

Institut für Arbeitsmarkt-
und Berufsforschung

Die Forschungseinrichtung der
Bundesagentur für Arbeit

IAB
Jahre

IAB-Bibliothek

Die Buchreihe des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

366

Armut im Lebensverlauf

Messkonzepte in der Armutsforschung

Jonas Beste

Dissertationen

wbv

Institut für Arbeitsmarkt-
und Berufsforschung

Die Forschungseinrichtung der
Bundesagentur für Arbeit

IAB
Jahre

IAB-Bibliothek

Die Buchreihe des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

366

Armut im Lebensverlauf

Messkonzepte in der Armutsforschung

Jonas Beste

Dissertationen

wbv

Bibliografische Information der Deutschen Nationalbibliothek

Die Deutsche Nationalbibliothek verzeichnet diese Publikation in der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische Daten sind im Internet über <http://dnb.ddb.de> abrufbar.

D61

Inaugural-Dissertation zur Erlangung des Doktorsgrades der Philosophie (Dr. phil) durch die Philosophische Fakultät der Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf
vorgelegt von Jonas Beste, M.A. aus Bad Nauheim
unter dem Titel „Dynamik von Einkommensarmut und mehrdimensionaler materieller Deprivation. Gemeinsamkeiten, Unterschiede und Zusammenhänge alternativer Ansätze zur Messung von Armut“

1. Begutachter: Prof. Dr. Peter H. Hartmann

2. Begutachter: Prof. Dr. Mark Trappmann

Tag der Einreichung: 09.02.2015

verteidigt am: 24.06.2015

Herausgeber der Reihe IAB-Bibliothek: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesagentur für Arbeit (IAB), Regensburger Straße 100, 90478 Nürnberg, Telefon (09 11) 179-0
■ **Redaktion:** Martina Dorsch, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesagentur für Arbeit, Telefon (09 11) 179-32 06, E-Mail: martina.dorsch@iab.de ■ **Gesamtherstellung:** W. Bertelsmann Verlag, Bielefeld (wbv.de) ■ **Rechte:** Kein Teil dieses Werkes darf ohne vorherige Genehmigung des IAB in irgendeiner Form (unter Verwendung elektronischer Systeme oder als Ausdruck, Fotokopie oder Nutzung eines anderen Vervielfältigungsverfahrens) über den persönlichen Gebrauch hinaus verarbeitet oder verbreitet werden.

© 2017 Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg/
W. Bertelsmann Verlag GmbH & Co. KG, Bielefeld

In der „IAB-Bibliothek“ werden umfangreiche Einzelarbeiten aus dem IAB oder im Auftrag des IAB oder der BA durchgeführte Untersuchungen veröffentlicht. Beiträge, die mit dem Namen des Verfassers gekennzeichnet sind, geben nicht unbedingt die Meinung des IAB bzw. der Bundesagentur für Arbeit wieder.

ISBN 978-3-7639-4118-6

ISBN E-Book 978-3-7639-4119-3

ISSN: 1865-4096

Best.-Nr. 300956

www.iabshop.de

www.iab.de

Inhalt

Tabellenverzeichnis	7
Abbildungsverzeichnis	9
Abkürzungsverzeichnis	11
Vorwort	13
1 Einführung und Überblick	15
1.1 Problemstellung	15
1.2 Ziele	16
1.3 Aufbau der Arbeit	18
2 Grundlagen der Messung von Armut	21
2.1 Armutsbegriff	21
2.1.1 Allgemeines zu Armut	21
2.1.2 Der Grad von Armut	22
2.1.3 Absolute und relative Armut	23
2.1.4 Mehrdimensionalität von Armut	24
2.1.5 Dynamische Betrachtung von Armut	25
2.2 Konzepte der Armutsmessung	27
2.2.1 Der Ressourcenansatz	28
2.2.2 Der institutionelle Ansatz	31
2.2.3 Der Lebensstandardansatz	33
2.2.4 Die drei Ansätze im Vergleich	35
2.3 Maße zur Analyse von Armut	37
2.3.1 Statische Maße	37
2.3.2 Dynamische Maße	38
2.4 Daten zur Analyse von Armut	39
2.4.1 Besonderheiten von Befragungsdaten	40
2.4.2 Paneldaten	42
2.4.3 Befragungsdaten zur Analyse von Armut in Deutschland	43
3 Entwicklung und Dynamik von Armut in Deutschland	45
3.1 Einkommensarmut	45
3.1.1 Entwicklung von Einkommensarmut	46
3.1.2 Dynamik von Einkommensarmut	47
3.2 Bekämpfte Armut	49
3.2.1 Entwicklung von bekämpfter Armut	49
3.2.2 Dynamik von bekämpfter Armut	51

3.3	Materielle Deprivation	51
3.3.1	Entwicklung von materieller Deprivation	52
3.3.2	Dynamik von materieller Deprivation	52
3.4	Zusammenhänge der erfassten Armut	52
4	Datenbasis Panel „Arbeitsmarkt und soziale Sicherung“ (PASS) ..	55
4.1	Konzeption	55
4.1.1	Stichprobenkonzept.....	55
4.1.2	Interviewdurchführung	57
4.1.3	Gewichtung	57
4.1.4	Datenstruktur.....	57
4.2	Messung der relevanten Variablen	58
4.2.1	Einkommen	58
4.2.2	ALG-II-Bezug.....	62
4.2.3	Deprivation im Lebensstandard	64
4.2.4	Spezifische Fehler der Messung	67
4.3	Auswahl der Analyseeinheit	68
5	Angewandte Methoden	69
5.1	Lineares Regressionsmodell	69
5.2	Regressionsmodell für binäre abhängige Variablen.....	69
5.3	Marginale Effekte	70
5.4	Regressionsmodelle für Paneldaten	71
5.4.1	Pooled Regression	71
5.4.2	Random-Intercept-Modell	72
5.4.3	Fixed-Effects-Modell	73
5.4.4	Panel-robuste Standardfehler	74
5.5	Zählvariablen	74
6	Ein Vergleich der erfassten Armut nach PASS und SOEP	77
6.1	Problemstellung	77
6.2	Grundlagen des Vergleichs	78
6.2.1	Sozio-oekonomisches Panel (SOEP)	78
6.2.2	Unterschiede und Gemeinsamkeiten.....	79
6.2.3	Einkommensmessung.....	81
6.2.4	Datenaufbereitung.	83
6.3	Empirische Analysen	84
6.3.1	Einkommensverteilung	84
6.3.2	Armutsmaße	88
6.3.3	Bevölkerungsstruktur	90

6.3.4	Struktur- und Armutsquoteneffekte	97
6.3.5	Armutsrisikofaktoren.....	100
6.3.6	Auf- und Abstiege.....	102
6.4	Fazit	104
7	Messung mehrdimensionaler materieller Deprivation	107
7.1	Problemstellung	107
7.2	Deprivationsindikatoren	108
7.2.1	Fehlen aus finanziellen Gründen	108
7.2.2	Deprivation und Zufriedenheit mit dem Lebensstandard	111
7.3	Faktorenanalyse	112
7.3.1	Explorative Faktorenanalyse	113
7.3.2	Konfirmatorische Faktorenanalyse	115
7.3.3	Fitindizes	116
7.4	Empirische Analyse.....	116
7.4.1	Explorative Faktoranalyse	116
7.4.2	Konfirmatorische Faktoranalyse	119
7.4.3	Faktoranalyse mit Faktoren höherer Ordnung.....	121
7.4.4	Vergleich der Indizes	123
7.4.5	Index über die Zeit.....	126
7.5	Fazit	127
8	Dynamik von Armut	129
8.1	Problemstellung.....	129
8.2	Einflussfaktoren.....	130
8.2.1	Bedeutung der Erwerbstätigkeit	131
8.2.2	Wirkung arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen.....	133
8.2.3	Individuelle Eigenschaften	133
8.2.4	Haushaltsstrukturelle Merkmale.....	136
8.2.5	Gesamtwirtschaftliche Rahmenbedingungen	137
8.3	Datenaufbereitung	138
8.4	Empirische Analyse	140
8.4.1	Deskriptive Ergebnisse	140
8.4.2	Multivariate Modelle	148
8.5	Fazit	159
9	Umwandlung von Einkommen in Lebensstandard	161
9.1	Problemstellung	161
9.2	Einkommen, Konsum und Lebensstandard	162

9.3	Einflussfaktoren	163
9.3.1	Vergangene Einkommen	163
9.3.2	Individuelle Unterschiede in der Effizienz der Umwandlung	164
9.3.3	Regionale Preisunterschiede	165
9.3.4	Erwartungen zukünftiger Einkommen	165
9.3.5	Weitere Faktoren	166
9.4	Forschungsfragen und Hypothesen	166
9.5	Datenaufbereitung	167
9.5.1	Fallauswahl	167
9.5.2	Variablen und Operationalisierung	169
9.6	Empirische Analysen	171
9.6.1	Deskriptive Ergebnisse	171
9.6.2	Multivariate Modelle	174
9.7	Fazit	184
10	Zeitlicher Zusammenhang von Einkommen und Lebensstandard ...	187
10.1	Problemstellung	187
10.2	Konsumverhalten in Abhängigkeit von Einkommen, Vermögen und Zukunftserwartungen	187
10.3	Forschungsfragen	190
10.4	Modellierung, Daten und Operationalisierung	191
10.5	Empirische Analysen	193
10.6	Fazit	196
11	Veränderungen im Lebensstandard nach dem Verlust der Erwerbstätigkeit	197
11.1	Problemstellung	197
11.2	Eintritt in Arbeitslosigkeit	197
11.3	Daten, Operationalisierung und Modellierung	199
11.4	Empirische Analysen	200
11.5	Fazit	204
12	Diskussion und Ausblick	207
12.1	Schlussfolgerungen	207
12.2	Einschränkungen	211
	Literatur	215
	Anhang	235
	Kurzfassung	251

Tabellenverzeichnis

4.1	Anzahl der Beobachtungen auf Haushalts- und Personenebene	58
4.2	Anzahl der befragten Personen im ALG-II-Bezug	64
4.3	Deprivationsindikatoren zu Gütern des Haushalts	65
4.4	Deprivationsindikatoren zu Aktivitäten der Haushaltsmitglieder	66
6.1	Zuordnung der Wellen in SOEP und PASS zu Kalenderjahren	81
6.2	Medianeinkommen und Armutsrisikogrenzen nach PASS, SOEP und MZ	86
6.3	Anzahl der Personeninterviews mit Personen im Armutsbereich	88
6.4	FGT_0 , FGT_1 und FGT_2 nach verschiedenen Armutsschwellen.	90
6.5	Differenzzerlegung in Struktur- und Armutsquoteneffekte für das Jahr 2007	98
6.6	Differenzzerlegung in Struktur- und Armutsquoteneffekte für das Jahr 2010	99
6.7	Korrelate des Armutsrisikos nach SOEP und PASS im Jahr 2007	101
6.8	Auf- und Abstiege nach der 60 Prozent-Schwelle	103
6.9	Auf- und Abstiege nach der 40 Prozent-Schwelle	104
7.1	Fehlen der Güter und Nichtausüben der Aktivitäten aus finanziellen Gründen	109
7.2	Deprivationsitems über die Zeit	110
7.3	Zufriedenheit mit dem Lebensstandard in Abhängigkeit von Deprivation	112
7.4	R^2 der Deprivationsitems in der CFA	120
7.5	Schwierigkeit und Diskriminierung der Deprivationsitems	121
7.6	Zusammenhang der latenten Variablen zum übergeordneten Faktor	122
7.7	Erklärte Varianz der Faktoren	123
7.8	Korrelation zwischen den Indizes	123
7.9	Korrelation zwischen den Indizes und dem äquivalengewichteten Haushaltsnettoeinkommen	125
7.10	Deprivationsindex über sechs Wellen	126
8.1	Ein- und Austrittsraten	141
8.2	Multivariate Modelle zu Abstiegen in Armut	151
8.3	Vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten für die Interaktionen von Geschlecht, Partner und Kind	152

8.4	Vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten für die Interaktionen von Geschlecht und Ereignissen	153
8.5	Multivariate Modelle zu Aufstiegen aus Armut	156
8.6	Vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten für die Interaktionen von Geschlecht, Partner und Kind	157
8.7	Vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten für die Interaktionen von Geschlecht und Ereignissen	158
9.1	Auswahl des Analysesamples	168
9.2	Anteil bzw. arithmetisches Mittel (und Standardabweichung) der Variablen	172
9.3	Multivariate Analyse für eine positive Umwandlung	175
9.4	Multivariate Analyse für eine negative Umwandlung	181
10.1	Einfluss von Einkommen auf Lebensstandard	194
11.1	Vergleich der Gruppen mit und ohne Jobverlust	203
A.1	Zufriedenheit mit dem Lebensstandard in Abhängigkeit von Deprivation	239
A.2	Deprivationsindex über sechs Wellen	240
A.3	Deprivationsindex über sechs Wellen (balanciertes Panel)	240
A.4	Zeiten in Armut	241
A.5	Anzahl der Auf- und Abstiege	241
A.6	Dauern vor und nach Abstiegen in Armut	242
A.7	Dauern vor und nach Aufstiegen aus Armut	243
A.8	Einfluss von Einkommen auf Lebensstandard (<i>Negativ-Binomial-Regression</i>)	244
A.9	Kurzzeit-Effekte von Einkommenszuwächsen und -abnahmen	245
A.10	Effekt des Verlusts der Erwerbstätigkeit	246
A.11	Effekt des Verlusts der Erwerbstätigkeit bei Verbleib in Arbeitslosigkeit	248

Abbildungsverzeichnis

6.1	Verteilung der Äquivalenzhaushaltsnettoeinkommen nach PASS, SOEP und SOEP-Stichprobe H	85
6.2	Lorenzkurven und Gini-Koeffizienten nach SOEP und PASS	87
6.3	Armutsmaße nach 60 Prozent des Medianeinkommens	89
6.4	Bevölkerungsstruktur und Armutsrisikoquoten der Subpopulationen 2007 (Haushaltsmerkmale)	93
6.5	Bevölkerungsstruktur und Armutsrisikoquoten der Subpopulationen 2007 (Personenmerkmale)	94
6.6	Bevölkerungsstruktur und Armutsrisikoquoten der Subpopulationen 2010 (Haushaltsmerkmale)	95
6.7	Bevölkerungsstruktur und Armutsrisikoquoten der Subpopulationen 2010 (Personenmerkmale)	96
7.1	Pfaddiagramm für ein Modell mit einem gemeinsamen Faktor	115
7.2	Screeplots für die einzelnen Wellen	117
7.3	Messmodell mit einem Faktor 2. Ordnung	124
7.4	Korrelation zwischen Indizes	125
8.1	Zeiten in Armut	143
8.2	Anzahl der Abstiege in Armut	144
8.3	Anzahl der Aufstiege aus Armut	144
8.4	Dauern vor und nach Abstiegen in Armut	145
8.5	Dauern vor und nach Aufstiegen aus Armut.....	147
9.1	Zusammenhang von Ressourcen, Konsum und Lebensstandard	162
9.2	Verteilung von Einkommen und Deprivation	172
9.3	Vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten für eine positive Umwandlung nach regionalem Preisniveau	178
9.4	Vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten für eine positive Umwandlung nach Wohnkosten	179
9.5	Vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten für eine positive Umwandlung nach regionalem Preisniveau und Wohnkosten	183
10.1	Einkommen und Lebensstandard über die Lebensjahre	188
10.2	Schulden und Vermögen über die Lebensjahre	189
10.3	Kurzzeit-Effekte von Einkommenszuwächsen und -abnahmen	196
11.1	Verläufe nach dem Verlust der Erwerbstätigkeit.....	198
11.2	Effekt des Verlusts der Erwerbstätigkeit	201
11.3	Effekt des Verlusts der Erwerbstätigkeit bei Verbleib in Arbeitslosigkeit	204

A.1	Effektstärke (Cohens d) der Bevölkerungsstruktur 2007	235
A.2	Effektstärke (Cohens d) der Armutsrisikoquoten 2007	236
A.3	Effektstärke (Cohens d) der Bevölkerungsstruktur 2010	237
A.4	Effektstärke (Cohens d) der Armutsrisikoquoten 2010	238
A.5	Effekt des Verlusts der Erwerbstätigkeit (<i>Negativ-Binomial-Regression</i>).....	247
A.6	Effekt des Verlusts der Erwerbstätigkeit bei Verbleib in Arbeitslosigkeit (<i>Negativ-Binomial-Regression</i>)	249

Abkürzungsverzeichnis

ALG I	Arbeitslosengeld I
ALG II	Arbeitslosengeld II
ATET	<i>Average treatment effect on the treated</i>
BA	Bundesagentur für Arbeit
BHPS	<i>British household panel survey</i>
BMAS	Bundesministerium für Arbeit und Soziales
BBSR	Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung
CAPI	<i>Computer assisted personal interviewing</i>
CATI	<i>Computer assisted telephone interviewing</i>
CI	Konfidenzintervall
CFA	Konfirmatorische Faktorenanalyse
CFI	<i>Comparative fit index</i>
IAB	Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung
DiD	<i>Difference in differences</i>
DIW	Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung
EFA	Explorative Faktorenanalyse
EVS	Einkommens- und Verbrauchsstichprobe
FGT	Foster-Greer-Thorbecke
KMO	Kaiser-Meyer-Olkin
MZ	Mikrozensus
OECD	<i>Organization for economic co-operation and development</i>
PAPI	<i>Paper and pencil interviewing</i>
PASS	Panel „Arbeitsmarkt und soziale Sicherung“
PSSELL3	<i>Panel Socio-Economique Liewen zu Lëtzebuerg 3</i>
RBEG	Regelbedarf-Ermittlungsgesetz
RMSEA	<i>Root mean square error of approximation</i>
SE	Standardfehler
SGB II	Sozialgesetzbuch II
SOEP	Sozio-oekonomisches Panel
SUF	<i>Scientific use file</i>
TSE	<i>Total survey error</i>
WLSMV	<i>Weighted least squares means and variance adjusted</i>

Vorwort

Bei dem Vorhaben einer validen empirischen Messung von Armut sieht man sich mit zahlreichen Herausforderungen konfrontiert. Zunächst ist ein theoretisches Konzept von Armut notwendig, welches nie ohne normative Setzungen auskommt. Auf der Seite der empirischen Erfassung sind verschiedene Formen von Messfehlern zu berücksichtigen. Dies lässt erkennen, vor welcher Schwierigkeit die Armutsberichterstattung steht. Aus diesem Grund besitzt kein Ergebnis Anspruch auf Alleingültigkeit. Die vorliegende Arbeit versucht, materielle Armut anhand verschiedener Ansätze der Armutsmessung zu erfassen und den Zusammenhang untereinander zu bestimmen, um so die Validität der Armutsmessung zu erhöhen und ein detailliertes Bild von Armut zu geben. Auch wenn die Ergebnisse dieser Arbeit vorrangig Einzug in den wissenschaftlichen Diskurs um die Armutsforschung finden sollen, so besteht auch der Anspruch, Rückschlüsse für die politische und öffentliche Diskussion rund um das Thema Armut in Deutschland zuzulassen. Diese Arbeit wäre ohne eine Reihe von Personen nie entstanden. Als Erstbetreuer meiner Dissertation bin ich Prof. Dr. Peter H. Hartmann zu großem Dank für seine Betreuung und kritische Begutachtung meiner Arbeit verpflichtet. Großer Dank gilt auch Prof. Dr. Mark Trappmann. Als Bereichsleiter und Koautor eines Kapitels hat er maßgeblich zur Entstehung dieser Arbeit beigetragen. Zu nennen sind hier auch die Koautoren eines weiteren Kapitels, Markus G. Grabka und Jan Goebel. Darüber hinaus danke ich den Freunden und Kollegen am IAB, von denen ich vielfältige Unterstützung erfahren habe. Hier sind vor allem Arne Bethmann und Johannes Eggs zu nennen. Bedanken muss ich mich auch bei meiner Familie. Vor allem Simone Reitze und Iris Beste danke ich für ihre jahrelange Unterstützung. Neben den aufgeführten Personen gibt es noch viele weitere Personen, die mich ebenfalls beim erfolgreichen Abschluss dieser Arbeit unterstützt haben. Auch ihnen gilt mein herzlicher Dank. Falls in den Texten noch Fehler zu finden sind, liegen diese selbstverständlich allein in der Verantwortung des Autors.

Nürnberg, im Oktober 2017

1 Einführung und Überblick

1.1 Problemstellung

Armut stellt ein gesellschaftlich und politisch relevantes Thema dar, welches in den letzten Jahren in der öffentlichen Diskussion immer weiter an Bedeutung gewonnen hat. Dies ist auch an einem Wandel in der Medienberichterstattung zu erkennen. So hat sich Armut „fast zu einem Topthema deutscher Massenmedien“ (Butterwegge 2009, S. 31) entwickelt. Dieser Bedeutungsgewinn ist sicherlich nicht zuletzt auf einen Zuwachs von Armut in Deutschland in den letzten 15 Jahren zurückzuführen (vgl. Grabka, Goebel und Schupp 2012, S. 31). Armutserfahrungen sind dabei nicht mehr ausschließlich auf eine kleine Gruppe von Personen am Rand der Gesellschaft beschränkt: „Armut reicht als zeitweise erlebte Lage und mehr oder weniger latentes Risiko in mittlere Schichten hinein, ist nicht beschränkt auf traditionelle Randgruppen der Gesellschaft“ (Leisering 1995, S. 71). Wie dem vierten Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung (Bundesministerium für Arbeit und Soziales 2013) zu entnehmen ist, betrifft relative Einkommensarmut einen nennenswerten Teil der deutschen Gesellschaft. Dabei kann Armut in unterschiedlichen Formen zum Ausdruck kommen. Neben der Vorstellung von langandauernder, verfestigter Armut als individuelles Schicksal, wächst zunehmend auch das Bewusstsein für temporäre Armutsphasen als Abschnitt im Lebensverlauf.

Armut kann als Ausdruck des gravierendsten Aspektes sozialer Ungleichheit betrachtet werden. Die Armutsforschung nimmt daher eine zentrale Rolle in der Ungleichheitsforschung ein. Die Erforschung von Armut dient einem besseren Verständnis des Phänomens und hat nicht zuletzt die Aufgabe, Politik zu beraten und den politischen Entscheidungsprozess zu erleichtern. Der wissenschaftliche Umgang mit diesem Thema stellt sich jedoch als nicht trivial dar.

Dies zeigt sich bereits bei der Bestimmung einer Definition von Armut:

„Armut ist nie ein rein objektives Faktum, sondern immer auch ein gesellschaftlich definierter Status, in dessen Definition zumindest implizit Werturteile eingehen.“ (Piachaud 1992, S. 85)

Um Aussagen über Armut machen zu können, ist es zudem notwendig, diese in irgendeiner Form messen zu können. Auch wenn sich die Armutsberichterstattung meist auf die relative Einkommensarmut konzentriert, gibt es keine allgemeingültige methodische Vorgehensweise einer statistischen Messung von Armut (vgl. Hauser 2012, S. 123). So wie sich Armut und deren Wahrnehmung innerhalb der Gesellschaft über die Zeit gewandelt hat, haben sich auch die wissenschaftlichen Annäherungen an dieses Thema verändert. Hierdurch hat sich eine Vielfalt ver-

schiedener Ansätze zur Messung von Armut entwickelt, die sich teilweise stark voneinander unterscheiden.

In der Armutsforschung werden diese verschiedenen Ansätze parallel verwendet, wodurch die Befunde zur Armutsbetroffenheit voneinander variieren können. Dies führt zwangsläufig zu einem uneinheitlichen und teilweise abweichenden Bild der Armutsproblematik.

Die Ansätze unterscheiden sich dahingehend, ob Armut relativ oder absolut verstanden wird, eine direkte oder indirekte Messung erfolgt und ob nur materielle oder auch immaterielle Aspekte berücksichtigt werden. Dabei können jeweils spezifische Dimensionen der Armut beleuchtet werden. Es ist jedoch fraglich, ob ein Ansatz allein ausreichend Aufschluss über das Phänomen Armut geben kann.

Dementsprechend ist die Mehrdimensionalität von Armut zunehmend Gegenstand aktueller Forschung (siehe z. B. Alkire und Foster 2011; Deutsch und Silber 2005; Groh-Samberg 2009). Je nachdem, auf welche Dimensionen man sich bezieht, wird ein anderer Ansatz zur Messung von Armut verwendet. Dabei weist jeder Ansatz spezifische Vorteile, aber auch Nachteile auf.

Für ein besseres Verständnis von Armut, ist zudem der zeitlichen Verlauf stärker zu berücksichtigen. Armut wird oft als ein dauerhafter Zustand verstanden, in dem man sich entweder befindet, oder eben nicht. Bei einer Untersuchung, die sich nur auf einen Zeitpunkt bezieht, kann jedoch nichts über den Wandel der Armut auf individueller Ebene gesagt werden. Will man Armut untersuchen, ist es notwendig mit Hilfe von dynamischen Analysen die Veränderungen im Armutszustand aufzuzeigen. Nur dadurch können Aussagen darüber getroffen werden, welche Personen in die Armut absinken, einen Ausweg aus der Armut finden oder sich dauerhaft darin befinden (Leisering und Buhr 2012). Bei dieser dynamischen Betrachtung rückt die *Individualisierung* von Armut in den Fokus. Hierbei sind vor allem Lebensereignisse und Übergänge im Lebensverlauf Auslöser von Armutslagen (vgl. Ludwig 1996).

1.2 Ziele

Die Reduzierung auf nur eine Perspektive wird der vielfältigen Ausdrucksweise materieller Armut nicht gerecht:

„Measuring poverty requires more than simply information on income. It requires detailed analysis of the relationship between income and other resources, concentrating on measures of multiple deprivation and on participation issues.“
(Barnes 2002, S. 4)

Ziel dieser Arbeit ist es daher, die verschiedenen Erscheinungsformen von Armut detailliert zu beschreiben, Gemeinsamkeiten und Unterschiede zu benennen und Aussagen über ihre Zusammenhänge zu machen.

Eine der grundlegendsten Unterscheidungen bei der Messung vom Armut ist die zwischen indirekten und direkten Ansätzen (Ringen 1988). Zu den am häufigsten verwendeten Ansätzen zählen der Ressourcenansatz, welcher meist das zur Verfügung stehende Einkommen berücksichtigt, der institutionelle Ansatz, bei dem die bekämpfte Armut über den Bezug von staatlichen Transferleistungen definiert wird und der Lebensstandardansatz (auch Deprivationsansatz genannt), der die tatsächliche materielle Unterversorgung eines Haushalts betrachtet.

In dieser Arbeit werden die Ergebnisse einer indirekten, eindimensionalen Messung von Ressourcenarmut mit einer direkten, mehrdimensionalen Messung von Deprivation verglichen und Unterschiede in den erzielten Resultaten aufgezeigt, Zusammenhänge analysiert und Möglichkeiten der Ergänzung überprüft. Dabei wird der institutionelle Ansatz als weitere Form der indirekten Messung in die Untersuchung aufgenommen.

Um das genannte Ziel zu erreichen, sollen im Rahmen dieser Arbeit mehrere Aspekte der Messung von Armut nach den verschiedenen Konzepten beleuchtet werden. Dabei ergeben sich unter anderem folgende Untersuchungsfragen:

- Welchen Einfluss nimmt die verwendete Datenbasis auf das Ergebnis von Armutsanalysen?
- Wie lässt sich Deprivation im Lebensstandard bestimmen?
- Wie unterscheidet sich die Armutsdynamik nach den drei Armutskonzepten?
- Sind hierbei jeweils unterschiedliche Faktoren bedeutsam?
- Wie erfolgt die Umwandlung von Ressourcen in Lebensstandard?
- Welche Rolle spielen dabei die weitere finanzielle Situation eines Haushalts, individuelle Merkmale einer Person und regionale Unterschiede?
- Welche Faktoren beeinflussen eine Veränderung des Lebensstandards?
- Wie reagiert der Lebensstandard auf Veränderungen der Ressourcen?
- Passen Haushalte ihren Lebensstandard kurzzeitigen Veränderungen des Einkommens an oder bestimmt eher die langfristige Einkommenssituation den Lebensstandard?
- Wie wirkt sich der Verlust der Erwerbstätigkeit auf den Lebensstandard aus?
- Wie sieht die Anpassung an die neue Einkommenssituation im Zeitverlauf aus?

Um diese Untersuchungsfragen beantworten zu können, müssen mehrere Analysen durchgeführt werden. Es interessiert zum einen, inwieweit das Ergebnis von Armutsanalysen von der verwendeten Datenquelle abhängt. Auch kommt bei den Analysen den verwendeten Messmodellen ein zentraler Stellenwert zu. Während

die indirekte Messung beim Ressourcenansatz anhand des Einkommens und beim institutionellen Ansatz über den Bezug von staatlichen Transferleistungen erfolgt, muss zur Bestimmung multidimensionaler materieller Deprivation ein geeignetes Vorgehen spezifiziert werden.

Ein besonderes Augenmerk gilt der dynamischen Betrachtung. Daher werden die Ergebnisse zu Übergängen in den Armutsbereich bzw. aus dem Armutsbereich nach den drei Ansätzen miteinander verglichen. Neben einer Darstellung der Armut nach den drei Armutsansätzen, ist in dieser Arbeit vor allem der Zusammenhang von (geringem) Einkommen und (niedrigem) Lebensstandard von Bedeutung. Deshalb wird anschließend die Überschneidung bzw. der Mismatch der Armutspopulationen genauer untersucht. Wie bereits in vielen Arbeiten dargestellt, sind die Personenkreise der Einkommensarmen, der ALG-II-Leistungsempfänger und der materiell Deprivierten nicht absolut deckungsgleich (siehe Abschnitt 3.4).

Da der Lebensstandardansatz einen alternativen als auch komplementären Ansatz zum Ressourcenansatz darstellt, ist es von Bedeutung, auch die zeitliche Beziehung zwischen den beiden Methoden der Armutsmessung genauer zu verstehen. Daher wird der Zusammenhang zwischen den verfügbaren Ressourcen und dem tatsächlichen Lebensstandard eines Haushalts im zeitlichen Verlauf näher untersucht.

1.3 Aufbau der Arbeit

In Kapitel 2 werden zunächst einige konzeptionelle Aspekte geklärt. Neben dem Armutsbegriff wird dabei auch auf den Grad von Armut, die Mehrdimensionalität und die dynamische Betrachtung eingegangen. Zudem werden die drei hier verwendeten Konzepte zur Armutsmessung, der Ressourcenansatz, der institutionelle Ansatz und der Lebensstandardansatz, vorgestellt. Anschließend werden Indikatoren zur Analyse von Armut und die zur Armutsforschung zur Verfügung stehenden Daten und ihre Besonderheiten beschrieben.

In Kapitel 3 folgt eine Zusammenfassung des aktuellen Forschungsstands zur Entwicklung und individuellen Dynamik der Armut nach den drei Ansätzen und eine Aufzeichnung der Zusammenhänge der erfassten Armut.

Im anschließenden Kapitel 4 wird auf die verwendeten Daten eingegangen. Die Analysen zu den Gemeinsamkeiten, Unterschieden und Zusammenhängen der erfassten Armut nach den drei Ansätzen werden mit dem Panel „Arbeitsmarkt und soziale Sicherung“ (PASS) durchgeführt. Neben der Beschreibung der konzeptionellen Besonderheiten von PASS, wird auf die Messung der für diese Untersuchung zentralen Variablen eingegangen.

Die zur Beantwortung der hier formulierten Fragestellungen verwendeten methodischen Verfahren werden in Kapitel 5 näher beschrieben.

Bevor Armut nach den drei Konzepten mit den PASS-Daten untersucht wird, findet in Kapitel 6 ein Abgleich der erfassten Einkommensarmut mit den Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) statt. Hierfür werden zunächst die beiden Datenquellen vorgestellt, Gemeinsamkeiten und Unterschiede benannt und die Messung von Einkommen in den Erhebungen beschrieben. In ersten empirischen Analysen erfolgt ein Vergleich der erfassten Armut und der identifizierten Armutspopulationen nach dem Ressourcenansatz in den beiden Studien. Diese Analysen sollen Aufschluss über die Aussagekraft und Unsicherheiten der Ergebnisse auf Basis dieser Befragungsdaten geben.

Im darauf folgenden Kapitel 7 stehen die Deprivationsindikatoren im PASS und die Bildung des Deprivationsindex im Fokus. Zum einem werden die Deprivationsindikatoren auf ihre Eignung zur Bestimmung von materieller Deprivation getestet, zum anderen werden anhand verschiedener Methoden mehrere Indizes gebildet und miteinander verglichen.

Kapitel 8 behandelt Abstiege in den Armutsbereich sowie Aufstiege aus dem Armutsbereich. Es erfolgt eine Beschreibung der relevanten Einflussfaktoren, die sich in strukturelle Eigenschaften und Ereignisse im Lebenslauf unterteilen lassen. Neben einer Deskription der Dynamik werden auch multivariate Modelle zur Armutsmobilität durchgeführt.

In Kapitel 9 rückt dann der Zusammenhang zwischen Einkommen und Lebensstandard in den Mittelpunkt. Zunächst werden die Umwandlung von Ressourcen in Lebensstandard und die hierbei relevanten Einflussfaktoren untersucht. Neben der finanziellen Situation wird auch der Einfluss von individuellen Merkmalen, regionalen Unterschieden und Zukunftserwartungen berücksichtigt. Darauf folgend wird in Kapitel 10 die Bedeutung der zeitlichen Komponente beim Zusammenhang von Einkommen und Lebensstandard näher beleuchtet. Hierfür werden Effekte der kurzfristigen Veränderung und dauerhaften Situation bestimmt und gegenübergestellt.

In Kapitel 11 wird dann die Auswirkung des Verlusts der Erwerbstätigkeit auf den Lebensstandard untersucht. Dabei wird der Verlauf über die Zeit nach Eintritt des Ereignisses betrachtet. Abschließend folgt in Kapitel 12 eine Zusammenfassung der Ergebnisse, die Nennung von Einschränkungen der vorgenommenen Analysen sowie ein Ausblick auf weitere Forschungsmöglichkeiten.

2 Grundlagen der Messung von Armut

In diesem Kapitel werden grundlegende Überlegungen zur Messung von Armut vorgestellt. Zunächst wird auf den Armutsbegriff und seine Besonderheiten eingegangen. Danach werden die verwendeten Konzepte zur Armutsmessung erläutert. Da zur Quantifizierung von Armut bestimmte Maße notwendig sind, werden die für eine statische und eine dynamische Armutsforschung gängigen Maße erklärt. Anschließend werden die zur Analyse von Armut in Deutschland zur Verfügung stehenden Datenquellen und ihre Besonderheiten vorgestellt.

