http://www.hea.de/akademie/downloads/1301_Energieverbrauch_und_Energieverwendung_im_Haushalt.pdf
- b) BDEW 2009 http://www.bbsr.bund.de/nm_335560/BBSR/DE/Veroeffentlichungen/lzR/2010/12/GrafikenKarten.html
- c) RWI, Stand 11/2011, BDEW Bundesverband der Energie- und Wasserwirtschaft e. V.
[http://www.bdew.de/internet.nsf/id/6F27DC7FD5153D92C1257A61004DC84E/\\$file/Stromverbrauch%20Haushalte%20ach%20Anwendungen%202009%2017Aug2012_o_%20jaehrlich_Ki.pdf](http://www.bdew.de/internet.nsf/id/6F27DC7FD5153D92C1257A61004DC84E/$file/Stromverbrauch%20Haushalte%20ach%20Anwendungen%202009%2017Aug2012_o_%20jaehrlich_Ki.pdf)
- d) EEFA - Auswertung NRW.STROMcheck für HEA, BDEW und EnergieAgentur.NRW, 2012
http://www.hea.de/akademie/downloads/1301_Energieverbrauch_und_Energieverwendung_im_Haushalt.pdf

Betrachtet man die Veränderung der Struktur des Stromverbrauchs privater Haushalte seit 1996, so sieht man eine deutliche Steigerung des Stromverbrauchs bei Informations- und Kommunikationstechnik (IKT) sowie Unterhaltungselektronik. Zudem nimmt der Stromverbrauch je Gerät in diesen Bereichen aufgrund höherer Leistungsfähigkeit und stärkerer Nutzung teilweise zu (vgl. Fraunhofer IZM/Fraunhofer ISI 2009). Gleichzeitig sinkt der Anteil an Heizstrom in diesem Zeitraum. Bei den übrigen stromverbrauchenden Geräten sieht man außer im Bereich der Wäschepflege auch kaum einen Unterschied im Stromverbrauch bei unterschiedlicher Haushaltsgröße (vgl. Tabelle 11-9).

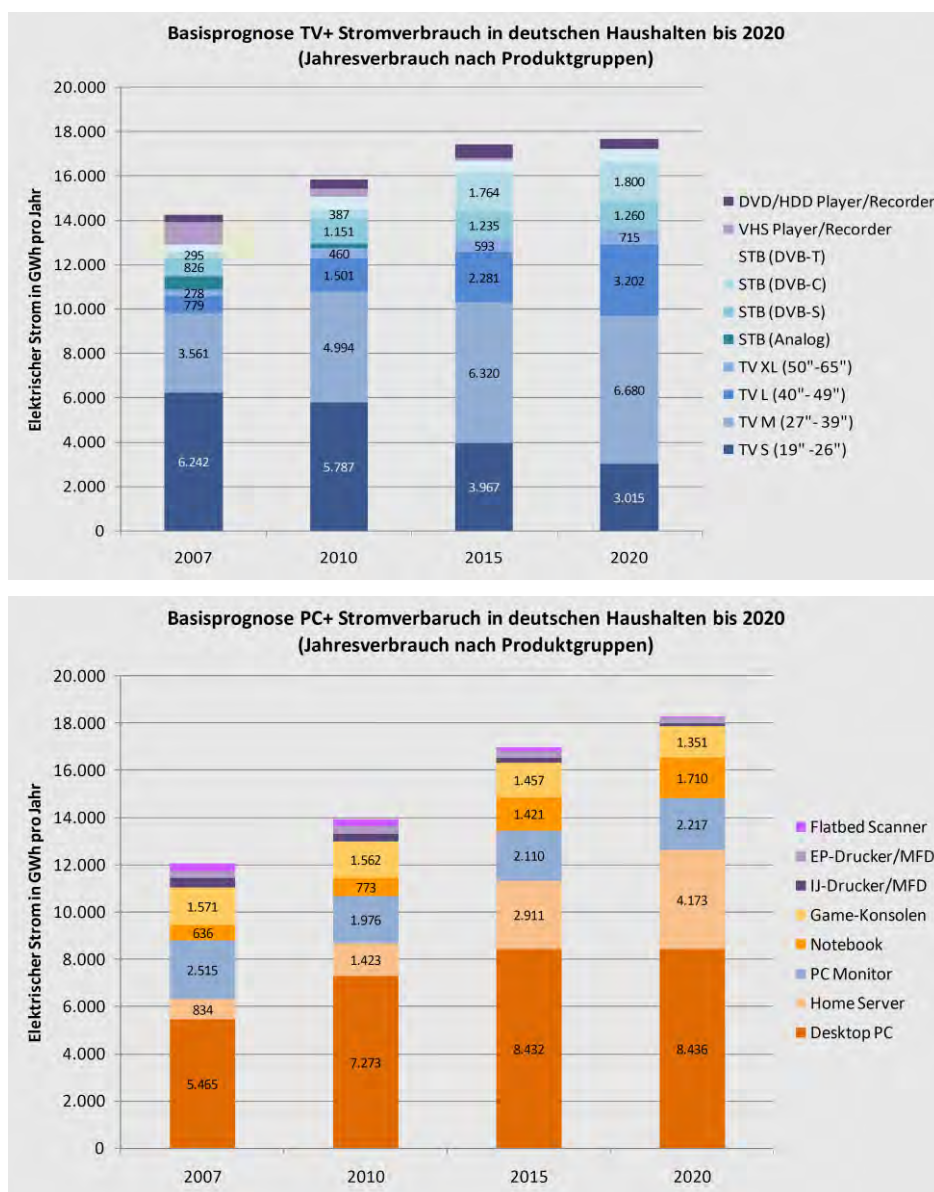
Tabelle 11-9: Jährlicher Stromverbrauch der Elektrogeräte nach Haushaltsgröße (2010 und 2011)

	Einheit	Personen je Haushalt				
		1	2	3	4	>4
Kühlschrank	kWh/Gerät * a	436	424	428	427	427
Kühl-Gefrier-Kombination Gefrierschrank/-truhe		400	378	393	375	359
Spülmaschine		371	401	451	467	504
Waschmaschine		50	93	143	192	192
Wäschetrockner		296	294	441	362	523
Fernseher		271	267	261	253	256
DVD		50	47	42	42	59
Computer		75	58	60	66	67
Quelle: RWI/forsa, Dezember 2012						

Quelle: Arbeitsgemeinschaft Energiebilanzen e.V. (2013: 15)

Nun mag sich die Entwicklung im unteren Einkommensbereich weniger deutlich darstellen, weil der Kauf zusätzlicher Unterhaltungselektronik vermutlich seltener vorkommt als in Haushalten mit höherem Einkommen. Zudem werden überwiegend wohl auch weniger die neuesten Geräte mit höherem Stromverbrauch gekauft. Dennoch darf man auch in diesen Haushalten tendenziell von einer ähnlichen Entwicklung ausgehen. Insbesondere nimmt die Bedeutung eines eigenen Computers und mobiler Unterhaltungselektronik für Kinder und Jugendliche zu, was unter Teilhabeaspekten u.U. einer Neubewertung bedarf (siehe hierzu die Ausführungen im Abschnitt 11.4.3.d)). Wie sich der Stromverbrauch im unteren Einkommensbereich in jüngerer Zeit entwickelt hat, lässt sich mit den vorhandenen Studien jedoch nicht abschließend beurteilen.

Abbildung 11-2: Erwartete Entwicklung des Stromverbrauchs privater Haushalte für IKT und Unterhaltungselektronik



Quelle: Fraunhofer IZM/Fraunhofer ISI (2009: 72 und 76)

11.3.3. Fazit

Die hier auf der Basis verschiedener Datenquellen zusammengetragenen Fakten sprechen insgesamt dafür, dass ein wohnraumabhängiger Verteilungsschlüssel für den Bereich Strom nicht angemessen ist. Angesichts der Erwartung von Experten, dass der Stromverbrauch durch IKT und Unterhaltungselektronik (vgl. dazu auch Abschnitt 11.4) in Zukunft weiter steigt, stellt sich die grundsätzliche Frage, ob der Stromverbrauch überhaupt noch dem Wohnbereich zugeordnet werden soll oder ob nicht über andere Arten einer angemessenen Berücksichtigung bei der Ermittlung der Regelbedarfe nachgedacht werden sollte.

11.4. Bereich Telekommunikation

Schließlich soll auch der Bereich Kommunikation einer gesonderten Betrachtung unterworfen werden. Für diesen gab es bislang zwar noch keine eigenen Verteilungsschlüssel, angesichts der zunehmenden Bedeutung neuer Kommunikationsmedien insbesondere auch für Kinder und Jugendliche soll, ist eine vertiefende Betrachtung hier sicherlich sinnvoll. Hierfür wurde wie bei den Bereichen Verkehr und Ernährung ein externer Datensatz genutzt, der Informationen über das Nutzungsverhalten unterschiedlicher Personen enthält.

11.4.1. Momentan geltende Verteilungsschlüssel

Für den Bereich „Nachrichtenübermittlung“ (Abteilung 08) wurden bisher keine eigenen Untersuchungen durchgeführt. Die momentanen Verteilungsschlüssel sind ebenfalls entsprechend der Empfehlung der Arbeitsgruppe „Lebenshaltungsaufwendungen für Kinder“ übernommen worden. Sie sind für die einzelnen Güter und Dienstleistungen innerhalb der Abteilung sehr unterschiedlich. Sämtliche Telekommunikationsdienstleistungen – sowohl Telefon- und Telefaxdienstleistungen als auch Internet und Online-Dienste – werden pro Kopf auf alle Haushaltsmitglieder verteilt, die Anschaffung von Telefon-, Telefax- und Mobilfunkgeräten sowie Anrufbeantwortern werden nach der OECD-Skala verteilt und Post- und Kurierdienstleistungen werden ausschließlich den Erwachsenen zugerechnet. In Abteilung 09 „Freizeit, Unterhaltung, Kultur“ sind ebenfalls Posten enthalten, die den neuen Telekommunikationsmedien zuzurechnen sind: Datenverarbeitungsgeräte und Software. Diese Ausgaben werden ebenfalls pro Kopf aufgeteilt.