2.1 Armutsbegriff

Dieser Abschnitt dient dazu, zunächst auf einige Besonderheiten in Bezug auf den Armutsbegriff einzugehen. Dabei wird die Definition von Armut, der Grad von Armut, die Mehrdimensionalität und die dynamische Betrachtung thematisiert.

2.1.1 Allgemeines zu Armut

Soziale Ungleichheiten bezeichnen Vorteile und Nachteile in den Lebensbedingungen, die Menschen aufgrund ihrer Position in der Gesellschaft zukommen (vgl. Hradil 2001, S. 29). Die Identifikation von Mustern und Strukturen in sozialer Ungleichheit sowie die Untersuchung der sich dadurch für die Individuen ergebenden Folgen sind Hauptaufgaben der Soziologie. Im Mittelpunkt stehen dabei häufig Benachteiligungen in der ökonomischen Situation von Individuen. Die stärkste Form der sozialen Ausgrenzung in Hinblick auf die materielle Lebenssituation einer Person kann als Armut bezeichnet werden (vgl. Groh-Samberg 2009, S. 23).

Wenn man sich mit Armut beschäftigt, ist zunächst einmal zu klären, was Armut bedeutet. Dies klingt zunächst simpel, erweist sich jedoch bei näherer Beschäftigung mit der Materie als schwer greifbar. Allgemein kann Armut als ein Mangel an Wohlfahrt verstanden werden (vgl. Strengmann-Kuhn 2003, S. 13).

Selbst wenn man sich der Bedeutung von Armut bewusst ist, muss man sich fragen, warum Armut Gegenstand des öffentlichen Interesses ist und warum die Verhinderung bzw. Bekämpfung von Armut als gesellschaftliches Ziel gelten sollte.

Eine ungleiche Verteilung des Wohlstands muss nicht grundsätzlich als negativ eingestuft werden, allerdings stellt es sich als problematisch dar, wenn sich Einkommen und Vermögen auf nur wenige Personen konzentrieren und Teile der Bevölkerung durch zu geringe Mittel von der minimalen Lebensweise einer Gesellschaft ausgeschlossen sind (Huster 2012). Die Vermeidung und Bekämpfung von Armut kann durch moralische und zweckmäßige Gründe gerechtfertigt wer-

den. Bei Ersterem werden sozialphilosophische Argumente der Gerechtigkeit, humanistische Ideale oder religiöse sozial-ethische Lehren herangezogen. Bei den zweckmäßigen Gründen stehen vor allem Befürchtungen wie die Beeinträchtigung der Nichtarmen, negative Auswirkungen auf das Wirtschaftswachstum, der Zerfall der Gesellschaft, die Gefährdung des sozialen Friedens oder die Entstehung von politischem Radikalismus und Kriminalität im Mittelpunkt (vgl. Hradil 2001, S. 243 ff.).

Kern dieser Forschungsarbeit ist die Analyse von Armut und deren Dynamik nach verschiedenen Messkonzepten. Diese Dynamik kann auch als *soziale Mobilität* einer Person bezeichnet werden. Ganz allgemein bedeutet soziale Mobilität die Bewegung einer Person zwischen unterschiedlichen sozioökonomischen Positionen (vgl. Koschnick 1993), wobei neben sozialen Auf- und Abstiegen hierzu auch horizontale Bewegungen zählen können. Dabei dient häufig das Einkommen oder die Klassenpositionen als zugrunde liegende gesellschaftliche Hierarchie. Zu unterscheiden ist zwischen *intragenerationaler* und *intergenerationaler Mobilität*. Erste vergleicht die Positionen einer Person über deren Lebensverlauf, zweite die Position von Personen mit der Position ihrer Eltern. In dieser Arbeit geht es in erster Linie darum, soziale Mobilität in Bezug auf den unteren Rand der Verteilungen von Einkommen und Lebensstandard zu untersuchen. Dabei wird ausschließlich intragenerationale Mobilität berücksichtigt.

2.1.2 Der Grad von Armut

Eine besondere Bedeutung kommt der Identifikation der Armutspopulationen zu. In vielen Untersuchungen wird Armut als dichotomes Konzept verstanden. Arm ist zum Beispiel, wessen Einkommen einen bestimmten Anteil des durchschnittlichen Einkommens unterschreitet. Zur Identifikation einer Armutspopulation ist die Fixierung einer Armutsgrenze notwendig. Dieses Vorgehen beinhaltet die Vorstellung einer strengen Armutsgrenze, welche die Bevölkerung exakt in die Gruppen „arm“ und „nicht arm“ einteilt, und lässt keine Abstufungen zwischen diesen beiden Zuständen zu. Die strikte Unterteilung anhand eines festgelegten Trennwertes führt jedoch zu einem Informationsverlust und kann das Bild des Untersuchungsgegenstandes verzerren. Dies wird dem eigentlichen Phänomen der Armut nicht gerecht (vgl. Hauser 2012, S. 123 f.).

Eine Möglichkeit dem theoretischen Verständnis von Armut näher zu kommen besteht darin, Armut als latentes Merkmal zu verstehen, das aus den manifesten, beobachteten Variablen abgeleitet wird. Hinter den gemessenen Informationen zur Armut verbirgt sich die *tatsächliche* Armut. Zur Überwindung dieser Dichotomie kann es hilfreich sein, die latente Armutvariable als kontinuierlich zu

bestimmen und ihre Verteilung zu berücksichtigen, anstatt nur einen Grenzwert festzulegen (vgl. Kapitel 7).

Hiermit ist es möglich, einen fließenden Übergang zu konstruieren und eine Begrenzung auf die Einteilung der Bevölkerung in „arm“ und „nicht arm“ entfällt. Bei diesem Konzept wird davon ausgegangen, dass kein grundlegender Unterschied zwischen Personen besteht, deren Armutsausmaß minimal über bzw. unter der Armutsgrenze liegen. Beide Personen können als armutsgefährdet betrachtet werden, wenn auch in geringfügig unterschiedlichem Grad. Durch die Eigenschaft, Veränderungen im Armutsausmaß ein aussagekräftiges Gewicht zu verleihen, ist dieser Ansatz besser für die Untersuchung von Längsschnittveränderungen geeignet als ein auf Zweiteilung beruhendes Maß.

Hierbei kann auch das Konzept der *individuellen Wohlfahrt* nützlich sein. Haushalte und Personen lassen sich innerhalb einer Wohlfahrtverteilung einordnen. Im zeitlichen Verlauf kann dann die Veränderung dieser Wohlfahrtsposition betrachtet werden (vgl. Andreß und Lipsmeier 1997).

2.1.3 Absolute und relative Armut

In der Armutsforschung wird generell zwischen Konzepten von *relativer Armut* und Konzepten von *absoluter Armut* unterschieden (vgl. Hauser 2012, S. 124 f.). Bei der absoluten Armut, welche sich am physischen Existenzminimum orientiert, ist die Armutsgrenze mit der Summe der zur Erhaltung der physischen Existenz notwendigen Gütern und Dienstleistungen identisch. Nach diesem Verständnis ist arm, wem „das zum Überleben Notwendige an Nahrung, Wasser, Kleidung, Heizung, Obdach und Hilfen gegen leicht heilbare Krankheiten fehlt“ (ebd., S. 124).

Diese Definition von Armut hat den Vorteil, dass sie einen festen Maßstab darstellt, der über die Zeit unverändert bleibt. Sie geht von einem niedrigen Überlebensstandard aus. Durch einen steigenden gesellschaftlichen Wohlstand wird die absolute Armut geringer (vgl. Piachaud 1992, S. 64). Definiert man Armut nach dieser Auffassung, stellt diese einen gravierenden Gegensatz zu Nichtarmut dar. Ein Kritikpunkt dieser absoluten Definition ist, dass sich Menschen in Geschlecht, Größe, Gewicht und Alter unterscheiden und in verschiedenen Klimazonen und Kulturen leben. Auch die Güter, die ein Mensch benötigt, variieren in der Zeit und zwischen Gesellschaften, wodurch jeweils unterschiedliche Existenzminima gegeben sind. Es ist so schwer zu entscheiden, was die Grundbedürfnisse von Menschen an sich sind und ob die menschliche Grundnatur als konstant anzusehen ist (vgl. Leßmann 2007, S. 23 f.).

Da in den entwickelten Wohlfahrtsstaaten durch die sozialstaatlichen Leistungen das Problem der Aufrechterhaltung der physischen Existenz beinahe gänzlich

überwunden ist, konzentriert sich die Armutsforschung hier auf das Konzept der relativen Armut. Dies orientiert sich an gesellschaftlichen Mindeststandards, die über die bloße physische Existenz hinausgehen. Die Armutsgrenze ist hierbei definiert durch das Unterschreiten eines bestimmten Grades dieser Standards (vgl. Hradil 2001, S. 244 f.). Hier wird Armut über den Abstand zu einem soziokulturell definierten, durchschnittlichen Wohlstandsniveau der jeweiligen Gesellschaft bestimmt:

„Arm ist, wer sich den in der Gesellschaft herrschenden minimalen Lebensstandard nicht leisten kann.“ (Leßmann 2007, S. 24)

Die mittlere Lebensweise eines Landes wird als Referenzpunkt zur Abbildung mittlerer Wohlfahrtsstandards angesehen, wodurch Armut mit Bezug auf das gesellschaftliche Umfeld definiert wird. Daher beansprucht der verwendete Standard nur für eine bestimmte Zeit und einen bestimmten Ort Gültigkeit. Weiterhin entstehen durch fortschreitende Wohlfahrtsentwicklung neue Standards, die ein höheres Maß an Ressourcen beanspruchen.

Es lässt sich festhalten, dass die absolute Armutsgrenze über eine Gesellschaft hinaus Gültigkeit beansprucht und sich auch ohne genaueres Wissen über die untersuchte Gesellschaft bestimmen lässt. Eine relative Armutsgrenze hingegen bezieht sich nur auf die jeweilige Gesellschaft und bedarf genauerer Kenntnisse dieser Gruppe. Die absolute Auffassung von Armut bezieht sich in der Armutsmessung zudem auf die Anzahl der Armen, während es bei relativer Armut vorrangig um das Ungleichgewicht zwischen Armen und Nichtarmen in einer Bevölkerung geht. Der Schwerpunkt liegt in diesem Fall bei der Messung des Ausmaßes und der Verteilung individueller Armut. In der vorliegenden Arbeit beziehe ich mich ausschließlich auf Aspekte relativer Armut.

2.1.4 Mehrdimensionalität von Armut

Armut ist ein vielschichtiges Phänomen und kann verschiedene Bereiche des Lebens betreffen. Und so ist die Mehrdimensionalität von Armut auch Gegenstand aktueller Forschung. Die wichtigste Entwicklung der letzten Jahre innerhalb der Armutsforschung ist laut Kakwani und Silber (2008, S. xi) der Übergang von ein- zu mehrdimensionalen Armutsansätzen. Ansätze mehrdimensionaler Messung von Armut haben ihren Anfang im *Verwirklichungschancen-Ansatz* von Sen (1979). Das Konzept der materiellen Deprivation ist Teil dieses wachsenden Forschungsbereiches zu mehrdimensionalen Armutsansätzen.

Dieser theoretische Fortschritt hat eine Vielzahl von Literatur mit sich gebracht (einen Überblick bieten Jenkins und Micklewright (2007)). Dabei können sowohl materielle als auch immaterielle und sowohl objektive als auch subjektive

Dimensionen eingeschlossen werden. Materielle Armut, die Untersuchungsgegenstand dieser Arbeit ist, stellt eine wesentliche Form von Armut dar, allerdings bei weitem nicht die einzige. Personen können durch fehlende Freundes- und Verwandtenkreise oder durch die fehlende soziale Teilhabe am gesellschaftlichen Leben sozial verarmen. Sie können arm sein in Hinblick auf ihre Bildung und ihre Qualifikationen oder in Bezug auf ihre Gesundheit. Jede Form der Armut kann einen erheblichen Einfluss auf die Lebensgestaltung und die gesellschaftliche Teilnahme haben. Je nachdem, auf wie viele und auf welche Dimensionen man sich bezieht, wird ein anderes Konzept von Armut verwendet, womit sich auch die Erscheinungsform von Armut verändert. Eine ausführliche Analyse von Armut muss diese Mehrdimensionalität berücksichtigen.

Das mehrdimensionale Verständnis von Armut lässt sich gut mit dem Konzept einer latenten Armutsvariable vereinen. Wird Armut mehrdimensional betrachtet, so existieren mehrere latente Variablen, die jeweils andere Bereiche von Armut abdecken. Hinter diesen verschiedenen latenten Armutsdimensionen liegt wiederum eine übergeordnete latente Armutsvariable (siehe hierzu Kapitel 7).

2.1.5 Dynamische Betrachtung von Armut

Eine weitere Unterscheidung kann zwischen *statischer* und *dynamischer Armutsforschung* getroffen werden. Statische Armutsforschung bezieht sich auf Querschnittinformationen und behandelt vorrangig die Frage, wie viele Personen sich zu einem bestimmten Zeitpunkt in Armut befinden. Bei einer Untersuchung, die sich nur auf einen Zeitpunkt bezieht, kann nichts über den Wandel der Armut ausgesagt werden. Ein Wandel der Armutssituation wird so vernachlässigt. Es lässt sich nicht klären, ob sich der Armutsanteil aus einer Gruppe dauerhaft armer Personen ergibt, oder ob eine sehr viel größere Gruppe von Personen nur einen bestimmten Zeitraum arm ist.

Auch wenn die wissenschaftliche Betrachtung schon weiter ist, dominiert in der öffentlichen und politischen Diskussion immer noch eine Betrachtung von Armut aus der Querschnittsperspektive. Diese Analysen lassen jedoch nur eingeschränkt Aussagen über das Phänomen Armut zu. Will man Armut genauer untersuchen, ist es notwendig mit Hilfe von dynamischen Analysen die Veränderungen im Armutzustand aufzuzeigen. Damit rückt die zeitliche Dimension von Armut in den Fokus. Nur dadurch können Aussagen darüber getroffen werden, welche Personen einen Ausweg aus der Armut finden, in die Armut absinken oder sich dauerhaft darin befinden. Fragen der dynamischen Armutsforschung sind z. B.: Wie kommt eine Person in eine bestimmte Armutslage? Wie lange verharrt sie in Armut? Und was führt diese Person wieder aus Armut heraus?

Schon Bane und Ellwood (1986, S. 1) betonen die Möglichkeit für die Politik, auf Basis von Ergebnissen der dynamischen anstelle der statischen Armutsforschung nicht nur die Symptome, sondern auch die Ursachen, angehen zu können. Durch die dynamische Armutsforschung wird Armut nicht mehr als dauerhafter Zustand, sondern als überwindbares Stadium betrachtet. Ohne eine Betrachtung der Übergänge in Armut und aus Armut heraus kann man nicht verstehen, welche Ursachen für eine Armutsphase relevant sind und welche Mechanismen wichtig für die Überwindung von Armut sind. Hierdurch werden auch die Unterschiede zwischen zeitlich begrenzter Armut, wiederkehrender Armut und dauerhafter Armut erkennbar und es ist möglich, Aussagen darüber zu machen, welche Teile der Gesellschaft welche Art von Armutserfahrungen sammeln.¹

Eine dynamische Betrachtung wird auch der Vorstellung einer zunehmenden *Verzeitlichung* (Berger 1996) von Armut gerecht. Diese geht davon aus, dass sich die Mehrheit der von Armut Betroffenen nur noch für einen begrenzten Zeitraum in Armut befinden: „Die Deprivationslagen [...] sind überwiegend nicht dauerhaft, sondern verzeitlicht. Es handelt sich nicht um eine Abspaltung im Sinne einer Abschottung gegen höhere Bevölkerungsgruppen, im Gegenteil, Wechsel zwischen unteren und oberen Segmenten sind häufig und typisch“ (Leisering 1995, S. 73).

Ein großer Vorteil der dynamischen Armutsbetrachtung ist, dass der Einfluss von Veränderungen der Lebensumstände, wie Veränderungen der Haushaltszusammensetzung oder der Erwerbssituation der Haushaltsmitglieder, auf die Wohlfahrt bzw. den Armutszustand berücksichtigt werden können. Hierfür sind besondere Analyseverfahren notwendig, die in Kapitel 5 näher beschrieben werden. Die Ergebnisse zu den Ursachen und Gründen von Armut und die hierbei wirkenden Mechanismen sind dabei recht vielfältig und von der genauen Betrachtung des Phänomens abhängig. So stehen bei Vergleichen zwischen verschiedenen Ländern die strukturellen und institutionellen Gegebenheiten im Fokus, während bei Untersuchungen für ein nationales Gebiet den individuellen und haushaltsbezogenen Merkmalen das Hauptaugenmerk geschenkt wird.

In den letzten Jahrzehnten hat die dynamische Perspektive bei der Betrachtung von Armut immer weiter zugenommen (zusammenfassend siehe Cellini, McKernan und Ratcliffe 2008; Smith und Middleton 2007). Dass lange Zeit zur Untersuchung von Armut auf Querschnittanalysen zurückgegriffen wurde, war vor allem der Datengrundlage geschuldet. Möchte man Erkenntnisse über die Dynamik von Armut, die Einstiege und den Verbleib darin gewinnen, müssen Längsschnittdaten zur Analyse herangezogen werden. Nur durch Längsschnittdaten kann die Dynamik von Armut erfasst werden, während Querschnittsdaten ein zu ungenaues

1 Maße der statischen und dynamischen Armutsforschung werden in Abschnitt 2.3 näher beschrieben.

Armutsbild vermitteln können. Doch die Gewinnung dieser Daten ist aufwendig und kostspielig. Allerdings ist die Dynamik von Armut in den letzten Jahren immer mehr Gegenstand wissenschaftlicher Studien geworden.

Bei Paneldaten handelt es sich um Wiederholungsbefragungen derselben Personen. Dies erlaubt individuelle Verläufe zu betrachten und so kausale Zusammenhänge zu untersuchen. Neben der zunehmenden Quantität der Daten, die solche Analysen der Armut zulassen, wurde in den letzten Jahrzehnten auch die Qualität deutlich verbessert. Und auch die Statistikprogramme, mit denen Analysen von Paneldaten durchgeführt werden können, sind in den letzten Jahren deutlich kostengünstiger und leistungsfähiger geworden.

Durch die zunehmende Anzahl von Paneldaten mit Einkommens- und Armutsindikatoren und den leichteren Umgang mit Paneldatenanalysemodellen sind Längsschnittbetrachtungen in der Armutforschung heutzutage eher die Regel als die Ausnahme. Zu einem Anstieg der dynamischen Armutsbetrachtung hat aber auch die gestiegene Relevanz des Themas beigetragen, die sicherlich auch mit einer zunehmenden Betroffenheit immer größerer Bevölkerungsteile zusammenhängt.

2.2 Konzepte der Armutsmessung

Die Armutforschung weist mittlerweile viele Teilbereiche auf, die verschiedene Ansätze der Armutsmessung hervorgebracht haben. Diese unterscheiden sich teilweise stark voneinander und zeigen somit jeweils ein anderes Bild von Armut. Die Messung von Armut wird in der Literatur ausgiebig diskutiert (zusammenfassend siehe Krämer 2000; Ludwig-Mayerhofer und Barlösius 2001; Piachaud 1987). Die Ansätze variieren dahingehend, ob Armut relativ oder absolut verstanden wird, eine direkte oder indirekte Messung erfolgt und ob nur materielle oder auch immaterielle Dimensionen berücksichtigt werden.

Auf die Unterscheidung zwischen absoluten und relativen Ansätzen wurde bereits im vorherigen Unterabschnitt 2.1.3 eingegangen. Neben materiellen Dingen können auch immaterielle Dinge wie Bildung, Gesundheit und soziale Netzwerke bei der Bestimmung von Armut mit einbezogen werden. Immaterielle Dimensionen werden in ganzheitlichen Ansätzen (wie dem Lebenslagenansatz von Amartya Sen) berücksichtigt, haben jedoch den Nachteil, dass diese schwer zu operationalisieren und empirisch zu erfassen sind.

Die Unterteilung in indirekte und direkte Ansätze der Armutsmessung wurde von Ringen (1988) eingeführt und lässt sich auch der Armutsdefinition der EU entnehmen. Hiernach gelten Personen als arm, „die über so geringe (materielle, kulturelle und soziale) Mittel verfügen, dass sie von der Lebensweise ausgeschlos-

sen sind, die in dem Mitgliedsstaat, in dem sie leben, als Minimum annehmbar ist" (Europäischer Rat 1985). Hier wird zwischen der Perspektive auf die Ressourcen und der Perspektive auf die Lebensweise unterschieden. Diese Unterscheidung ist Mittelpunkt dieser Forschungsarbeit.

Ziel eines Armutsansatzes ist es vorrangig, eine Armutspopulation zu identifizieren. Die nach den verschiedenen Ansätzen identifizierten Populationen können, müssen aber nicht absolut deckungsgleich sein (Böhnke und Delhey 1999; Groh-Samberg 2010; Halleröd 1995; Nolan und Whelan 1996; Whelan, Layte und Maitre 2004). Abweichungen zwischen den Populationen können aus verschiedenen Gründen entstehen. So kann dies als Hinweis gesehen werden, dass ein bestimmter Ansatz das Phänomen Armut nur unzureichend abbildet und die Kombination verschiedener Ansätze notwendig ist.

Zu den wichtigsten Ansätzen in der Forschung gehören der auf Einkommen basierende Ressourcenansatz, der institutionelle Ansatz, welcher den Bezug von staatlichen Transferleistungen heranzieht und der Lebensstandardansatz, der Güter und Aktivitäten des Haushalts bzw. der Haushaltsmitglieder berücksichtigt. Diese drei Ansätze werden im Folgenden näher beschrieben.

2.2.1 Der Ressourcenansatz

Beim Ressourcenansatz werden die ökonomischen Mittel herangezogen. Dabei wird davon ausgegangen, dass diese eine potenzielle Versorgungslage beschreiben. Unter Armut wird ein Mangel an Ressourcen verstanden. Der Ressourcenansatz bildet Armut häufig über das zur Verfügung stehende Einkommen ab.

Das Messkonzept der Einkommensarmut beruht auf der Annahme, dass das Einkommen als zentrale Ressourcengröße maßgeblich für die Wohlfahrt einer Person verantwortlich ist. Die Verantwortung für die Verwendung der Ressourcen bleibt den Individuen überlassen. In der Sichtweise des Ressourcenansatzes wirken sich Defizite im Einkommen auf das gesamte Wohlstandsniveau aus und beeinträchtigen zugleich Dimensionen wie Gesundheit, Bildung oder Wohnen.

Dieser Ansatz weist gewisse Nachteile auf. Kritisch zu betrachten ist, dass eine befriedigende Ressourcenausstattung nicht zu einem ausreichenden Wohlfahrtsniveau führen muss. Inwieweit die zur Verfügung stehenden ökonomischen Ressourcen zur Befriedigung der relevanten Bedürfnisse verwendet werden, ist nicht im Ressourcenansatz berücksichtigt (vgl. Neumann 1999, S. 26 f.).

Die Identifikation von Armut nach dem Ressourcenansatz erfolgt bei einem relativen Armutskonzept über die Einkommensposition von Haushalten in Bezug auf die Einkommensverteilung der gesamten Bevölkerung. Entsprechend einer relativen Armutsgrenze werden diejenigen als arm klassifiziert, die über weniger

als einen bestimmten Anteil des mittleren Einkommens verfügen. Das mittlere Einkommen wird dabei über das arithmetische Mittel oder den Median bestimmt.

Wenn Einkommen als Indikator für Armut genutzt werden soll, stellt sich die Frage, welches Einkommen man verwendet. Grundlage der meisten Armutsanalysen ist das einem Haushalt zur Verfügung stehende Nettoeinkommen. Das Haushaltsnettoeinkommen ist die Summe der persönlichen Nettoeinkommen aus sämtlichen Einkommensarten aller Haushaltsmitglieder nach Abzug von Steuern und Sozialabgaben und inklusive staatlicher Transferzahlungen (z. B. Lohn oder Gehalt, Unternehmereinkommen, Rente, Pension, öffentliche Unterstützungen, Einkommen aus Vermietung und Verpachtung, Kindergeld, Wohngeld, Transferleistungen für Unterkunft und Heizung etc.).

Wenn als Ressourcengröße das Haushalteinkommen verwendet wird, muss eine Vergleichbarkeit zwischen den verschiedenen Haushaltsstrukturen erreicht werden. Das zur Verfügung stehende Haushaltseinkommen muss also in Bezug zur Haushaltskonstellation betrachtet werden. Um einen Vergleich von Haushalten verschiedener Größe und Struktur hinsichtlich ihrer Einkommensposition zu ermöglichen, wird ein bedarfsgewichtetes Pro-Kopf-Einkommen, das sogenannte *Äquivalenzeinkommen* bestimmt. Dabei gehen die einzelnen Haushaltsmitglieder mit altersbezogenen Bedarfsgewichten in die Berechnung ein. Dadurch werden zum einen die Skalenerträge, die sich aus geringeren durchschnittlichen Fixkosten in größeren Haushalten ergeben, als auch die altersbezogenen Bedarfsunterschiede berücksichtigt (vgl. Lohmann 1993, S. 483 ff.).

Es stehen verschiedene *Äquivalenzskalen* zur Gewichtung zur Verfügung. Eine Äquivalenzskala bezeichnet die Menge der verschiedenen Bedarfsgewichte. Die verschiedenen Äquivalenzskalen haben gemein, dass jede Person ein Gewicht zugeteilt bekommt. Das Referenzmitglied besitzt den Wert 1, bei weiteren Mitgliedern ist das Gewicht meist altersabhängig. Das bedarfsgewichtete Pro-Kopf-Einkommen ergibt sich dann aus dem Haushaltseinkommen geteilt durch die Summe der Bedarfsgewichte. Als Standard hat sich die Verwendung der neuen OECD-Skala durchgesetzt. Hier wird der ersten Person im Haushalt ein Gewicht von 1 zugeteilt. Jede weitere Person ab 14 Jahren erhält ein Bedarfsgewicht von 0,5 und Kinder unter 14 Jahren ein Bedarfsgewicht von 0,3 (vgl. Hauser 2012, S. 130 f.).

Auch nicht monetäre Einkommenskomponenten, wie der fiktive Mietwert selbstgenutzten Wohneigentums, können bei der Bestimmung des Einkommens anrechnet werden (vgl. Frick, Grabka und Hauser 2010). Vermögen und Einkommen aus Zinsen bleiben meistens unberücksichtigt. Da dies bei älteren Personen oft einen erheblichen Anteil des Einkommens ausmacht, erschwert dies die Armutsmessung bei Älteren (vgl. Piachaud 1992, S. 79 f.). Es kann auch nur das reine

Erwerbseinkommen einer Person Gegenstand der Untersuchung sein, es ist jeweils aber immer zwischen dem Brutto- und Nettoeinkommen zu unterscheiden.

Neben der Art des verwendeten Einkommens ist auch zu klären, in welchem Zeitabschnitt der Ressourcenindikator „Einkommen“ erfasst werden soll. Das Einkommen kann wöchentlich, monatlich, jährlich oder lebenszeitlich gemessen werden, der zeitliche Bezugsrahmen wird immer von der jeweiligen Fragestellung bestimmt. Je länger die Zeitspanne ist, innerhalb derer das Einkommensniveau gemessen wird, umso mehr wird die Einkommensfluktuation eingeebnet. Nach den Empfehlungen der Canberra Group sind für Einkommensverteilungsanalysen Jahreseinkommen zu verwenden. Da sich die Jahreseinkommen aber immer nur auf das Jahr vor dem jeweiligen Befragungszeitpunkt beziehen können, wird alternativ auch das Monatseinkommen herangezogen. Die Wahl der Zeiteinheit hängt auch vom Einkommensniveau der Untersuchungsgruppe ab. Je geringer das Einkommen, desto schwieriger ist es, Ressourcen über die Zeit zu strecken, und auch umso dringlicher ist der tägliche Bedarf (vgl. ebd., S. 80 f.).

Bei den meisten Untersuchungen werden Monats- oder Jahreseinkommen als Indikatoren verwendet. Für eine Nutzung des Jahreseinkommens spricht, dass Einkommenszahlungen über die Zeit je nach Art der Beschäftigung sehr ungleichmäßig anfallen können und ein zu einem beliebigen Zeitpunkt erhobenes Monatseinkommen die tatsächliche Einkommenssituation nicht genau erfasst. Beim Monatseinkommen sind jährliche Einmalzahlungen wie Weihnachts- oder Urlaubsgeld schwer zu berücksichtigen. Im Jahresnettoeinkommen eines Haushalts sind auch alle zeitlich unregelmäßig anfallenden Zahlungen enthalten. Ein Nachteil ist, dass nur kurz andauernde Armutsphasen bei diesem Jahreskonzept unentdeckt bleiben können. In Unterabschnitt 4.2.1 und Unterabschnitt 6.3.1 wird noch genauer auf Messung von Einkommen eingegangen.

Dass die Definitionen von Armut sehr heterogen sind, kam bereits zur Sprache. Eine Definierung von Armut im wissenschaftlichen Sinne bedeutet, dass einer systematischen Methode gefolgt wird, die auch intersubjektiv nachprüfbar ist (vgl. Neumann 1999, S. 24). Um ein vergleichbares Maß der Armut zu haben, hat sich in der Armutsforschung der Begriff der *Armutsgefährdung* bzw. des *Armutsrisikos* durchgesetzt. Dieser Begriff soll darauf verweisen, dass ein geringes Einkommen nicht zwangsläufig mit Armut und sozialer Ausgrenzung gleichzusetzen ist. Die relative Einkommensarmutsgrenze bei 60 Prozent des Medians des Nettoäquivalenzeinkommens des jeweiligen Landes wird daher *Armutsrisikogrenze* genannt. Der wichtigste Indikator für Armut ist die *Armutsrisikoquote* und wird definiert als der Anteil der Personen, deren Einkommen unterhalb der Armutsrisikogrenze liegt (vgl. Strengmann-Kuhn und Hauser 2012, S. 174).

2.2.2 Der institutionelle Ansatz

Der institutionelle Ansatz bietet eine alternative Möglichkeit zur Bestimmung des soziokulturellen Mindeststandards. Dabei wird der Anteil der *bekämpften Armut* mittels normativer Setzungen des Gesetzgebers definiert. Um Armut zu bekämpfen, wird im deutschen Recht ein soziokulturelles Existenzminimum festgelegt. Der institutionelle Ansatz zieht den Bezug staatlicher Transferleistungen als Identifikationsmerkmal zur Bestimmung der bekämpften Armut heran. Hierbei werden Personengruppen betrachtet, die staatliche Unterstützung in Form von Sozialleistungen erhalten.

Aus der Sichtweise des institutionellen Ansatzes besteht die bekämpfte Armut aus *Bedürftigen*, die ihren Lebensunterhalt nicht aus eigenen Mitteln bestreiten können und aus diesem Grund Anspruch auf staatliche Transferleistungen haben. Diese Forschungsarbeit nutzt den institutionellen Ansatz zur Bestimmung von bekämpfter Armut und verwendet den Bezug von Arbeitslosengeld II (ALG II) als Armutsindikator. Eine Übersicht zur Einführung von ALG II bieten Eichhorst, Grienberger-Zingerle und Konle-Seidl (2010).

ALG II wurde im Jahr 2005 als ein Teil der *Hartz-Reformen* in Deutschland eingeführt. Die Hartz-Reformen nach Sozialgesetzbuch zweites Buch (SGB II) können sicherlich als die tiefgreifendsten Arbeitsmarkt- und Sozialreformen in der Geschichte der Bundesrepublik bezeichnet werden. Zentral war hierbei die Zusammenlegung von Sozialhilfe und Arbeitslosenhilfe zu einem einheitlichen System der Grundsicherung für Arbeitsuchende. Das ALG II soll die notwendigen Ressourcen zur Befriedigung der grundlegenden Bedürfnisse bereitstellen. Das zentrale Ziel des ALG II war die Reintegration von bislang ausgeschlossen Personen in den Arbeitsmarkt. Leistungen des ALG II werden nicht auf Personenebene, sondern an *Bedarfsgemeinschaften* ausgezahlt. Das heißt, dass die Einkommen und Vermögen aller Mitglieder einer Bedarfsgemeinschaft bei der Prüfung der Hilfebedürftigkeit herangezogen werden.

Anspruchsberechtigt ist, wer den Lebensunterhalt nicht aus eigenem Einkommen oder Vermögen bestreiten kann und zu einer Erwerbstätigkeit im Umfang von mindestens 15 Wochenstunden in der Lage ist. Zudem gilt eine Altersbegrenzung vom 16. Lebensjahr bis zu einer Obergrenze, die je nach Geburtsjahrgang zwischen dem 65. und dem 67. Lebensjahr liegt. Personen in Bedarfsgemeinschaften, die nicht erwerbsfähig sind, erhalten Sozialgeld.

Die Höhe der Transferleistungen richtet sich nach dem *Regelbedarf*. Dieser wird seit Beginn 2011 durch das *Regelbedarf-Ermittlungsgesetz* (RBEG) ermittelt und wurde zuvor durch die *Regelsatzverordnung* bestimmt. Der Regelbedarf soll den Lebensunterhalt unter anderem für die Bereiche Nahrung, Getränke, Bekleidung,

Wohnen (ohne Mietkosten), Möbel, Haushaltsgeräte, Gesundheitspflege, Verkehr, Telefon, Freizeit, Kultur, Unterhaltung sowie weitere Waren und Dienstleistungen gewährleisten. Zur Ermittlung des Regelbedarfs werden die Konsumausgaben der unteren Einkommensgruppen aus den Daten der *Einkommens- und Verbrauchsstichprobe* (EVS) herangezogen (siehe Unterabschnitt 2.4.3). Seit Einführung des ALG II im Jahr 2005 ist der Regelbedarf für eine erwachsene alleinstehende Person von 345 Euro auf 399 Euro (Stand Januar 2015) angestiegen. Durch diese Veränderungen können auch Veränderungen in der Armutspopulationsgröße herbeigeführt werden.

Empfänger von ALG-II-Leistungen müssen nicht zwangsläufig arbeitslos sein. Auch erwerbstätige Personen, deren Einkommen zur Sicherung eines Existenzminimums nicht ausreicht, können diese Leistungen erhalten (Bruckmeier et al. 2013). Hierzu zählen neben Personen in Beschäftigungen mit niedrigem Einkommen auch Personen, die zwar über genügend Einkommen verfügen, um das eigene Existenzminimum zu sichern, jedoch nicht um den Bedarf der Gemeinschaft, bestehend aus Partner und/oder Kindern. ALG-II-Empfänger können auch aus anderen Gründen dem Arbeitsmarkt nicht zur Verfügung stehen. Dabei handelt es sich um Gründe, die eine Aufnahme einer Erwerbstätigkeit nicht zulassen. Hierzu zählt z. B. die Betreuung von Kindern oder die Teilhabe an einer beruflichen Weiterbildung (Beste, Bethmann und Trappmann 2010).