Angesichts der sich stark wandelnden Medienlandschaft im Telekommunikationsbereich wirken diese Verteilungsschlüssel heute unsystematisch und unpassend. Allein die Zuordnung von Computern und Mobiltelefonen zu unterschiedlichen Gütergruppen entspricht der heutigen technischen Entwicklung nicht mehr, da mobile Geräte wie Smartphones heute sowohl Minicomputer als auch Telefon und darüber hinaus auch noch Foto- und Filmkamera und Spielekonsole sind. Auch der Überlegung, dass die Anschaffung von Geräten Haushaltsfixkosten darstellt und daher mit größerem Anteil den Erwachsenen zuzurechnen ist als die laufenden Kosten, kann heute nicht mehr zugestimmt werden, da die mobilen Geräte heute überwiegend dem individuellen Gebrauch dienen und nicht mehr haushaltsöffentlich sind, und zudem die laufenden Kommunikationskosten angesichts der heute üblichen Flatrates nicht mehr von der Intensität der Nutzung abhängig sind.

Vor diesem Hintergrund sollen die momentanen Schlüssel in zweierlei Hinsicht überprüft werden. Zum einen werden sie mit den Ergebnissen der Mehr-Gleichungs-Modelle verglichen, um abzuschätzen, ob trotz dieser Entwicklungen bei der momentanen Zuordnung zu den Abteilungen, die ja auch für die Mehr-Gleichungs-Modelle verwendet wurde, auch mit Daten aus dem Jahr 2008 Ergebnisse resultieren, die mit den geltenden Regelungen übereinstimmen oder nicht. Zum anderen soll mit einem externen Datensatz der Frage nachgegangen, welche Faktoren heutzutage neben oder gar statt den Ausgaben für laufende Telekommunikationsdienstleistungen für den monetären Mehrbedarf in diesem Bereich von Relevanz sind.

11.4.2. Vergleich der geltenden Regelungen mit den Mehrgleichungsmodellen

Vergleicht man die momentan geltenden Regelungen mit den Mehr-Gleichungs-Modellen in Tabelle 11-10, so zeigen sich deutliche Unterschiede. Hier weisen vor allem die Ergebnisse des FELES 2 eine große Schwankungsbreite auf, was auf die geringen Gesamtausgaben in dieser Güterkategorie zurück zu führen ist. Dies gibt generell Anlass, auch aus methodischen Gründen darüber nachzudenken, ob diese Gütergruppe – wie auch andere mit sehr geringen Ausgaben – noch sinnvoll abgegrenzt ist. Ein Unterschied zu den momentan verwendeten Verteilungsschlüsseln lässt sich aus statistischer Sicht jedoch nicht belegen.

Tabelle 11-10: Verhältnisskalen der RBS und Skalenwerte des FELES 2 für Abteilung 08

<i>Skalenwerte des FELES 2 für Abteilung 08 „Nachrichtenübermittlung“</i>		
<i>Matching-Varianten</i>	<i>Optimal Matching</i>	<i>Nearest-Available-Pair-Matching</i>
Mahalanobis-Distanz:	1,47	1,43
Mahalanobis-Matching-Distanz	1,34	1,35
Gower-Distanz:	1,29	1,22
Matchings kombiniert	1,30	1,23
<i>geltende Regelbedarfe</i>		
RBS 4 bis 6 (altersgewichtet)		1,27
RBS 6		1,27
RBS 5		1,27
RBS 4		1,27

11.4.3. Analysen mit den IKT-Daten

Vor dem Hintergrund der sich wandelnden Preisstrukturen im Telekommunikationsbereich und einem sich ändernden Nutzungsverhalten soll nun mit den verfügbaren Daten zum Gebrauch von Telekommunikationsmedien der Frage nachgegangen werden, welche Faktoren dazu beitragen können, dass in Haushalten mit Kindern erhöhte monetäre Ausgaben in diesem Bereich entstehen.

a) Datengrundlage

Die „Erhebung über die private Nutzung von Informations- und Kommunikationstechnologien (IKT)“ wird seit 2006 jährlich von der amtlichen Statistik durchgeführt. Zur Überprüfung der Verteilungsschlüssel standen die Daten der Jahre 2008 und 2011 zur Verfügung (im weiteren kurz „IKT-Daten“). Für beide Datensätze wurde jeweils eine Quotenstichprobe von etwa 12.000 privaten Haushalten gezogen, wobei sowohl Haushaltsinformationen erhoben wurden als auch alle Haushaltsmitglieder ab einem Alter von 10 Jahren befragt wurden. Der Haushaltsfragebogen enthält beispielsweise Informationen dazu, ob ein Computer oder ein Internetzugang vorhanden ist. Der Personenfragebogen erfasst unter anderem die Nutzungsgewohnheiten der Haushaltsmitglieder.

Die Stichprobenziehung der zu befragenden Haushalte erfolgt geschichtet in zwei Schritten. Im ersten Schritt wird die Grundgesamtheit der Haushalte auf die Bundesländer aufgeteilt. Daran schließt sich die Aufteilung nach den Quotierungsmerkmalen „Haushaltstyp“, „soziale Stellung des Haupteinkommensbeziehers“ und „Haushaltsnettoeinkommen“ für jedes Bundesland an. Die IKT-Daten konnten im Rahmen eines Aufenthalts als Gastwissenschaftler am Forschungsdatenzentrum bei IT.NRW ausgewertet werden. Weitere Details zu den Daten findet man bei Statistisches Bundesamt (2008, 2012) und Czajka/Mohr (2008).

Zur Untersuchung der Verteilungsschlüssel sind mehrere Dinge zu bedenken. Zunächst enthalten die IKT-Daten primär Informationen über die Nutzung von Computer und Internet, nicht aber von Festnetzanschlüssen. Des Weiteren liegen zwar Daten auf Personenebene vor, allerdings nur grobe Angaben zur Nutzungsintensität, so dass aus den Daten nicht ohne weiteres Aufteilungsschlüssel gewonnen werden können. Auch über die anfallenden Kosten sind keine Informationen enthalten, so dass gar nicht ermittelt werden kann, ob diese verbrauchsabhängig oder über einen verbrauchsunabhängigen Flatrate-Tarif abgedeckt sind. Insofern können evtl. verbrauchsabhängige Mehrkosten mit diesem Datensatz nicht untersucht werden. Insofern soll hier vor allem der Frage nachgegangen werden, ob Paarhaushalte mit einem Kind (tendenziell) eher einen Internetanschluss besitzen als Paarhaushalte ohne Kind.

b) Datenaufbereitung

Zunächst wurden den einzelnen Haushalten Haushaltstypen entsprechend der bisher verwendeten Typologie zugeordnet. Wie auch bei den Daten zum Verkehr war dies aber nicht ohne weiteres möglich, da keine Informationen zu den Beziehungen der Haushaltsmitglieder untereinander in den Daten enthalten sind. Da es zudem keine gesonderte Erfassung von Haushalten von Alleinerziehenden gibt, wurde wie folgt vorgegangen. Als Paarhaushalte ohne Kind gelten alle Haushalte, in denen zwei erwachsene Personen leben, deren Altersunterschied nicht größer als 15 Jahre ist. Als Paarhaushalte mit Kind werden alle Haushalte aufgefasst, in denen zwei Erwachsene und eine minderjährige Person leben und der Altersunterschied zwischen den erwachsenen Personen nicht größer als 15 Jahre ist.

Dieses Vorgehen ist nicht völlig befriedigend und dürfte zu vereinzelt Fehlklassifikationen führen, allerdings sollten sich diese in gewissen Grenzen halten. Zudem dürfte sich auch bei fehlerklassi-

fizierten Haushalten das Nutzungsverhalten bei Telekommunikation nicht sonderlich unterscheiden, wenn die Haushaltsstruktur hinreichend ähnlich ist, also ein minderjähriges Kind in einem Haushalt mit zwei Erwachsenen lebt, auch wenn es nicht deren Kind ist und ggfs. nicht zur Bedarfsgemeinschaft zählen würd, was nur in äußerst seltenen Fällen vorkommen dürfte.

Bei ersten deskriptiven Auswertungen der IKT-Daten zeigt sich, dass das Vorhandensein eines Internetanschlusses oder eines PCs (als eine der möglichen Voraussetzungen, um das Internet nutzen zu können) sehr stark davon abhängt, wie alt die einzelnen Haushaltsmitglieder sind (s. auch Czajka/Mohr, 2008). Aus diesem Grunde wurden beim Vergleich von Paarhaushalten mit und ohne Kind nur Haushalte betrachtet, bei denen die beiden erwachsenen Haushaltsmitglieder nicht älter als 55 Jahre sind.¹⁸⁴

Bei den Auswertungen wurde bei Paarhaushalten mit einem Kind zudem nach Alter des Kindes differenziert und zwischen Haushalte mit einem Kind unter 10 Jahren, und solchen mit einem Kind älter als 10 Jahre unterschieden.¹⁸⁵ Auf eine weitergehende Unterteilung bzw. Einschränkung der betrachteten Haushalte auf den unteren Einkommensbereich wurde aufgrund geringer Fallzahlen verzichtet. Wie sich bei den Auswertungen zeigte, ist dies aber unproblematisch.

c) **Ergebnisse**

Wie bereits erwähnt steht im Folgenden die Frage in Vordergrund, ob sich durch eine weitere Person im Haushalt die Verfügbarkeit der verschiedenen Telekommunikationsmedien ändert. In Tabelle 11-1 sind für die Jahre 2008 und 2011 die Anteile der Haushalte, die über einen PC bzw. einen Internetanschluss verfügen, dargestellt. Insgesamt sieht man zunächst, dass die Verfügbarkeit mit mehr als 90% sehr hoch ist. Hinsichtlich des Vorhandenseins eines PCs gibt es praktisch keine Unterschiede zwischen den Haushaltstypen. Paarhaushalte mit Kindern besitzen genauso häufig einen PC wie Paare ohne Kinder. Ob dies auch für die Anzahl der PCs im Haushalt zutrifft, ob also für Kinder ein eigener PC angeschafft wird, kann mit den Daten nicht ermittelt werden.

Bei der Verfügbarkeit eines Internetanschlusses zeigen sich im Jahr 2008 zwischen Paarhaushalten ohne und mit einem Kind Differenzen, die allerdings moderat ausfallen. Danach haben Paarhaushalte mit einem Kind häufiger einen Internetanschluss als Paare ohne Kind. Das Alter des Kindes hat darauf allerdings keinen Einfluss. Betrachtet man nun die Werte für das Jahr 2011, so ist dieser Unterschied nahezu verschwunden und Paare ohne Kinder verfügen ebenfalls in gleichem Umfang über einen Internetanschluss. Angesichts der Anteile von über 97% kann man mittlerweile – zu-

¹⁸⁴ Bei den Auswertungen zur EVS wurden Haushalte ausgeschlossen, bei denen mindestens einer der Partner älter als 70 Jahre ist (vgl. Abschnitt 6.1.2). Aufgrund der deutlich geringeren Fallzahlen ist diese Grenze für die IKT-Daten in Kombination mit der im nächsten Absatz vorzustellenden Unterteilung der Paarhaushalte nach Alter des Kindes aber wenig sinnvoll, zumal es kaum Paarhaushalte mit einem Kind unter 10 Jahren gibt, bei denen einer der Partner über 55 Jahre alt ist.

¹⁸⁵ Diese Abgrenzung wurde vorgenommen, da für Kinder unter 10 Jahren das genaue Alter nicht bekannt ist. Eine weitergehende Differenzierung bei Kindern im Alter von über 10 Jahren ist nicht notwendig, wie auch aus den noch vorzustellenden Ergebnissen hervorgeht, da praktisch alle dieser Haushalte einen Internetanschluss aufweisen.

mindest für Paare im betrachteten Altersbereich – von einer flächendeckenden Verfügbarkeit mit Internetzugang sprechen. Dies gilt auch bezogen auf die „Qualität“ der Internetanschlüsse: 95% aller Anschlüsse sind Breitbandanschlüsse.

Tabelle 11-11: Vorhandensein von PC und Internetanschluss bei Paarhaushalten (Anteilswerte)

	2008			2011	
	PC	Internet	n	Internet	n
Paarhaushalt ohne Kind	0,97	0,91	805	0,97	783
Paarhaushalt mit einem Kind unter 10 j.	0,98	0,95	496	0,98	491
Paarhaushalt mit einem Kind ab 10 J.	0,99	0,96	336	0,99	308

Insgesamt kann man hieraus vor allem den Schluss ziehen, dass durch das Hinzukommen eines Kindes bezüglich der Verfügbarkeit eines Internetanschlusses keine zusätzlichen Kosten entstehen.

Analog dazu wurde auch die Verfügbarkeit von PC und Internet von Paarhaushalten im Vergleich zu Ein-Personen-Haushalten betrachtet. Hier wurde keine Altersabgrenzung vorgenommen, da die entsprechenden Regelbedarfe für die gesamte Bevölkerung gleichermaßen gelten müssen. Die entsprechenden Werte sind in Tabelle 11-12 enthalten.

Tabelle 11-12: Vorhandensein von PC und Internetanschluss bei Ein-Personen- und Paar-Haushalten 2008(Anteilswerte)

	PC	Internet	n
Ein-Personen-Haushalt	0,63	0,55	3411
Paarhaushalt ohne Kind	0,75	0,69	3032
Verhältnis	1,19	1,25	6443

Zunächst lässt sich festhalten, dass die Verfügbarkeit hier deutlich geringer ist, was daran liegt, dass hier nun der gesamte Altersbereich betrachtet wird. Hier zeigen sich aber auch Unterschiede zwischen den Haushaltstypen. Ein-Personen-Haushalte verfügen seltener über einen PC und einen Internetanschluss als Paarhaushalte. Hier scheint bei Paarhaushalten zumindest im gewissen Umfang ein „Mehrbedarf“ zu bestehen, evtl. weil sich erst durch die häufigere Nutzung durch zwei Personen die Anschaffungskosten und auch Betriebskosten in Form einer Flatrate amortisieren. Allerdings sind hier durchaus auch eine ganze Reihe von Selektions- und Kompositionseffekten denkbar.

Vergleicht man die sich hieraus ergebenden Verhältniswerte mit dem FELES 2 mit Berücksichtigung von Rentnerhaushalten ergebenden Skalenwerte für die Abteilung 08 erhält man Werte zwischen 1,53 (*Optimal Matching*, Gower-Distanz) und 1,61 (*Optimal Matching*, Mahalanobis-Matching-Distanz), die deutlich darüber liegen.

d) Entwicklung von marginalen Kosten und individueller Nutzung

Mit den hier vorliegenden Daten kann nicht untersucht werden, wie sich die Kosten zwischen den Haushaltstypen darstellen. Fallen diese, wie es noch vor wenigen Jahren üblich war, verbrauchsab-

hängig an, so entstehen durch weitere Haushaltsmitglieder i.Allg. auch zusätzliche Kosten, die dann entsprechend berücksichtigt werden müssen. Diese Situation ändert sich bei den in jüngerer Zeit zunehmend Verbreitung findenden Flatrate-Tarifen sowohl bei Internet als auch Telefonie. Hier verursachen weitere Nutzer keine zusätzlichen Kosten.

Betrachtet man die Verbreitung von Flatrate-Tarifen, so ist diese mittlerweile weit fortgeschritten. So nutzen bereits heute von den Personen mit Internetanschluss 95% einen Flatrate-Tarif (Klumpen 2012: 394)¹⁸⁶ und etwa 2/3 aller Mobilfunkgespräche wurden nach Schätzung der Bundesnetzagentur (2011: 54) „in den Jahren 2009 und 2010 pauschal, d.h. per Flatrate oder Inklusivkontingent abgerechnet“. Auch im Festnetzbereich haben die Pauschaltarife mittlerweile stark zugenommen. Nach Angaben der Bundesnetzagentur (2012: 81) „verfügen bereits mehr als die Hälfte der Festnetzkunden über Bündelprodukte, die neben dem Telefon- bzw. Breitbandanschluss typischerweise jeweils eine Flatrate für die Internetnutzung und Telefonie beinhalten“. Es ist anzunehmen, dass diese Entwicklung in Zukunft anhalten wird. Daher wird ein Mehrbedarf bei den laufenden Kosten in Zukunft wohl an Bedeutung verlieren.

Dem gegenüber steht jedoch eine stärker individuelle Nutzung der Geräte. Sowohl mobile PCs als auch Mobiltelefone werden zu einem Großteil ausschließlich individuell genutzt und nicht mit anderen Haushaltsmitgliedern geteilt. Dann entsteht ein Mehrbedarf nicht durch verbrauchabhängige Kosten, sondern durch die Anschaffung der Geräte sowie individuelle Flatrate-Verträge. Will man diese Entwicklung angemessen bei der Regelbedarfsfestsetzung berücksichtigen, ist letztlich normativ zu entscheiden, wie wichtig eine solche individuelle Verfügbarkeit für die gesellschaftliche Teilhabe ist.

Insbesondere bei Kindern und Jugendlichen nimmt die Notwendigkeit eines eigenen Laptops und noch mehr eines eigenen Handys zu. Dies gilt zum einen, da Internetrecherchen mittlerweile in den ganz normalen Schulalltag integriert sind und der kompetente Umgang mit dem PC von jedem Schulabgänger erwartet wird. Die gemeinsame Nutzung eines PCs mit den Eltern mag dann schnell an zeitliche Nutzungsgrenzen stoßen. Ein Handy für Kinder scheint zunehmend auch unter Sicherheitsaspekten als ein nützliches Kommunikationsmittel angesehen zu werden. Und nicht zuletzt hat der Besitz eines Handys auch einen wesentlichen Einfluss auf die Inklusion in Peergroups von Kindern und Jugendlichen und leistet damit einen nicht zu vernachlässigenden Beitrag zur sozialen Teilhabe.

¹⁸⁶ Nach der regelmäßig erhobenen ARD-ZDF-Onlinestudie stieg der Anteil der Personen, die zuhause das Internet nutzen, mit Flatrate-Tarif von 18% im Jahr 2005 kontinuierlich auf 89% im Jahr 2009 (ARD-ZDF-Onlinestudie, Suchwort „Flatrate“, online verfügbar unter <http://www.ard-zdf-onlinestudie.de>, Abruf am 4.5.2013).

Tabelle 11-13: Verfügbarkeit und Nutzung von Handy und Computer (in %)

Kinder	Handybesitz		Handynutzung: von Eltern angerufen werden		Eigener Computer		Computernutzung: Arbeiten für die Schule	
	2008	2010	2008	2012	weibl.	männl.	weibl.	männl.
gesamt	52	54	19	33	13	17	46	53
6-7	19	14						
8-9	34	33						
10-11	66	71						
12-13	86	90						
Jugendliche		2012			2012		Internetnutzung: Informationssuche % der Internetzeit	
gesamt		96			82		15	
12-13		91			68		12	
14-15		97			84		12	
15-16		98			87		16	
16-19		98			89		17	

Quellen: Medienpädagogischer Forschungsverbund Südwest: KIM-Studie 2010 und JIM-Studie 2012

In diese Richtung deuten die Zahlen zu Besitz und Nutzung von Handy und Computer, die in Tabelle 11-13 zu sehen sind. Der Besitz eines eigenen Handys nimmt bei Kindern insgesamt zu. Bei Jugendlichen verfügen fast alle über ein eigenes Handy. Bei Kindern hat vor allem die Möglichkeit von den Eltern angerufen zu werden stark an Bedeutung gewonnen. Bei Kindern ist ein eigener Computer noch vergleichsweise selten, aber die Hälfte aller Kinder nutzt einen Computer, um Arbeiten für die Schule zu erledigen. Hierbei ist die Internetrecherche die meistgenannte Tätigkeit. Bei Jugendlichen ist dagegen ein eigener Computer schon fast Normalität. 15% der Zeit, die im Internet verbracht wird, wird für Informationssuche zu einem Großteil für die Schule aufgewendet.