In der öffentlichen Wahrnehmung wird die Einführung des ALG II häufig mit einem Anstieg und einer Verfestigung von Armut in Verbindung gebracht. Tatsächlich war diese mit einer Senkung der Transferleistungen für bestimmte Gruppen verbunden, die vor der Reform Arbeitslosenhilfe bezogen hätten (Becker und Hauser 2006). Dies in Kombination mit der Verkürzung der Bezugsdauer von Arbeitslosengeld sowie der Verschärfung der Zumutbarkeitsregelungen haben die Anreize erhöht, geringbezahlte Jobs anzunehmen. Die verbesserten Hinzuverdienstmöglichkeiten sowie die Einführung der Mini-Jobs haben diese Anreize weiter erhöht. In diesem Zusammenhang ist von *Aufstockern* die Rede. Dies sind Personen, deren Verdienst nicht ausreichend ist, damit diese (sowie ihre Bedarfsgemeinschaft) über die ALG-II-Schwelle kommen.

Beim institutionellen Ansatz sind ältere Personengruppen ausgeschlossen, da der Leistungsbezug nach dem SGB II nur für Personen unter 65 Jahren möglich ist. Danach folgt entweder der Renteneintritt oder die Grundsicherung im Alter und bei Erwerbsminderung (nach Sozialgesetzbuch Zwölftes Buch).

2.2.3 Der Lebensstandardansatz

Da in der Armutsforschung Konsens besteht, dass eine eindimensionale Messung im Sinne einer Konzentration auf Ressourcen zu einseitig ist (vgl. Buhr und Leibfried 2009, S. 105), wird im Rahmen dieser Forschungsarbeit auch der Lebensstandardansatz zur Untersuchung von Armut gewählt. Um den Lebensstandard abzubilden, stehen Erhebungsinstrumente zur Verfügung, die die Versorgung von Haushalten mit Ausstattungsgegenständen und Möglichkeiten für Aktivitäten erfassen. In diesem Zusammenhang wird im Weiteren von *Deprivationsindikatoren* bzw. *Deprivationsitems* gesprochen. Hiermit sind die einzelnen erhobenen Gegenstände und Aktivitäten gemeint.

Die Herangehensweise über den Lebensstandard geht auf die Arbeiten von Townsend (1979) zurück und wurde u. a. von Muels (1993), Mack und Lansley (1985) und Halleröd (1995) weiterentwickelt. Nach Townsend (1979, S. 413) können Personen als depriviert bezeichnet werden, „if they lack the types of diet, clothing, housing, environmental, educational, working and social conditions, activities, and facilities which are customary, or at least widely encouraged or approved, in the societies to which they belong“.

Weiter kann die mangelnde Teilhabe eines Individuums an einem allgemein akzeptierten Lebensstandard als Deprivation bezeichnen werden, wenn sie „nicht durch freiwilligen Entschluss, sondern durch äußere (sozial bedingte) Umstände zustande kommt“ (Andreß, Christoph und Lietzmann 2010, S. 513).

Betrachtet wird nicht die potenzielle Versorgungslage, die sich durch die verfügbare Einkommenshöhe ergibt, sondern die tatsächliche materielle Situation einer Person. Um den Lebensstandard abzubilden, wird die Ausstattung von Haushalten mit Gütern und die Ausübung von Aktivitäten der Haushaltsmitglieder herangezogen. Fehlende Güter oder nicht ausgeübte Aktivitäten geben Hinweis auf einen unzureichenden Lebensstandard. Zu berücksichtigen ist, dass das Nichtbesitzen bzw. Nichtausüben bestimmter Indikatoren nicht notwendigerweise ein Anzeichen für Deprivation sein muss, sondern das Resultat bestimmter individueller Präferenzen sein kann. Daher sollten fehlende Güter oder nicht ausgeübte Aktivitäten nur dann als Hinweis auf Deprivation gewertet werden, wenn ihr Fehlen auf finanzielle Gründe zurückzuführen ist. Dies kann mit einer anschließenden Frage, ob der Indikator aus finanziellen oder anderen Gründen nicht vorhanden ist, geprüft werden.

Ein angemessener Lebensstandard erstreckt sich auf verschiedene Bereiche der materiellen Versorgung. Der Lebensstandardansatz kann daher als mehrdimensionaler Ansatz verstanden werden, bei dem mehrere Dimensionen der Deprivation durch verschiedene Indikatoren abgebildet werden. Es besteht dabei die Mög-

lichkeit, zwischen kurzfristig und langfristig veränderlichen Dimensionen zu unterscheiden. Im Bereich der sozialen Teilhabe sind z. B. schnellere Veränderungen vorstellbar als im Bereich der Wohnung.

Der Grad des Ausschlusses von einem allgemein akzeptierten Lebensstandard kann durch zusammenfassende Indizes bestimmt werden. Ab einer gewissen Anhäufung von Mangelerscheinungen spricht man von Deprivation. Für die Zusammenführung der einzelnen Indikatoren zu einem gemeinsamen Index stehen verschiedene Methoden zur Verfügung. Den simpelsten Ansatz stellt die Berechnung eines nicht gewichteten Index durch einfache Addition der fehlenden Indikatoren dar. Die Indikatoren, die aus finanziellen Gründen fehlen, können ohne Gewichtung aufaddiert werden. Dabei werden alle Güter und Aktivitäten mit der gleichen Bedeutung integriert. Dies erscheint nicht immer sinnvoll. Um den einzelnen Indikatoren unterschiedliche Relevanz zuzuweisen, kann eine Gewichtung der Indikatoren erfolgen. Dabei spricht man von einem proportionalen Deprivationsindex.

Die Indikatoren können entweder nach dem Grad ihrer Verbreitung innerhalb der Gesellschaft (Desai 1988) oder aber nach ihrer gesellschaftlichen Notwendigkeit (Halleröd 1995) gewichtet werden. Das heißt für Ersteres, dass ein Fehlen besonders verbreiteter Güter oder Aktivitäten stärker deprivierend wirkt als das Fehlen weniger verbreiteter Güter oder Aktivitäten. Bei Letzterem wirkt das Fehlen eines von der Gesellschaft als notwendig erachteten Indikatoren stärker als das eines weniger notwendig erachteten Indikators. Während die Verbreitung aus den individuellen Informationen zum Besitz abgeleitet werden kann, ist zur Bestimmung der gesellschaftlichen Relevanz eine zusätzliche Einschätzung der Befragten notwendig. Es können auch nur die als relevant erscheinenden Indikatoren (z. B. mit einem Verbreitungsgrad größer 50 Prozent) in den Index mit aufgenommen werden (Mack und Lansley 1985). Nach Lipsmeier (1999) ergeben sich zwischen den Ergebnissen eines nicht gewichteten und eines gewichteten Lebensstandardindex nur geringe Unterschiede. Die Analysen in dieser Arbeit wurden als Sensibilitätstest immer mit einer ungewichteten und einer gewichteten Variante durchgeführt.

Eine andere Methode stellt die Identifizierung relevanter Indikatoren durch die Faktorenanalyse dar (siehe Kapitel 7). Durch Bildung eines Index aus ausschließlich relevanten Indikatoren, ist eine Gewichtung der einzelnen Indikatoren nicht mehr notwendig, da nur noch Indikatoren verwendet werden, die einen starken Zusammenhang zu materieller Deprivation ausweisen (Callan, Nolan und Whelan 1993; Nolan und Whelan 1996).

Bisher gibt es keine Einigkeit, wie die Bestimmung der Deprivationsgrenze beim Lebensstandardansatz am besten erfolgen soll. In der Forschung werden verschiedene Methoden zur Bestimmung eines Schwellenwertes verwendet. Es kann zwischen statistischen und nicht statistischen Kriterien unterschieden werden

(Andreß und Lipsmeier 2001). In Anlehnung an die Definition der Einkommensarmut kann ein bestimmter Anteil oder eine bestimmte Abweichung (z. B. eine Standardabweichung) vom Mittelwert als Armutsgrenze dienen. Eine nicht statistische Definition der Armutsgrenze ergibt sich durch die (theoretische) Festlegung einer bestimmten Anzahl von fehlenden Indikatoren, ab der eine Person als arm zu betrachten ist (z. B. Mack und Lansley 1985).

Ein erster Schritt zu einer Vereinheitlichung der Messung von materieller Deprivation wurde durch die Aufnahme des Indikators „Erhebliche materielle Deprivation“ zur Zielmessung der Senkung von Armut und sozialer Ausgrenzung in Europa im Rahmen der „Europa 2020-Strategie“ der Europäischen Union gemacht. Hierfür wird der im *EU-SILC* erhobene Deprivationsindex verwendet. Erhebliche materielle Armut liegt dann vor, wenn vier von neun Ausgaben aus finanziellen Gründen fehlen. Die neun Ausgaben ähneln denen in PASS stark, allerdings weichen die genauen Fragetexte leicht voneinander ab (Eurostat 2012).

2.2.4 Die drei Ansätze im Vergleich

Vergleicht man die drei Ansätze ergeben sich einige Gemeinsamkeiten, aber auch entscheidende Unterschiede. Alle drei Ansätze messen Armut nicht auf der Ebene der Personen, sondern auf der Ebene des Haushalts bzw. der Bedarfsgemeinschaft. Dies folgt der Annahme, dass Personen in Haushalten als ökonomische Einheit handeln und Einkommen wie Konsum teilen. Die Verteilung der Ressourcen bzw. des Lebensstandards zwischen den einzelnen Mitgliedern ist hierbei nicht Teil dieser Betrachtung. Es wird implizit angenommen, dass eine faire Verteilung stattfindet.

Neben dieser Gemeinsamkeit weisen die drei Ansätze spezifische Vor- und Nachteile auf. Obwohl der institutionelle Ansatz, wie auch der Ressourcenansatz, auf dem zur Verfügung stehenden Einkommen basieren, gibt es doch wesentliche Unterschiede. So weicht die Gewichtung der Bedarfe in Abhängigkeit von der Haushaltszusammensetzung zwischen dem Gesetzgeber und der OECD-Definition voneinander ab. Für weitere Personen in der Bedarfsgemeinschaft fallen die Abschläge gegenüber der neuen OECD-Äquivalenzskala deutlich höher aus. Eine zweite erwachsene Person ab 18 Jahren im Haushalt hat immerhin noch Anspruch auf ca. 90 Prozent der Regelleistung der ersten Person. Minderjährige erhalten gestaffelt nach dem Lebensalter zwischen ca. 60 Prozent und ca. 80 Prozent dieses Regelsatzes.² Daneben werden im SGB II die Kosten der Unterkunft, soweit angemessen, in der tatsächlich anfallenden Höhe übernommen.

² Seit der Einführung des RBEG wird der Regelbedarf für weitere leistungsberechtigte Personen in einer Bedarfsgemeinschaft neben dem Antragsteller nicht als Anteil des Regelsatzes, sondern gesondert ermittelt.

Als Besonderheit bei der Wohlfahrtsmessung von Personen im ALG-II-Bezug gilt es zu berücksichtigen, dass die Einkommen in Leistungsempfängerhaushalten weitgehend durch institutionelle Regelungen bestimmt sind. Daher unterliegen diese nur sehr geringen Veränderungen über die Zeit, wodurch der auf Ressourcen basierende Ansatz nur sehr eingeschränkt zur Bestimmung der Wohlfahrt und deren Entwicklung über die Zeit eines Haushalts im ALG-II-Bezug geeignet ist. Die Alternative einer direkten Messung über den Lebensstandardansatz kann hier hilfreich sein, um Veränderungen in der Wohlfahrt über die Zeit in Arbeitslosigkeit oder im ALG-II-Leistungsbezug besser zu beobachten.

Aus theoretischer Sicht bieten direkte Armutsansätze einige Vorteile gegenüber indirekten einkommensbasierten Ressourcenansätzen (Brewer, Goodman und Leicester 2006; Headey 2008; Meyer und Sullivan 2003; Noll und Weick 2007). Während der direkte Lebensstandardansatz die faktische Lebensweise berücksichtigt und dazu dient, eine tatsächliche Unterversorgung und Benachteiligung zu erfassen, bleibt bei indirekten Ansätzen die Verantwortung für die Verwendung der Ressourcen den jeweiligen Individuen überlassen. Dadurch können unterschiedliche individuelle Präferenzen, Fähigkeiten oder Persönlichkeitsmerkmale, die unterschiedliche Resultate in der eigentlichen Lebensweise erzeugen, unberücksichtigt bleiben.

Bei Armutsanalysen anhand des Ressourcenansatzes werden zudem häufig bestimmte Komponenten der finanziellen Situation, wie Vermögen und Schulden, vernachlässigt. Diese können allerdings für die Lebenssituation der Personen sehr entscheidend sein. So können Einkommen starken Schwankungen unterliegen (z. B. bei Selbständigen oder bei irregulärer Beschäftigung), während sich der Lebensstandard aufgrund von Ersparnissen, Krediten und Rückzahlungen (vorausschauenden Wirtschaften) auf einem annähernd gleichbleibenden Niveau bewegt. Auch in Phasen, in denen das Einkommen sinkt (so z. B. bei Auftreten von Arbeitslosigkeit), kann der Lebensstandard noch eine Zeit lang auf dem vorherigen Niveau gehalten werden und sinkt erst zeitversetzt auf das neue Einkommensniveau ab.

Auch wird nicht berücksichtigt, dass sich Teile des Lebensstandards auch über andere Wege generieren lassen. Dabei kommt vor allem sozialen Unterstützungsnetzwerken eine zentrale Bedeutung zu. Ebenfalls unberücksichtigt bleibt, ob in vorherigen Zeiten eine Investition in den Lebensstandard, und insbesondere in langlebige Güter, stattgefunden hat. Auch wenn es zu einer Verschlechterung der finanziellen Situation kommt, kann durch die vorherigen Investitionen der Lebensstandard eine Zeit lang erhalten bleiben. Und auch unterschiedliche Kosten für vergleichbare Güter, wie sie sich durch regionale Preisunterschiede, aber auch individuelle Merkmale (wie gesundheitliche Einschränkungen) ergeben, werden bei den meisten, auf dem Ressourcenansatz basierenden Armutsanalysen nicht berücksichtigt.

Dem Lebensstandardansatz hingegen fehlt eine universale Einheit, wie sie bei der Ressourcenbetrachtung das Einkommen darstellt. So muss man sich mit einer Auswahl an Items begnügen, da eine genaue Messung des Lebensstandards faktisch ausgeschlossen ist. Und die Auswahl der erhobenen Indikatoren unterliegt immer einem Entscheidungsprozess. Daher wird weniger eine genaue Messung des Lebensstandards vorgenommen, als vielmehr versucht, einen Indikator für materielle Deprivation und deren Ausmaß zu erhalten. Manche der langlebigen Güter (z. B. Fernseher und Kühlschrank) müssen nur einmal im Haushalt vorhanden sein, während bestimmte Aktivitäten (z. B. Kinobesuch) oder individuelle Güter (z. B. Kleidung und Nahrung) für alle Haushaltsmitglieder realisierbar sein müssen. Je nachdem, wie häufig welche Art von Indikatoren verwendet wird, werden bestimmte Haushaltstypen bevorzugt bzw. benachteiligt. Eine Besonderheit ist, dass der Lebensstandardansatz als mehrdimensionaler Ansatz verstanden werden kann, bei dem mehrere materielle Dimensionen der Deprivation, wie z. B. Wohnen, soziale Teilhabe und Konsum durch verschiedene Indikatoren abgebildet werden. Auch hat sich bislang keine allgemeingültige Vorgehensweise für die Bestimmung der Armutsschwelle durchgesetzt. So wird in manchen Studien ein bestimmter Wert an fehlenden Indikatoren vorab festgelegt, während andere Studien versuchen, diese Grenze aus den Daten empirisch abzuleiten.

2.3 Maße zur Analyse von Armut

Kennziffern bilden in der Sozialberichterstattung einen festen Bestandteil, um gesellschaftlich relevante Veränderungen zu beschreiben. Zur Analyse von Armut stehen verschiedene Kennziffern zur Verfügung. Diese können nach den einzelnen Ansätzen zur Armutsmessung variieren. Hierbei kann man zwischen Kennziffern der *statischen* und der *dynamischen Armutsforschung* unterscheiden (vgl. Hauser 2012, S. 137 f.).

2.3.1 Statische Maße

Zur Analyse von Einkommensverteilungen und Armut können verschiedene Maße herangezogen werden. Zwei Kennziffern, die Auskunft über das Maß der Ungleichverteilung geben, sind die *Lorenz-Kurve* und der daraus abgeleitete *Gini-Koeffizient*. Die Lorenzkurve zeigt die statistische Verteilung anhand einer graphischen Darstellung. Dabei drückt der Anteil der Fläche zwischen der perfekten Gleichverteilungsgerade und der beobachteten Lorenz-Kurve an der Fläche zwischen der Gleichverteilungsgerade und der Ungleichverteilungsgerade die Ungleichverteilung aus. Der Gini-Koeffizient gibt diesen Anteil mit einer Kennziffer zwischen

0 (absolute Gleichverteilung) und 1 (absolute Ungleichverteilung) wieder (vgl. Haughton und Khandker 2009, S. 104 f.).

Armutsanalysen gehen häufig von einer relativen Armutsgrenze aus. Dabei wird als arm klassifiziert, wer über weniger als einen bestimmten Anteil des mittleren Einkommens verfügt. Das mittlere Einkommen wird dabei meist über den Median bestimmt, da dieser gegenüber extremen Werten am Rand der Verteilung robuster ist als das arithmetische Mittel. Neben der in Analysen hauptsächlich verwendeten Grenze bei 60 Prozent – hierbei spricht man von der Armutsrisikoschwelle – kann zusätzlich auch eine 40 Prozent- und 50 Prozent-Schwelle verwendet werden, um *strenge Armut* abzubilden. Zu Vergleichszwecken wird teilweise auch die Schwelle von 70 Prozent des Medians als *milde Armutsschwelle* herangezogen.

Ein einfaches Armutsmaß besteht darin, die Anzahl der Personen zu zählen, die die Armutsschwelle unterschreiten und diese ins Verhältnis zur Gesamtbevölkerung zu setzen. Hieraus ergibt sich die Armutsquote. Hierbei wird jedoch nicht die Einkommensverteilung innerhalb der Armutspopulation berücksichtigt. Anhand des sogenannten *FGT*-Maßes (Foster, Greer und Thorbecke 1984) kann die Armutsquote (FGT_0) weiter differenziert werden, wodurch sich Aussagen über die Tiefe der Armut treffen lassen. Die generelle Formel für das *FGT*-Maß lautet:

$$FGT_{\alpha} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^H \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^{\alpha} \quad (2.1)$$

Durch den Parameter α wird für alle H Personen in Armut die Lücke zwischen dem Einkommen y des Individuums i zur Armutsschwelle z gewichtet und tiefere Armut stärker ins Maß aufgenommen. Während bei der Armutsquote (FGT_0 : $\alpha = 0$) der Abstand des individuellen Einkommens y_i zur Armutsschwelle z unberücksichtigt bleibt, stellt die Armutslücke (FGT_1 : $\alpha = 1$) ein Maß für den durchschnittlichen Einkommensabstand zur Überwindung der Armutsgrenze dar. Sie gibt somit Auskunft über das Ausmaß der Armut. Bei der Berechnung der Armutsintensität (FGT_2 : $\alpha = 2$) werden in Armut lebende Personen umso stärker gewichtet, je weiter ihr Einkommen unterhalb der Armutsgrenze liegt. Diese Maße gehören bei Armutsanalysen zu den grundlegenden Kennziffern.

2.3.2 Dynamische Maße

Bei den oben genannten Maßen handelt es sich um Kennziffern der statischen Armutsanalyse. Diese geben Auskunft über Armut zu einem bestimmten Zeitpunkt. Wenn die Dynamik von Armut berücksichtigt werden soll, kommen weitere Indikatoren zum Einsatz (vgl. Hauser 2012, S. 137 f.). Hier werden häufig Übergangs-

raten (Eintrittsraten, Austrittsraten), Wiederkehrraten und Verweildauern verwendet. Diese geben an, wie hoch der Anteil der Personen ist, die in Armut absinken, aus der Armut aussteigen, wie lange sie sich in diesem Armutszustand befinden und wie häufig Armutsepisoden wiederkehren.

Zur Darstellung der Dynamik im unteren Wohlfahrtsbereich lassen sich verschiedene Methoden einsetzen. Eine häufig gewählte Darstellungsform sind Mobilitätsmatrizen, welche beim Vergleich von zwei Zeitpunkten die relativen Häufigkeiten der Übergänge zwischen Wohlfahrtsgruppen sowie die des Verbleibs in einer Gruppe ausweisen. Hier sind neben der generellen Mobilität vor allem die Mobilitätsprozesse in der untersten Wohlfahrtsgruppe interessant. Dabei können die Gruppen aus Quantilen (meist Quintile oder Dezile) der Wohlfahrtsverteilung oder nach Anteilen an Mittelwerten (wie z. B. der 60 Prozent-Grenze des Medianeinkommens) gebildet werden.

Für die Beurteilung von Armutsmobilität können auch die Dauern von Armutsepisoden hilfreich sein, da das Ende der Armutsepisode mit dem Aufstieg aus Armut gleichzusetzen ist. Hohe Anteile dauerhafter Armut sprechen gegen eine hohe Mobilität der Armutspopulation. Ein Vergleich verschiedener Ergebnisse zur Armutsdynamik muss zudem berücksichtigen, welcher Untersuchungszeitraum zugrunde gelegt wird. Bezogen auf Mobilitätsprozesse wird häufig zwischen kurzfristigen, mittelfristigen und, falls es die Datenlage erlaubt, langfristigen Abstiegen in Armut und Aufstiegen aus Armut unterschieden. Während die kurzfristige Mobilität nur Aussagen über die Quantität zulässt, kann bei der Untersuchung mittel- und langfristiger Mobilität auch die Qualität der Bewegungen, in Form langer Phasen der Armut bzw. Nichtarmut, ermittelt werden. Es kann zudem zwischen Wechseln in benachbarte Wohlfahrtsklasse und Sprünge in nicht direkt benachbarte Wohlfahrtsklassen, die somit stärkere Veränderungen der individuellen Situation darstellen, unterschieden werden (Buhr und Leibfried 2009).

2.4 Daten zur Analyse von Armut

Um das Phänomen Armut begreifen und diesem entgegenwirken zu können, muss es zunächst einmal erkannt werden. Hierfür ist also eine Messung von Armut notwendig. Bei dieser Messung sind allerdings bestimmte Probleme zu beachten. Die gemessenen Informationen, mit denen Analysen zu Armut durchgeführt werden können, liegen in Form von Daten vor. Für die Analyse von Armut stehen in Deutschland verschiedene Datenquellen zur Verfügung. Es gilt daher die spezifischen Besonderheiten zu beachten. Diese werden im folgenden Abschnitt dargestellt.

2.4.1 Besonderheiten von Befragungsdaten

Für die Beantwortung von Fragen im Bereich der Armutsforschung stehen unter anderem Befragungsdaten und administrative Daten zur Verfügung. Befragungsdaten werden gezielt erhoben, um bestimmte Forschungsfragen zu beantworten. Bei administrativen Daten handelt es sich um Informationen, die eine Institution sammelt, um ihre eigentliche Aufgabe erfüllen zu können. Befragungsdaten weisen spezifische Eigenschaften auf, welche bei der Interpretation der Ergebnisse zu berücksichtigen sind.

So können beispielsweise Einkommensangaben Rundungen aufweisen (vgl. Drechsler und Kiesel 2014). Diese Eigenschaften von Befragungsdaten können wiederum zwischen verschiedenen Befragungen, z. B. aufgrund des Erhebungsrahmens, variieren. Auch können spezifische Probleme, wie sozial erwünschtes Antwortverhalten oder Akquieszenz, bei Befragungsdaten auftreten.

Es kann des Weiteren zwischen Daten unterschieden werden, die die interessierende Grundgesamtheit voll erfassen und Daten, die nur eine Teilpopulation der Grundgesamtheit beinhalten. Ist die Grundgesamtheit voll erfasst, spricht man von einer *Vollerhebung*. Bei der Bestimmung von Kennziffern für eine Grundgesamtheit kann unter bestimmten Voraussetzungen jedoch auch auf Informationen einer *Stichprobe* dieser Grundgesamtheit zurückgegriffen werden. Mittels inferenzstatistischer Methoden können so Rückschlüsse auf die Grundgesamtheit gemacht werden. Allerdings stellt sich hier die Frage der Repräsentativität.

Inferenzstatistische Auswertungen unterliegen gewissen Unsicherheiten. Beim Stichprobenverfahren können unterschiedliche Fehlerquellen Einfluss auf die Ergebnisse nehmen. Im Vordergrund steht die Exaktheit von Erhebungsdaten. Diese nimmt einen großen Raum in der Forschungsliteratur zu Umfragemethoden ein und wird meist als Gesamtfehler einer Umfrage mit dem Konzept des *total survey error* (TSE) beschrieben. Um den TSE zu untersuchen wird der Erhebungsprozess in Teilschritte zerlegt, die als individuelle Fehlerquellen aufgefasst werden (vgl. Groves et al. 2013):

- *validity* (Validität der Spezifizierung der zu messenden Konstrukte)
- *coverage error* (Fehler bei der Abbildung der Grundgesamtheit)
- *sampling error* (Stichprobenfehler)
- *nonresponse error* (Fehler durch Antwortausfälle)
- *measurement error* (Messfehler)
- *processing error* (Fehler bei der Datenverarbeitung)

Alle hier genannten Fehlerquellen können zu Verzerrungen der Schätzer führen. Dieser systematische Fehler wird im Rahmen des TSE-Konzepts *Bias* genannt. Je

nach Fragestellung, Erhebungskonzept und konkreter Durchführung der Erhebung können diese Schritte unterschiedlich stark zum TSE beitragen.

Zum einen kann der *Sampling Frame* von der gewünschten Zielpopulation abweichen. Dies kann dazu führen, dass nur auf einen Teil der gewünschten Zielpopulation hochrechnet wird. Man spricht hier von einem *Coverage Error*. Wenn zudem nicht alle Personen des Sampling Frames die (korrekte) Chance haben in das Sample gezogen zu werden, kann ein *Sampling Bias* die Ergebnisse verzerren.³ Auch *Unit-Non-Response* – die Nichtteilnahme an der Studie von bestimmten Personen – kann, falls die Ausprägungen der relevanten Merkmale der nicht befragten Personen von denen der befragten Personen abweichen, über *Non-Response Error* zu verzerrten Ergebnissen führen. Weitere Verzerrungen in Form von *Adjustment Errors* können durch Korrekturen (z. B. die Gewichtung) zustande kommen (vgl. Groves et al. 2013, S. 49 ff.). Neben *Adjustment Errors*, die durch die Gewichtung entstehen können, liegen weitere potenzielle Fehlerquellen vor. Diese ergeben sich z. B. durch eine nicht angemessene Imputation von fehlenden Antwortangaben (*Item-Non-Response*) (vgl. Frick und Grabka 2005a; Frick, Grabka und Hauser 2010) oder durch eine fehlerhafte Korrektur von *Partial Unit-Non-Response* (Frick et al. 2012). Dies liegt vor, wenn in einem sonst befragungsbereiten Haushalt eine Person vollständig die Teilnahme an der Befragung verweigert.⁴

Üblicherweise werden Armutsanalysen auf Basis von Befragungsdaten mit freiwilliger Teilnahme durchgeführt. Diese weisen spezifische Eigenschaften auf, welche bei der Interpretation der Ergebnisse zu berücksichtigen sind. Dies betrifft u. a. die Teilnahmebereitschaft sowie auch die Interviewsituation, bei der vor allem der Erhebungsmodus von Bedeutung ist. Z. B. kann das Thema einer Befragung die Bereitschaft einer Person zur Teilnahme an der Befragung beeinflussen, was sich auf die *Unit-Non-Response-Raten* auswirkt. Und mit der Zahl der Befragungswellen nimmt die Kooperation bei der Befragung zu. Dies äußert sich vor allem in sinkenden *Item-Non-Response-Raten* als auch in einem Rückgang von gerundeten Angaben (vgl. Frick und Grabka 2010). Zudem gilt, dass die Befragungsqualität generell höher ist, wenn ein Interviewer bei der Befragung anwesend ist (vgl. Leeuw und Collins 1997).

Neben den oben bereits erwähnten Fehlern auf Seite der Stichprobenverfahren, können bei der Erhebung von Informationen zudem Messfehler auftreten. Dabei stellt sich zunächst das Problem der Validität einer Messung, d. h. ob durch das Messinstrument tatsächlich das gemessen wird, was gemessen werden soll. Ein Messfehler auf Personenebene kann zudem durch spezifische Effekte, wie z. B.

3 Der *Sampling Bias* ist nicht zu verwechseln mit dem *Sampling Error*, für den durch Berechnung von Konfidenzintervallen kontrolliert werden kann.

4 Auch durch ein Editing vermeintlicher Ausreißer können zusätzliche Verzerrungen in der Stichprobe auftreten.

durch soziale Erwünschtheit, eintreten. Zusätzlich kann ein Processing Error, z. B. bei der Verkodung von offenen Angaben oder bei der Korrektur nicht plausibler Angaben, zu verzerrten Ergebnissen führen (vgl. Groves et al. 2013, S. 41 ff.).

2.4.2 Paneldaten

Bei Paneldaten erfolgt zu wiederholten Zeitpunkten eine Messung bei denselben Untersuchungseinheiten. Untersuchungseinheiten können dabei Personen, Haushalte, Betriebe oder Länder sein. Ein Beispiel für Paneldaten sind Befragungen derselben Personen über mehrere Jahre hinweg. Bei Querschnittsdaten hingegen werden alle Informationen der Einheiten gleichzeitig zu einem einzigen Messzeitpunkt⁵ erhoben. Bei Zeitreihendaten hingegen werden Variablen zu nur einer einzigen Einheit über mehrere Zeitperioden erfasst. Bei Trenderhebungen werden für jede Untersuchung neue Teilnehmer ausgewählt.

Paneldaten haben die Form:

$$X_{it}, \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

wobei i die Personenebene und t die zeitliche Dimension darstellt. Ein Paneldatensatz enthält idealerweise $i * t$ Beobachtungen. Durch Ausfälle oder das Stichprobendesign ist die Anzahl der Beobachtungen allerdings meist geringer.

Paneldaten bringen eine Reihe von Vorteilen gegenüber anderen Datenformen mit sich. Einer der bedeutsamsten Vorteile gegenüber Querschnitterhebungen ist, dass Veränderungen über die Zeit innerhalb von Personen (individuelle Dynamik) beobachtet werden und dadurch kausale Analysen (zeitliche Abfolge von Veränderungen = kausale Reihenfolge) möglich sind. Zudem erlauben Paneldaten die Anwendung spezifischer Analysemethoden, die für Einflussfaktoren kontrollieren, die man nicht beobachten oder messen kann. Diese können ansonsten zu Verzerrungen der Schätzungen führen (unbeobachtete Heterogenität) (vgl. Brüderl 2010, S. 964).

Neben diesen Vorteilen gehen mit Paneldaten auch spezifische Nachteile einher. Je länger ein Panel läuft, desto größer wird das Problem der Panelmortalität. Hierunter ist das Ausscheiden von Personen aus der Untersuchung zu verstehen. Wenn dieses Ausscheiden systematisch mit bestimmten Merkmalen zusammenhängt, kann dies zu Verzerrungen der Ergebnisse führen. Zudem können sich durch die wiederholte Befragung Paneleffekte einstellen. Das bedeutet, dass die vorherige Befragung auf das Antwortverhalten Einfluss nimmt. Auch muss darauf geachtet werden, dass das

5 Aus Gründen der Durchführbarkeit handelt es sich hier jedoch meist nicht um einen Erhebungszeitpunkt, sondern vielmehr um einen Erhebungszeitraum.

Panel seine Repräsentativität für die Grundgesamtheit beibehält, da ansonsten nur Aussagen zur Grundgesamtheit der ersten Erhebungswelle möglich sind.

Bei lange laufenden Panelerhebungen muss ein Gleichgewicht zwischen der Konstanz der Messinstrumente über die Zeit und einem Messverfahren mit hoher Güte gefunden werden. Die beiden Dimensionen können in einem Konflikt zueinander stehen, wenn sich die Validität des Messverfahrens über die Zeit verändert. In der Paneldatenanalyse werden verschiedene statistische Modelle und Verfahren eingesetzt (siehe Kapitel 5).

2.4.3 Befragungsdaten zur Analyse von Armut in Deutschland

In Kapitel 6 wird untersucht, inwieweit es bei unterschiedlichen Datenquellen zu Unterschieden in den Ergebnissen von Armutsanalysen kommt. Im Folgenden werden die wichtigsten Befragungsdaten für Armutsanalysen in Deutschland kurz dargestellt.

Die größte Befragung in Deutschland ist der *Mikrozensus* (MZ). Dieser ist eine repräsentative Haushaltsbefragung der amtlichen Statistik in Deutschland. Stellvertretend für die Gesamtbevölkerung in Deutschland werden ca. 830.000 Personen in etwa 370.000 Haushalten zu ihren Lebensbedingungen befragt. Dies entspricht 1 Prozent aller Haushalte in Deutschland (Statistisches Bundesamt 2008b). Bei den meisten Fragen des MZ besteht eine gesetzliche Auskunftspflicht. Im MZ wird das Haushaltsnettoeinkommen des Vormonats in 24 Einkommensklassen erhoben. Wegen der Auskunftspflicht besitzt der MZ bei Armutsanalysen einen besonderen Vorteil gegenüber freiwilligen Erhebungen. Die übliche Untererfassung von einkommensschwachen Haushalten bei freiwilligen Erhebungen entfällt dadurch. Allerdings kann die Auskunftspflicht zu falschen Angaben führen. Vor allem aber führt die Auskunftspflicht zu einer geringen Variablenauswahl, wodurch die Analysemöglichkeiten eingeschränkt werden. Zur Messung von Armutsquoten auf Basis des MZ siehe Stauder und Hüning (2004) sowie Gerhardt, Habenicht und Munz (2009).

Eine weitere wichtige amtliche Statistik über die Lebensverhältnisse privater Haushalte in Deutschland stellt die *Einkommens- und Verbrauchsstichprobe* (EVS) dar. Diese enthält Informationen über die Ausstattung mit Gebrauchsgütern, die finanzielle Situation (wie Einkommen, Vermögen und Schulden) sowie die Konsumausgaben privater Haushalte. Die Erhebung findet alle fünf Jahre statt, wobei rund 60.000 private Haushalte befragt werden. Die EVS wird im früheren Bundesgebiet bereits seit 1962 durchgeführt, die neuen Länder wurden 1993 aufgenommen. Anders als beim MZ besteht hier keine gesetzliche Verpflichtung zur Teilnahme (Statistisches Bundesamt 2008a).