Auch wenn diese Studien sich nicht explizit auf Kinder und Jugendliche im unteren Einkommensbereich beziehen, so zeigen sie doch die wachsende Bedeutung dieser Geräte. Will man diese Entwicklungen im Sinne der Teilhabechancen angemessen bei der Regelbedarfsbemessung würdigen, so sind zunächst vertiefende Analysen über die Nutzung von Handy und Internet bei Kindern und Jugendlichen im unteren Einkommensbereich notwendig. Die Entscheidung, welche Kosten man berücksichtigen will, sind dann aber weniger eine Frage von Verteilungsschlüsseln, sondern danach, welche Telekommunikationsmedien als regelbedarfsrelevant definiert werden.

11.4.4. Fazit

Gezielte Untersuchungen zu den Strukturen von Verbrauchsausgaben von Mehr-Personen-Haushalten im Bereich „Telekommunikation“ wurden bisher nicht angestellt. Ein Vergleich der momentan im Rahmen der Regelbedarfsermittlung verwendeten Verteilungsschlüssel für diesen Bereich mit den abteilungsspezifischen Resultaten der hier zuvor untersuchten Mehr-Gleichungs-Modelle

zeigt deutliche Unterschiede, die in erster Linie darauf zurückzuführen sein dürften, dass die Verteilungsschlüssel für diesen Bereich auf Setzungen basierten, die im Zusammenhang mit der äußerst dynamischen Entwicklung in diesem Feld – im Hinblick auf technische Möglichkeiten und Verbreitung entsprechender Geräte sowie auf die mit ihrer Anschaffung und Nutzung verbundenen Ausgaben – heute möglicherweise nicht mehr angemessen sind. Wenn Ausgaben in diesem Bereich bei der Regelbedarfsermittlung nicht abteilungsspezifisch, sondern mit einem konsistenten Ansatz für eine Gesamtskala einbezogen werden, treten Unschärfen, die daraus resultieren können, zwar zurück. Gerade im Hinblick auf diesen Bereich, für den sich auch Grundsatzfragen nach der Relevanz als Regelbedarf für Erwachsene und Kinder laufen neu stellen, erscheinen gegebenenfalls aber zumindest regelmäßige Aktualisierungen solcher Skalen als angemessen.

12 Literatur

- Abadie, A., Imbens, G. W. (2011): Bias-Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects. *Journal of Business and Economic Statistics* 29: 1–11
- Augurzky, B., Kluve, J. (2007): Assessing the Performance of Matching Algorithms when Selection into Treatment is Strong. *Journal of Applied Econometrics* 22: 533–557
- Alessie, R.; Crossley, T. F.; Hildebrand, V. (2006): Estimating a Collective Household Model with Survey Data on Financial Satisfaction. SEDAP Research Paper No. 161.
- Andreß, H.-J. (2007): Lebensstandard und Armut – ein Messmodell. In: Groenemeyer, A.; Wieseler, S. (Hrsg.): *Soziologie sozialer Probleme und sozialer Kontrolle. Realitäten, Repräsentationen und Politik*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften. S. 473–487.
- Arbeitsgemeinschaft Energiebilanzen e.V. (2013): *Anwendungsbilanzen für die Endenergiesektoren in Deutschland in den Jahren 2010 und 2011*. Berlin.
- Augurzky, B., Kluve, J. (2007): Assessing the Performance of Matching Algorithms when Selection into Treatment is Strong. *Journal of Applied Econometrics* 22: 533–557
- Banks, J., Blundell, R., Lewbel, A. (1997): Quadratic Engel Curves and Consumer Demand. *The Review of Economics and Statistics* 79: 527–539
- Bargain, O.; Donni, O. (2010a): The Measurement of Child Costs: A Rothbarth-Type Method Consistent with Scale Economies. UCD Centre for Economic Research Working Paper No. 10/01.
- Bargain, O.; Donni, O. (2010b): The Measurement of Child Costs: Evidence from Ireland. *Economic and Social Review* 41:1–20.
- Bargain, O.; Donni, O.; Kwenda, P. (2011): Intrahousehold Distribution and Child Poverty: Theory and Evidence from Cote d'Ivoire. IZA Discussion Paper No. 6029.
- Bargain, O.; Donni, O. (2012): Expenditure on children: A Rothbarthtype method consistent with scale economies and parents' bargaining. *European Economic Review* 56.4: 792–813.
- Barten, A. P. (1964): Family Composition, Prices and Expenditure Patterns. In: Hart, P. E.; Mills, G.; Whitaker, J. K. (Hg.): *Econometric Analysis for National Economic Planning*. London: Butterworths.
- Becker, I. (2010): Regelleistungsbemessung auf der Basis des „Hartz-IV-Urteils“ des Bundesverfassungsgerichts. Expertise im Auftrag der Diakonie Mitteldeutschlands, Riedstadt.
- Becker, I. (2011): Bewertung der Neuregelungen des SGB II: Methodische Gesichtspunkte der Bedarfsbemessung vor dem Hintergrund des „Hartz-IV-Urteils“ des Bundesverfassungsgerichts. *Soziale Sicherheit extra* 09/2011: 7–62.
- Becker, I.; Hauser, R. (2010): Kindergrundsicherung, Kindergeld und Kinderzuschlag. Eine vergleichende Analyse aktueller Reformvorschläge. Projekt „Soziale Gerechtigkeit“, Arbeitspapier Nr. 7, Riedstadt/Frankfurt a.M.
- Bellemare, C.; Melenberg, B.; van Soest, A. (2002): Semi-parametric models for satisfaction with income. *Portuguese Economic Journal* 1: 181–203.
- Biere, B.; Lindert, K. (2005): Reforming Brazil's Cadastro Unico to improve the targeting of the Bolsa Family Program, Social Protection Discussion Paper Series No. 527. Washington D.C.: World Bank.
- Biberger, L. (2003): *Ökonometrische Ermittlung von Ernährungsaufwendungen für Kinder aus den Haushaltsverbrauchsdaten ihrer Familien*. Dissertation, TU München.
- Blundell, R.; Lewbel, A. (1991): The information content of equivalence scales. *Journal of Econometrics* 50: 49–68.
- Blundell, R., Browning, M., Crawford, I. (2003): Nonparametric Engel Curves and Revealed Preference, *Econometrica* 71: 205–240.

- Blundell, R., Ray, R. (1982): A non-separable generalisation of the linear expenditure system allowing non-linear Engel curves. *Economics Letters* 9: 349–354.
- Bonke, J.; Browning, M. (2011): Spending on Children: Direct Survey Evidence. *Economic Journal* 121: 123–143.
- Borgeraas, E., Brusdal, R. (2008): The Cost of Children – A Comparison of Standard Budget and Income Approach. *Child Indicator Research* 1: 372–386.
- Bourguignon, F. (1999): The cost of children: May the collective approach to household behavior help? *Journal of Population Economics* 12: 503–521.
- Bradshaw, J.; Middleton, S.; Davis, A.; Oldfield, N.; Smith, N.; Cusworth, L.; Williams, J. (2008): A minimum income standard for Britain: What people think. York: Joseph Rowntree Foundation.
- Browning, M. (1992): Children and Household Economic Behavior. *Journal of Economic Literature* 30: 1434–1475.
- Browning, M.; Chiappori, P.-A.; Lewbel, A. (2010): Estimating Consumption Economies of Scale, Adult Equivalence Scales, and Household Bargaining Power. *Boston College Working Papers in Economics* No. 588.
- Bundesnetzagentur (2011): Tätigkeitsbericht 2010/2011 Telekommunikation. Bonn.
- Bundesnetzagentur (2012): Jahresbericht 2011. Bonn.
- Bundesministerium für Soziales und Konsumentenschutz (2007): Bedarfsorientierte Mindestsicherung – Dokumentation der Fachtagung vom 11. Dezember 2007. BMSK: Wien. (http://www.bmask.gv.at/cms/site/attachments/2/2/6/CH2297/CMS1314622448556/bedarfsorientierte_mindestsicherung_inter.pdf; Stand 06.02.2012).
- Buhmann, B.; Rainwater, L.; Schmaus, G.; Smeeding, T. M. (1988): Equivalence Scales, Well-Being, Inequality, And Poverty: Sensitivity Estimates Across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study (LIS) Database. *Review of Income and Wealth* 34: 115–142.
- Cantril, Hadley (1965): *The Pattern of Human Concern*. New Brunswick.
- Cantril, H.; Roll, C.W. (1971): *Hopes and Fears of the American People*. New York: Universe Books.
- Cartwright, D. I., Field, M. J. (1978): A Refinement of the Arithmetic Mean – Geometric Mean Inequality. *Proceedings of the American Mathematical Society* 71: 36–38
- Castaneda E.; Lindert, K. (2005): Designing and Implementing Household Targeting Systems. *Social Protection Discussion Paper Series No. 526*. Washington D.C.: World Bank.
- Castaneda, E.; Tarsicio, S. (2005): Targeting Social Spending To The Poor With Proxy-Means Testing: Colombias SISBEN System. *Social Protection Discussion Paper Series No. 529*. Washington D.C.: World Bank.
- Castano, E. (2002): Proxy means test index for targeting social programs: two methodologies and empirical evidence. *Lecturas de Economia*, Issue 56.
- Charlier, E. (2002): Equivalence Scales in an Interemporal Setting With an Application to Former West Germany. *Review of Income and Wealth* 48: 99–126.
- Cherchye, L.; de Rock, B.; Vermeulen, F. (2011): The Revealed Preference Approach to Collective Consumption Behaviour: Testing and Sharing Rule Recovery. *Review of Economic Studies* 78: 176–198.
- Chiaporri, P. A.; Ekeland, I. (2009): The Microeconomics of Efficient Group Behavior: Identification. *Econometrica* 77: 763–799.
- Christensen, L. R., Jorgenson, D. W., Lau, L. J. (1975): Transcendental Logarithmic Utility Functions. *American Economic Review* 65: 367–83
- Citro, C.; Michael, R. (1995): *Measuring Poverty: A New Approach*, Washington. D.C.: National Academy Press.

- Clasen, J; Viebrock, E. (2006): Das Genter System der Arbeitslosenversicherung – Dänemark und Schweden im Vergleich. *Zeitschrift für Sozialreform* 52(3): 351–371.
- Conning, J.; Kevane, M. (2001): Community Based Targeting Mechanisms for Social Safety Nets, Social Protection Discussion Paper Series No. 102. Washington D.C.: World Bank.
- Cook, R. D. (1979): Influential Observations in Linear Regression. *Journal of the American Statistical Association* 74: 169–174
- Cox, T. L., Wohlgenant, M. K. (1986): Prices and Quality Effects in Cross-Sectional Demand Analysis. *American Journal of Agricultural Economics* 68: 908–919
- Czajka, S., Mohr, S. (2008): Informations- und Kommunikationstechnologien in privaten Haushalten. Ergebnisse der Erhebung 2007. *Wirt* 9/2008: 764–771
- Daniel, S. R., Armstrong, K., Silber, J. H., Rosenbaum, P. R. (2008): An Algorithm for Optimal Tapered Matching, With Application to Disparities in Survival. *Journal of Computational and Graphical Statistics* 17: 914–924
- Deaton, A.S. (1987): Estimation of own- and cross-price elasticities from household survey data. *Journal of Econometrics* 36: 7–30
- Deaton, A.S. (1988): Quality, Quantity, and Spatial Variation of Price. *American Economic Review* 78: 418–30
- Deaton, A.S., Muellbauer, J. (1980a): An Almost Ideal Demand System. *The American Economic Review* 70: 312–326
- Deaton, A.S.; Muellbauer, J. (1980b): Economics and consumer behavior. Cambridge: Cambridge University Press. XIV, 450.
- Deaton, A. S.; Muellbauer, J. (1986): On Measuring Child Costs: With Application to Poor Countries. *Journal of Political Economy* 94: 720–744.
- Deaton, A.S.; Paxson, C. (1998): Economies of Scale, Household Size, and the Demand for Food, *Journal of Political Economy* 106.5: 897–930.
- Deaton, A.S.; Paxson, C. (2003): Engel’s What? A Response to Gan and Vernon, *Journal of Political Economy* 111.6: 1378–1381.
- Deeming, C. (2005): Minimum Income Standards: How Might Budget Standards be set for the UK? *Journal of Social Policy* 34: 619–636.
- Dehejia, R. H., Wahba, S. (2002): Propensity Score-Matching Methods for Nonexperimental Causal Studies. *Review of Economics and Statistics* 84: 151–161
- Dennis, J.; Guio, A. (2004): Monetäre Armut in den neuen Mitgliedstaaten und den Bewerberländern. Eurostat: Statistik kurz gefasst 12/2004.
- Department of Work and Pensions (2011): A guide to Income Support. Document No. IS20, London: DWP.
- Dettmann, E., Becker, C., Schmeißer, C. (2011): Distance functions for matching in small samples. *Computational Statistics and Data Analysis* 55: 1942–1960
- Deutsche Botschaft (2011): *Sozialpolitische Information Italien*. Rom (http://www.rom.diplo.de/contentblob/2048416/Daten/1552218/sozialpol_it_pdf.pdf; Stand: 06.02.2012).
- Deutscher Paritätischer Wohlfahrtsverband (2004): „Zum Leben zu wenig...“ – Für eine offene Diskussion über das Existenzminimum beim Arbeitslosengeld II und in der Sozialhilfe. Berlin: DPWV.
- Deutscher Paritätischer Wohlfahrtsverband (2008): Was Kinder brauchen – Für eine offene Diskussion über das Existenzminimum für Kinder nach dem Statistikmodell gemäß § 28 SGB XII (Sozialhilfe). Berlin: DPWV/Paritätische Forschungsstelle.

- Deutscher Verein für öffentlich und private Fürsorge (1989): Gutachterliche Äußerung: Neues Bedarfsbemessungssystem für die Regelsätze in der Sozialhilfe: Ableitung der Regelsätze für sonstige Haushaltsangehörige, Frankfurt.
- Diakonie (2010): Erwartungen der Diakonie an die Reform der Grundsicherung, Positionspapier, Stuttgart: Diakonisches Werk der Evangelischen Kirche in Deutschland e. V.
(http://www.diakonie.de/Texte-09_2010-Grundsicherung.pdf)
- Diamond, A., Sekhon, J. S. (2006): Genetic Matching for Estimating Causal Effects: A General Multivariate Matching Method for Achieving Balance in Observational Studies. Institute of Governmental Studies, UC Berkeley
- Die Linke (2010): Existenzminimum kleingerechnet: Alternative Berechnungen zu Hartz-IV-Regelsätzen (<http://www.katja-kipping.de/serveDocument.php?id=97&file=4/d/0367.pdf>; Stand 21.05.2012).
- Dixon, P. B., Lluch, C. (1977): Durable Goods in the Extended Linear Expenditure System. *The Review of Economic Studies* 44: 381–384
- Donaldson, D.; Pendakur, K. (2006): The Identification of Fixed Costs from Consumer Behavior. *Journal of Business & Economic Statistics* 24: 255–265.
- Dudel, C.; Althammer, J.; Ott, N. (2010): Die Verhandlungsfamilie. Empirische Evidenz familienökonomischer Verhandlungsmodelle. In: Walper, S.; Wendt, E.-V. (Hg.), Partnerschaft und die Beziehungen zu Eltern und Kindern: Befunde zur Beziehungs- und Familienentwicklung in Deutschland, S. 113–133. Würzburg: Ergon
- Dunbar, G.; Lewbel, A.; Pendakur, K. (2010): Children's Resources in Collective Households: Identification, Estimation and an Application to Child Poverty in Malawi. Boston College Working Papers in Economics No. 758.
- Eales, J. S., Unnevehr, L. J. (1994): The inverse almost ideal demand system. *European Economic Review* 38: 101–115
- Engel, E. (1857): Die Productions- und Consumptionsverhältnisse des Königsreichs Sachsen. *Zeitschrift des Statistischen Bureaus des Königlich Sächsischen Ministeriums des Inneren* 3, Nr. 8 und 9.
- Engels, D. (2008): Lebenslagen. In: Maelicke, B. (Hrsg.), *Lexikon der Sozialwirtschaft*, Baden-Baden: Nomos-Verlag, S. 643–646.
- Fahrmeir, L., Kneib, T., Lang, S. (2009): *Regression. Modelle, Methoden und Anwendungen*. Berlin: Springer
- Faik, J. (1995): Äquivalenzskalen: Theoretische Erörterung, empirische Ermittlung und verteilungsbezogene Anwendung für die Bundesrepublik Deutschland. Berlin: Duncker & Humblot.
- Faik, J. (2011): Der Zerlegungs-Ansatz – ein alternativer Vorschlag zur Messung von Armut. *ASTA Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv* 4: 293–315.
- Fawcett, T. (2006): An introduction to ROC analysis. *Pattern Recognition Letters* 27: 861–874
- Fisher, G. M. (2007): An Overview of Recent Work on Standard Budgets in the United States and Other Anglophone Countries. Abrufbar unter: <http://aspe.hhs.gov/poverty/papers/std-budgets/report.pdf>.
- Fleissig, A. R., Whitney, G. A. (2008): A nonparametric test of weak separability and consumer preferences. *Journal of Econometrics* 147: 275–281
- Follmer, R., Gruschwitz, D., Jesske, B., Quandt, S., Nobis, C., Köhler, K. (2010a): Mobilität in Deutschland 2008. Nutzerhandbuch. Bonn und Berlin
- Follmer, R., Gruschwitz, D., Jesske, B., Quandt, S., Schulz, A., Nobis, C., Köhler, K. (2010b): Mobilität in Deutschland 2008. Methodenbericht. Bonn und Berlin