Für Analysen zu Armut bieten sich besonders Paneldaten an, da hiermit auch dynamische Entwicklungen untersucht werden können. Das in Deutschland am

längsten laufende Panel ist das Sozio-oekonomische Panel (SOEP). Eine ausführliche Beschreibung befindet sich in Unterabschnitt 6.2.1.

Um Kennziffern zwischen verschiedenen Ländern vergleichen zu können, werden Befragungen auch länderübergreifend erhoben. Das im Auftrag von Eurostat erhobene Europäische Haushaltspanel (ECHP) ist eine Panelerhebung, die Informationen zur Lebenssituation und zu den Arbeitsbedingungen der europäischen Bevölkerung erfasst. Die Durchführung der Studie erfolgt in Zusammenarbeit mit den nationalen statistischen Ämtern. Europaweit nahmen an der Befragung etwa 65.000 Haushalte teil, in Deutschland wurde die Erhebung drei Jahre hintereinander mit jeweils denselben ca. 5.000 Haushalten durchgeführt. Nach der dritten Befragungswelle wurde das Panel in Deutschland eingestellt. Die Informationen wurden anschließend aus dem SOEP sowie aus der amtlichen Statistik herangezogen. 2001 wurde das ECHP nach der achten Erhebungswelle europaweit beendet. Die Erhebung *Statistics on Income and Living Conditions* (EU-SILC) stellt das Nachfolgeprojekt dar und läuft in den meisten Staaten der EU seit 2004. In Deutschland wurde EU-SILC 2005 gestartet (Atkinson und Marlier 2010).

Bei der Befragung von Personen mit geringer Wohlfahrt können sich Probleme der Untererfassung ergeben. Dies ergibt sich daraus, dass besonders die häufig von Armut betroffenen Personengruppen nur schwer erreichbar oder schwierig zu befragen sind (Schnell 1991). Daher bieten sich für Armutsanalysen Befragungsdaten an, die eine speziell hierauf ausgerichtete Stichprobe aufweisen. Das *Niedrigeinkommenspanel* (NIEP) ist eine speziell für die Analyse der Einkommens- und Lebenssituation von einkommensschwachen Haushalten konzipierte Panelbefragung. Besonderes Interesse bestand vor allem an den Prozessen der Entstehung und Überwindung von Armut. Von 1998 bis 2002 wurden dabei sechs Befragungswellen mit einem halbjährlichen Befragungsrhythmus erhoben (Kortmann, Sopp und Thum 2002). Da das NIEP seit 2002 ausgelaufen ist, kann es für Analysen zur Beschreibung der aktuellen Situation nicht herangezogen werden.

Auch das Panel „Arbeitsmarkt und soziale Sicherung“ (PASS) weist einen Stichprobenaufbau auf, der sich besonders für Analysen im unteren Einkommensbereich eignet. Das PASS wird seit 2006 jährlich vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) im Rahmen der SGB-II-Forschung erhoben. Die Haushaltspanelstudie weist ein umfangreiches Themenspektrum auf und erlaubt somit die Beantwortung vielfältiger Fragestellungen der Arbeitsmarkt-, Sozialstaats- und Armutsforschung in Deutschland. Insbesondere Analysen zur Dynamik von Armut und zur Lebenslage von ALG-II-Leistungsempfängern und Personen in einkommensschwachen Haushalten sind aufgrund des inhaltlichen Aufbaus der Studie möglich. Eine detaillierte Beschreibung befindet sich in Abschnitt 4.1.

3 Entwicklung und Dynamik von Armut in Deutschland

Armut wird im Rahmen dieser Forschungsarbeit nach drei Armutsansätzen untersucht. Neben dem auf Einkommen basierenden Ressourcenansatz, werden auch der institutionelle Ansatz, der den Grundsicherungsbezug als Kriterium für bekämpfte Armut heranzieht, und der Lebensstandardansatz, der das Fehlen von Gütern und Aktivitäten eines Haushalts berücksichtigt, verwendet.

In diesem Kapitel erfolgt eine Zusammenfassung des Forschungsstandes zur allgemeinen Entwicklung und individuellen Dynamik der Armut nach diesen drei Ansätzen der Armutsmessung. Dabei werden Ergebnisse auf Basis verschiedener Datenquellen¹ angeführt.

3.1 Einkommensarmut

Bei der empirischen Messung von Armut stellen viele Entscheidungen normative Setzungen dar. Dazu zählt die Wahl der Äquivalenzskala, die Festlegung der Armutsgrenze und nicht zuletzt die Bestimmung eines Analysezeitraums. Diese normativen Entscheidungen beeinflussen das gemessene Ausmaß von Armut, wodurch sich Ergebnisse oft nur eingeschränkt vergleichen lassen² (vgl. Hauser 2012, S. 123 f.). Aus diesem Grund hat sich bei der Messung der Einkommensarmut eine EU-weite Konvention durchgesetzt. So wird, um eine internationale Vergleichbarkeit zu gewährleisten, 60 Prozent des äquivalenzgewichteten Medianeinkommens als die relevante Armutsschwelle verwendet. Im Folgenden beziehen sich, falls nicht anders erwähnt, die dargestellten Ergebnisse auf die Armutsrisikoschwelle bei 60 Prozent des Medianeinkommens.

Aussagen zur individuellen Armutsdynamik lassen sich nur mit Paneldaten treffen. Diese stehen für Deutschland erst seit Beginn des SOEP (1984) zur Verfügung. Für den Zeitraum vor Beginn des SOEP lassen sich daher keine individuellen Verläufe betrachten.

Daher erfolgt zunächst ein kurzer Überblick zur Entwicklung der Armutsrisikoquote³ seit den 1970er Jahren.

-
- ¹ Für Forschungsergebnisse, die auf Basis des SOEP mit Datenlieferungen vor 2008 entstanden sind, ist zu berücksichtigen, dass es zu einer Korrektur in der Variable der imputierten Einkommen gekommen ist, was Auswirkungen auf die berichteten Armutsquoten haben kann. Hierzu siehe die Pressemitteilung des DIW vom 06.05.11 und 12.05.11.
 - ² So kann entweder der Median oder das arithmetische Mittel als Mittelwert der Einkommensverteilung verwendet werden. Bei älteren Publikationen muss zudem zwischen den verwendeten Äquivalenzskalen unterschieden werden. Neuere Ergebnisse beruhen größtenteils auf einer Bedarfsgewichtung nach der neuen OECD-Skala.
 - ³ Die Darstellung beschränkt sich auf die Armutsrisikoquote. Auf die Darstellung der Armutsintensität und der Armutsücke wird hier verzichtet.

3.1.1 Entwicklung von Einkommensarmut

Im ersten Armuts- und Reichtumsbericht (Deutscher Bundestag 2001) wird die Entwicklung der Armutsrisikoquote für Deutschland im Zeitraum von 1973 bis 1998 beschrieben. Die Armutsrisikoquote stieg in Westdeutschland dabei von 1973 bis 1988 von 8,7 Prozent auf 11,8 Prozent an und erhöhte sich, bei Verwendung eines gesamtdeutschen Mittelwertes⁴, für Gesamtdeutschland bis 1998 nochmals auf 12,5 Prozent.

Im zweiten Armuts- und Reichtumsbericht (Bundesregierung 2005) wird eine Fortsetzung dieses Trends festgestellt. Von 1998 bis 2003 ist die Armutsrisikoquote für Gesamtdeutschland demnach von 12,1 Prozent auf 13,5 Prozent angestiegen. Auch im dritten Armuts- und Reichtumsbericht (Bundesregierung 2008) wird ein Anstieg des Armutsrisikos im Zeitraum von 2002 bis 2005 um zwei Prozentpunkte berichtet. Zu vergleichbaren Ergebnissen kommen auch weitere Untersuchungen (vgl. Becker und Hauser 2003a; Frick und Grabka 2005b; Frick et al. 2005; Krause 2003).⁵

Grabka und Frick (2010) berichten von einem deutlichen Anstieg des Armutsrisikos besonders seit Anfang der 2000er Jahre. Dieser Trend ergibt sich für Westdeutschland wie für Ostdeutschland, wenn auch auf einem höheren Niveau in den neuen Bundesländern. Eine Armutsrisikoquote von 15 Prozent im Jahr 2009 entspricht einer absoluten Anzahl von über 12 Millionen Menschen in Deutschland. Seit 2009 nimmt das Armutsrisiko nicht weiter zu (Grabka und Goebel 2013).

Im europäischen Vergleich weist Deutschland eine durchschnittliche Armutsrisikoquote auf. Im Jahr 2003 entsprach die Armutsrisikoquote mit 15 Prozent dem europäischen Durchschnitt. Insgesamt ergab sich eine Spannweite der Armut⁶ von 8 Prozent bis 21 Prozent (Klammer 2008, S. 122).

Personen zwischen 30 und 64 Jahren zählen in Deutschland grundsätzlich zu den Gruppen mit einem niedrigen Armutsrisiko. Während beispielsweise die Armutsrisikoquoten bei den Jüngeren im Jahr 2008 meist über 15 Prozent lagen, waren bei den 25- bis 35-Jährigen knapp unter 15 Prozent arm. Unter den 35- bis 65-Jährigen waren es sogar nur rund 10 Prozent; bei den über 65-Jährigen liegen die Armutsrisikoquoten wieder leicht höher, ohne jedoch 15 Prozent zu überschreiten (Grabka

4 Grundsätzlich wird – auch für die Ermittlung von regionalen Armutsquoten in West- und Ostdeutschland – der gesamtdeutsche Mittelwert zugrunde gelegt, denn ein alternativer Bezugnahmen jeweils auf den west- bzw. ostdeutschen Median war zwar in den ersten Jahren nach der Wiedervereinigung sinnvoll, ist mittlerweile vor dem Hintergrund des mittelfristigen Ziels der Angleichung der Lebensverhältnisse von alten und neuen Ländern aber nicht mehr angemessen.

5 Auch wenn sich Niveauunterschiede in den Armutsrisikoquoten der verschiedenen Untersuchungen ergeben, so sind die Trends im Zeitverlauf doch identisch. Die Niveauunterschiede sind auf die Verwendung unterschiedlicher Datenquellen und alternativer Armutskonzepte zurückführbar.

6 Bei der Interpretation der Armutsrisikoquoten im internationalen Vergleich muss berücksichtigt werden, dass diese keine Rückschlüsse auf das Wohlstandsniveau in den einzelnen Ländern zulassen. Die Armutsrisikoquote sagt viel mehr etwas über die Einkommensungleichheit in einem Land aus.

und Frick 2010). Trotzdem gibt es innerhalb dieses Personenkreises Gruppen, die deutlich häufiger armutsgefährdet sind. Dabei gehen sowohl Individualmerkmale wie Arbeitslosigkeit und niedrige Bildung als auch Haushaltsmerkmale wie die Alleinerziehung mit erhöhter Armutsgefährdung einher (Hauser 2008). Inwiefern diese Faktoren allerdings die Dynamik im Armutsbereich beeinflussen und welche weiteren Faktoren Einfluss nehmen, kann mit einer solchen Querschnittsbetrachtung nicht ergründet werden.

3.1.2 Dynamik von Einkommensarmut

Aussagen zur Dynamik im unteren Einkommensbereich in Deutschland lassen sich durch die Einführung des SOEP seit Mitte der 1980er Jahre machen. Wie oben berichtet, kommt es im Zeitverlauf zu einer Zunahme der Armutspopulation in Deutschland. Über die Dynamik dieser Population lässt sich daraus zunächst wenig ableiten. Jedoch hat sich dadurch die Zahl der Personen, die Aufstiege potenziell wahrnehmen können, erhöht.

Erste dynamische Analysen zur Einkommensarmut in Deutschland stammen von Hauser und Berntsen (1992), Habich, Headey und Krause (1991) und Berntsen und Rendtel (1991). Sie berichten von einer hohen Dynamik im unteren Einkommensbereich in der zweiten Hälfte der 1980er Jahre. Spätere Arbeiten können schon einen längeren Beobachtungszeitraum analysieren und stellen fest, dass Langzeitarmut ein eher seltenes Phänomen ist. In den Untersuchungen von Krause (1994) und Sopp (1994) wird Armut als ein Zustand beschrieben, der häufig nur episodenhaft verläuft und selten von langer Dauer ist. Auch im ersten Armuts- und Reichtumsbericht (Deutscher Bundestag 2001) werden, neben der Entwicklung der Armutsrisikoquote, bereits die Einkommensmobilität und die Einkommensdynamik im Niedrigeinkommensbereich behandelt. Obwohl es im Verlauf der 1990er Jahre zu einer leichten Zunahme der Mobilität in Westdeutschland⁷ kommt, weisen die Werte für Mitte der 1990er Jahre auf eine höhere Stabilität im unteren Einkommensbereich gegenüber Mitte der 1980er Jahre hin.

Hanesch, Krause und Bäcker (2000, S. 101 ff.) berichten für den Zeitraum Mitte der 1990er Jahre von einer relativ hohen Mobilität im Niedrigeinkommensbereich. In den Jahren 1997 bis 1998 schafften innerhalb eines Jahres über ein Drittel den Sprung aus dem untersten Einkommensquintil in eine höhere Einkommensklasse, über 10 Prozent sogar den Sprung über mindestens zwei Quintilsgrenzen. Zudem weisen die Ergebnisse auf ein höheres Ausmaß an Dynamik im unteren Einkommensbereich in den neuen Bundesländern.

⁷ Krause (1998) zeigt in seiner Arbeit die Entwicklung der Armutsdynamik im wiedervereinigten Deutschland.

Bei einem Vergleich der Dynamik von Einkommen und Armut zwischen den neuen und alten Bundesländern ergeben sich jedoch Hinweise auf eine Anpassung der Mobilitätsprozesse der neuen an die alten Bundesländer nach der Wiedervereinigung (Goebel, Krause und Zähle 2007). Im zweiten Armuts- und Reichtumsbericht (Bundesregierung 2005) wird ebenfalls von einer hohen Mobilität im unteren Bereich der Einkommensverteilung berichtet. In den Jahren 1998 bis 2003 sind Phasen in relativer Einkommensarmut meist nur von kurzer Dauer. Ein Drittel der Phasen dauern höchstens ein Jahr, ein weiteres Drittel ein bis zwei Jahre.

Für eine Verschlechterung der Aufstiegschancen spricht ein zunehmender Anteil an Langzeitarmut seit Ende der 1990er Jahre. Neben dem Anstieg der Armutsquote ist auch eine Erhöhung des lange Zeit konstanten Anteils dauerhaft Einkommensarmer besonders ab 2002 feststellbar (vgl. Goebel, Habich und Krause 2006, S. 107 f.). Dementsprechend haben sich die Übergänge aus der prekären Einkommenssituation in höhere Einkommenslagen verringert (Bundesregierung 2008). Auch Goebel, Krause und Zähle (2007) weisen auf eine nachlassende Dynamik in der unteren Einkommensschicht seit Anfang der 2000er Jahre hin.

Von einer Verfestigung der Armut in den letzten 10 Jahren spricht ebenfalls Groh-Samberg (2010), der bei seinen Analysen einen kombinierten Einkommensindikator verwendet.⁸ Grabka und Frick (2008) können in ihren Analysen zur Einkommensmobilität in zwei Fünfjahreszeiträumen (1996–2000 und 2002–2006) eine Verfestigung der Einkommensschichten und eine Verringerung der Aufstiege aus Armut zeigen.⁹ Die Quote der Personen, die sich nach fünf Jahren noch in der armutsgefährdeten Zone befinden, steigt von 54 Prozent auf 66 Prozent. Dagegen sinkt die Quote der armutsgefährdeten Personen, die sich nach fünf Jahren in der Mittelschicht befinden, von 44 Prozent auf 32 Prozent. Mit 2 Prozent bleibt die Quote für Aufstiege in einkommensstarke Positionen gleichbleibend gering. Auch Goebel, Krause und Zähle (2007) weisen auf eine nachlassende Dynamik in der unteren Einkommensschicht seit Anfang der 2000er Jahre hin. Dabei gelingt es Personen in Westdeutschland besser, aus prekären Einkommenssituationen zu entkommen.

Für die Bewertung der Dynamik ist es auch relevant, ob die Aufstiege über den armutsnahen Bereich hinaus führen. In den Jahren 2005 auf 2006 beschränken sich kurzfristige Aufwärtsmobilitätsprozesse aus Armut auf 29 Prozent. Dabei erfolgen zwei Drittel der Aufstiege in den angrenzenden Einkommensbereich (60 Prozent bis 80 Prozent des Medians). Bei Verwendung eines längeren Unter-

8 Dieser berücksichtigt neben den zur Verfügung stehenden Ressourcen auch die Wohnsituation und die Teilhabe am Arbeitsmarkt.

9 Hier liegen die Grenzen für die armutsgefährdende Zone bei unter 70 Prozent, die für die Mittelschicht bei 70 Prozent bis 150 Prozent und die für einkommensstarke Positionen über 150 Prozent des Medians.

suchungszeitraums liegt die beobachtete Mobilität höher als bei der kurzfristigen Betrachtung. Jedoch lebt weiterhin gut die Hälfte der in 2001 in Armut lebenden Personen auch 2006 unterhalb der Armutsrisikogrenze. Bei der Hälfte der Aufstiege handelt es sich um Aufstiege in nicht direkt angrenzende Einkommensbereiche (mindestens 80 Prozent des Medianeinkommens). Wird berücksichtigt, ob es sich um nachhaltige Aufstiege aus Armut handelt, kann im Vergleich zum Zeitraum zwischen 1998 und 2003 ein Rückgang der nachhaltigen Aufstiege¹⁰ von 60 Prozent auf 53 Prozent registriert werden (Grabka, Hauser und Bäcker 2008, S. 89 ff.).

3.2 Bekämpfte Armut

Der institutionelle Ansatz geht zur Bestimmung der bekämpften Armut vom Bezug staatlicher Transferleistungen als Identifikationsmerkmal aus. Hierbei werden Personengruppen betrachtet, die staatliche Unterstützung in Form von Sozialhilfe bzw. ALG II erhalten. Die Höhe der Regelsätze und deren Veränderung unterliegen politischen Entscheidungen, wodurch Veränderungen in der Armutspopulationsgröße herbeigeführt werden können.

3.2.1 Entwicklung von bekämpfter Armut

Zur Betrachtung der Entwicklung bekämpfter Armut in Deutschland liegen die Ergebnisse mehrerer Forschungsarbeiten vor. Seit Anfang der 1960er¹¹ Jahre bis zur Einführung des ALG II im Jahr 2005 ist ein Anstieg der Zahl der Sozialhilfebeziehenden (Hilfe zum Lebensunterhalt) in Deutschland zu erkennen.¹² Vor der Zusammenlegung von Sozialhilfe nach dem BSHG und Arbeitslosenhilfe nach dem Arbeitsförderungsgesetz (AFG) bzw. SGB III zum ALG II nach dem SGB II im Januar 2005 waren 3,5 Prozent der Bevölkerung im Sozialhilfebezug.¹³ Dies entspricht fast 3 Millionen Personen (vgl. Buhr und Leibfried 2009, S. 109 f.).

Ab 2005 lassen sich die Leistungsempfängerzahlen nach dem institutionellen Ansatz nur eingeschränkt mit denen vor diesem Zeitpunkt vergleichen. Die weiterhin bestehende Sozialhilfe richtet sich seitdem an einen eingeschränkteren

10 Personen, die nach dem Startjahr in maximal einem weiteren Jahr in Armut lebten.

11 Die Verabschiedung des Bundessozialhilfegesetzes erfolgte im Jahre 1961.

12 Als Hauptgrund hierfür kann die seit Mitte der 70er Jahre auftretende Massenarbeitslosigkeit angeführt werden (Balsen, Nakielski und Rösse 1984).

13 Die Gruppe der ALG-II-Bezieher setzt sich aus ehemaligen Sozialhilfebeziehern, ehemaligen Arbeitslosenhilfebeziehern sowie Angehörigen von Arbeitslosenhilfebeziehern zusammen. Nach dem institutionellen Ansatz wurden Arbeitslosenhilfebezieher vor 2005 nicht berücksichtigt. Aufgrund fehlender Bedürftigkeit ist ein Teil der ehemaligen Arbeitslosenhilfebezieher aus dem System der sozialen Sicherung herausgefallen und zählt somit nicht zur Armutspopulation nach dem institutionellen Ansatz (vgl. Buhr und Leibfried 2009, S. 109 f.). Bruckmeier und Schnitzlein (2007) bestimmten diesen Anteil auf 15 Prozent.

Personenkreis, wodurch die Zahlen der Bezieher deutlich zurückgingen.¹⁴ Einen Überblick zur Entwicklung der Leistungsbezieher im SGB II geben Koch, Kupka und Steinke (2009). Nach einem anfänglichen Anstieg kommt es zu einem Rückgang der erwerbsfähigen Hilfebedürftigen im Zeitraum von 2006 bis 2009. Dieser Trend hält auch bis Ende 2013 an. Im Dezember 2013 erhalten knapp 4,4 Millionen Personen ALG II und 1,7 Millionen Personen Sozialgeld.¹⁵ Im Vergleich dazu haben im Januar 2007 7,3 Millionen Personen (5,3 Mio. ALG II und 2 Mio. Sozialgeld) in Bedarfsgemeinschaften mit ALG-II-Bezug gelebt (Bundesagentur für Arbeit 2014). Ende 2013 leben damit etwa 7 Prozent der Bevölkerung in Deutschland in Bedarfsgemeinschaften mit ALG-II-Bezug.

Eine vergleichbare Größe zur Einkommensarmutsrisikoquote stellt die SGB-II-Quote dar. Diese gibt den Anteil der hilfebedürftigen Leistungsempfänger im SGB II an allen Personen unter 65 Jahren in Deutschland an und ist im Zeitraum von Januar 2007 bis Dezember 2013 von 11,1 Prozent auf 9,5 Prozent gesunken (ebd.).

Durch den institutionellen Ansatz unberücksichtigt bleiben potenziell leistungsberechtigte Personen, die diese Leistung aber nicht in Anspruch nehmen. Die Nicht-Inanspruchnahme kann dabei auf verschiedene Gründe zurückgeführt werden. Die Hauptursachen scheinen Angst vor Stigmatisierung und Informationsdefizite zu sein (Becker und Hauser 2003b). Es handelt sich dabei auch häufig um Bedürftige, die nur geringe Leistungsansprüche haben (Wilde und Kubis 2004). Das Spektrum der Nicht-Inanspruchnahmequote reicht je nach verwendeter Methode und Datensatz von ca. 30 Prozent bis 60 Prozent und zeigt keinen eindeutigen Trend über die Zeit (vgl. Becker und Hauser 2004; Hartmann 1985; Neumann und Hertz 1998; Riphahn 2000). Durch die Einführung des ALG II kann eine Reduzierung der Dunkelziffer vermutet werden. Dies ist vor allem darauf zurückzuführen, dass ergänzende Leistungen (wie ergänzende Sozialhilfe bei geringer Arbeitslosenhilfe) im alten Grundsicherungssystem teilweise nicht in Anspruch genommen wurden, nach der Neuregelung diese aber alle durch die ALG-II-Leistungen abgedeckt werden (Bundesregierung 2008, S. 26).

14 Während ALG II an erwerbsfähige Hilfebedürftige gezahlt wird, ist die Sozialhilfe für Nichterwerbsfähige zuständig. Ende 2009 gab es nach Angaben des Statistischen Bundesamtes noch 310.000 Sozialhilfebezieher (Empfänger von laufender Hilfe zum Lebensunterhalt) (aufsteigende Tendenz: Ende 2005: 270.000). Hinzu kamen 120.000 Bezieher von Leistungen nach dem Asylbewerberleistungsgesetz (absteigende Tendenz: Ende 2005: 210.000) und rund 760.000 Empfänger (aufsteigende Tendenz: Ende 2005: 630.000) der 2003 eingeführten bedarfsorientierten Grundsicherung im Alter und bei Erwerbsminderung (Statistisches Bundesamt 2011).

15 Die Gruppe der Personen, die in Bedarfsgemeinschaften mit Arbeitslosengeld-II-Leistungsbezug leben, besteht aus Arbeitslosengeld-II-Empfängern und Sozialgeld-Empfängern. Bei Personen mit ALG-II-Bezug handelt es sich um erwerbsfähige Hilfebedürftige. Sozialgeld beziehen nicht erwerbsfähige Angehörige von erwerbsfähigen Hilfebedürftigen, wobei es sich überwiegend um Kinder unter 15 Jahren handelt.

3.2.2 Dynamik von bekämpfter Armut

Zur Analyse der Dynamik im Bezug von Leistungen zur Mindestsicherung steht seit Ende der 1980er Jahre neben dem SOEP auch die Bremer Längsschnittstichprobe von Sozialhilfe-Akten (LSA) zur Verfügung. Mit deren Hilfe wird die Dauer der Sozialhilfe untersucht. Ergebnisse von Buhr (1995), Buhr und Weber (1998), Leibfried und Leisering (1995), Leisering und Leibfried (2001) und Ludwig (1996) zeigen eine hohe Fluktuation im Sozialhilfebezug und einen nur geringen Anteil an Langzeitbeziehern. Etwa die Hälfte der Neuantragsteller der Jahre 1983 bzw. 1989 hat den Bezug nach längstens einem Jahr wieder verlassen. Nur etwa ein Fünftel der Bezieher verweilte mehr als fünf Jahre im Leistungsbezug. Zu vergleichbaren Ergebnissen kommen Studien aus weiteren Projekten wie z. B. Andreß (1994) und Golsch (2001) (Studie aus Bielefeld), Rentzsch und Olk (2002) (Hallesche Längsschnittstudie) sowie Kreher, Sparschuh und Jürgens (2007) und Kreher (2010) (Armutsdynamiken im ländlichen Raum Mecklenburg-Vorpommerns). Auch in Untersuchungen mit dem SOEP wird ein hohes Ausmaß an Mobilität im Leistungsbezug festgestellt (Gebauer 2007; Gebauer, Petschauer und Vobruba 2002).

Seit der Zusammenlegung von Sozialhilfe und Arbeitslosenhilfe zu ALG II im Jahr 2005 wird die Dynamik im Leistungsbezug am IAB erforscht. In den Zeiten vor der Reform war Sozialhilfe häufig eine Überbrückungsleistung. Hieraus resultierte eine hohe Sozialhilfedynamik. Beim ALG-II-Bezug handelt es sich dagegen um eine dauerhafte Mindestsicherung, was in längeren Bezugsdauern zum Ausdruck kommt (vgl. Buhr, Lietzmann und Voges 2010, S. 4). Graf und Rudolph (2009) zeigen in ihren Untersuchungen zur Dauer des Leistungsbezugs und zum Turnover aller Bedarfsgemeinschaften im SGB II für das Jahr 2007 einen immer früheren Ausstieg der Kurzzeitbezieher aus dem Leistungsbezug. Erkennbar wird jedoch auch eine Gruppe von Personen, die den Ausstieg aus dem SGB II nicht schaffen. Fast die Hälfte der Bedarfsgemeinschaften, die 2005 im Bezug sind, ist auch drei Jahre später noch hilfebedürftig.

3.3 Materielle Deprivation

Neben dem auf Einkommen basierenden Ressourcenansatz und dem institutionellen Ansatz wird in dieser Arbeit auch der Lebensstandardansatz zur Untersuchung von Armut verwendet. Arm sind aus dieser Perspektive Personen bzw. Haushalte, die nicht den in einer Gesellschaft akzeptierten minimalen Lebensstandard erreichen.

3.3.1 Entwicklung von materieller Deprivation

Die Forschungsergebnisse zu Armutsanalysen nach dem Lebensstandardansatz sind für Deutschland überschaubar (z. B. Andreß 1999; Andreß, Lipsmeier und Lohmann 2001; Böhnke 2002; Böhnke und Delhey 1999, 2001; Lipsmeier 1999). Andreß, Christoph und Lietzmann (2010) stellen bei einem Vergleich des Lebensstandards zwischen 1996 und 2006/2007 auf Basis der Daten des Sozialwissenschaftlichen Bus und des PASS eine Zunahme der Deprivation im Zeitverlauf fest. Auch der im Vergleich zu den alten Bundesländern geringere Lebensstandard in den neuen Bundesländern bleibt 10 Jahre später weitestgehend bestehen.¹⁶ Die Entwicklung des Lebensstandards von 1996 bis 2003 untersucht Andreß (2007). Dabei zeigt sich ein Anstieg der materiellen Deprivation, insbesondere bei finanzintensiven Merkmalen wie einer jährlichen Urlaubsreise oder bei der Bildung finanzieller Rücklagen.

3.3.2 Dynamik von materieller Deprivation

Zur Mobilität im Bereich eines geringen Lebensstandards gibt es bisher nur wenige Forschungsergebnisse. Andreß, Krüger und Sedlacek (2004) verweisen auf niedrige Turnoverraten. Im Gegensatz zur Einkommensarmut dürften vor allem kurzfristige Auf- und Abstiege seltener sein. Aufgrund der bisher recht spärlichen Befunde liegt hier ein Schwerpunkt der eigenen Auswertungen.

3.4 Zusammenhänge der erfassten Armut

Die verschiedenen vorgestellten Ansätze betrachten Armut jeweils aus einer spezifischen Perspektive. Daher wird nun kurz auf die Zusammenhänge der erfassten Armut nach den verschiedenen Konzepten eingegangen.

Der Ressourcenansatz sowie der institutionelle Ansatz basieren auf dem zur Verfügung stehenden Einkommen. Allerdings ergeben sich entscheidende Unterschiede. Bekämpfte Armut soll Einkommensarmut verringern. Aufgrund der Bedarfzuweisung kann dies für bestimmte Gruppen besser umgesetzt werden als für andere.

Empirisch zeigt sich, dass es neben einer relativ großen Schnittmenge von Haushalten, die nach dem Ressourcenansatz und dem institutionellen Ansatz als arm zu bezeichnen sind, auch Haushalte gibt, die nach der OECD-Definition zwar

¹⁶ Dieser Zusammenhang dreht sich aber um, wenn die Einkommensposition berücksichtigt wird. Dies liegt vorrangig an den Kaufkraftunterschieden in den beiden Regionen.

arm, aber nicht anspruchsberechtigt sind. Auch gibt es Haushalte, die zwar anspruchsberechtigt sind, nach der OECD-Definition aber nicht als arm zu bezeichnen sind. Bruckmeier, Graf und Helmut (2010) zeigen, dass die Grundsicherungssätze zwar bis auf wenige Ausnahmen unterhalb einer 50 Prozent-Armutsschwelle liegen. Durch die Hinzuverdienstregelungen des SGB II ist es jedoch in fast allen Bedarfsgemeinschaftstypen möglich, ein Einkommen oberhalb der 60 Prozent-Armutsschwelle zu erzielen.

Forschung zur Beziehung von Einkommen und Lebensstandard kommt vorrangig aus Großbritannien. Townsend (1979) nutzt den Deprivationsindex, um zu zeigen, dass ab einer bestimmten Einkommensgrenze der Lebensstandard auf ein Maß unterhalb des Mindeststandards absinkt. Der Lebensstandard dient hierbei dazu, zu zeigen, dass ein geringes Einkommen ein Indikator für Armut ist.

Deprivation tritt bei Haushalten mit geringen Einkommen deutlich wahrscheinlicher auf (Boarini und d'Ercole 2006). Allerdings zeigt sich in weiteren Untersuchungen ein starker Mismatch der beiden Armutspopulationen (z. B. Groh-Samberg 2009; Layte et al. 2001; Nolan und Whelan 1996; Perry 2002; Whelan, Layte und Maitre 2004). Das bedeutet, dass Deprivationserfahrungen oberhalb der Grenzen relativer Einkommensarmut und unzureichende Einkommen bei ausreichendem Lebensstandard festgestellt werden. Empirische Arbeiten zeigen zudem, dass Personen mit einem geringen Einkommen ihren Lebensstandard nach einem sozialen Abstieg oft noch über einen gewissen Zeitraum aufrechterhalten können (Ruggles und Williams 1989). Aber auch Netzwerke, Freunde und Bekannte leisten einen Beitrag zur Lebenssituation von Personen. Somit kann nicht zwangsläufig von der Ressourcensituation auf die Wohlfahrt von Personen und Haushalten geschlossen werden.

Den Einfluss der Dauer von Einkommensarmut und Deprivation untersuchen Berthoud, Bryan und Bardasi (2004), Iceland und Bauman (2007) und Whelan, Layte und Maitre (2003). Hier zeigt sich, dass dauerhaft einkommensarme Haushalte stärker von Deprivation betroffen sind als Haushalte, deren Einkommen zeitweise über die Armutsrisikogrenze steigt. Zu ähnlichen Ergebnissen kommen Sullivan, Turner und Danziger (2008), die den Zusammenhang von aktuellem und dauerhaftem Einkommen und materieller Deprivation untersuchen.

Längsschnittbetrachtungen zum Einfluss von Einkommen auf die Deprivation zeigen, dass kurzfristige Einkommensveränderungen zwar einen Effekt auf den Lebensstandard haben, dass dieser jedoch gegenüber der langfristigen Einkommenssituation nur nachrangig ist (Berthoud und Bryan 2011; Figari 2012; Fusco 2012).

Die beiden Armutskonzepte des geringen Einkommens und der hohen Deprivation werden in der Forschung auch häufig ergänzend verwendet. Hierbei werden Haushalte als arm bezeichnet, wenn beides, ein geringes Einkommen und eine

hohe Deprivation, zutreffen (Nolan und Whelan 1996). Böhnke und Delhey (1999) unterscheiden zwischen dem Auftreten höchstens einer der beiden Formen und dem gleichzeitigen Auftreten beider Formen und bezeichnen letzteres als *doppelte Armut*. Grundgedanke ist, dass jedes der beiden Konzepte für sich alleine bedeutungsvolle Aspekte der Armut beleuchtet, jedoch kein hinreichendes Bild der Armut abbildet. Dies deckt sich mit der Vorstellung bestimmter Dimensionen von Armut. Eine Kombination beider Ansätze kann eine zuverlässigere Messung der Armut erreichen und Armut besser identifizieren.

Zum Lebensstandard von Leistungsbezieher*innen schreibt Christoph (2008), dass elementare Güter einer grundlegenden Versorgung größtenteils vorhanden sind, materielle Deprivation jedoch bei Gütern und Aktivitäten der finanziellen Möglichkeiten und der sozialen Teilhabe verstärkt auftreten. Zudem zeigen Christoph und Lietzmann (2013), dass Personen im ALG-II-Leistungsbezug mit längerer Bezugsdauer auch einen geringeren Lebensstandard aufweisen.