- Französische Botschaft in Deutschland (2008): Frankreich will mit neu gestalteter Sozialhilfe Anreize zur Arbeitsaufnahme erhöhen. Berlin (<http://www.botschaft-frankreich.de/spip.php?article3508>; Stand 07.02.2012).
- Fraunhofer IZM/Fraunhofer ISI (2009): Abschätzung des Energiebedarfs der weiteren Entwicklung der Informationsgesellschaft. Abschlussbericht an das Bundesministerium für Wirtschaft und Technologie. Berlin/Karlsruhe. (<http://www.bmwi.de/Dateien/BMWi/PDF/abschaetzung-des-energiebedarfs-der-weiteren-entwicklung-der-informationsgesellschaft.property=pdf,bereich=bmwi,sprache=de,rwb=true.pdf>)
- Gangl, M., DiPrete, T. A. (2004): Kausalanalyse durch Matchingverfahren. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie Sonderheft 44: 396–420
- Garret, T. A. (2003): Aggregated vs. Disaggregated Data in Regression Analysis: Implications for Inference. *Economics Letters* 81: 61–65
- Gedrich, K. (1997): Ökonometrische Bestimmung der Lebensmittel- und Nährstoffzufuhr von Personen anhand des Lebensmittelverbrauchs von Haushalten, Frankfurt/New York.
- Gerfin, M.; Wanzenried G. (2001): Ausgaben-Äquivalenzskalen für die Schweiz: Eine ökonometrische Untersuchung der Einkommens- und Verbrauchserhebung 1998 (EVE 1998). Statistik der Schweiz. Neuchâtel: Bundesamt für Statistik (BFS).
- Geyer S. (2011): Viel Geschrei um acht Euro: Wohlfahrtsverband kritisiert Hartz-IV-Kompromiss und will ihn vom Bundesverfassungsgericht prüfen lassen. Frankfurter Rundschau vom 22.02.2011, S. 8.
- Goedhart, T.; Halberstadt, V.; Kapteyn, A.; Van Praag, B. (1977): The Poverty Line: Concept and Measurement. *The Journal of Human Resources* 12: 503–520.
- Goldman, S. M., Uzawa, H. (1964): A Note on Separability in Demand Analysis. *Econometrica* 32: 387–398
- Gorman, W. M. (1976): Tricks with Utility Function. In: Artis, M.; Nobay, R. (Hg.): *Essays in Economic Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Gorman, W. M. (1981): Some Engel Curves. In: Deaton, A.S. (Hg.), *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behaviour in Honor of Sir Richard Stone*. Cambridge: Cambridge University Press
- Gower, J. C. (1971): A General Coefficient of Similarity and Some of Its Properties. *Biometrics* 27: 857–871
- Gray, M. (2010): Costs of Children and Equivalence Scales: A Review of Methodological Issues and Australian Estimates. *Australian Journal of Labour Economics* 13: 99–115.
- Gronau, R. (1988): Consumption Technology and the Intrafamily Distribution of Resources: Adult Equivalence Scales Reexamined, *Journal of Political Economy* 96.6: 1183–1205.
- Gu, X., Rosenbaum, P. R. (1993): Comparison of Multivariate Matching Methods: Structures, Distances and Algorithms. *Journal of Computational and Graphical Statistics* 2: 405–420
- Gundlach, Erich (1993) : Die Dienstleistungsnachfrage als Determinante des wirtschaftlichen Strukturwandels. *Kieler Studien*, No. 252
- Hainmueller, J. (2012): Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies. *Political Analysis* 20: 25–46
- Hamacher, R., Hautzinger, H. (1995): Verkehrsausgaben für Kinder in unterschiedlichen Haushaltstypen. In Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (Hg.), *Lebenshaltungsaufwendungen für Kinder*, S. 125–215. Stuttgart: Kohlhammer
- Hamacher, R.; Hautzinger, H.; Pfeiffer, M. (2001): Lebenshaltungsaufwendungen für Kinder – Bereich Verkehr. Schlussbericht, Untersuchung im Auftrag des Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend. Heilbronn.

- Hansen, B. (2004): Full Matching in an Observational Study of Coaching for the SAT. *Journal of the American Statistical Association* 99: 609–618
- Hansen, B. (2007): Optmatch: Flexible, Optimal Matching for Observational Studies. *R News* 7: 18–24
- Hansen, B., Olsen Klopfer, S. (2006): Optimal Full Matching and Related Designs via Networks Flows. *Journal of Computational and Graphical Statistics* 15: 609–627
- Heckman, J. J. (1976): The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator For Such Models. *Annals of Economic and Social Measurement* 5: 475–492
- Heckman, J. J. (1979): Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica* 47: 153–
- Heckman, J. J., Ichimura, H., Todd, P. E. (1997): Matching As An Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme. *Review of Economic Studies* 64: 605–654
- Heien, D., Wessells, C. R. (1990): Demand Systems Estimation with Microdata: A Censored Regression Approach. *Journal of Business and Economic Statistics* 8: 365–371
- Henman, P.; Percival, R.; Harding, A.; Gray, M. (2007): Costs of children: research commissioned by the Ministerial Taskforce on Child Support. Australian Government. Department of Families, Community Services and Indigenous Affairs: Occasional Paper No.18.
- Henning, Christian; Michalek, Jerzy (2008): Ökonometrische Methoden der Politikevaluation: Meilenstein für eine sinnvolle Agrarpolitik der 2. Säule oder akademische Fingerübung? In: *Agrarwirtschaft* 57 (3/4), S: 232–243.
- Hesse, K.; Thiele, S.; Missong, M. (2001): Lebenshaltungsaufwendungen für Kinder – Erarbeitung von Aufteilungsschlüsseln der Wohnungsmiete auf Erwachsene und Kinder, Untersuchung im Auftrag des Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend. Kiel.
- Ho, D. E., Imai, K., King, G., Stuart, E. A. (2007): Matching as Nonparametric Preprocessing for Reducing Model Dependence in Parametric Causal Inference. *Political Analysis* 15: 199–236
- Household Budget Survey (2010): Expenditure and income report 2007–2009. Stockholm.
- Howe, H. (1975): Development of the extended linear expenditure system from simple saving assumptions. *European Economic Review* 6: 305–310
- Howe, H., Pollak, R. A., Wales, T. J. (1979): Theory and Time Series Estimation of the Quadratic Expenditure System. *Econometrica* 47: 1231–1247
- Hradil, S. (1987): Sozialstrukturanalyse in einer fortgeschrittenen Gesellschaft. von Klassen und Schichten zu Lagen und Milieus. Opladen: Leske und Budrich.
- Hradil, S. (2005): Soziale Ungleichheit in Deutschland. 8. Aufl., Wiesbaden: VS-Verlag für Sozialwissenschaften.
- Iacus, S. M.; Porro, G. (2008): Invariant and Metric Free Proximities for Data Matching: An R Package. *Journal of Statistical Software* 25: 1–22
- Iacus, S. M., King, G., Porro, G. (2009): cem: Software for Coarsened Exact Matching. *Journal of Statistical Software* 30: 1–27
- Iacus, S. M., King, G., Porro, G. (2011): Multivariate Matching Methods That Are Monotonic Imbalance Bounding. *Journal of the American Statistical Association* 106: 345–361
- Iacus, S. M., King, G., Porro, G. (2012): Causal Inference without Balance Checking: Coarsened Exact Matching. *Political Analysis* 20: 1–24
- Imai, K.; King, G.; Stuart, E. A. (2008): Misunderstandings between experimentalists and observationalists about causal inference. *Journal of the Royal Statistical Society* 171: 481–502
- Imai, K.; van Dyk, D. A. (2004): Causal Inference with General Treatment Regimes: Generalizing the Propensity Score. *Journal of the American Statistical Association* 99: 854–866

- Imbens, G. W. (2004): Nonparametric estimation of average treatment effects under exogeneity: A review. *The Review of Economics and Statistics* 86: 4–29
- Imbens, G. W.; Wooldridge, J. M. (2009): Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature* 47: 5–86
- Konrad, K., Lommerud, K. (2000): The bargaining family revisited, *Canadian Journal of Economics* 33(2): 471–487.
- Kakwani, N. C. (1977): On the Estimation of Consumer Unit Scales. *The Review of Economics and Statistics* 59: 507–510
- Kapteyn, A. (1994): The measurement of household cost functions: revealed preference versus subjective measures. *Journal of Population Economics* 7: 333–350.
- Kapteyn, A.; Van Praag, B. (1975): A new approach to the construction of family equivalence scales. *European Economic Review* 7: 313–335.
- Kapteyn, A.; Wansbeek, T. (1985): The individual welfare function. *Journal of Economic Psychology* 6: 333–363.
- Karg, G.; Biberger, L.; Gedrich, K. (2002): Lebenshaltungsaufwendungen für Kinder. Bereich Ernährung. Endbericht, Untersuchung im Auftrag des Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend. München.
- King, G.; Zeng, L. (2006): The Dangers of Extreme Counterfactuals. *Political Analysis* 14: 131–159
- Klein, L. R.; Rubin, H. (1947): A Constant-Utility Index of the Cost of Living. *Review of Economic Studies* 15: 84–87.
- Klumpe, Bettina (2012): Geräteausstattung der Onlinenutzer, in: *Media Perspektiven* 7–8.
- Kötter, U. (2011): Nach der Reform ist vor der Reform? Die Neuregelung der Regelbedarfe im SGB II und SGB XII. *Informationen zum Sozialhilferecht und Arbeitslosenrecht* 3/2011: 99–106.
- Koulovatianos, C.; Schröder, C.; Schmidt, U. (2005): On the income dependence of equivalence scales. *Journal of Public Economics* 89: 967–996.
- Krems, C., Buch, A., Götz, A., Heuer, T., Hild, A., Möseneder, J., Brombach, C. (2006): Methoden der Nationalen Verzehrsstudie II. *Ernährungs-Umschau* 53: 44–50.
- Kuhlmann, A. (2008): Das schwedische Modell: Eine Säule bröckelt – Der Umbau der Arbeitslosenversicherung. Stockholm: Friedrich Ebert-Stiftung.
- Lancaster, G.; Ray, R. (1998): Comparison of Alternative Models of Household Equivalence Scales: The Australian Evidence on Unit Record Data. *Economic Record* 74: 1–14.
- Lancaster, G.; Ray, R.; Valenzuela, M. (1999): A cross-country study of equivalence scales and expenditure inequality on unit record household budget data. *Review of Income and Wealth* 45(4): 355–482.
- Lau, M. (2010): Alle gegen Guido: Guido Westerwelle stellt sich im Bundestag in der Debatte über den Sozialstaat dem Sturm der Kritik – und wirft im Gegenzug der SPD wegen ihrer Hartz-Gesetze soziale Kälte vor. Das erzürnt die Sozialdemokraten. *Die Welt* vom 26.02.2010, S. 3.
- Lau, L. J., Lin, W.-L., Yotopoulos, P. A. (1978): The Linear Logarithmic Expenditure System: An Application to Consumption-Leisure Choice. *Econometrica* 46: 843–868
- Lazaridis, P. (2004): Demand elasticities derived from consistent estimation of Heckman-type models. *Applied Economics Letters* 11: 523–527
- Lenze, A. (2011): Warum die Bundesregierung erneut verfassungsriskante Regelbedarfe vorlegt. *WSI-Mitteilungen* 10/2011: 534–540.
- Lewbel, A. (2003): A rational rank four demand system. *Journal of Applied Econometrics* 18: 127–135

- Lewbel, A. (2008): Engel Curves. In: Durlauf, S. N., Blume, L. E. (Hg.) *The New Palgrave Dictionary of Economics*. Palgrave Macmillan, 2. Aufl.
- Lewbel, A.; Pendakur, K. (2008): Estimation of collective household models with Engel curves. *Journal of Econometrics* 147: 350–358.
- Lindert, K. (2005): Implementing Means-Tested Welfare Systems in the US. Social Protection Discussion Paper Series No. 532. Washington D.C.: World Bank.
- Lohmann, H. (2001): Äquivalenzskalen und haushaltsspezifisches Armutsrisiko: Bedarfsbemessung auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993. *Wirtschaft und Statistik* 6/2001: 483–493.
- Lluch, C. (1973): The extended linear expenditure system. *European Economic Review* 4: 21–32.
- Lluch, C., Powell, A. A., Williams, R. A. (1977): Patterns in household demand and saving. International Bank for Reconstruction and Development, A World Bank Research Publication. New York: Univ. Press
- Lluch, C., Williams, R. (1975): Consumer Demand Systems and Aggregate Consumption in the USA: An Application of the Extended Linear Expenditure System. *The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'Economie* 8: 49–66.
- Lohmann, H. (2001): Äquivalenzskalen und haushaltsspezifisches Armutsrisiko. Bedarfsbemessung auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1993. *Wirtschaft und Statistik* 6: 483–493
- Martens, R. (2004): Die ab Januar 2005 gültige Regelsatzverordnung (RSV) und der Vorschlag des Paritätischen Wohlfahrtsverbandes für einen sozial gerechten Regelsatz als sozialpolitische Grundgröße, Expertise vom 17. Dezember 2004, Berlin.
- Martens, R. (2008): Zur Bestimmung eines bedarfsgerechten Existenzminimums für Kinder nach dem Statistikmodell gemäß § 28 SGB XII (Sozialhilfe), Expertise der Paritätischen Forschungsstelle vom September 2008, Berlin.
- Martens, R. (2010): Die Hartz-IV-Abrechnung. *Blätter für deutsche und internationale Politik* 11/2010: 5–8.
- Martens, R. (2011): Die Regelsatzberechnungen der Bundesregierung nach der Einigung im Vermittlungsausschuss sowie der Vorschlag des Paritätischen Gesamtverbandes für bedarfsdeckende Regelsätze, Expertise der Paritätischen Forschungsstelle, Aktualisierung vom 10. März 2011, Berlin.
- Martinek, H. (2006): Schweden – Vorbild für die Förderung individueller Existenzsicherung von Frauen, Working Paper der Reihe „Ernährermodell“ Nr. 2, Berlin.
- Mati, K. (2011): From Household To Individual Level Analysis of Children Wellbeing. Vortrag bei „Journées de CIRPEE 2011“.
- Medienpädagogischer Forschungsverbund Südwest (2011): KIM-Studie 2010. Kinder +Medien, Computer +Internet, Stuttgart.
- Medienpädagogischer Forschungsverbund Südwest (2012): JIM-Studie 2012. Jugend, Information, (Multi-)Media, Stuttgart.
- Mensink, G. B. M., Burger, M. (2004): Was isst du? Ein Verzehrhäufigkeitsfragebogen für Kinder und Jugendliche. *Bundesgesundheitsblatt* 47: 219–226.
- Mensink, G. B. M., Haftenberger, M., Thamm, M. (2001): Validity of DISHES 98, a computerised dietary history interview. *European Journal of Clinical Nutrition* 55: 409–417.
- Mensink, G. B. M., Kleiser, C., Richter, A. (2007): Lebensmittelverzehr bei Kindern und Jugendlichen in Deutschland. Ergebnisse des Kinder- und Jugendgesundheitsurvey (KiGGS). *Bundesgesundheitsblatt* 50: 609–623.

- Merz, J. (1980): Die Ausgaben privater Haushalte. Nr. 5 in Schriftenreihe des Sonderforschungsbereichs 3 der Universitäten Frankfurt und Mannheim Mikroanalytische Grundlagen der Gesellschaftspolitik. Frankfurt/Main u.a.: Campus.
- Merz, J. (1983): FELES: The functionalized extended linear expenditure system: Theory, estimation procedures and application to individual household consumption expenditures involving socioeconomic and sociodemographic characteristics. *European Economic Review* 23: 359–394
- Merz, J.; Garner, T.; Smeeding, T. M.; Faik, J.; Johnson, D. (1994): Two Scales, One Methodology – Expenditure Based Equivalence Scales for the United States and Germany. FFB Discussion Paper No. 8.
- Merz, J.; Faik, J. (1995): Equivalence Scales Based on Revealed Preference Consumption Expenditures: The Case of Germany. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 214: 425–447.
- Merz, J., Stöppler, S. (1979): Lineare dynamische Modelle und ihre allgemeine Lösung. In Stöppler, S. (Hg.), *Dynamische ökonomische Systeme, Moderne Lehrtexte*, S. 7–29. Wiesbaden: Gabler
- Ming, K.; Rosenbaum, P. R. (2000): Substantial Gains in Bias Reduction from Matching with a Variable Number of Controls. *Biometrics* 56: 118–124
- MISSOC (2011): Mindestsicherung, Analyse für die europäische Kommission/GD Beschäftigung, Soziales und Integration.
- Missong, M. (2004): Demographisch gegliederte Nachfragesysteme und Äquivalenzskalen für Deutschland: Eine empirische Überprüfung neoklassischer Ansätze anhand der Daten der Einkommens- und Verbrauchsstichproben. Berlin: Duncker & Humblot.
- Mogwitz, B. (2011): Die neue Regelbedarfsermittlung. Halten die neuen Regelbedarfe den verfassungsrechtlichen Anforderungen des Bundesverfassungsgerichtsurteils vom 9.2.2010 stand? *ZFSH/SGB. Zeitschrift für die sozialrechtliche Praxis* 6/2011: 323–334.
- Morgan, S. L.; Harding, D. J. (2006): Matching Estimators of Causal Effects: Prospects and Pitfalls in Theory and Practice. *Sociological Methods & Research* 35: 3–60
- Moschini, G.; Moro, D.; Green, R. D. (1994): *American Journal of Agricultural Economics* 75: 61–73
- Muellbauer, J. (1976): Community Preferences and the Representative Consumer. *Econometrica* 44: 979–999.
- Mühling, T. (2005): Lebenslagen von Niedrigeinkommenshaushalten – eine Analyse des NIEP. *Zeitschrift für Familienforschung* 2.17: 167–188.
- Münder, J. (2011): Verfassungsrechtliche Bewertung des Gesetzes zur Ermittlung von Regelbedarfen und zur Änderung des Zweiten und Zwölften Buches Sozialgesetzbuch vom 24.03.2011. *Soziale Sicherheit extra* 09/2011: 63–94.
- Münnich, M. (2006): Einkommensverhältnisse von Familienhaushalten und ihre Ausgaben für Kinder. Berechnungen auf der Grundlage der Ergebnisse der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003. *Wirtschaft und Statistik* 06/2006: 644–670.
- Münnich, M.; Krebs, T. (2002): Ausgaben für Kinder in Deutschland. Berechnungen auf der Grundlage der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1998. *Wirtschaft und Statistik* 12/2002: 1080–1099.
- Nawata, K. (1994): Estimation of sample selection bias models by the maximum likelihood estimator and Heckman’s two-step estimator. *Economics Letters* 45: 33–40
- Nelson, J. A. (1988): Household Economies of Scale in Consumption: Theory and Evidence. *Econometrica* 56: 1301–1314.
- Nelson, J. A. (1992): Methods of Estimating Household Equivalence Scales: An Empirical Investigation. *Review of Income and Wealth* 38: 295–310.

- Nelson, J. A. (1993): Household Equivalence Scales: Theory Versus Policy, *Journal of Labor Economics* 11(3): 471-493.
- Neumann, P. (2010): Union wirbt um Zustimmung für neue Regelsätze. *Die Welt* vom 29.09.2010, S. 3.
- Neurath, O. (1931/1981): Empirische Soziologie. In: Haller, R.; Rutte, H. (Hg.) (1981): *Gesammelte philosophische und methodologische Schriften*. Nachdruck von 1931. Wien: 423–527.
- Norge Arbeids- og Velferdsforvaltningen (2011): *Unemployment Benefit*, Oslo: NAV.
- OECD (o.J.): *What Are Equivalence Scales? Project on Income Distribution and Poverty*. Abrufbar unter: www.oecd.org/dataoecd/61/52/35411111.pdf.
- Ott, N. (1992): *Intrafamily Bargaining and Household Decisions*, Berlin, Heidelberg, New York: Springer.
- Ott, N.; Rust, K. (2001): Die Verwendung von Äquivalenzskalen bei Verteilungsanalysen: Notwendigkeit der Berücksichtigung von Haushaltsproduktion. In: Statistisches Bundesamt (Hg.) *Familien und Haushalte in Deutschland*. Statistische Grundlagen, wissenschaftliche Erkenntnisse, S. 59–76. Wiesbaden: Metzler Poeschel.
- Palsherm, I. (2011): Ist der gefundene Kompromiss verfassungskonform? *Soziale Sicherheit* 2/2011: 63–69.
- Parks, R. W. (1969): Systems of Demand Equations: An Empirical Comparison of Alternative Functional Forms. *Econometrica* 37: 629–650.
- Pendakur, K. (1999): Semiparametric estimates and tests of base-independent equivalence scales. *Journal of Econometrics* 88: 1-40.
- Perali, F. (2008): The second Engel law: Is it a paradox?. *European Economic Review* 52: 1353–1377.
- Phipps, S. (1998): What is the Income “Cost of a Child”? Exact Equivalence Scales for Canadian Two-Parent Families. *Review of Economics and Statistics* 80: 157–164.
- Phipps, S.; Burton, P. (1995): Social/institutional variables and behavior within households: An empirical test using the Luxembourg Income Study. *Feminist Economics* 1: 151–174.
- Phipps, S.; Garner, T.I. (1994): Are Equivalence Scales the Same for the United States and Canada?, *Review of Income and Wealth* 40(1): 1-17.
- Phlips, L. (1972): A Dynamic Version of The Linear Expenditure Model. *The Review of Economics and Statistics* 54: 450–458
- Phlips, L. (1974): *Applied Consumption Analysis*, Amsterdam: North-Holland.
- Plug, E.J.S.; Van Praag, B. (1995): Family equivalence scales within a narrow and broad welfare context. *Journal of Income Distribution* 4: 171–186.
- Pollak, R.A.; Wales, T.J. (1969): Estimation of the Linear Expenditure System. *Econometrica* 37: 611–628.
- Pollak, R. A., Wales, T. J. (1978): Estimation of Complete Demand Systems from Household Budget Data: The Linear and Quadratic Expenditure Systems. *The American Economic Review* 68: 348–359
- Pollak, R. A. (2005): Bargaining power in marriage: earnings, wage rates and household production, NBER Working Paper Nr. 11239
- Prais, S.J.; Houthakker, S. (1955): *The analysis of family budgets: with an application to two British surveys conducted in 1937-9 and their detailed results*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Puhani, P. A. (2000): The Heckman Correction for Sample Selection and Its Critique. *Journal of Economic Surveys* 14: 53–68
- Rademarker, M.; Tartler, J. (2011): Einigung auf wackliges Hartz-Paket. *Financial Times Deutschland* vom 22.02.2011, S. 9.