4 Datenbasis Panel „Arbeitsmarkt und soziale Sicherung“ (PASS)

In diesem Kapitel werden die in dieser Arbeit verwendeten Daten genauer vorgestellt. Die Analysen zur Armutsdynamik werden hauptsächlich mit den Daten des PASS durchgeführt. Weitere verwendete Datensätze werden in den jeweiligen Abschnitten kurz beschrieben. Für eine ausführliche Beschreibung der PASS-Daten siehe Bethmann, Fuchs und Wurdack (2013) und Trappmann et al. (2013).

4.1 Konzeption

Für die in dieser Untersuchung formulierten Forschungsfragen werden Daten mit Längsschnittinformationen benötigt. Zudem müssen, neben Informationen zum Haushalt, auch Merkmale auf Personenebene zur Verfügung stehen. Dies trifft auf PASS zu.

Das PASS ist ein vom IAB im Rahmen der SGB-II-Forschung erhobenes Haushaltspanel. Die Erhebung findet seit 2006 im jährlichen Turnus statt. Die Nutzung der PASS-Daten bietet sich für die gewählten Forschungsfragen besonders an, da Haushalte im unteren Einkommensbereich in der Stichprobe überproportional vertreten sind. Die Inhalte der Befragung erlauben Analysen zu Determinanten des Zugangs in bzw. Abgangs aus niedrigen Wohlfahrtspositionen und detaillierte Beschreibungen und Analysen der Lebenslagen von Personen in einkommensschwachen Haushalten.

Im PASS sind relevante Informationen über die Haushaltszusammensetzung, die Erwerbsbiographie, das Einkommen, den Bezug von ALG II, Arbeitslosigkeitsphasen, die Wohnsituation, die Vermögenslage und den Lebensstandard von Haushalten enthalten. Zurzeit stehen sieben Erhebungswellen für die Analysen zur Verfügung, welche einen Zeitraum von 2006/2007 bis 2013 abdecken. Pro Erhebungswelle werden ungefähr 12.000 bis 19.000 Personen in 8.000 bis 13.000 Haushalten befragt.

4.1.1 Stichprobenkonzept

Das Erhebungsdesign der Studie besteht aus einer zweistufigen Zufallsstichprobe. In Welle 1 wurden auf der ersten Ziehungsebene 300 Postleitzahlenbezirke gezogen. Innerhalb dieser Postleitzahlenbezirke wurden dann die zu befragenden Haushalte ausgewählt.

Um Aussagen sowohl über die Population der ALG-II-Leistungsbezieher als auch über die Gesamtbevölkerung zuzulassen, startete das PASS mit zwei Teilstichproben. Für die erste Teilstichprobe wurden Bedarfsgemeinschaften nach dem SGB II aus administrativen Daten der Bundesagentur für Arbeit (BA) gezogen.

Diese Prozessdaten enthalten die Grundgesamtheit aller Bedarfsgemeinschaften mit ALG-II-Bezug zum 15. Juli 2006. Sie liefern auch die Informationen für die Auswahlwahrscheinlichkeiten. Diese Teilstichprobe macht ungefähr die Hälfte der Fälle der ersten Welle aus. Dadurch wird eine hohe statistische Power bei Analysen im Niedrigeinkommensbereich erreicht. Die hohe Fallzahl erlaubt auch, Subgruppen in diesen Bereichen noch differenziert zu betrachten.

Bei der zweiten Teilstichprobe handelt es sich um eine Bevölkerungsstichprobe. Datenbasis ist eine kommerzielle, bundesweite Adressdatenbank des Anbieters MICROM. Diese Teilstichprobe macht ebenfalls ungefähr 50 Prozent der Fälle der ersten Welle aus. Diese zweite Stichprobe bietet die Möglichkeit, mit PASS auf die Gesamtbevölkerung hochzurechnen. Sie kann damit auch als Vergleichsgruppe zur ALG-II-Stichprobe verwendet werden. Bei der Bevölkerungsstichprobe wurden einkommensschwächere Haushalte überproportional berücksichtigt. Dies dient dem Ziel, auch die Zugangsdynamik in Armutslagen und in den SGB-II-Leistungsbezug mit einer ausreichend großen Fallzahl beobachten zu können.

Um die Repräsentativität über die Zeit gewährleisten zu können, wird jedes Jahr eine Zugangsstichprobe von neuen Leistungsempfängern in die Erhebung mit aufgenommen. Dabei handelt es sich um eine Stichprobe aus Bedarfsgemeinschaften, die im Zeitraum zwischen der vorhergegangenen Stichprobe und dem Juli vor Befragungsbeginn zum ersten Mal Leistungen nach dem SGB II erhalten haben. Dadurch werden Änderungen der Zusammensetzung in der Gruppe der ALG-II-Bezieher berücksichtigt. Dies ermöglicht Querschnittshochrechnungen für die einzelnen Wellen. Als positiver Nebeneffekt kann ein Teil der *Panelmortalität* ausgeglichen werden. In der Bevölkerungsstichprobe soll die Repräsentativität über ein *infinite degree contagion model* gewährleistet bleiben. Dabei werden immer wieder neue Personen in die Stichprobe mit aufgenommen. Dies geschieht entweder, wenn eine Person in einem Befragungshaushalt das für ein Personeninterview geforderte Alter erreicht, oder wenn eine neue Person in einen Befragungshaushalt einzieht. Falls eine Person aus einem Befragungshaushalt auszieht, wird versucht, auch diesen neuen Haushalt zu befragen.

Zudem wurde in der fünften Welle eine Bestandsauffrischung der BA-Stichprobe sowie der Gesamtbevölkerungsstichprobe durchgeführt. Hierfür wurden 97 neue Postleitzahlenbezirke aufgenommen. Bei der BA-Stichprobe verlief das Vorgehen nach dem bekannten Schema. Die Bevölkerungsstichprobe wurde über die Einwohnermeldeämter gezogen. Daneben wurde zusätzlich wieder eine Zugangsstichprobe aus den BA-Daten gezogen. Somit setzt sich das PASS bis zur siebten Welle aus zehn Teilstichproben zusammen¹ (vgl. Berg et al. 2014, 13 ff.).

¹ Bevölkerungsstichprobe W1, Leistungsbezieherstichprobe W1, Zugangsstichprobe W2, Zugangsstichprobe W3, Zugangsstichprobe W4, Auffrischung Bevölkerungsstichprobe W5, Auffrischung Leistungsbezieherstichprobe W5, Zugangsstichprobe W5, Zugangsstichprobe W6, Zugangsstichprobe W7.

4.1.2 Interviewdurchführung

Es wird versucht, zunächst mit einer Person, die sich gut zu Fragen des Haushalts auskennt, ein Haushaltsinterview durchzuführen. Anschließend sollen alle Personen ab einem Alter von 15 Jahren innerhalb der ausgewählten Haushalte interviewt werden. Die Befragung findet wahlweise im computergestützten persönlichen (*computer-assisted personal interviewing*, CAPI) oder im computergestützten telefonischen (*computer-assisted telephone interviewing*, CATI) Modus statt. Werden verschiedene Befragungsmodi zugelassen, spricht man von einem *Mixed-Mode*. Im PASS können die Befragten das Interview neben der deutschen Sprache auch in türkischer oder russischer Sprache durchführen. Das Haushaltsinterview dauert durchschnittlich 20 bis 25 Minuten. Das Personeninterview hat eine durchschnittliche Dauer von rund 30 Minuten (Median).

Es besteht die Möglichkeit, den Befragungsdaten Informationen aus den administrativen Daten der BA zuzuspielen. Hierfür wird zuvor im Personeninterview die Zuspieldlaubnis eingeholt. Nach der sechsten Welle haben 87 Prozent der Befragten in PASS der Zuspieldung ihrer administrativen Daten zugestimmt (Trappmann et al. 2013).

4.1.3 Gewichtung

Die Generierung der Gewichte erfolgt durch ein dreistufiges Verfahren. Dieses besteht aus den Designgewichten, die sich nur aus den Ziehungswahrscheinlichkeiten der Haushalte ergeben, den Ausfallgewichten, die sich nur aus der Teilnahme-wahrscheinlichkeit im Jahr der Stichprobenziehung ergibt und der Kalibrierung, bei der die MICROM-Gewichte an Eckwerte des Statistischen Bundesamts angepasst werden und die BA-Gewichte an Eckwerte der BA-Statistik. Für spezielle Analysen mit nur einer Stichprobe stehen eigene Gewichte zur Verfügung. Bei Analysen im Längsschnitt muss die Panelmortalität korrigiert werden. Das Längsschnittgewicht kann als Querschnittsgewicht multipliziert mit der reziproken Bleibewahrscheinlichkeit berechnet werden (ausführliche Informationen zur PASS-Gewichtung sind in Bethmann, Fuchs und Wurdack (2013, Kapitel 8) zu finden).

4.1.4 Datenstruktur

Die Befragungsinhalte werden in mehreren Datensätzen abgelegt. Durch Erhebung am *aktuellen Rand* werden Informationen zum Interviewzeitpunkt erfasst. Diese Informationen auf Haushalts- und Personenebene werden in den einzelnen Querschnittsdatsätzen abgelegt. Durch retrospektive Erhebung werden auch

Informationen zu zurückliegenden Episoden erfasst, z. B. zu Phasen der Erwerbstätigkeit oder des ALG-II-Bezugs. Diese Informationen werden als Episoden in wellenübergreifenden Spelldatensätzen abgelegt. Die Haushalts- und Personenquerschnittsdatsätze sowie die Spelldatensätzen werden gemeinsam in einem *Scientific-Use-File* (SUF) ausgeliefert. Tabelle 4.1 zeigt die Fallzahl auf Personen- und Haushaltsebene für die einzelnen Wellen.

Tabelle 4.1: Anzahl der Beobachtungen auf Haushalts- und Personenebene

	Welle						
	1	2	3	4	5	6	7
Interviewebene							
Haushalte	12.794	8.429	9.535	7.848	10.235	9.513	9.509
Personen	18.954	12.487	13.439	11.768	15.607	14.619	14.449
Quelle: PASS SUF 2006–2013, eigene Berechnung							

4.2 Messung der relevanten Variablen

4.2.1 Einkommen

Zur Bestimmung der Einkommensarmut wird das bedarfsgewichtete Haushaltsnettoeinkommen eines Haushalts herangezogen. Die Bedarfsgewichtung berücksichtigt die unterschiedliche Haushaltskonstellation, um die Einkommenssituation zwischen Haushalten unterschiedlicher Zusammensetzung vergleichen zu können. Dabei werden den Personen im Haushalt je nach Alter unterschiedliche Bedarfsgewichte zugeteilt. Hierdurch soll berücksichtigt werden, dass sich durch gemeinsames Wirtschaften Ersparnisse (sogenannte Skaleneffekte) erzielen lassen. In dieser Arbeit werden die von der OECD vorgeschlagenen und in der Armutsforschung üblichen Bedarfsgewichte verwendet: 1,0 für die erste Person, 0,5 für jede weitere Person ab 14 Jahren und 0,3 für jedes Kind unter 14 Jahren (Hagenaars und Zaidi 1994). Grundlage für das Äquivalenzeinkommen ist das einem Haushalt zur Verfügung stehende Nettoeinkommen (siehe Unterabschnitt 2.2.1).

Das einem Haushalt zur Verfügung stehende Nettoeinkommen wird in PASS in zwei Varianten erfasst. Zum einen wird das Haushaltsnettoeinkommen des Vormonats, also die regelmäßigen Einkünfte nach Abzug von Steuern und Sozialabgaben zuzüglich erhaltener Sozialtransfers, durch den Haushaltsvorstand direkt erfragt. Dabei handelt es sich um das sogenannte *Screening-Einkommen*. Zum anderen werden für den letzten Monat alle individuellen (Brutto-)Einkommen aller aktuell

im Haushalt befragten Personen und deren gemeinsame Einkommen erhoben. Aus den aufsummierten Werten können, mit Hilfe einer Schätzung der Steuer- und Sozialabgaben und imputierter Werte für fehlende Angaben bzw. nicht befragte Personen, die Nettoeinkommen des Vormonats errechnet werden. Hierbei spricht man von *Komponenten-Einkommen*. Beim PASS wurde das Einkommen in der ersten Welle nur als Screener-Einkommen erhoben. In den folgenden Wellen wurden zusätzlich die einzelnen Einkommenskomponenten erfasst. Der Originaltext der Frage zum Screener-Einkommen im PASS lautet:

Wenn Sie einmal alle Einkünfte Ihres Haushalts zusammenrechnen, auch die bereits genannten: Wie hoch war das Netto-Einkommen Ihres Haushalts insgesamt im letzten Monat? Ich meine damit die Summe der Erwerbseinkommen aller Haushaltsmitglieder, aller Sozialleistungen, wie z. B. Kindergeld, Arbeitslosengeld [inklusive der Kosten der Unterkunft], Renten oder Pensionen und aller sonstigen Einkünfte, die nach Abzug von Steuern und Sozialversicherungsbeiträgen übrig bleibt. Euro pro Monat

Zudem ist im Pass eine Nachfrage in Kategorien vorgesehen, falls der Befragte den genauen Wert nicht nennen möchte. Personen, die diese Frage mit „weiß nicht“ oder „keine Angabe“ beantwortet haben, bekommen im Anschluss eine Nachfrage, bei der sie ihr Einkommen in Kategorien angeben können. Dabei werden die Kategorien in drei Schritten immer weiter verengt. Die Kategorien im ersten Schritt lauten: „weniger als 1.000 Euro“ und „1.000 Euro und mehr“. Im zweiten Schritt: „unter 500 Euro“, „500 bis 750 Euro“ und „mehr als 750 Euro“ bzw. „weniger als 3.000 Euro“ und „3.000 Euro und mehr“. Im dritten Schritt: „unter 1.500 Euro“, „1.500 bis 2.000 Euro“ und „2.000 Euro und mehr“ bzw. „unter 4.000 Euro“, „4.000 bis 5.000 Euro“ und „5.000 Euro und mehr“. Zu berücksichtigen sind die Einflüsse der beiden verschiedenen Arten der Einkommensmessung auf die Ergebnisse. Beim direkt von einem Haushaltsmitglied erhobenen aktuellen Screener-Einkommen wird, vor allem mit zunehmender Haushaltsgröße, die Höhe des verfügbaren Einkommens eher unterschätzt, da bestimmte Einkommenskomponenten oder Einkommen von Haushaltsmitgliedern vergessen werden oder nicht bekannt sind (vgl. Groh-Samberg 2009, S. 127). Zudem sind unregelmäßige Zahlungen nicht enthalten, können aber in PASS berücksichtigt werden. Das Niveau der Einkommen wird daher eher unterschätzt. Dieser Effekt tritt jedoch in der gesamten Verteilung weitgehend gleichmäßig auf und stellt somit für Analysen der Einkommensverteilung kein grundsätzliches Problem dar. Generell dürfte bei beiden Erfassungsmöglichkeiten mit zunehmender Haushaltsgröße die Unterschätzung des eigentlichen Einkommenswertes zunehmen, da Personen oder Einkommenskomponenten vergessen werden oder nicht bekannt sind bzw. die Antwort verweigert wird.

In Goebel, Habich und Krause (2009) werden Daten beider Einkommenskonzepte verwendet. In dieser Untersuchung wird darauf hingewiesen, dass es bei der Verwendung des Jahreseinkommens, aufgrund der Erfassung von Sonderzahlungen und Steuerrückzahlungen, zu einer etwas höheren Ungleichheit und daher zu höheren Armutsquoten kommt. Es konnten aber, abgesehen von diesen Niveaueffekten, für beide Einkommenskonzepte dieselben Trends im zeitlichen Verlauf festgestellt werden.

Ein Vorteil des Screener-Einkommens des Vormonats ist die Konsistenz von Haushaltsstruktur und Einkommen. Während beim Vorjahr als Bezugszeitraum eine Veränderung der Haushaltskonstellation möglich ist, wird beim Vormonatseinkommen der gleiche zeitliche Bezugsrahmen von Soziodemographie und Einkommen verwendet. Zudem erlaubt es die Vergleichbarkeit mit bestimmten anderen Datenquellen wie z. B. dem MZ. Und auch die höhere Aktualität der Information (Vormonat gegenüber Vorjahr) spricht für diese Art der Einkommensmessung.

Eine wichtige Frage bei der Armutsmessung auf der Basis des Einkommens betrifft den Umgang mit fehlenden Angaben. Da es zu Selektionsverzerrungen führen kann, Personen in Haushalten mit fehlenden Angaben aus den Analysen auszuschließen (*case-wise-deletion*), müssen die fehlenden Werte korrigiert werden. Ein Vorteil des Screener-Einkommens gegenüber dem Komponenten-Einkommen ist, dass nur bei einer Variable Missing Values auftreten und entsprechend nur eine Einkommenskomponente imputiert werden muss, während beim Komponenteneinkommen auch alle Einzelkomponenten von fehlenden Antwortangaben betroffen sein können. Da zur Bestimmung des Komponenten-Einkommens die Höhe aller bezogenen Einkommen aller Personen im Haushalt benötigt wird, kann das Gesamteinkommen beim Fehlen nur einer Komponente oder eines Interviews einer Person des Haushalts nicht mehr ohne Imputationen zuverlässig bestimmt werden. Somit fehlt entweder die gesamte Information oder das Einkommen wird unterschätzt.

Im PASS werden weder für das Screener-Einkommen noch für die einzelnen Einkommenskomponenten imputierte Werte bereitgestellt. Um einen selektiven Ausfall bei *Item-Non-Response* dieser Information entgegenzuwirken, wird für die Berechnung der Armutskenntziffern das Einkommen bei fehlender Angabe imputiert. Im PASS kann einem Großteil der Haushalte mit fehlenden Angaben durch die kategoriale Nachfrage ein Wert zugewiesen werden. Damit nicht alle Haushalte, die die gleiche Einkommenskategorie angegeben haben, einen identischen Wert zugewiesen bekommen, was zu Unschärfen bei der Bestimmung des Medians führen kann, werden Werte innerhalb des Wertebereiches der jeweiligen Kategorie vergeben. Die Verteilung orientiert sich an der Verteilung der beobachteten Werte

(offene Nennungen), die zwischen der jeweiligen Klassenober- und -untergrenze liegen. Für die restlichen Fälle wird eine regressionsbasierte Imputation durchgeführt. Hierbei wird für jede Erhebungswelle ein lineares Regressionsmodell mit den unabhängigen Variablen Wohnregion, Haushaltsgröße, Anzahl der erwachsenen Personen im Haushalt, Anzahl der erwerbstätigen Personen im Haushalt und Bezug von ALG II im Haushalt und der zu erklärenden Variablen Haushaltsnettoeinkommen geschätzt.² Anhand der Koeffizienten kann für die Haushalte ohne gültige Einkommensangabe ein Wert vorhergesagt werden. Diesen vorhergesagten Werten werden beobachtete Residuen zufällig aufaddiert, um die Varianz des Schätzers zu erhalten.

Es werden fünf multiple Imputationen für das Screener-Einkommen im PASS erstellt, indem jeweils ein unterschiedliches Residuum auf den vorhergesagten Wert aufaddiert wird. Da für die fehlenden Werte beim Screener-Einkommen multiple Imputationen zum Einsatz kommen, werden die Punktschätzer als Durchschnitt über die Imputationen (*MI-Schätzer*) und die Standardfehler aus der Varianz innerhalb der Imputationen (*within imputation*) sowie der Varianz zwischen den Imputationen (*between imputation*) berechnet (vgl. Krug 2010, S. 32 f.). Bei $m = 1, \dots, M$ Imputationen ergibt sich der MI-Schätzer $\bar{\beta}_M$ als einfacher Durchschnitt der einzelnen Punktschätzer $\hat{\beta}_m$ über alle M Imputationen:

$$\bar{\beta}_M = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M \hat{\beta}_m \quad (4.1)$$

Wenn $\bar{W}_m$ die geschätzte Varianz der Punktschätzer innerhalb der Imputationen darstellt ($\text{Var}(\hat{\beta}_m)$), dann ergibt sich die Varianz innerhalb der imputierten Datensätze $\bar{W}_M$ (*within imputation*) aus:

$$\bar{W}_M = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M W_m \quad (4.2)$$

Die Varianz zwischen den Datensätzen B_M (*between imputation*) berechnet sich nach:

$$B_M = \frac{1}{M-1} \sum_{m=1}^M (\hat{\beta}_m - \bar{\beta}_M)^2 \quad (4.3)$$

² Das *Adjusted-R²* für diese Regression beträgt zwischen 0,23 (in Welle 2) und 0,41 (in Welle 4).

Der Schätzer für die Gesamtvarianz V_M ergibt sich aus:

$$V_M = \bar{W}_M + \frac{M+1}{M} B_M \quad (4.4)$$

Diese Berechnung wird bei der Bestimmung der Armutskennziffern in Kapitel 6 angewendet. Für die weiteren Analysen werden die Fälle mit vollständig imputierter Information nicht berücksichtigt, da bei der Imputation Informationen eingehen, die auch in den Analysemodellen verwendet werden. Die Verteilung der Haushaltseinkommen über die Wellen wird in Unterabschnitt 6.3.1 dargestellt.

4.2.2 ALG-II-Bezug

Der Anspruch auf ALG II bezieht sich immer auf eine Bedarfsgemeinschaft (siehe Unterabschnitt 2.2.2). Das PASS stellt eine Haushaltsbefragung dar und erhebt die Fragen zum ALG-II-Bezug während des Haushaltsinterviews. In der ersten Welle lautete die Frage wie folgt:

Uns interessiert zunächst einmal nur das Arbeitslosengeld 2. Wenn Sie da einmal an die Zeit seit Januar 2005 denken: Wie war das in Ihrem Haushalt. Haben Sie oder ein anderes Mitglied Ihres Haushalts seit Januar 2005 irgendwann einmal Arbeitslosengeld 2 bekommen?

Falls die Frage mit Ja beantwortet wurde, erfolgte die Erfassung der Bezugsdauer. Dabei wird in PASS ein ereignisorientierter Ansatz verwendet, was bedeutet, dass das Beginndatum und das Enddatum der Episode mit folgender Frage erhoben werden:

Von wann bis wann haben Sie/hat Ihr Haushalt ohne Unterbrechung Arbeitslosengeld 2 erhalten? Nennen Sie mir bitte den Monat und das Jahr. Falls dies seit Januar 2005 mehrmals der Fall war, beginnen wir mit dem ersten Zeitraum!

Dabei werden alle Phasen des Bezugs einzeln erfasst:

Von wann bis wann haben Sie/hat Ihr Haushalt das nächste Mal ohne Unterbrechung Arbeitslosengeld 2 erhalten?

Ab der zweiten Befragungswelle wird für Personen, die in der vorherigen Welle einen andauernden Bezug berichtet haben, *Dependent Interviewing* verwendet. Dies bedeutet, dass der Befragte an seine Antwort aus der Vorwelle erinnert wird.³

Beim letzten Interview im [Datum des letzten Interviews] hatten Sie angegeben, dass Ihr Haushalt damals gerade Arbeitslosengeld 2 bezogen hat. Nennen Sie mir bitte den Monat und das Jahr.

Falls kein andauernder Bezug in der Vorwelle berichtet wurde, wird unabhängig von der vorherigen Antwort folgende Frage gestellt:

Wenn Sie da einmal an die Zeit seit dem letzten Interview im [Datum des letzten Interviews] denken: Wie war das bei Ihnen? Haben Sie/Hat Ihr Haushalt seit unserem letzten Interview im [Datum des letzten Interviews] irgendwann einmal Arbeitslosengeld 2 bekommen?

Es wird zunächst ein Bezug für alle Personen im Haushalt angenommen. Allerdings muss die Bedarfsgemeinschaft nicht zwangsläufig dem Haushalt entsprechen. Es kann auch sein, dass nicht alle Personen eines Haushalts zur Bedarfsgemeinschaft zählen. Dies kommt z. B. bei Mehrgenerationenhaushalten vor oder wenn Kinder bei ihren Eltern leben, ihren Lebensunterhalt jedoch aus eigenen Mitteln bestreiten können. Um dem Konzept der Bedarfsgemeinschaft gerecht zu werden, wird die Frage gestellt, ob der Bezug für alle Haushaltsmitglieder gilt:

Arbeitslosengeld 2 wird ja normalerweise als Gesamtbetrag für mehrere Personen ausgezahlt. Allerdings wird dabei nicht unbedingt jeder im Haushalt berücksichtigt. Für wen erhält Ihr Haushalt das Arbeitslosengeld 2? Bitte berücksichtigen Sie ggf. auch Auszahlungen für nicht erwerbsfähige Partner oder Kinder.

Falls nicht alle Personen eines Haushalts zur Bedarfsgemeinschaft gehören, wird erhoben für welche Personen im Haushalt ein Anspruch besteht und für welche nicht:

Und für wen erhält Ihr Haushalt Arbeitslosengeld 2?

Die Anzahl der befragten Personen im ALG-II-Bezug in den einzelnen Wellen sind in Tabelle 4.2 enthalten.

³ Jäckle (2009) zeigt, dass hierdurch die Antwortqualität in Panelstudien verbessert werden kann.

Tabelle 4.2: Anzahl der befragten Personen im ALG-II-Bezug

	Welle						
	1	2	3	4	5	6	7
Kategorie							
Generierung nicht möglich	241	86	54	119	29	25	31
Kein ALG-II-Bezug	11.312	7.970	8.950	7.717	10.708	10.265	10.262
ALG-II-Bezug	7.401	4.431	4.435	3.932	4.870	4.329	4.156
Quelle: PASS SUF 2006–2013, eigene Berechnung							

4.2.3 Deprivation im Lebensstandard

Das PASS bietet sich für Analysen der Dynamik des Lebensstandards sehr gut an, da in jeder Befragungswelle eine ausführliche Fragebatterie zur Deprivation von Gütern im Haushalt und Aktivitäten der Haushaltsmitglieder erhoben wird. Zu berücksichtigen ist, dass das Nichtbesitzen bzw. Nichtausüben bestimmter Indikatoren nicht notwendigerweise ein Hinweis auf Deprivation sein muss, sondern das Resultat bestimmter individueller Präferenzen des Befragten sein kann. In vielen Untersuchungen wird ein Mangel eines Indikators daher nur als Deprivationshinweis betrachtet, wenn das Fehlen auf finanzielle Gründe zurückzuführen ist. Dies kann mit einer anschließenden Frage, ob der Indikator aus finanziellen oder anderen Gründen fehlt, geprüft werden. In PASS wird diese zusätzliche Information erhoben. McKay (2004) und Berthoud, Blekesaune und Hancock (2006) zeigen, dass ein Fehlen eines Indikators mit niedrigen Einkommen korreliert, unabhängig davon, aus welchen Gründen es fehlt.⁴

Da sich die Vorstellung eines allgemeinen Lebensstandards auf verschiedene Bereiche erstreckt, wird in der Erhebung versucht, diese Mehrdimensionalität zu berücksichtigen. Innerhalb der Fragebogenbatterie wird das Vorhandensein von Bestandteilen der Bereiche *Wohnung, Konsum, Kleidung und Nahrung, Teilhabe und Finanzen* abgefragt. Dabei zielen 13 Fragen auf Güter des Haushalts (siehe Tabelle 4.3) und 13 Fragen auf Aktivitäten der Haushaltsmitglieder (siehe Tabelle 4.4) ab.

⁴ Sie empfehlen daher, Items, die aus anderen Gründen fehlen, mit einer geringeren Gewichtung zu berücksichtigen.

Tabelle 4.3: Deprivationsindikatoren zu Gütern des Haushalts

Wenn Sie einmal an Ihren eigenen Haushalt denken: Welche der folgenden Dinge haben Sie?	
Variablenname	
HLS0100	Haben Sie eine Wohnung, die mindestens so viele Zimmer hat, wie dort Personen wohnen?
HLS0200	Haben Sie eine Wohnung ohne feuchte Wände oder Fußböden?
HLS0300	Haben Sie ein separates Badezimmer mit Badewanne oder Dusche in der Wohnung?
HLS0400	Haben Sie eine Toilette innerhalb der Wohnung?
HLS0500	Haben Sie eine Zentralheizung, eine Etagenheizung oder Fernwärme?
HLS0600	Haben Sie einen Garten, einen Balkon oder eine Terrasse?
HLS0700	Haben Sie ausreichende Winterkleidung [für jedes Haushaltsmitglied]?
HLS0800	Haben Sie ein Auto?
HLS0900	Haben Sie einen Fernseher?
HLS1000	Haben Sie einen Videorekorder oder DVD-Player?
HLS1100	Haben Sie einen Computer mit Internetanschluss?
HLS1200	Haben Sie eine Waschmaschine?
HLS1300	Haben Sie einen Gefrierschrank, eine Gefriertruhe oder einen Kühlschrank mit Gefrierfach?
Quelle: PASS Haushaltsfragebogen W1–W3	

Die Fragen umfassen die Bereiche Wohnen (6 Indikatoren), Konsum (6 Indikatoren), soziale Teilhabe (4 Indikatoren), Finanzen (7 Indikatoren) sowie Nahrung und Kleidung (3 Indikatoren). Seit der fünften Welle werden die drei Indikatoren Zentralheizung (HLS0500), Gefrierschrank (HLS1300) und rezeptfreie Medikamente (HLS2600) nicht mehr erhoben.

Die erhobenen Informationen stellen die Grundlage zur Bestimmung des Lebensstandards dar. Es stellt sich allerdings die Frage, wie die einzelnen Indikatoren der Fragebatterie zur Bestimmung der materiellen Deprivation anhand des Lebensstandards zusammengefasst werden. Hierbei können entweder alle 26 zur Verfügung stehenden Indikatoren verwendet werden oder nur auf einen Teil zurückgegriffen werden.

Für die Zusammenführung der einzelnen Indikatoren zu einem gemeinsamen Index stehen verschiedene Methoden zur Verfügung. Die einfachste stellt ein additiver Index dar. Hierbei wird die Anzahl der aus finanziellen Gründen fehlenden Deprivationsindikatoren aufsummiert. Für die Bildung eines proportionalen Deprivationsindex mit einer Gewichtung der Indikatoren nach ihrer gesellschaftlichen Notwendigkeit (Halleröd 1995) ist eine Einschätzung der Befragten notwendig. Diese wurde im PASS in der ersten Welle erhoben.

Tabelle 4.4: Deprivationsindikatoren zu Aktivitäten der Haushaltsmitglieder

Und welche der folgenden Dinge tun Sie bzw. Ihr Haushalt?	
Variablenname	
HLS1400	[Allen in der Familie] ab und zu neue Kleidung kaufen, auch wenn die alte noch nicht abgetragen ist?
HLS1500	Mindestens einmal täglich eine warme Mahlzeit essen?
HLS1600	Eine mindestens einwöchige Urlaubsreise pro Jahr für jeden in der Familie [Das muss allerdings nicht unbedingt gemeinsam sein]?
HLS1700	Mindestens einmal im Monat Freunde zum Essen nach Hause einladen?
HLS1800	Mindestens einmal im Monat [mit der Familie] zum Essen in ein Restaurant gehen?
HLS1900	[Jeder in der Familie kann] Ich kann mindestens einmal im Monat ins Kino, Theater oder Konzert gehen?
HLS2000	Einen festen Betrag pro Monat sparen?
HLS2100	Abgenutzte, aber sonst noch brauchbare Möbel durch neue ersetzen?
HLS2200	Unerwartet anfallende Ausgaben mit eigenem Geld bezahlen, z. B. eine kaputte Waschmaschine ersetzen?
HLS2300	Behandlungen in Anspruch nehmen, die von der Krankenkasse nicht vollständig bezahlt werden?
HLS2400	Rezeptfreie Medikamente kaufen, auch wenn die Krankenkasse das nicht bezahlt?
HLS2500	Die Miete für die Wohnung bzw. die Zinsen für das Wohneigentum immer pünktlich zahlen?
HLS2600	Die Gas-, Wasser-, Heizungs- und Stromrechnung immer pünktlich zahlen?
Quelle: PASS Haushaltsfragebogen W1–W3	

Zur Bestimmung einer Armutspopulation anhand des Lebensstandardansatzes muss zudem eine Deprivationsgrenze bestimmt werden. In den meisten hier durchgeführten Analysen wird die Armutspopulation anhand der Verteilung des Lebensstandards definiert. Dabei wird das untere Quintil (20 Prozent) als materiell depriviert bezeichnet. Wenn von dieser Definition abgewichen wird, wird dies explizit genannt. In manchen Analysen steht jedoch nicht eine definierte Armutspopulation in Mittelpunkt, sondern die Verteilung des Lebensstandards. Hier ist die Bestimmung einer Armutsgrenze nicht notwendig.

Die Verwendung eines Index als Indikator für materielle Deprivation beruht auf einer Reihe von Annahmen. Damit ein Index bei wissenschaftlichen Untersuchungen seinen Zweck erfüllen kann, soll der Deprivationsindex drei Bedingungen erfüllen. Der Index soll aus einer nicht zu kleinen Anzahl von Items zusammengesetzt sein, damit einzelne Indikatoren nicht zu stark auf den Index wirken. Die Indikatoren sollen untereinander korreliert sein, was auf ein gemeinsames, dahinter liegendes Konstrukt (Deprivation) hinweist. Und jeder einzelne Indikator und der gesamte Index sollen mit (geringem) Einkommen korreliert sein, da ein hoher Zusammenhang zwischen Einkommen und Lebensstandard angenommen wird.

Die Verwendung eines Index als genaue Messung des Lebensstandards beruht hingegen auf einer Reihe von deutlich stärkeren Annahmen. Der Index muss den ganzen Bereich des Konsums umfassen (dies beinhaltet auch Bereiche in denen keine Deprivation auftritt und andere, die nicht mit niedrigen Einkommen zusammenhängen), um eine ausgeglichene Messung von Ungleichheit zu erzielen. Da die starken Annahmen, die eine direkte Messung des Lebensstandards erfordert, nur eingeschränkt oder gar nicht erfüllt werden können, soll noch einmal betont werden, dass der hier gewählte Index nicht den Anspruch einer perfekten Messung des Lebensstandards hat.

Neben dem Vorgehen, die einzelnen Indikatoren in Form eines Index zusammenzufassen, besteht mittels spezieller Methoden auch die Möglichkeit, einen latenten Faktor des Lebensstandards zu bestimmen. Eine komplexere Variante zur Zusammenfassung der einzelnen Indikatoren wird in Kapitel 7 dargestellt.

4.2.4 Spezifische Fehler der Messung

Bei der Messung der in dieser Arbeit zentralen Variablen kann es zu spezifischen Fehler kommen. Bei der Erfassung des Einkommens, das einem Haushalt zur Verfügung steht, ist tendenziell mit einer Unterberichterstattung zu rechnen. Dies kann daraus resultieren, dass einzelne Einkommenskomponenten vergessen werden. Unsicherheiten in der Messung können auch dadurch auftreten, dass den Befragten die Übersicht über ihre Finanzen fehlt oder sie das korrekte Einkommen nicht nennen möchten (z. B. aus Angst vor einer Kontrolle). Und auch Unsicherheit bei der Unterscheidung zwischen Brutto- und Nettoeinkommen kann zu Messungenauigkeiten führen (Moore, Stinson und Edward J. Welniak 2000). Dies kann besonders für Befragungen einer Niedrigeinkommenspopulation gelten (Mathiowetz, Bound und Brown 2002).

Beim ALG-II-Bezug können ebenfalls Messfehler auftreten. Hier ist eine Unterberichterstattung festzustellen (Kreuter, Müller und Trappmann 2010). Neben Unwissenheit, ob und welche Leistungen bezogen werden, spielen hier vor allem die Angst vor Stigmatisierung, soziale Erwünschtheit und Scham eine entscheidende Rolle (vgl. Becker und Hauser 2003b; Engels 2002).

Bei der Erfassung der Deprivation im Lebensstandard kann es vorkommen, dass die Frageformulierungen zu einer ungenauen Messung führen. Da bei der Beantwortung der Fragen zum Lebensstandard, den Befragten ihre eigene Deprivation sehr bewusst werden kann, könnte es vorkommen, dass diese ihnen unangenehm ist und teilweise nicht genannt wird. Dies hätte eine Untererfassung zur Folge.

Auch wenn jeweils unterschiedliche Ursachen eine exakte Messung verhindern können, so ist doch bei allen drei Problemfällen in der Tendenz mit einer Unterberichterstattung zu rechnen. Bei der Analyse der Dynamik von Armut kann es durch

Messfehler allerdings zu einer Überschätzung kommen (Rendtel, Langeheine und Berntsen 1998). Um diesen Effekt zu verringern, werden bei der Messung von Einkommensarmut Mindestbeträge für das Ausmaß der Veränderungen eingeführt (siehe Abschnitt 8.3).

4.3 Auswahl der Analyseeinheit

Es ist essentiell, die Position von Individuen und die Position von Haushalten konzeptionell zu unterscheiden. Bei der Untersuchung individueller Wohlfahrtsverteilungen besteht das Problem, dass die individuelle Wohlfahrt unmittelbar von der Wohlfahrt derjenigen abhängt, mit denen die Betroffenen zusammenleben.

Beim Einkommen wird in aller Regel das bedarfsgewichtete Haushaltsnettoeinkommen betrachtet. Hier wird also angenommen, dass ein Haushalt eine Wirtschaftsgemeinschaft ist und entsprechend die Ressourcen innerhalb eines Haushalts zusammengelegt werden. Der ALG-II-Bezug besteht immer für eine Bedarfsgemeinschaft, bei der entweder alle Personen der Gemeinschaft bedürftig sind oder keine. Und auch der Lebensstandard wird auf Haushaltsebene erhoben, da es sich um Güter des Haushalts bzw. Aktivitäten aller Haushaltsmitglieder handelt.

Durch diese Vorgehensweise weisen alle Personen eines Haushalts die gleiche Wohlfahrt auf und es sind jeweils alle oder keine Person eines Haushalts als arm bzw. nicht arm zu definieren.⁵

Obwohl die Wohlfahrt nach allen drei in dieser Untersuchung gewählten Ansätzen auf der Haushaltsebene bestimmt wird, erweist es sich nicht als sinnvoll, Haushalte anstatt von Personen als Beobachtungseinheit zu definieren. Dies wird auch dadurch begründet, dass die Person die einzige über die Zeit konstante Einheit darstellt. Haushalte können sich über die Zeit vergrößern oder verkleinern und Haushaltsmitglieder den Haushalt wechseln.

Tatsächlich nutzt die überwiegende Anzahl von Studien das Individuum als die Beobachtungseinheit (vgl. Atkinson et al. 2002, S. 28 f., 93 f.). Es stehen also die Lebensbedingungen einzelner Personen im Mittelpunkt der Betrachtung, auch wenn diese Personen in Haushalten leben. Es wird zwar die individuelle Position betrachtet, diese ist jedoch durch alle Haushaltsmitglieder determiniert.

Durch die Berücksichtigung der einzelnen Personen in den Haushalten wird die Größe des Haushalts in der Wohlfahrtsverteilung berücksichtigt. Dies macht verständlich, warum die Wahl einer Bezugseinheit von erheblichem Einfluss auf den Umfang der Armut ist.

5 Es gilt zu beachten, dass verdeckte Armut innerhalb von Haushalten, dass heißt Ungleichverteilungen der Wohlfahrt zwischen den Haushaltsmitgliedern, mit der verfügbaren Datenlage kaum untersucht werden kann.

5 Angewandte Methoden

In diesem Kapitel werden die Grundlagen für die in den Analysen verwendeten methodischen Verfahren vorgestellt. Bei der Durchführung empirischer Analysen sind die Fragestellung, das Skalenniveau der abhängigen Variablen und die Struktur der Daten für die Wahl der geeigneten Methode entscheidend (siehe Cameron und Trivedi 2010; Rabe-Hesketh und Skrondal 2012). Bei den einzelnen Analysen werden dementsprechend unterschiedliche methodische Verfahren gewählt. Gemein ist den Verfahren, dass es sich um Regressionsmodelle handelt. Weitere statistische Verfahren, die hier nicht erwähnt werden, werden an der jeweiligen Stelle an der diese zum Einsatz kommen, näher erklärt.

5.1 Lineares Regressionsmodell

Regressionsmodelle erklären die Varianz einer quantitativen abhängigen Variable (y) durch unabhängige Variablen (x). Dabei ist es möglich, mehrere unabhängige Variablen ($x_1, x_2, \dots, x_n$) einzubeziehen. Die Stärke der Zusammenhänge ($\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$) wird geschätzt. Im linearen Regressionsmodell weist die abhängige Variable ein metrisches Skalenniveau auf. Bei der Schätzung eines solchen Modells wird versucht, die Summe der quadrierten Residuen (ε_i) zu minimieren. Das Modell lässt sich folgendermaßen beschreiben (vgl. Rabe-Hesketh und Skrondal 2012, S. 11 ff.):

$$y_i = \beta_0 + \beta_n x_{ni} + \varepsilon_i \quad (5.1)$$

Dabei stellt β_0 die Konstante der Regressionsgleichung dar.

5.2 Regressionsmodell für binäre abhängige Variablen

Bei vielen Fragestellungen ist die interessierende Variable jedoch dichotom. Um solche Analysen durchzuführen, bieten sich Logit- bzw. Probit-Modelle an. Diese dienen der Erklärung der Wahrscheinlichkeit $P(y_i = 1)$ durch unabhängige Variablen. Die Schätzung erfolgt im Fall des Logitmodells durch Schätzung eines logistischen Zusammenhangs. Dabei lässt sich die logistische Funktion beschreiben als (vgl. ebd., S. 501 ff.):

$$f(x) = \frac{1}{1 + e^{-x}} \quad (5.2)$$

Das Wahrscheinlichkeitsmodell kann ausgedrückt werden als:

$$P(y_i = 1 | X) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i X)}} \quad (5.3)$$

Bei der logistischen Regression werden Odds verwendet. Diese ergeben sich aus der Wahrscheinlichkeit durch die Gegenwahrscheinlichkeit. Der Zusammenhang zwischen Wahrscheinlichkeiten und Odds lautet:

$$Odds = \frac{P(x)}{1 - P(x)} \quad (5.4)$$

Um eine lineare Schätzung durchführen zu können, wird die abhängige Variable zu logarithmierten Odds, den sogenannten Logits, transformiert. Das Modell kann folgendermaßen beschrieben werden:

$$\log\left[\frac{P(y_i = 1 | X)}{1 - P(y_i = 1 | X)}\right] = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 \dots \beta_n x_n \quad (5.5)$$

Während beim Logit-Modell von einem logistisch verteilten Störterm ausgegangen wird, folgt der Störterm im Probit-Modell einer Normalverteilung. Das Probit-Modell mit der abhängigen Variablen Y und den erklärenden Variablen X folgt der Gleichung:

$$Pr(Y = 1 | X) = \Phi(X'\beta), \quad (5.6)$$

wobei Φ die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung ist.

5.3 Marginale Effekte

Im linearen Modell mit einer metrischen abhängigen Variable bedeutet eine Veränderung der unabhängigen Variable (x) um eine Einheit, eine Veränderung der abhängigen Variable (y) um β . In einem logistischen Modell kann der Koeffizient so nicht interpretiert werden (Mood 2010). Daher werden häufig marginale Effekte bestimmt, durch die eine einfachere Interpretation der Effekte möglich ist. Allerdings sind die marginalen Effekte hierbei nicht konstant, weswegen durchschnittliche Effekte verwendet werden.

Es kann zwischen *Marginal Effects at the Means* (MEM) und *Average Marginal Effects* (AME) unterschieden werden. Bei ersterem werden alle unabhängigen Variablen auf ihren Mittelwert (arithmetisches Mittel) gesetzt und dann die unab-

hängige Variable (x) um eine Einheit verändert. Dies kann zu sehr unrealistischen Szenarien führen, so z. B. wenn für das Geschlecht ein Mittelwert eingesetzt wird.

Beim AME wird ein marginaler Effekt für jeden einzelnen Fall berechnet. Dafür wird nur die unabhängige Variable (x) um eine Einheit verändert, während die weiteren unabhängigen Variablen ihre Ausprägung beibehalten. Die Effekte der einzelnen Fälle werden danach gemittelt.

Bei kontinuierlichen Variablen gibt der marginale Effekt die vorhergesagte Veränderung in der Wahrscheinlichkeit $P(y) = 1$, wenn x um eine Einheit ändert wird, während alle anderen unabhängigen Variablen konstant gehalten werden. Bei dichotomen unabhängigen Variablen bezieht sich der Effekt auf die Veränderung der unabhängigen Variable (x) von 0 zu 1.

Der marginale Effekt der dichotomen unabhängigen Variable (x_k) ergibt sich aus (vgl. Rabe-Hesketh und Skrondal 2012, S. 504):

$$\text{Marginal Effekt } x_k = P(y = 1 | x, x_k = 1) - P(y = 1 | x, x_k = 0) \quad (5.7)$$

Gerade bei Interaktionseffekten in logistischen Modellen können die Parameter zu Fehlinterpretationen führen, wenn Rückschlüsse auf die Wahrscheinlichkeit eines Ereignisses gezogen werden sollen (vgl. Auspurg und Hinz 2011; Best und Wolf 2012; Mood 2010). Daher bietet sich hier besonders die Nutzung von vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten an (vgl. Buis 2010).

5.4 Regressionsmodelle für Paneldaten

Paneldaten stellen einen Spezialfall der Mehrebenenendaten dar. Bei der Arbeit mit Mehrebenenendaten gibt es Besonderheiten zu berücksichtigen. Die Informationen können innerhalb von Gruppen (sog. *Cluster*) korreliert sein. Im Längsschnitt ist z. B. das Einkommen einer Person zu mehreren Befragungszeitpunkten nicht unabhängig voneinander. Mit speziellen Analysemodellen kann eine solche Datenstruktur jedoch modelliert werden. Dabei lässt sich zwischen *Pooled Regression*, Panelregression mit *Random Effects* (RE-Modell) und Panelregression mit *Fixed Effects* (FE-Modell) unterscheiden (Wooldridge 2001).

5.4.1 Pooled Regression

Zum einen können die Daten einfach zusammengekommen in die Analysen eingehen. Bei diesem gepoolten OLS-Modell werden die einzelnen Beobachtungen so behandelt, als ob diese von einander unabhängig wären:

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_n x_{nij} + \varepsilon_{ij} \quad (5.8)$$

Dabei stellt j die Clusterebene und i die einzelnen Beobachtungen innerhalb der Cluster dar. Das kann sinnvoll sein, wenn die Clusterung in den Gruppen einen nur sehr geringen Einfluss hat. Je nach interessierender Information und Merkmal der Clusterung, kann diese Unabhängigkeit jedoch nicht gegeben sein. Durch eine Cluster-Korrektur kann der Standardfehler für die Interdependenz zwischen den Clustermitgliedern korrigiert werden, wodurch zumindest die daraus resultierende größere Unsicherheit berücksichtigt wird. Allerdings werden hierdurch nicht die Punktschätzer für die Regressionskoeffizienten korrigiert.

Auch beim logistischen Modell können die Beobachtungen gepooled aufgenommen werden:

$$\log\left[\frac{P(y_{ij} = 1|\mathbf{x}_{ij})}{1 - P(y_{ij} = 1|\mathbf{x}_{ij})}\right] = \beta_0 + \beta_n x_{nij} + \varepsilon_{ij} \quad (5.9)$$

Bei der logistischen Regression führt das Ignorieren des Clusters jedoch zu stärkerer Verzerrung als bei der linearen Regression. In vielen Fällen, dies gilt für lineare und logistische Regressionen, muss die Mehrebenenstruktur der Daten berücksichtigt werden, um korrekte Schätzungen für Parameter und Standardfehler zu erhalten.

5.4.2 Random-Intercept-Modell

Eine Möglichkeit, die Mehrebenenstruktur der Daten in der Modellierung zu berücksichtigen, bieten *Random-Effects-Regressionenmodelle* (RE-Modelle). Eine Spezialform dieser Modelle ist das *Random-Intercept-Modell* (RI-Modell). Hierbei beruht die Schätzung der Koeffizienten nicht nur auf dem Vergleich zwischen den einzelnen Beobachtungen, sondern auf dem Vergleich zwischen den einzelnen Clustern, der *Between-Varianz*, und dem intertemporalen Vergleich eines Clusters, der *Within-Varianz*. Dabei wird ein *Intercept* für jedes Cluster (ζ_j) in das Modell aufgenommen, die als $\zeta_j \sim N(0; \psi)$ verteilt angenommen werden (vgl. Rabe-Hesketh und Skrondal 2012, S. 167):

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_n x_{nij} + \zeta_j + \varepsilon_{ij} \quad (5.10)$$

Damit kann unbeobachtete Heterogenität auf der Clusterebene modelliert werden. Das Modell schätzt die Standardabweichung zwischen den Clustern ($\sqrt{\psi}$) sowie die Standardabweichung innerhalb der Cluster ($\sqrt{\theta}$). Häufig wird der Wert von *rho* ausgegeben, der den Anteil der Varianz zwischen den Clustern an der Gesamtvarianz ausdrückt. Je höher dieser liegt, desto relevanter ist die Berücksichtigung der Mehrebenenstruktur der Daten. Das *logistische Random-Intercept-Modell* lässt sich beschreiben als (vgl. Rabe-Hesketh und Skrondal 2012, S. 521):

$$\log\left[\frac{P(y_{ij} = 1|\mathbf{x}_{ij}, \zeta_j)}{1 - P(y_{ij} = 1|\mathbf{x}_{ij}, \zeta_j)}\right] = \beta_0 + \beta_n x_{nij} + \zeta_j + \varepsilon_{ij} \quad (5.11)$$

wobei $\zeta_j \sim N(0; \psi)$ und ε_{ij} logistisch verteilt sind.

Eine zentrale Annahme der RE-Modelle ist, dass die unabhängigen Variablen nicht mit dem Fehlerterm korreliert sind (vgl. Brüderl 2010, S. 975 ff.). Da jedoch, je nach Fragestellung, nur selten ein Einbezug aller einflussreichen Merkmale möglich ist, ist davon auszugehen, dass in vielen Fällen die Schätzer des RE-Modells durch unbeobachtete Heterogenität zwischen den Clustern verzerrt sind.

5.4.3 Fixed-Effects-Modell

Wenn Veränderungen innerhalb der Cluster (z. B. innerhalb einer Person) untersucht werden sollen, also ob die Veränderung der abhängigen Variable auf die Veränderung einer unabhängigen Variable unter Berücksichtigung der moderierenden Faktoren zurückzuführen ist, liegt der Fokus auf der *Within-Varianz*. Hierfür kann ein *Fixed-Effects-Regressionsmodell* (FE-Modell) verwendet werden. Dabei wird für jeden Cluster ein Dummy (α_j) ins Modell aufgenommen. Damit kann für unbeobachtete Heterogenität auf der Clusterebene vollständig kontrolliert werden. Das Modell lässt sich beschreiben durch (vgl. Rabe-Hesketh und Skrondal 2012, S. 146):

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_n x_{nij} + \alpha_j + \varepsilon_{ij} \quad (5.12)$$

Da die Cluster kontrolliert werden, wird nur noch der Effekt innerhalb der Cluster geschätzt (*within-Modell*). Für eine Variable, die innerhalb eines Clusters nicht variiert, kann kein Effekt geschätzt werden. Für mehrere Beobachtungen einer Person über die Zeit bedeutet das, dass im FE-Modell zeitkonstante Merkmale nicht berücksichtigt werden können, da diese keine Varianz über die Zeit aufweisen. Auch tragen nur Beobachtungen mit Veränderungen in der unabhängigen Variable zur Schätzung bei. Damit bildet der Schätzer des FE-Modells also einen durchschnittlichen Effekt für die Gruppe derjenigen, die eine Veränderung erfahren (*Average-Treatment-Effect-on-the-Treated*). Für unbeobachtete Heterogenität innerhalb der Cluster wird nicht kontrolliert, wodurch der Within-Schätzer hierdurch verzerrt sein kann. Der Within-Schätzer kann darüber hinaus durch Selbstselektion in das Treatment verzerrt werden, also wenn die abhängige Variable die Veränderung der unabhängigen Variable beeinflusst (vgl. Brüderl 2010, S. 966 ff.).

Fixed-Effect-Schätzer sind auch bei logistischen Modellen möglich. Beim *logistischen FE-Modell* ist allerdings eine große Anzahl von Beobachtungen pro

Cluster nötig, um unverzerzte Schätzer zu erhalten. Kennedy (2008, S. 294) empfiehlt eine Anzahl von mindestens 20 Beobachtungen pro Cluster.

Als Entscheidungshilfe, ob ein *FE-Modell* oder ein *RE-Modell* gewählt werden soll, dient häufig der *Durbin-Wu-Hausman-Test* (vgl. Rabe-Hesketh und Skrondal 2012, S. 157 f.). Dieser prüft die Annahme, dass die *Random-Intercepts* (ζ_j) nicht mit den unabhängigen Variablen (x_{ij}) korreliert sind. Der Test erfolgt durch Vergleich des RI-Modells mit dem identisch spezifizierten FE-Modell. Im FE-Modell sind die Cluster herauskontrolliert, d. h. die Koeffizienten der unabhängigen Variablen (β) sind in dieser Hinsicht unverzerzt. Wenn sich die Koeffizienten im RI-Modell nicht signifikant von denen im FE-Modell unterscheiden, kann davon ausgegangen werden, dass sie durch die Random-Intercepts nicht verzerrt werden. Sind die Unterschiede signifikant groß, so wird dies als Anzeichen dafür gesehen, dass die Schätzer des RI-Modells die Effekte auf Grund unbeobachteter Heterogenität zu stark verzerrt abbilden und das FE-Modell zu bevorzugen ist (vgl. Brüderl 2010, S. 975 ff.). Dies funktioniert jedoch nicht mit unabhängigen Variablen, die nur auf der Cluster-Ebene variieren. Der Test bedeutet auch nicht, dass das FE-Modell unverzerzt ist.

5.4.4 Panel-robuste Standardfehler

Aufgrund ihrer Struktur ist bei Paneldaten die Wahrscheinlichkeit von Autokorrelation innerhalb der Cluster hoch. Dies bedeutet, dass die einzelnen Beobachtungen einer Person nicht voneinander unabhängig sind, sondern eine Korrelation untereinander aufweisen. Da dies zu einer Unterschätzung des Standardfehlers führen kann, wird empfohlen, bei der Verwendung von Paneldaten die Standardfehler robust zu schätzen. Auch bei anderen Daten mit einer Mehrebenenstruktur können diese Probleme auftreten. So können z. B. die Beobachtungen von Personen innerhalb eines Haushalts miteinander korreliert sein. Auch hier empfiehlt sich die Verwendung robuster Standardfehler. Ein weiterer Vorteil ist, dass diese Standardfehler auch gegen die Verletzung der Homoskedastizitätsannahme robust sind (vgl. Angrist und Pischke 2009, S. 293 ff.).

5.5 Zählvariablen

Falls die endogene Variable eine *Zählvariable* ist, empfiehlt es sich, dies in der Modellierung zu berücksichtigen. Hierfür stehen spezielle Verfahren zur Verfügung (siehe z. B. Cameron und Trivedi 2010). Ein häufig verwendetes Verfahren stellt die *Poisson-Regression* dar. Hier gilt die Annahme der Gleichheit des bedingten Erwartungswertes und der bedingten Varianz (*Equidispersion*). Diese Annahme

ist häufig nicht erfüllt. *Overdispersion* liegt vor, falls die Varianz der interessierenden Variable größer ist als deren Erwartungswert. Bei der *Negativ-Binomial-Regression* wird die Overdispersion durch einen zusätzlichen Parameter geschätzt. Während sich die Vorzeichen der Koeffizienten problemlos interpretieren lassen, ist eine Transformation der Koeffizienten notwendig, um die Größeneffekte abschätzen zu können. Durch eine Erhöhung der unabhängigen Variable um eine Einheit erhöht sich die abhängige Variable um den Faktor e^{β} (vgl. Long und Freese 2006, S. 377 f.). Bei Zählvariablen ist zudem auf den Anteil an Nullwerten zu achten. Fällt dieser Anteil sehr hoch aus, kann die Verwendung von *Zero-Inflated Regression Modellen* ratsam sein, die diese Verteilung berücksichtigen (so z. B. bei der *Zero-Inflated Negative Binomial Regression*).

6 Ein Vergleich der erfassten Armut nach PASS und SOEP

Jonas Beste, Markus M. Grabka, Jan Goebel

6.1 Problemstellung

Kennziffern bilden in der Sozialberichterstattung einen festen Bestandteil, um gesellschaftlich relevante Veränderungen zu beschreiben. Bei der Bestimmung von Kennziffern für eine Grundgesamtheit kann unter bestimmten Voraussetzungen auf Informationen einer Stichprobe dieser Grundgesamtheit zurückgegriffen werden. Mittels inferenzstatistischer Methoden können so Rückschlüsse auf die Grundgesamtheit gemacht werden. Die Ergebnisse von Armutsanalysen auf Basis von Befragungsdaten unterliegen jedoch bestimmten Unsicherheiten und möglichen systematischen Verzerrungen, deren Ursachen sowohl in der *Pre-data-collection-Phase* (z. B. bei der Stichprobenziehung), der *Datacollection-Phase* (*Unit-* bzw. *Item-Non-Response*) als auch in der *Post-data-collection-Phase* (z. B. Gewichtung und Datengenerierung) liegen können (siehe Abschnitt 2.4). Eine Möglichkeit, den Ergebnissen mehr Sicherheit zuzuweisen ist es, eine Replikation mit unterschiedlichen Daten durchzuführen. Hierzu werden Ergebnisse auf Basis von mehreren verschiedenen Datensätzen, die Informationen über eine vergleichbare Grundgesamtheit zu einem vergleichbaren Zeitraum enthalten, gegenübergestellt. Die Replikation stellt die Wiederholbarkeit von Ergebnissen als eine Voraussetzung wissenschaftlichen Vorgehens in den Mittelpunkt und zielt darauf ab, durch die wiederholte Durchführung ähnlich angelegter Studien, die Zuverlässigkeit von Ergebnissen besser abzuschätzen zu können und die Grenzen der Aussagekraft der Ergebnisse einer Untersuchung zu identifizieren. Sie soll einen Hinweis darauf geben, inwieweit die Ergebnisse generalisierbar sind und ob die Ergebnisse nicht nur durch die studienspezifischen Bedingungen entstanden sind (King 1995).

Ein Vergleich der erfassten Armut zwischen mehreren Studien, bei dem die resultierenden Ergebnisse zueinander ins Verhältnis gestellt werden, kann Rückschlüsse auf die Präzision der Ergebnisse zulassen. Dies kann einen Hinweis darauf geben, wie zuverlässig Armutsindikatoren auf Basis der ausgewählten Befragungsdaten sind.

Zur Analyse von Einkommensarmut benötigt es Haushaltsstudien, die entsprechende Armutsindikatoren erfassen. Um zudem Aussagen über individuelle Verläufe von Armut machen zu können, müssen diese als Längsschnittdaten vorliegen. Zwei Haushaltspanelstudien, die Armutsanalysen für Deutschland zulassen, sind das SOEP vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) und das

PASS vom IAB. Die beiden Studien weisen viele Gemeinsamkeiten, aber auch entscheidende Unterschiede auf.

Daher werden mit den Daten des PASS und des SOEP die Einkommensverteilungen, verschiedene Armutsmaße (siehe Abschnitt 2.3), die Armutsquoten von Subpopulationen, Armutsfaktoren und der Anteil der Aufstiege aus und Abstiege in Armut berechnet und einander gegenübergestellt. Zur weiteren Validierung werden die Armutsmaße zusätzlich noch mit den Daten des MZ berechnet. Ziel dieses Arbeitsschrittes ist es, die Aussagekraft der Ergebnisse von Armutsanalysen auf Basis des PASS besser einschätzen zu können.

6.2 Grundlagen des Vergleichs

Ein Vergleich der erfassten Armut nach dem Ressourcenansatz zwischen den beiden Haushaltspanelstudien SOEP und PASS bietet sich aus drei Gründen an. Erstens werden die zur Verfügung stehenden Ressourcen in beiden Studien nach einem vergleichbaren Konzept erhoben. Zweitens lassen die erhobenen Informationen Rückschlüsse auf eine vergleichbare Grundgesamtheit zu. Und drittens sind die Informationen für einen vergleichbaren Zeitraum erfasst.

In den folgenden Analysen werden die Ressourcen über das zur Verfügung stehende monatliche Haushaltsnettoeinkommen definiert. Die Ergebnisse beziehen sich auf Personen in Privathaushalten in Deutschland. Die Untersuchung deckt einen Zeitraum von 2007 bis 2010 ab. Nachdem das PASS bereits in Abschnitt 4.1 vorgestellt wurde, wird kurz auf das SOEP und die Gemeinsamkeiten und Unterschiede zwischen den beiden Studien eingegangen.

6.2.1 Sozio-oekonomisches Panel (SOEP)

Das SOEP ist eine vom DIW seit 1984 jährlich durchgeführte Wiederholungsbefragung in den alten und neuen Bundesländern. Im jährlichen Rhythmus wird bei denselben Personen und Haushalten in Deutschland eine standardisierte Erhebung durchgeführt. Befragungsbasis bilden die befragten Haushalte. Dabei werden die darin lebenden Personen zu sozioökonomischen Themen befragt. Themenschwerpunkte sind unter anderem Haushaltszusammensetzung, Erwerbs- und Familienbiographie, Erwerbsbeteiligung und berufliche Mobilität, Einkommensverläufe, Gesundheit und Lebenszufriedenheit.

Die Erhebung fand ursprünglich im *paper-and-pencil interviewing* (PAPI) statt, wird aber seit dem Jahr 1998 zunehmend auch im CAPI durchgeführt. Für langjährige Teilnehmer der SOEP-Befragung gibt es auch die Möglichkeit den Fragebogen selbst auszufüllen. Dies wird von gut 41 Prozent der Befragten in Jahre 2010 in

Anspruch genommen. Des Weiteren stellt das SOEP die verwendeten Fragebögen in unterschiedlichen Sprachfassungen zur Verfügung, um die Teilnahmebereitschaft von Personen mit Migrationshintergrund zu erhöhen. Es wird versucht, ausführliche Personeninterviews mit allen Personen im Haushalt über 16 Jahren durchzuführen. Der Median für die Interviewdauer liegt bei einem Personeninterview bei 30 Minuten.

Das SOEP ist eine echte, mehrfach geschichtete Zufallsstichprobe und setzt sich aus verschiedenen Teilstichproben zusammen. Um die Repräsentativität zu gewährleisten, werden regelmäßig Zusatzstichproben aufgenommen (vgl. Hanesch, Krause und Bäcker 2000, S. 43 f.). Im hier ausgewählten Untersuchungszeitraum von 2006/2007 bis 2010 (Welle X bis BA) stehen acht verschiedene Teilstichproben zur Verfügung (A Deutsche West, B Ausländer West, C Deutsche Ost, D Zuwanderer, E bevölkerungsrepräsentative Auffrischungsstichprobe 1998, F bevölkerungsrepräsentative Auffrischungsstichprobe 2000, G Hohe Einkommen, H bevölkerungsrepräsentative Auffrischungsstichprobe 2006). Das SOEP umfasst pro Erhebungsjahr ca. 11.000 Haushalte mit ungefähr 20.000 Personen. Um eine ausreichende Fallzahl auch für kleine gesellschaftliche Gruppen gewährleisten zu können, wurden die Auswahlwahrscheinlichkeiten der Haushalte und Personen in den verschiedenen Stichproben sehr unterschiedlich gewählt und bestimmte Gruppen wurden überrepräsentativ häufig in die Stichprobe mit aufgenommen (vgl. Haisken-DeNew und Frick 2005, S. 19). Einen Überblick über die Studie bietet Wagner, Frick und Schupp (2007) und Haisken-DeNew und Frick (2005).

Zur Repräsentativität des SOEP ist zu sagen, dass sich die geringe Fallzahl bei bestimmten Untersuchungsfragen problematisch auswirken kann, sich aber generell repräsentative Aussagen über die verschiedenen Bevölkerungsgruppen gewinnen lassen. Zur Repräsentativität bei Armutsuntersuchungen ist anzumerken, dass für die Aufnahme ins SOEP eine stabile Wohnsituation vorausgesetzt wird. Dadurch werden Personen ohne festen Wohnsitz nicht erfasst, genauso wie Personen in Gemeinschaftsunterkünften und die Heim- und Anstaltsbevölkerung ausgeschlossen werden. Ein weiteres Problem ist die überdurchschnittlich hohe Abbrecherquote bei Personen aus dem Niedrigeinkommensbereich (Frick et al. 2007). Daher kann die statistische Power für Analysen im unteren Einkommensbereich gering ausfallen.

6.2.2 Unterschiede und Gemeinsamkeiten

Bei beiden Stichproben handelt es sich um echte Zufallsstichproben, die sich aus mehreren Teilstichproben zusammensetzen. Das Auswahlverfahren ist in beiden Studien mehrstufig. Dabei wird die Grundgesamtheit in einem ersten Schritt in Pri-

märeinheiten (*primary sampling units*) eingeteilt, aus denen wiederum in weiteren Schritten Folgeeinheiten gezogen werden (vgl. Schnell, Hill und Esser 2011, S. 274).

Wie bei allen freiwilligen Befragungen, stellt sich auch beim SOEP und beim PASS das Problem der Befragungsbereitschaft. Die Selektion, die daraus entstehen kann, ist durch eine entsprechende Gewichtung auszugleichen, wie dies sowohl beim SOEP als auch beim PASS geschieht. Für die Gewichtung werden im SOEP Randinformationen aus dem MZ herangezogen, die z. B. das Alter oder das Geschlecht der Befragten umfassen (Kroh 2012). Im PASS wird eine Kalibrierung an die Eckwerte des Statistischen Bundesamts, an die Eckwerte der Statistik der BA und an die Eckwerte des MZ vorgenommen (vgl. Berg et al. 2011, S. 145 ff.). Zudem ergibt sich hier die Besonderheit, dass für die Ausfallsgewichtung auf Informationen aus den administrativen Daten der BA zurückgegriffen werden kann.

Obwohl es sich bei beiden Studien um Längsschnittbefragungen handelt, unterscheidet sich doch zwischen den Studien bei vielen Befragten der Zeitraum der Teilnahme deutlich. Während zu Beginn des hier untersuchten Zeitraums die Befragten beim SOEP teilweise schon seit mehr als 20 Jahren an der Studie teilnehmen, sind beim PASS, da die ersten vier Befragungswellen verwendet werden, auch die Erstbefragungen aller Personen enthalten (zur Qualität von Einkommensdaten in Panelumfragen siehe Frick et al. (2007)). Da die Panelattrition vor allem am Anfang recht hoch ist, heißt dies, dass im hier verwendeten Beobachtungszeitraum beim PASS im Gegensatz zum SOEP mehr Befragte mit nur einer Erhebung enthalten sind.¹ Zudem ist bei Panelbefragungen mit besonderen Effekten der Teilnahmedauer, z. B. Lerneffekten bei bestimmten Fragen, zu rechnen. Dies kann besonders bei einem Vergleich mit dem ersten Erhebungsjahr (2006/2007) Einfluss auf die Ergebnisse haben.

Bei beiden Befragungen gibt es einen Haushaltsfragebogen sowie Personenfragebögen für alle Haushaltsmitglieder ab einem bestimmten Alter. Während im PASS alle Personen ab 15 Jahren in einem Befragungshaushalt interviewt werden sollen, sind es beim SOEP alle Personen älter als 16 Jahre, die den vollständigen Personenfragebogen erhalten. Es wird versucht, auch die Bevölkerung mit nicht-deutscher Staatsbürgerschaft bzw. Migrationshintergrund gut zu erfassen. Daher

1 Beim PASS ist zwischen den Erhebungswellen 1 und 2 eine hohe Panelattrition zu beobachten. Im Übergang von der ersten zur zweiten Welle konnten knapp 43 Prozent der in Welle 1 befragten Personen in Welle 2 nicht wiederbefragt werden. Ein Teil hiervon konnte jedoch für die dritte Welle wiedergewonnen werden. Die mögliche Selektivität dieser Ausfälle soll durch die Gewichtung möglichst ausgeglichen werden. Schnell, Hill und Esser (2011) konnten durch Analysen mit Prozessdaten der BA für die erste Welle des PASS feststellen, dass es nur zu einer geringen Selektivität im Hinblick auf persönliches Einkommen oder den ALG-II-Bezug durch die nichtteilnehmenden Personen kommt. In den darauffolgenden Wellen wird im PASS eine deutlich höhere Panelstabilität erreicht. Diese beträgt zwischen 69–75 Prozent. Dabei ist bei der Leistungsempfängerstichprobe eine höhere Attrition feststellbar. Im SOEP wird dagegen über den gesamten Beobachtungszeitraum von 2007 bis 2010 eine relativ hohe Panelstabilität erreicht, die je nach Teilstichprobe zwischen 90 Prozent und 95 Prozent liegt. Aber auch bei dieser Panelbefragung werden beim Übergang von der ersten (1984) auf die zweite Welle (1985) etwas geringere Stabilitätsquoten erzielt (Kroh 2012).

können die Befragungen in beiden Studien nicht nur in deutscher Sprache, sondern auch in den wichtigsten Fremdsprachen durchgeführt werden. Im SOEP steht zudem eine überproportional große Stichprobe von Migranten zur Verfügung.