- Rosenbaum, P. R.; Rubin, D. B. (1983): The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika* 70: 41–55.
- Rosenbaum, P. R. (1989): Optimal Matching for Observational Studies. *Journal of the American Statistical Association* 84: 1024–1032
- Rosenbaum, P. R. (2012): Optimal Matching of an Optimally Chosen Subset of Observational Studies. *Journal of Computational and Graphical Statistics* 21: 57–71
- Rothbarth, E. (1943): Note on a Method of Determining Equivalent Income for Families of Different Composition, Appendix 4. In: Madge, C. (Hg.), War Time Pattern of Saving and Spending. Occasional Paper No. 4. Cambridge: Cambridge University Press.
- Rothkegel, R. (2011): Hartz-IV-Regelsätze und gesellschaftliche Teilhabe. Die geplanten Änderungen im Lichte des Urteils des Bundesverfassungsgerichts. *ZFSH/SGB. Zeitschrift für die sozialrechtliche Praxis* 2/2011: 69–84.
- Rubin, D. B. (1973a): Matching to Remove Bias in Observational Studies. *Biometrics* 29: 159–183
- Rubin, D. B. (1973b): The Use of Matched Sampling and Regression Adjustment to Remove Bias in Observational Studies. *Biometrics* 29: 185–203
- Rubin, D. B. (1979): Using Multivariate Matched Sampling and Regression Adjustment to Control Bias in Observational Studies. *Journal of the American Statistical Association* 74: 318–328
- Rubin, D. B. (1980): Bias Reduction Using Mahalanobis-Metric Matching. *Biometrics* 36: 293–298
- Rubin, D. B.; Thomas, N. (2000): Combining Propensity Score Matching with Additional Adjustments for Prognostic Covariates. *Journal of the American Statistical Association* 95: 573–585
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung; Conseil d'Analyse Économique (2010): Wirtschaftsleistung, Lebensqualität und Nachhaltigkeit. Expertise im Auftrag des Deutsch-Französischen Ministerrates. Wiesbaden, Paris: Statistisches Bundesamt und CAE
- Saha, A.; Capps, O.; Byrne, P. J. (1997): Calculating marginal effects in models for zero expenditures in household budgets using a Heckman-type correction. *Applied Economics Letters* 29: 1311–1316
- Saunders, P.; Chalmers, J.; McHugh, M.; Murray, C.; Bittman, M.; Bradbury, B. (1998): Development of Indicative Budget Standards for Australia, Policy Research Paper No. 74. Canberra: Department of Social Security.
- Schafer, J. L. (1997): *Analysis of Incomplete Multivariate Data*. Boca Raton: Chapman & Hall
- Scheffter, M. (1991): Haushaltsgröße und Privater Verbrauch: Zum Einfluß einer steigenden Kinderzahl auf den Privaten Verbrauch. Frankfurt u.a.: Lang.
- Scholz, R. (2013): *Analyse und Präsentation von Messdaten*. Leibniz Universität Hannover.
- Schwarze, J. (2003): Using Panel Data on Income Satisfaction to Estimate Equivalence Scale Elasticity. *Review of Income and Wealth* 49: 359–372.
- Shonkwiler, J. Scott; Yen, Steven T. (1999): Two-Step Estimation of a Censored System of Equations. *American Journal of Agricultural Economics* 81: 972–982
- Skoufaris, E.; Davis, B.; Vega, S. (2001): Targeting the poor in Mexico: An Evaluation of the Selection of Households for PROGRESA. FCND Discussion Paper No. 103. Washington D.C.: World Bank.
- Smeral, E. (1978): Ein gesamtwirtschaftliches Allokationsmodell: Das Linear-Expenditure-System im Falle Österreichs. *Empirica* 5: 49–74.
- Smith, J.; Todd, P. (2005): Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators? *Journal of Econometrics* 125 (1-2): 305–353.
- Statistisches Bundesamt (2008): Erhebung über private Nutzung von Informations- und Kommunikationstechnologien. IKT 2008. Wiesbaden.

- Statistisches Bundesamt (2010): Einnahmen und Ausgaben privater Haushalte. Fachserie 15 Heft 4, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2012): Erhebung über die private Nutzung von Informations- und Kommunikationstechnologien. IKT 2011. Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2013): Wirtschaftsrechnungen: Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2008 – Aufgabe, Methode und Durchführung, Fachserie 15, Heft 7, Wiesbaden.
- Stewart, M.B. (2009): The Estimation of Pensioner Equivalence Scales Using Subjective Data. *Review of Income and Wealth* 55: 907–929.
- Stone, R. (1954): Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand. *The Economic Journal* 64: 511–527
- Stryck, I. (1997): Kosten von Kindern: Die Ermittlung von wohlstandsäquivalenten Einkommensrelationen für Haushalte unterschiedlicher Größe und Zusammensetzung. Frankfurt u.a.: Lang.
- Stuart, E. A. (2010): Matching methods for causal inference: A review and a look forward. *Statistical Science* 25: 1–21
- Swedish Consumer Agency (2009): Estimated costs of living, Karlstad: SCA.
- Szulc, A. (2009): A matching estimator of household equivalence scales. *Economics Letters* 103: 81–83.
- Szulc, A. (2011): Empirical vs policy equivalence scales: matching estimation. Institut of Statistics and Demography, Working Papers 9/2011
- Tauchmann, H. (2010): Consistency of Heckman-type two-step estimators for the multivariate sample selection model. *Applied Economics Letters* 42: 3895–3902
- Van Praag, B. (1968): Individual welfare functions and consumer behavior, North-Holland: Amsterdam.
- Van Praag, B. (1991): Ordinal and Cardinal Utility: an integration of the two dimensions of the welfare concept. *Journal of Econometrics* 50: 69–89.
- Van Praag, B.; Van der Saar, N. (1988): Household Cost Functions and Equivalence Scales. *The Journal of Human Resources* 23: 193–210.
- Varian, H. R. (1983): Non-Parametric Tests of Consumer Behavior. *Review of Economic Studies* 50: 99–110
- Vaughan, D. (1984): Using subjective assessments of income to estimate family equivalence scales: a report on work in progress. *Proceedings of the Social Section of the American Statistical Association*, 496–501.
- Veall, M. R., Zimmermann, K. F. (1996): Pseudo- R^2 Measures for Some Common Limited Dependent Variable Models. *Journal of Economics Surveys* 10: 241–259
- Voges, W.; Jürgens, O.; Mauer, A.; Meyer, E. (2003): Methoden und Grundlagen des Lebenslagenansatzes. Endbericht für das Bundesministerium für Arbeit und Soziales. Bremen: Universität Bremen und Zentrum für Sozialpolitik.
(<http://www.bmas.de/DE/Service/Publikationen/forschungsprojekt-a350-methoden-und-grundlagen-des-lebenslagenansatzes.html>)
- von Borstel, S. (2011): Durchbruch nach neun Wochen: Union, FDP und SPD verständigen sich in Nachtsitzung auf Hartz-IV-Reform: *Die Welt* vom 22.02.2011, S. 4.
- von Eimeren, B.t/ Frees, Bete (2012): 76% der Deutschen online – neue Nutzungssituationen durch mobile Endgeräte, in *Media Perspektiven*, 7-8.
- Velez, C.; Castano, E.; Deutsch, R. (1999): An Economic Interpretation of Colombia's SISBEN: A Composite Welfare Index Derived from the Optimal Scaling Algorithm. IDB Working Paper, Inter-American Development Bank.
- Vrooman, J. C. (2009): Poverty and Institutional Regimes: A Generalised Budget Approach in 11 Countries. Luxembourg Income Study Working Paper No. 518.

- Weber, A.(2009): Israel: Die soziale Sicherheit und der Staatshaushalt 2009–2010 in Zeiten der Weltfinanzkrise,
(<http://www.nestor.huberlin.de/index.php?action=artikel&source=main&&id=153>); Stand: 07.02.2012).
- Weisser, G. (1959): Distribution. Handwörterbuch der Sozialwissenschaften. Bd. 2. Stuttgart, Tübingen, Göttingen: 635–654.
- Wilke, R.A. (2006): "Semi-parametric estimation of consumption-based equivalence scales: the case of Germany," *Journal of Applied Econometrics*, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 21(6): 781-802.
- Zellner, A. (1962): An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias. *Journal of the American Statistical Association* 57: 348–368.
- Zhao, Z. (2004): Using Matching to Estimate Treatment Effects: Data Requirements, Matching Metrics, and Monte Carlo Evidence. *The Review of Economics and Statistics* 86: 91–107