Die folgenden Analysen werden mit den ersten vier Wellen des PASS durchgeführt, die einen Zeitraum von 2006/2007 bis 2010 abdecken. Das PASS setzt sich bis zur vierten Welle aus fünf Teilstichproben zusammen² (vgl. Berg et al. 2011, S. 15 ff.).

Im PASS findet die Feldphase³ in der Regel von Januar/Februar bis August/September statt, im SOEP von Januar bis Oktober. Da die Feldphasen der einzelnen Wellen zwischen den beiden Studien nur gering voneinander abweichen, ist davon auszugehen, dass diese Unterschiede für einen Vergleich vernachlässigbar klein sind. Es wird zur besseren Darstellung im Folgenden jeder Erhebungswelle ein Kalenderjahr zugewiesen. Die Zuteilung ist in Tabelle 6.1 zu sehen. Die erste Erhebungswelle von PASS lief von Dezember 2006 bis Juli 2007. Im Folgenden wird diese Welle dem Jahr 2007 zugeordnet.

Tabelle 6.1: Zuordnung der Wellen in SOEP und PASS zu Kalenderjahren

	Jahr			
	2007	2008	2009	2010
PASS	1	2	3	4
SOEP	X	Y	Z	BA

Zu Vergleichszwecken werden die Armutskennziffern auf Basis einer dritten Datenquelle herangezogen. Dabei handelt es sich um den MZ (siehe Unterabschnitt 2.4.3). Wegen der gesetzlichen Auskunftspflicht, die bei den meisten Fragen besteht, besitzt der MZ bei Armutsanalysen zwar einen besonderen Vorteil gegenüber freiwilligen Erhebungen. Die üblicherweise Untererfassung von einkommensschwachen Haushalten bei freiwilligen Erhebungen entfällt dadurch. Trotz dieser Auskunftspflicht liegt auch beim MZ *Item-Non-Response* bei der Frage nach dem aktuellen Haushaltsnettoeinkommen vor. Andererseits kann vermutet werden, dass es durch verpflichtende Teilnahme vermehrt zu bewusst falschen Angaben kommt.

6.2.3 Einkommensmessung

Das Haushaltsnettoeinkommen wird in Form des Screener-Einkommens in allen drei Studien erfasst. Im SOEP werden für den letzten Monat und zusätzlich auch für das zurückliegende Jahr alle Einkommenskomponenten erhoben. Beim SOEP

2 Bevölkerungsstichprobe W1, Leistungsbezieherstichprobe W1, Zugangsstichprobe W2, Zugangsstichprobe W3, Zugangsstichprobe W4.
3 Dies bezeichnet den Zeitraum, in dem die Interviews durchgeführt werden.

wird bei der Generierung des Komponenteneinkommens der Mietwert selbstgenutzten Wohneigentums berücksichtigt sowie für Mieter mit subventionierter Miete auch der fiktive Einkommensvorteil gegenüber einer marktüblichen Miete erfasst (*imputed rent*) (Frick, Grabka und Hauser 2010).

Die Frageformulierung im Fragebogen unterscheidet sich zwischen den beiden Studien leicht voneinander. Der genaue Wortlaut im PASS ist Unterabschnitt 4.2.1 zu entnehmen. Der Originaltext der Frage zum Screener-Einkommen im SOEP lautet:

Wenn man mal alle Einkünfte zusammennimmt:

Wie hoch ist das monatliche Haushaltseinkommen aller Haushaltsmitglieder heute? Bitte geben Sie den monatlichen Netto-Betrag an, also nach Abzug von Steuern und Sozialabgaben. Regelmäßige Zahlungen wie Renten, Wohngeld, Kindergeld, BAföG, Unterhaltszahlungen usw. rechnen Sie bitte dazu!

Falls nicht genau bekannt:

Bitte schätzen Sie den monatlichen Betrag. Euro im Monat

Vergleichbar zu PASS, werden den Befragten bei fehlender Antwortangabe schrittweise zehn verschiedene Schwellenwerte angeboten, um das Einkommen in Kategorien zu nennen.

Für das SOEP stehen Imputationen für die einzelnen Einkommenskomponenten in allen vier hier untersuchten Wellen bereit. Die Imputation basiert dabei auf der von Little und Su (1989) vorgeschlagenen Methode einer Kombination von längs- und querschnittbasierten Informationen der Befragten.⁴ Liegen keine individuellen Längsschnittinformationen vor, werden im SOEP im Regelfalle rein querschnittbasierte OLS-Regressionen herangezogen (Grabka und Frick 2003). Das Screener-Einkommen wird im SOEP auf Basis einer multiplen Imputation nach dem *Chained-equation Ansatz* imputiert⁵ (Van Buuren und Groothuis-Oudshoorn 2000).

Beim PASS wurde das Einkommen in der ersten Welle nur als Screener-Einkommen erhoben. In den folgenden Wellen wurden zusätzlich die einzelnen Einkommenskomponenten erfasst, imputierte Werte werden zurzeit jedoch nicht angeboten. Im MZ werden das persönliche Nettoeinkommen der einzelnen Haushaltsmitglieder und das Haushaltsnettoeinkommen im Monat vor der Befragung

4 Simulationsstudien z.B. von Watson und Starick (2011) deuten darauf hin, dass diese Imputationsmethode im Vergleich zu typischen Single-Imputationsverfahren vielfach überlegen ist.

5 Der Anteil des *Item-Non-Response* beim Screener-Einkommen im SOEP beträgt knapp 7 Prozent im Jahre 2010. Der Anteil fehlender Antwortangaben bei den verschiedenen Einkommenskomponenten, die im SOEP erfragt werden, schwankt zwischen gut 2 Prozent bei dem Betrag, der von Unterhaltsvorschusskassen geleistet wird, über 10 Prozent beim Einkommen aus abhängiger Beschäftigung bis zu 18 Prozent bei Einkommen aus einer selbständigen Tätigkeit. Der Anteil des *Partial Unit-Non-Response* beträgt im SOEP knapp 7 Prozent (Frick, Grabka und Groh-Samberg 2012).

in 24 Einkommensklassen erhoben. Aufgrund dieser Erhebungsform bedarf es eines angemessenen Verfahrens zur Bestimmung der Armutsgrenze (vgl. Gerhardt, Habenicht und Munz 2009; Stauder und Hüning 2004).

Bei den folgenden Analysen wird wegen der besseren Vergleichbarkeit das Screener-Einkommen verwendet. Da für das PASS keine Imputationen bereitstehen, werden diese für die Analysen erstellt. Das Verfahren wird in Unterabschnitt 4.2.1 beschrieben. Gegenüber dem komplexen Imputationsverfahren im SOEP handelt es sich bei den durchgeführten Imputationen beim PASS um ein vergleichsweise simples Verfahren. Im SOEP liegen fünf multiple Imputationen für das Screener-Einkommen vor. Daher werden auch fünf multiple Imputationen für das Screener-Einkommen im PASS verwendet. Dies wird bei der Berechnung der Armutskenntziffern angewendet. Bei den weiteren Berechnungen wird die jeweils erste Imputation verwendet. Da der Anteil von *Item-Non-Response* verhältnismäßig klein ist⁶, wird die Bedeutung der Unterschiede in den Imputationsmethoden zwischen PASS und SOEP auf die folgenden Analysen als eher gering eingeschätzt.

6.2.4 Datenaufbereitung

Bevor die Armutsanalysen durchgeführt werden können, müssen die Datensätze vorbereitet werden. Hierfür gilt es, in den beiden Panelbefragungen spezifische Gegebenheiten zu beachten. Für den Vergleich der Armutspopulationen werden verschiedene Gruppen von Merkmalsträgern gebildet. Diese befinden sich zum einen auf der Haushaltsebene. So werden Haushaltstyp, Haushaltsgröße, ALG-II-Bezug, Wohnregion und Wohnstatus verglichen. Zum anderen handelt es sich um Merkmale auf der Personenebene. Hier werden Geschlecht, Alter, Gesundheitszustand, Bildung, Migration, Erwerbsstatus, berufliche Stellung und Familienstand verglichen. Die Analysen werden alle auf der Personenebene durchgeführt. Für die Merkmale auf der Haushaltsebene werden die Analysen für alle Personen in den Haushalten durchgeführt, dies gilt zusätzlich auch für die beiden Merkmale Alter und Geschlecht. Für die Merkmale auf Ebene der Personen werden die Analysen nur für Personen ab 18 Jahren durchgeführt.⁷

6 Die Anteile der Personen ohne Angaben bei der genauen Höhe des Einkommens liegen in der ersten Welle bei 12 Prozent, in den darauf folgenden Wellen bei jeweils 7 Prozent. Wenn die Angaben der kategorialen Einkommensabfrage berücksichtigt werden, sinken die Anteile auf 3 Prozent in der ersten Welle und 2 Prozent in den drei folgenden Wellen.

7 Der Grund hierfür ist, dass die vollständigen Personeninterviews, deren Informationen hier verwendet werden, im PASS ab 15 Jahren und im SOEP ab 17 Jahren durchgeführt werden.

6.3 Empirische Analysen

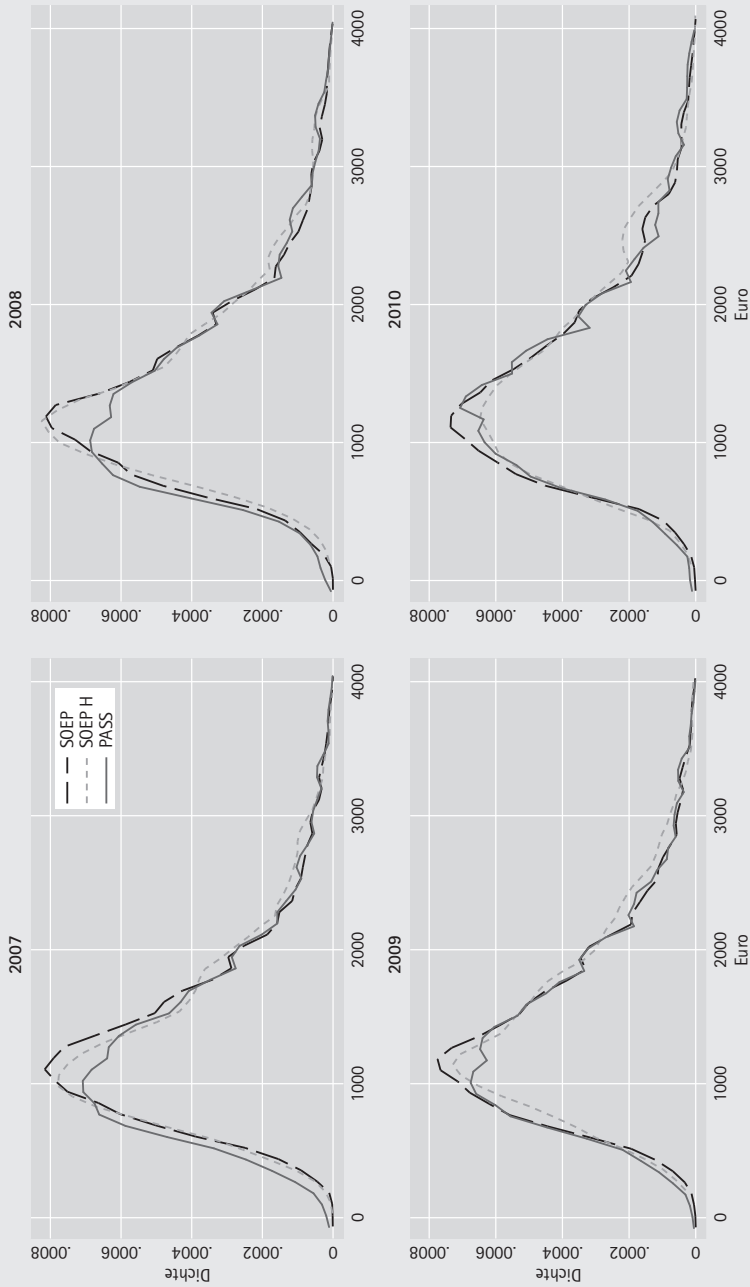
Um die erfasste Armut in den beiden Haushaltspanelstudien miteinander vergleichen zu können, wird eine Reihe verschiedener empirischer Analysen durchgeführt. Neben der Betrachtung der Einkommensverteilungen sowie mehrerer Armutsmaße werden auch die Bevölkerungsstrukturen sowie die Armutsquoten in einzelnen Subpopulationen bestimmt. Nach einer Zerlegung der Gesamtdifferenz in den Armutsquoten in einen Struktureffekt und einen Armutsquoteneffekt werden Armutsrisikofaktoren sowie Abgänge aus und Zugänge in Armut zwischen den beiden Studien verglichen.

6.3.1 Einkommensverteilung

In Abbildung 6.1 sind die Verteilungen der Äquivalenznettoeinkommen der vier Erhebungsjahre für die Stichprobe des SOEP und des PASS abgebildet. Für das erste Erhebungsjahr von PASS in 2007 lässt sich erkennen, dass die Verteilung im PASS gegenüber der Verteilung im SOEP leicht nach links verschoben ist. Es ist dabei im PASS ein höherer Anteil von Haushalten mit geringem Einkommen von unter 900 Euro und ein niedriger Anteil bei den Einkommen zwischen 1.000 und 1.300 Euro erkennbar. Im Jahr 2008 weichen die Verteilungen vor allem für den Wertebereich von 600 bis 1.300 Euro voneinander ab. Bei den Einkommen unter 600 Euro haben sich die Verteilungen stärker angepasst. Im Jahr 2009 nähern sich die Kerndichteschätzer der beiden Erhebungen weiter an. Größere Unterschiede sind hier nur noch im Wertebereich zwischen 1.000 und 1.200 Euro erkennbar.

Im Jahr 2010 weisen die beiden Einkommensverteilungen die stärksten Überschneidungen auf. Während das SOEP eine langlaufende Panelstudie ist, die bereits vor dem Beobachtungszeitraum einen Prozess der Panelattrition durchlebt hat, handelt es sich bei PASS um eine im Jahre 2007 begonnene Längsschnitterhebung. Die hier beobachtete Annäherung der Kerndichteschätzer kann daher auch das Ergebnis eines Ausfallprozesses im PASS sein, der dazu führt, dass nach mehreren Erhebungswellen bestimmte Personengruppen in den zwei Stichproben nicht mehr ausreichend vertreten sind.

Abbildung 6.1: Verteilung der Äquivalenzhaltseinkommen nach PASS, SOEP und SOEP-Stichprobe H



Quelle: PASS SUF 2006–2010, SOEPv28 Welle X-BA, eigene Berechnung

Um diese Überlegung zu prüfen, wird ein Vergleich der Einkommensverteilung im PASS mit der Stichprobe H des SOEP durchgeführt. Bei dieser Stichprobe handelt es sich um eine bevölkerungsrepräsentative Auffrischungsstichprobe, die erstmals 2006 befragt wurde. Hier dürfte ein vergleichbarer Prozess der Panelattrition zu beobachten sein. Bei der Interpretation muss jedoch berücksichtigt werden, dass die Stichprobe H des SOEP bereits ein Jahr vor PASS zum ersten Mal befragt wurde. Die Einkommensverteilung der Stichprobe H des SOEP ist ebenfalls in Abbildung 6.1 enthalten. Hier deutet sich an, dass die Einkommensverteilung in der SOEP-Stichprobe H der in der gesamten SOEP-Stichprobe stark ähnelt. Dies gilt vor allem für die Jahre 2007 und 2008. In den Jahren 2009 und 2010 werden die Unterschiede zur Einkommensverteilung in der PASS-Stichprobe geringer.⁸

Neben der eigentlichen Verteilung der Einkommen kann auch die Ungleichheit der Einkommen betrachtet werden. In Abbildung 6.2 sind die Lorenzkurven und und die daraus abgeleiteten Gini-Koeffizienten für SOEP und PASS für die einzelnen Jahre dargestellt. Während beim SOEP der Gini-Koeffizient über die vier Jahre relativ konstant ist, sind beim PASS stärkere Schwankungen erkennbar. Analog zu der Entwicklung der Differenzen in den Einkommensverteilungen nehmen auch die Unterschiede in den Ungleichheitsmaßen zwischen den beiden Datenquellen über die Jahre ab.

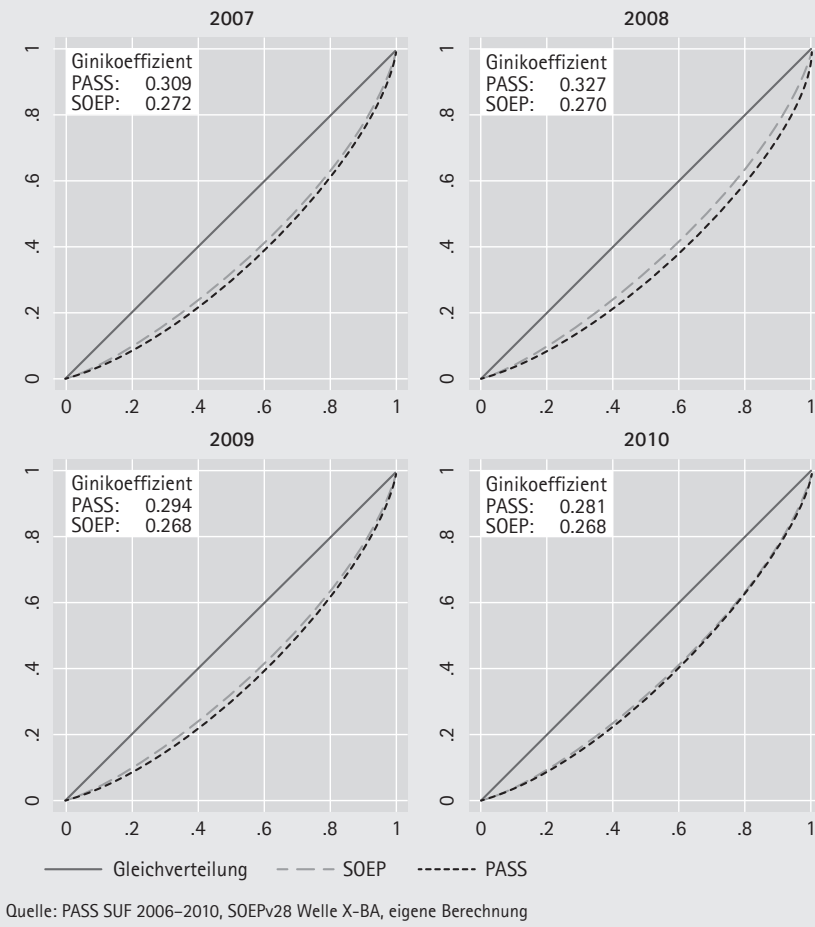
Tabelle 6.2: Medianeinkommen und Armutsrisikogrenzen nach PASS, SOEP und MZ

	Median	95%-CI		AR-Grenze
PASS				
2007	1.217	1.200	1.239	730
2008	1.300	1.274	1.317	780
2009	1.333	1.330	1.333	800
2010	1.379	1.333	1.400	827
SOEP				
2007	1.250	1.240	1.267	750
2008	1.280	1.267	1.300	768
2009	1.322	1.300	1.333	793
2010	1.341	1.333	1.380	805
MZ				
2007	1.279			767
2008	1.317			790
2009	1.341			805
2010	1.385			831
Quelle: PASS SUF 2006–2010, SOEPv28 Welle X-BA, MZ SUF 2010, eigene Berechnung				

Quelle: PASS SUF 2006–2010, SOEPv28 Welle X-BA, MZ SUF 2010, eigene Berechnung

8 Ein *Kolmogorov-Smirnov-Test* auf Gleichheit der beiden Verteilungsfunktionen zeigt in jedem Jahr eine hoch signifikante Abweichung.

Abbildung 6.2: Lorenzkurven und Gini-Koeffizienten nach SOEP und PASS



In Tabelle 6.2 sind die Medianeinkommen als relevanter Durchschnittswert der Einkommensverteilungen in PASS, SOEP und MZ dargestellt.⁹ Es ist zu erkennen, dass sich der Median nur im Jahre 2007 knapp (um 33 Euro) signifikant unterscheidet, während in den Folgejahren die Konfidenzbänder für den Median der beiden Stichproben überlappen. Außer im Jahr 2007 werden im PASS etwas höhere Medianeinkommen beobachtet als im SOEP. Zum Vergleich werden auch die Werte auf Basis der MZ-Stichprobe ausgegeben. Der Median im MZ liegt in allen vier Jahren über den Werten in SOEP und PASS, liegt aber außer im Jahr 2007 näher an den PASS-Werten.

9 Für die Berechnung der Konfidenzintervalle des Medianeinkommens wird auf ein Bootstrap-Verfahren zurückgegriffen. Die Konfidenzintervalle werden nach der Perzentil-Methode ausgegeben. Dabei wird jeweils das 2,5 Prozent-Perzentil als unterer und das 97,5 Prozent-Perzentil als oberer Wert genommen (vgl. Shikano 2011, S. 196). Die Berechnung wird mit jeweils 1.000 Replikationen durchgeführt. Auf die Berechnung der Konfidenzintervalle wurde beim Median der Einkommensverteilung im MZ aufgrund der sehr hohen Fallzahl verzichtet.

6.3.2 Armutsmaße

Nach der Gegenüberstellung der Einkommensverteilungen und der Einkommensungleichheit in beiden Studien wird nun die erfasste Armut im Querschnitt in den Fokus genommen. Aufgrund der besonderen Stichprobenzusammensetzung weist das PASS viele realisierte Interviews für Haushalte und Personen unterhalb der Armutsschwelle auf. Tabelle 6.3 gibt die Fallzahl je Welle für die Armutsrisikoschwelle und die Grenze der strengen Armut wieder. Es wird dabei deutlich, dass das PASS auch noch bei einer niedrigen Armutsschwelle von 40 Prozent des Medianeinkommens über vergleichsweise viele Fälle verfügt.

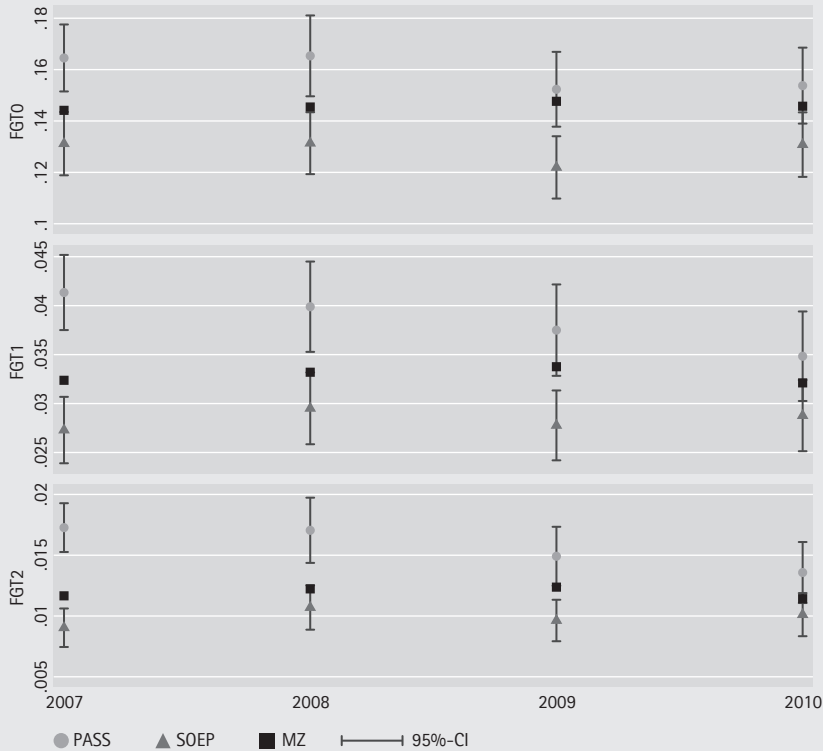
Tabelle 6.3: Anzahl der Personeninterviews mit Personen im Armutsbereich

		Jahr			
		2007	2008	2009	2010
Armutsschwelle					
60 %	PASS	7.437	4.656	5.041	4.468
	SOEP	2.077	2.036	2.159	2.054
40 %	PASS	2.507	1.302	1.468	1.205
	SOEP	388	439	452	404
Quelle: PASS SUF 2006–2010, SOEPv28 Welle X-BA, eigene Berechnung					

Bei der Bestimmung der Ressourcenarmut werden Armutsrisikoquote (FGT_0), Armutslücke (FGT_1) und Armutsintensität (FGT_2) berechnet (siehe Unterabschnitt 2.3.1). In Abbildung 6.3 sind die Armutskenzziffern FGT_0 , FGT_1 und FGT_2 nach der 60 Prozent-Armutsrisikogrenze in SOEP und PASS für die vier untersuchten Erhebungswellen abgebildet. Zudem sind auch die 95 Prozent-Konfidenzintervalle ausgewiesen. Beim FGT_0 , welches die Armutsrisikoquote darstellt, sind deutliche Differenzen zwischen den Werten in den beiden Studien erkennbar. Diese sind besonders im Jahr 2007 groß und werden über die Jahre geringer. Die Konfidenzintervalle überschneiden sich erst im Jahr 2010. Dabei werden im PASS durchgängig höhere Armutsrisikoquoten ausgegeben. Die Differenzen der Punktschätzer betragen im Maximum (Jahre 2007 und 2008) 3,4 Prozentpunkte. Allerdings zeigen sich zwischen den beiden Datensätzen ähnliche Entwicklungen der Armutsrisikoquoten. So ist in beiden Datensätzen nach dem Jahr 2008 ein Rückgang der Armutsrisikoquote zu beobachten, auf den ein erneuter Anstieg folgt. Die im MZ ausgewiesene Armutsrisikoquote liegt durchgängig zwischen den Werten in SOEP und PASS. Die durchgängig höheren Werte im PASS gegenüber dem SOEP sind auch bei den weiteren Armuts-

maßen FGT_1 und FGT_2 erkennbar. Auch hier ist über die Jahre ein Abnehmen der Unterschiede zwischen den Datenquellen zu sehen. Überschneidungen der Konfidenzintervalle liegen ebenfalls erst ab dem Jahr 2010 (FGT_1 und FGT_2) vor. Auch hier liegen die Werte des MZ zwischen den mit dem SOEP und dem PASS bestimmten Werten.

Abbildung 6.3: Armutsmaße nach 60 Prozent des Medianeinkommens



Anm.: Zusätzlich dargestellt sind die 95%-Konfidenzintervalle.

Quelle: PASS SUF 2006–2010, SOEPv28 Welle X-BA, MZ SUF 2010, eigene Berechnung

Auch bei einer Betrachtung der Armutsmaße nach weiteren Armutsschwellen zeigt sich ein vergleichbares Bild. Tabelle 6.4 gibt die Armutsmaße für die verschiedenen Armutsgrenzen bei 70, 60, 50 und 40 Prozent des Medianeinkommens an. Die Werte der drei FGT -Maße liegen im PASS durchgängig über denen des SOEP. Auch hier zeigt sich wieder die Annäherung der Werte über den Beobachtungszeitraum.

Tabelle 6.4: FGT_0 , FGT_1 und FGT_2 nach verschiedenen Armutsschwellen

	Armutsschwelle								
	70 %		60 %			50 %		40 %	
	PASS	SOEP	PASS	SOEP	MZ	PASS	SOEP	PASS	SOEP
2007									
FGT_0	0,247	0,209	0,165	0,131	0,144	0,096	0,065	0,052	0,026
FGT_1	0,064	0,047	0,041	0,027	0,032	0,025	0,013	0,014	0,005
FGT_2	0,027	0,016	0,017	0,009	0,012	0,010	0,004	0,006	0,002
2008									
FGT_0	0,249	0,214	0,165	0,131	0,145	0,088	0,067	0,041	0,031
FGT_1	0,064	0,050	0,040	0,030	0,033	0,023	0,015	0,013	0,007
FGT_2	0,026	0,018	0,017	0,011	0,012	0,011	0,006	0,007	0,003
2009									
FGT_0	0,240	0,217	0,152	0,122	0,148	0,083	0,065	0,047	0,029
FGT_1	0,060	0,049	0,037	0,028	0,034	0,021	0,014	0,011	0,006
FGT_2	0,024	0,017	0,015	0,010	0,012	0,009	0,005	0,005	0,002
2010									
FGT_0	0,230	0,224	0,154	0,131	0,146	0,082	0,072	0,041	0,027
FGT_1	0,056	0,048	0,035	0,029	0,032	0,019	0,014	0,010	0,006
FGT_2	0,022	0,018	0,014	0,010	0,011	0,008	0,005	0,004	0,002
Quelle: PASS SUF 2006–2010, SOEPv28 Welle X-BA, eigene Berechnung									

6.3.3 Bevölkerungsstruktur

Die Armutskenziffen unterscheiden sich zwischen den beiden Studien im Jahr 2007 signifikant voneinander. In einem nächsten Schritt wird versucht zu klären, wo die Quellen für diese Unterschiede liegen könnten. Um ein genaueres Bild zu erhalten, wird für die Jahre 2007 und 2010 ein Blick auf die Verteilung einer Reihe zentraler soziodemographischer Charakteristika in der hochgerechneten Grundgesamtheit sowie die jeweiligen Armutsrisikoquoten in den Subpopulationen geworfen. Es werden dabei die Unterschiede zwischen SOEP und PASS nach Haushaltstyp, Haushaltsgröße, ALG-II-Bezug, Wohnregion, Wohnstatus, Gesundheitszustand, Bildung, Migration, Erwerbsstatus, berufliche Stellung und Familienstand untersucht. Die Armutsquoten der Subpopulationen werden ein-

ander gegenübergestellt, um festzustellen, inwiefern die Armutsbetroffenheit der einzelnen Gruppen ähnlich bzw. unterschiedlich ist. Um die Armutsrisikoquoten in den Subpopulationen zwischen den beiden Datensätzen besser vergleichen zu können, werden die Differenzen zur jeweils durchschnittlichen Armutsrisikoquote (PASS 16,5 % in 2007 und 15,4 % in 2010, SOEP 13,1 % in 2007 und 13,1 % in 2010) dargestellt. Dadurch soll erkennbar werden, ob es systematisch unterschiedliche Armutsrisikogruppen gibt. Zur Kontrolle werden zusätzlich die Werte des MZ mit dargestellt. Es ist zu erkennen, dass die meisten Charakteristika in der Gesamtpopulation beider Datensätze ähnlich verteilt sind. Und auch bei den Armutsrisikoquoten in den Subpopulationen stimmen die beiden Datensätze größtenteils überein.

Betrachtet man die Bevölkerungsstrukturen des Jahres 2007 für die beiden Stichproben – das Erhebungsjahr mit den größten signifikanten Unterschieden in den *FGT*-Werten – so zeigen sich in Abbildung 6.4 bei den haushaltsbezogenen Merkmalen kaum signifikante Unterschiede. Allein die Anteile der Personen mit Wohneigentum unterscheiden sich deutlich voneinander. Leider steht für diese Information kein Referenzwert aus dem MZ zur Verfügung. Ansonsten kommt es bei den Werten, die sich durch den MZ bestimmen lassen, nur zu geringfügigen Abweichungen. Erwähnenswert ist hier die geringere Angabe des ALG-II-Bezugs. Bezogen auf die Armutsquoten innerhalb der Subpopulationen ergeben sich kaum nennenswerte Unterschiede. Betrachtet man in Abbildung 6.5 die Bevölkerungsstruktur für die Personen ab 18 Jahren, so zeigt sich im PASS ein signifikant höherer Anteil an Personen mit „Fachhochschulabschluss“. Bei einem „mittleren Schulabschluss mit beruflichen Bildungsabschluss“ sowie den „Hochschulabschlüssen“ weist hingegen das SOEP einen signifikant höheren Anteil aus. Diese strukturellen Unterschiede spiegeln sich jedoch kaum in den Armutsrisikoquoten wider. Am auffälligsten ist hier der Unterschied in den Armutsrisikoquoten bei den Gruppen „Abitur ohne beruflicher Ausbildung“ und „Hauptschulabschluss ohne beruflicher Ausbildung“, wobei das PASS jeweils einen höheren Wert aufweist.

Signifikante Unterschiede im Hinblick auf die Bevölkerungsstruktur finden sich auch beim Gesundheitszustand¹⁰, dem Migrationshintergrund und der beruflichen Stellung. Allerdings lassen sich nur bei Letzterem auch signifikante Unterschiede in den Abweichungen von den Armutsrisikoquoten beobachten (bei Beamten und Angestellten). Und auch beim Familienstand ergeben sich markante Unterschiede. So finden sich mehr als doppelt so viele „Ledige“ im SOEP, auch der Anteil der „Geschiedenen“ ist im SOEP signifikant höher. Im Gegenzug sind im PASS „Ver-

10 Eine vergleichbare Information zum Gesundheitszustand liegt im MZ für das Jahr 2007 nicht vor.

heiratete" anteilig weitaus häufiger vertreten. Die Unterschiede können daraus resultieren, dass im PASS die Frage zum Familienstand in der ersten Welle eine vergleichsweise hohe Anzahl von fehlenden Werten aufweist (ca. 5 %). Die Werte im SOEP decken sich größtenteils mit denen im MZ. In den Abweichungen von den durchschnittlichen Armutsrisikoquoten lassen sich hingegen keine Unterschiede erkennen.

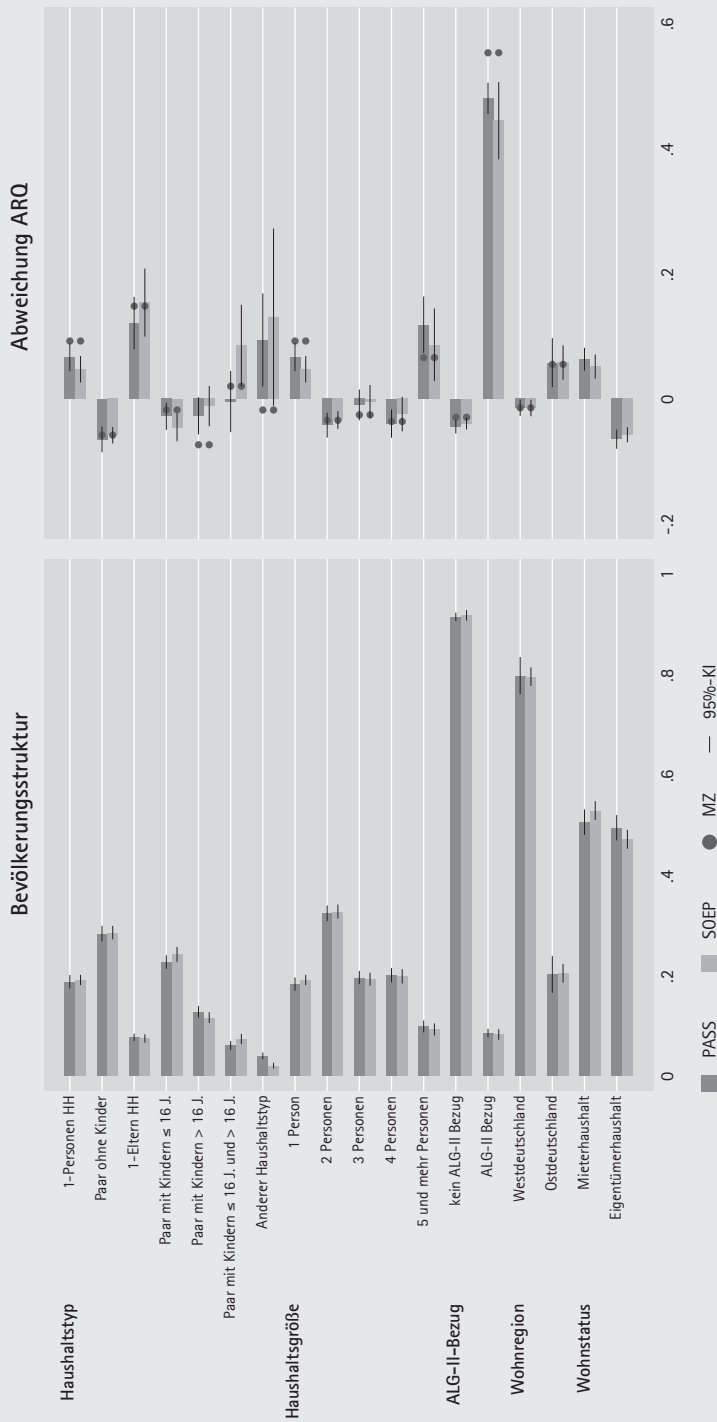
Vergleicht man die Bevölkerungsstrukturen über die Zeit, nähern sich die Werte auch hier einander weiter an. Wie in Abbildung 6.6 zu erkennen ist, liegen in 2010 ebenfalls keine signifikanten Differenzen bezüglich der Haushaltsstruktur vor. Auch in den Armutsrisikoquoten ergeben sich keine signifikanten Unterschiede.

In Abbildung 6.7 zeigen sich im Jahr 2010 keine Differenzen mehr hinsichtlich des Gesundheitszustands und des Migrationshintergrunds. Signifikante Unterschiede in der Bevölkerungsstruktur sind weiter, wenn auch nicht mehr so deutlich, bei den „Ledigen“ und den „Verheirateten“ vorhanden. Weiterhin signifikant höher ist der Anteil der Arbeiter im SOEP mit knapp 30 Prozent gegenüber 23 Prozent im PASS. Bei den Abweichungen von den jeweils durchschnittlichen Armutsrisikoquoten zeigen sich nun keine signifikanten Unterschiede mehr.

Um einen Eindruck zu bekommen, wie stark die in der Bevölkerungsstruktur und der Armutsrisikoquote gefunden Unterschiede sind, wird zusätzlich für alle Merkmale das Effektstärkemaß *Cohens d* berechnet. Dieses gibt Auskunft über die relative Größe eines Effekts. Nach Cohen (1992) indiziert ein *d* zwischen 0,2 und 0,3 einen kleinen Effekt, ein *d* um 0,5 einen mittleren Effekt und ein *d* ab 0,8 einen starken Effekt. Für die Bevölkerungsstruktur lassen sich ausschließlich Effekte mit einem $d < 0,17$ ausmachen. In den meisten Fällen weicht die Effektstärke nicht signifikant von null ab. Die größten Effektstärken sind mit 0,16 in der ersten Welle bei der Gruppe der „Ledigen“ und den „Verheirateten“ zu finden. Und auch bei den Armutsrisikoquoten liegen alle Effektstärken unter 0,2. Lediglich die Konfidenzintervalle bei manchen Merkmalen mit geringer Fallzahl (z. B. noch Schüler, kein Schulabschluss, FHR/Abitur ohne berufliche Ausbildung, Ausbildung/Lehre) reichen über diesen Wert hinaus. Dies gibt einen Hinweis darauf, dass es sich bei den Differenzen lediglich um Effekte mit geringer Stärke handelt.¹¹

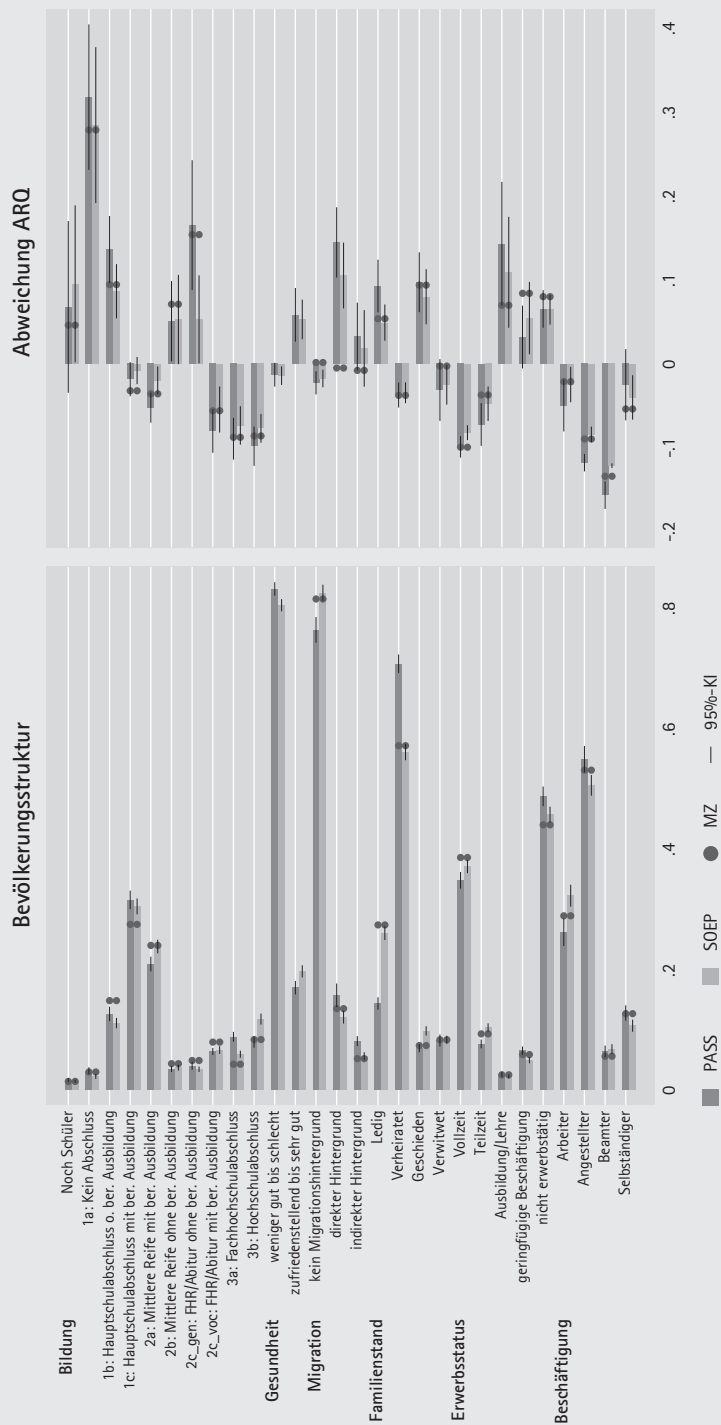
11 Die Effektstärken sind den Tabellen A.1, A.2, A.3, A.4 im Anhang zum entnehmen.

Abbildung 6.4: Bevölkerungsstruktur und Armutsrisikoquoten der Subpopulationen 2007 (Haushaltsmerkmale)



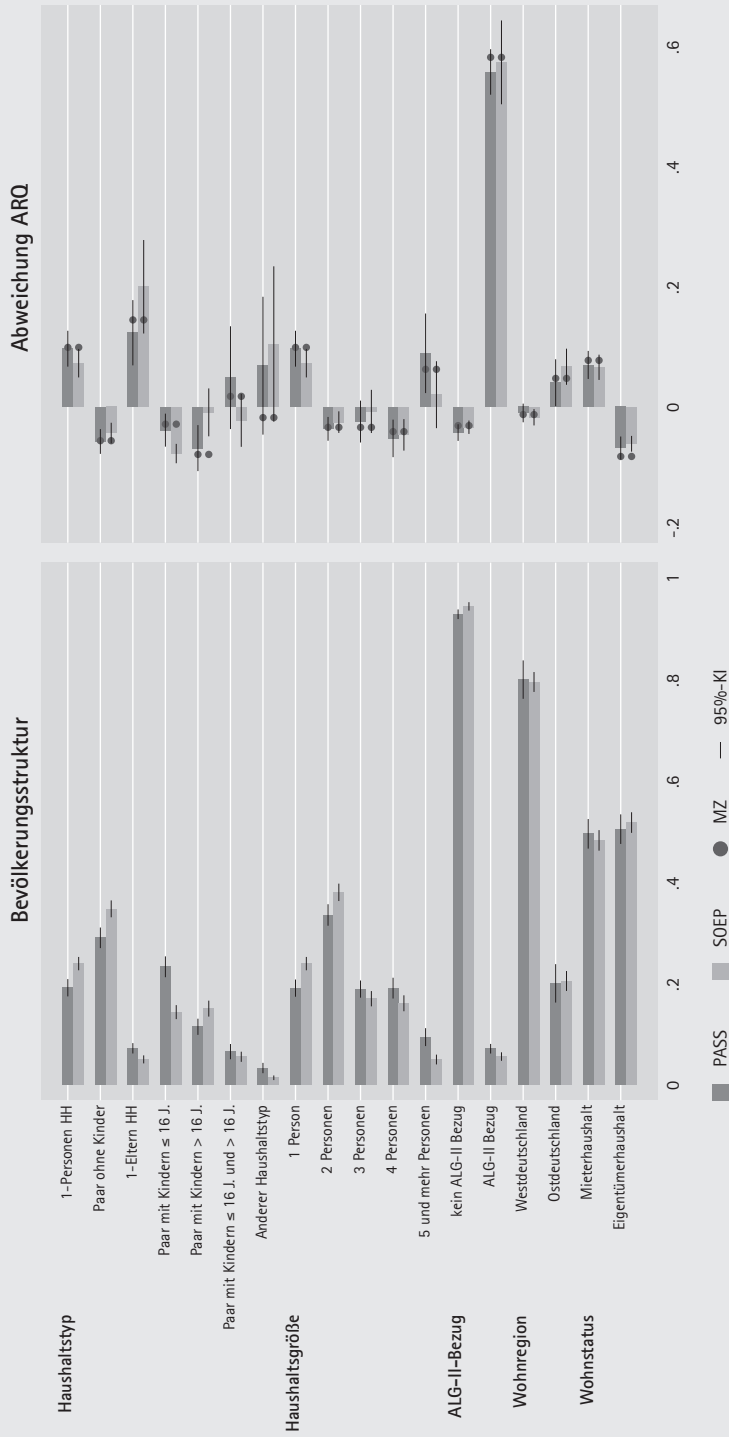
Quelle: PASS SUF 2006–2010, SOEPv28 Welle X-BA, MZ SUF 2010; eigene Berechnung

Abbildung 6.5: Bevölkerungsstruktur und Armutsrisikquoten der Subpopulationen 2007 (Personenmerkmale)



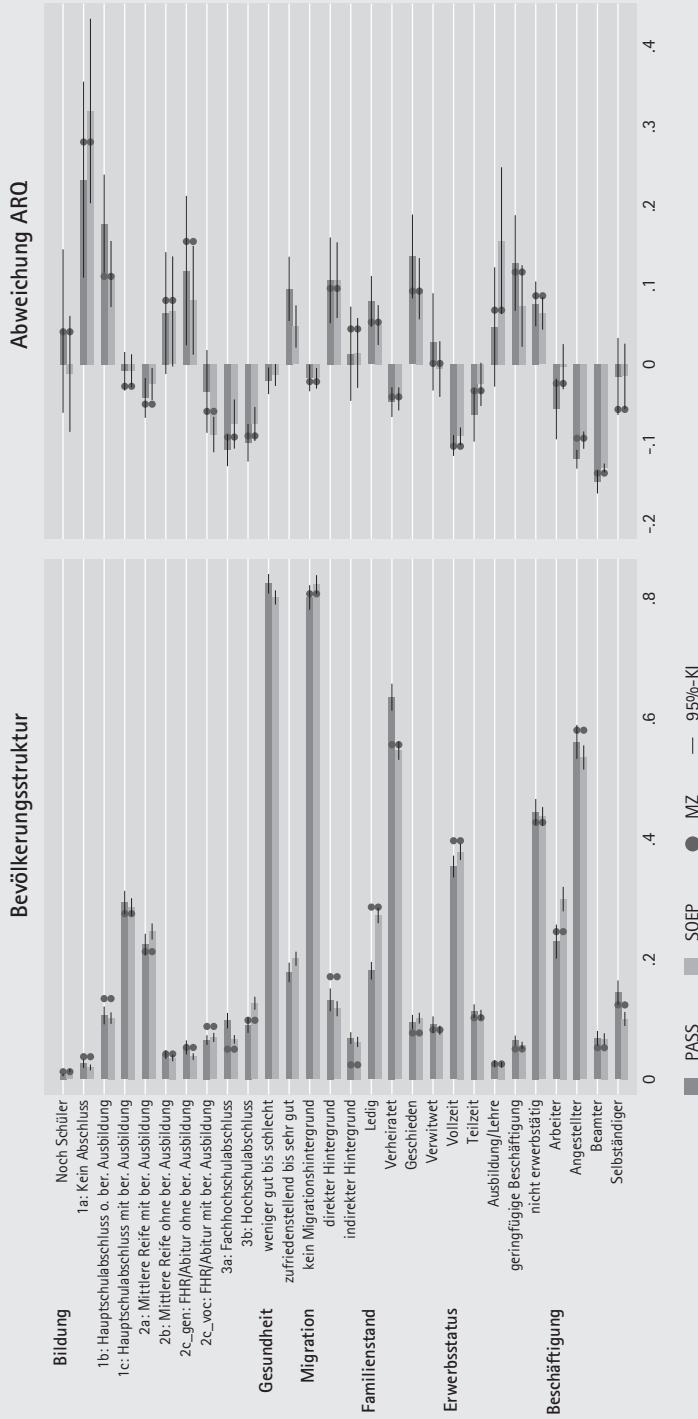
Quelle: PASS SUF 2006–2010, SOEPv28 Welle X-BA, MZ SUF 2010, eigene Berechnung

Abbildung 6.6: Bevölkerungsstruktur und Armutsrisikoquoten der Subpopulationen 2010 (Haushaltsmerkmale)



Quelle: PASS SUF 2006–2010, SOEPv28 Welle X-BA, MZ SUF 2010; eigene Berechnung

Abbildung 6.7: Bevölkerungsstruktur und Armutsrisikquoten der Subpopulationen 2010 (Personenmerkmale)



Quelle: PASS SUF 2006–2010, SOEPv28 Welle X-BA, MZ SUF 2010, eigene Berechnung

6.3.4 Struktur- und Armutsquoteneffekte

Um genauere Aussagen machen zu können, ob die Unterschiede in den Armutsquoten entweder auf eine unterschiedliche Erfassung (bzw. Gewichtung) bestimmter Teilpopulationen oder auf ein unterschiedliches Armutsrisiko innerhalb der betrachteten soziodemographischen Gruppen zwischen den beiden Studien zurückzuführen ist, kann die Differenz der Armutsquoten zwischen den beiden Datensätzen in zwei Teile zerlegt werden. Zum einen in einen *Struktureffekt* und zum anderen in einen *Armutsquoteneffekt*. Der Struktureffekt gibt einen Hinweis darauf, dass sich die Teilpopulationen zwischen den Datensätzen unterscheiden, während der Armutsquoteneffekt einen Hinweis darauf gibt, dass in den Datensätzen unterschiedliche Anteile an Personen von Armut betroffen sind (vgl. Becker et al. 2008).

Diese Zerlegung wird hier für die Merkmale vorgenommen, bei denen zwischen den beiden Studien große Abweichungen in der Bevölkerungsstruktur oder der Armutsrisikoquote vorliegen. Hierzu zählen das Bildungsniveau, der Familienstand und die Form der Beschäftigung. Auch bei weiteren Merkmalen wurde die Zerlegung in Struktureffekt und Armutsquoteneffekt vorgenommen. Es zeigten sich keine weiteren nennenswerten Auffälligkeiten. Zuerst wird berechnet, wie sich die Armutsrisikoquote im PASS verändert, wenn die Bevölkerungsanteile des SOEP unterstellt (Struktureffekt).

Wäre z. B. die Struktur des Bildungsniveaus im PASS in 2007 wie im SOEP, so würde sich die Armutsrisikoquote um knapp 0,9 Prozentpunkte verringern (vgl. Tabelle 6.5). Der Armutsquoteneffekt gibt an, um wie viel sich die Gesamtarmutsquote im SOEP verändern würde, wenn die Armutsrisikoquoten vom PASS verwendet werden. Hier ist der Effekt beim Bildungsniveau weitaus größer und beträgt 3,9 Prozentpunkte. Der Gesamteffekt ergibt sich aus der Summe von Struktureffekt und Armutsquoteneffekt.¹² Der Gesamteffekt beläuft sich damit auf knapp 4,7 Prozentpunkte und ist besonders stark bei Personen mit Hauptschulabschluss (1,5 Prozentpunkte ohne berufliche Ausbildung und 1,2 Prozentpunkte mit beruflicher Ausbildung). Es ist erkennbar, dass die Differenzen zum größten Teil auf den Armutsquoteneffekte zurückzuführen sind. Die Struktureffekte sind im Vergleich dazu nur sehr gering.

¹² Abweichungen der Gesamteffekte zwischen den Variablen sind auf die zugrunde liegende Population zurückzuführen. Diese können aufgrund von Einschränkungen (z. B. Personen ab 18 Jahren) oder fehlenden Werten variieren.

Tabelle 6.5: Differenzzerlegung in Struktur- und Armutsquoteneffekte für das Jahr 2007

	Struktur		Armutsquoten		Struktureffekt E =(A-B)*C	Armutsquoteneffekt F =(C-D)*B	Gesamtdifferenz E + F
	PASS A	SOEP B	PASS C	SOEP D			
Casmin							
Noch Schüler	0,016	0,014	0,235	0,217	0,034	0,025	0,059
Kein Abschluss	0,031	0,022	0,484	0,406	0,464	0,171	0,635
Hpt. o. b. A.	0,126	0,111	0,303	0,209	0,462	1,045	1,507
Hpt. m. b. A.	0,315	0,304	0,149	0,114	0,159	1,054	1,213
Mit. R. m. b. A.	0,208	0,237	0,115	0,103	-0,335	0,296	-0,039
Mit. R. o. b. A.	0,034	0,037	0,218	0,175	-0,046	0,157	0,111
FHR/Abi. o. b. A.	0,040	0,034	0,332	0,175	0,195	0,532	0,727
FHR/Abi. m. b. A.	0,063	0,066	0,087	0,068	-0,020	0,127	0,107
Fachhochschulabs.	0,088	0,059	0,078	0,049	0,226	0,171	0,397
Hochschulabs.	0,079	0,117	0,069	0,046	-0,265	0,277	0,012
Gesamt					0,875	3,855	4,729
Familienstand							
Ledig	0,143	0,26	0,26	0,171	-3,03	2,296	-0,734
Verheiratet	0,707	0,56	0,13	0,088	1,907	2,369	4,276
Geschieden	0,069	0,098	0,264	0,202	-0,758	0,605	-0,153
Verwitwet	0,082	0,083	0,136	0,098	-0,015	0,318	0,303
Gesamt					-1,896	5,589	3,692
Stellung im Beruf							
Arbeiter	0,261	0,322	0,118	0,098	-0,714	0,647	-0,067
Angestellter	0,548	0,505	0,05	0,038	0,216	0,574	0,789
Beamter	0,063	0,067	0,011	0,001	-0,004	0,066	0,062
Selbständiger	0,127	0,106	0,142	0,082	0,299	0,637	0,936
Gesamt					-0,204	1,924	1,72
Quelle: PASS SUF 2006-2010, SOEPv28 Welle X-BA, eigene Berechnung							

Tabelle 6.6: Differenzzerlegung in Struktur- und Armutsquoteneffekte für das Jahr 2010

	Struktur		Armutsquoten		Struktureffekt E =(A-B)*C	Armutsquoteneffekt F =(C-D)*B	Gesamtdifferenz E + F
	PASS A	SOEP B	PASS C	SOEP D			
Casmin							
Noch Schüler	0,007	0,014	0,2	0,124	-0,147	0,108	-0,039
Kein Abschluss	0,026	0,02	0,39	0,453	0,239	-0,124	0,115
Hpt. o. b. A.	0,106	0,101	0,335	0,249	0,15	0,869	1,019
Hpt. m. b. A.	0,293	0,286	0,15	0,128	0,109	0,627	0,737
Mit. R. m. b. A.	0,223	0,245	0,116	0,111	-0,252	0,128	-0,124
Mit. R. o. b. A.	0,041	0,035	0,223	0,202	0,125	0,072	0,197
FHR/Abi. o. b. A.	0,053	0,037	0,276	0,216	0,423	0,224	0,647
FHR/Abi. m. b. A.	0,065	0,069	0,124	0,048	-0,056	0,532	0,476
Fachhochschulabs.	0,097	0,066	0,051	0,061	0,157	-0,068	0,089
Hochschulabs.	0,09	0,126	0,06	0,061	-0,219	-0,011	-0,23
Gesamt					0,53	2,358	2,887
Familienstand							
Ledig	0,18	0,272	0,237	0,185	-2,177	1,419	-0,758
Verheiratet	0,634	0,546	0,111	0,092	0,986	1,019	2,005
Geschieden	0,095	0,101	0,294	0,231	-0,186	0,639	0,453
Verwitwet	0,09	0,081	0,187	0,13	0,174	0,461	0,635
Gesamt					-1,203	3,538	2,335
Stellung im Beruf							
Arbeiter	0,228	0,299	0,103	0,133	-0,723	-0,905	-1,629
Angestellter	0,56	0,534	0,039	0,041	0,102	-0,074	0,027
Beamter	0,068	0,067	0,011	0,006	0,001	0,035	0,036
Selbständiger	0,144	0,1	0,143	0,121	0,624	0,225	0,85
Gesamt					0,004	-0,719	-0,715

Quelle: PASS SUF 2006–2010, SOEPv28 Welle X-BA, eigene Berechnung

Beim Familienstand wiederum ist auch ein deutlicher Struktureffekt erkennbar, der mit minus 3 Prozentpunkten besonders stark bei der Gruppe der „Ledigen“ ausgeprägt ist. Bei dieser Gruppe ergibt sich, wie auch bei der Gruppe der „Verheirateten“, ein starker Armutsquoteneffekt von jeweils über 2 Prozentpunkten. Der Struktureffekt von -1,9 Prozentpunkten wirkt in diesem Fall dem Armutsquoteneffekt von 5,6 entgegen, sodass ein Gesamteffekt von 3,7 Prozentpunkten zustande kommt.

Betrachtet man die Zerlegung nach der Stellung im Beruf für erwerbstätige Personen, so ist nur ein geringer Struktureffekt von -0,2 Prozentpunkten und ein moderater Armutsquoteneffekt von 1,9 Prozentpunkten erkennbar. Bei der Gruppe der Personen in Beschäftigung ergeben sich somit deutlich geringe Unterschiede. Insgesamt ergibt sich somit ein Gesamteffekt von 1,7 Prozentpunkten.

Vergleicht man die Gesamteffekte über die Zeit (vgl. Tabelle 6.6), so nimmt die Größe dieses Wertes zwischen 2007 und 2010 ab. Macht im Jahr 2007 der Gesamteffekt beim Bildungsniveau 4,7 Prozentpunkte aus, so sinkt dieser in 2010 auf 2,9 Prozentpunkte. Dies ist vor allem auf eine Reduzierung des Armutsquoteneffekts von 3,9 Prozentpunkten auf 2,4 Prozentpunkte zurückzuführen. Der Gesamteffekt in 2010 ergibt sich größtenteils durch die Gruppen der Personen mit Hauptschulabschluss (ohne beruflichen Abschluss 1 Prozentpunkt und mit beruflichem Abschluss 0,7 Prozentpunkte) und Fachhochschulreife/Abitur (ohne beruflichen Abschluss 0,7 Prozentpunkte und mit beruflichem Abschluss 0,5 Prozentpunkte).

Und auch beim Familienstand sinkt der Gesamteffekt von 3,7 auf 2,3 Prozentpunkte, was sich aus einer Veränderung des Struktureffekts von -1,9 auf -1,2 Prozentpunkte und des Armutsquoteneffekts von 5,6 auf 3,5 Prozentpunkten ergibt. Bei der Form der Beschäftigung verschwindet der Struktureffekt komplett und der Gesamteffekt, der sich nun ausschließlich aus dem Armutsquoteneffekt ergibt, beträgt -0,7 Prozentpunkte.

6.3.5 Armutsrisikofaktoren

Nach der deskriptiven Betrachtung wird nun der Zusammenhang zwischen Armut und sozioökonomischen Charakteristika bei den beiden Studien verglichen. Daher wird im Folgenden eine multivariate Regressionsanalyse (Probit-Modell, siehe hierzu Abschnitt 5.2) des Armutsrisikos in Abhängigkeit von möglichen Einflussfaktoren für das Jahr 2007 durchgeführt. Die Daten von SOEP und PASS werden in einem gemeinsamen Modell verwendet, wobei über Interaktionsterme separate Koeffizienten für die SOEP-Stichprobe und die PASS-Stichprobe bestimmt werden können und gleichzeitig geprüft wird, ob die auftretenden Unterschiede signifikant sind. Hierdurch kann der Einfluss einzelner Determinanten für die beiden Datensätze quantifiziert und gleichzeitig miteinander verglichen werden. In dem Modell wird die Wahrscheinlichkeit geschätzt, mit der eine Person beim Vorliegen eines

Tabelle 6.7: Korrelate des Armutsrisikos nach SOEP und PASS im Jahr 2007

	PASS		SOEP		Differenz	
	AME	SE	AME	SE	AME	SE
Daten						
PASS	(Ref.)		(Ref.)		(Ref.)	
SOEP					-0,029***	0,008
Geschlecht						
Männlich	(Ref.)		(Ref.)		(Ref.)	
weiblich	-0,058***	0,012	-0,027**	0,010	0,030	0,016
Alter						
18 bis 33	(Ref.)		(Ref.)		(Ref.)	
34 bis 49	-0,013	0,019	0,021	0,019	0,034	0,027
50 bis 64	-0,062**	0,022	-0,038+	0,020	0,024	0,030
65 und älter	-0,148***	0,021	-0,130***	0,018	0,019	0,027
Gesundheitszustand						
zufried./sehr gut	(Ref.)		(Ref.)		(Ref.)	
weniger gut/schlecht	0,047**	0,016	0,036***	0,011	-0,010	0,019
Migrationshintergrund						
kein Migr.	(Ref.)		(Ref.)		(Ref.)	
direkter Migr.	0,069**	0,022	0,082***	0,017	0,013	0,028
indirekter Migr.	0,026	0,025	0,005	0,022	-0,021	0,033
Berufsbildung						
keinen Berufsabs.	(Ref.)		(Ref.)		(Ref.)	
Berufsabs.	-0,117***	0,018	-0,039**	0,012	0,078***	0,022
Hochschulabs.	-0,153***	0,021	-0,091***	0,014	0,062*	0,025
Mieterstatus						
Mieterhaush.	(Ref.)		(Ref.)		(Ref.)	
Eigentümerhaush.	-0,057***	0,013	-0,039***	0,010	0,018	0,016
Region						
Westdeutschland	(Ref.)		(Ref.)		(Ref.)	
Ostdeutschland	0,075***	0,019	0,069***	0,011	-0,006	0,022
Haushaltstyp						
Alleinstehende	(Ref.)		(Ref.)		(Ref.)	
Paar-HH	-0,088***	0,016	-0,090***	0,012	-0,002	0,020
Alleinerziehende	0,002	0,025	0,009	0,022	0,006	0,033
Paar m. Kind u. 16 J.	-0,080***	0,0190	-0,101***	0,015	-0,021	0,024
Paar m. Kind ab 16 J.	-0,040+	0,022	-0,061**	0,0210	-0,021	0,030
P. m. K. u. und ab 16 J.	-0,039	0,033	-0,034	0,029	0,005	0,044
Mehrgenerationen-HH	0,010	0,063	0,085	0,103	0,076	0,121
sonst. Kombinationen	-0,084*	0,038	-0,021	0,055	0,063	0,067
Erwerbsstatus						
Vollzeit	(Ref.)		(Ref.)		(Ref.)	
Teilzeit	0,053**	0,017	0,046***	0,012	-0,007	0,021
Ausbildung/Lehre	0,084*	0,041	0,143***	0,038	0,060	0,056
geringfügige Besch.	0,122***	0,021	0,158***	0,023	0,036	0,031
nicht erwerbstätig	0,201***	0,014	0,206***	0,013	0,005	0,019
Fallzahl	12.114		11.279		23.393	
Pseudo-R ²	0,196		0,212		0,207	

Signifikanzniveaus: + = $p < 0,1$; * = $p < 0,05$; ** = $p < 0,01$; *** = $p < 0,001$.

Quelle: PASS SUF 2006–2010, SOEPv28 Welle X-BA, eigene Berechnung

bestimmten Merkmals unter Berücksichtigung aller anderen Variablen als einkommensarm gilt. Für eine einfachere Interpretation und um eine Vergleichbarkeit der Effekte mit anderen Modellen zu gewährleisten, werden Average Marginal Effekte geschätzt¹³ (siehe Abschnitt 5.3). Jeder beobachtete Haushalt wird nur einmal in die Analyse mit aufgenommen, da bei Mehrpersonenhaushalten keine Unabhängigkeit zwischen der abhängigen sowie vielen der unabhängigen Variablen zwischen den Haushaltsmitgliedern gegeben ist.

Zunächst zeigt sich in Tabelle 6.7, dass der Unterschied in der Armutsrisikoquote im Jahr 2007 auch im multivariaten Modell bestehen bleibt und mit -2,9 Prozentpunkten signifikant ist. Die relevanten Einflussfaktoren sind in beiden Datensätzen annähernd die gleichen. Die Wirkungsrichtung stimmt bei allen signifikanten Faktoren überein. Und auch die Effektgrößen sind bis auf die Berufsabschlüsse nicht signifikant unterschiedlich. So ist ein negativer Effekt und damit eine geringere Wahrscheinlichkeit arm zu sein für Frauen, für Personen mit Berufsabschluss bzw. Hochschulabschluss, Besitzer von Wohneigentum und für in Partnerschaft lebende Personen zu erkennen. Ein höheres Risiko arm zu sein haben Personen mit schlechtem Gesundheitszustand, Personen mit direktem Migrationshintergrund, in den neuen Bundesländern lebende Personen sowie Personen die keiner Vollzeiterwerbstätigkeit nachgehen, hier insbesondere Nichterwerbstätige. Leichte Unterschiede ergeben sich jedoch, mit welcher Irrtumswahrscheinlichkeit ein Effekt signifikant von null abweicht. Dies ist aber natürlich auch den unterschiedlich hohen Fallzahlen geschuldet. Insgesamt zeigt sich, dass man bei dieser multivariaten Analyse mit beiden Datensätzen zu sehr vergleichbaren Ergebnissen kommt.

6.3.6 Auf- und Abstiege

Um die spezifischen Vorteile zu nutzen, die sich durch die Paneldatenstruktur der beiden Studien ergeben, wird abschließend noch ein Blick auf die Dynamik innerhalb der Armutspopulationen geworfen. Die Dynamik gibt Auskunft darüber, wie innerhalb einer Gesellschaft die Chancen und Risiken der Einkommensverbesserung bzw. -verschlechterung sind. Die Veränderung von Einkommenspositionen im Zeitverlauf gibt einen Hinweis darauf, ob defizitäre Positionen überwunden werden können und welchem Risiko Haushalte und Personen ausgesetzt sind, in unzureichende Einkommenslagen zu gelangen. Wir konzentrieren uns hier auf eine Analyse der Aufstiege aus bzw. Abstiege in dem Armutsrisikobereich. Das PASS, das durch seine spezifische Stichpro-

13 Die als marginale Effekte ausgewiesenen Regressionskoeffizienten können direkt im Sinne einer prozentualen Veränderung des Armutsrisikos bei Vorliegen eines interessierenden Merkmals unter Konstanz aller anderen Einflussgrößen interpretiert werden.

benzusammensetzung eine hohe Fallzahl von Haushalten und Personen mit niedrigen Einkommen aufweist, ist unter anderem für solche Analysen konzipiert worden. Es wird hierfür untersucht, wie viele der Personen, die in 2007 unter der Armutsrisikoschwelle gelebt haben, sich in den Jahren 2008, 2009 und 2010 oberhalb dieser Grenze befinden bzw. die sich in 2007 über der Armutsrisikoschwelle befunden haben, in 2008, 2009 und 2010 zur Armutsrisikopopulation gehören. Tabelle 6.8 zeigt, dass in allen Jahren die Aufstiegsraten und die Abstiegsraten im PASS höher liegen. Signifikante Unterschiede zeigen sich in allen Jahren bei den Abstiegsraten. In der Tabelle ist zusätzlich die Anzahl der Fälle ausgewiesen, die einen Auf- bzw. Abstieg erlebt haben. Hier weist das PASS aufgrund seines Stichprobendesigns deutlich mehr Fälle auf als das SOEP.

Tabelle 6.8: Auf- und Abstiege nach der 60 Prozent-Schwelle

		Anteil	95 %-CI		Diff.	Fallzahl
Aufstiege						
2008	PASS	0,359	0,326	0,393		5.100
	SOEP	0,317	0,267	0,367		1.547
2009	PASS	0,418	0,372	0,465		3.340
	SOEP	0,382	0,320	0,444		1.231
2010	PASS	0,447	0,381	0,513		2.026
	SOEP	0,417	0,347	0,487		970
Abstiege						
2008	PASS	0,089	0,077	0,101	***	1.777
	SOEP	0,054	0,045	0,063		923
2009	PASS	0,082	0,07	0,093	***	1.566
	SOEP	0,054	0,044	0,064		906
2010	PASS	0,104	0,088	0,121	**	1.044
	SOEP	0,071	0,056	0,085		918
Signifikanzniveaus: + = p < 0,1; * = p < 0,05; ** = p < 0,01; *** = p < 0,001.						
Quelle: PASS SUF 2006–2010, SOEPv28 Welle X-BA, eigene Berechnung						

Diese Analyse wird auch für die Armutsgrenze der strengen Armut (40 %) durchgeführt. Hier zeigen sich sehr vergleichbare Ergebnisse (vgl. Tabelle 6.9). Signifikante Unterschiede in den Raten zeigen sich bei den Auf- und Abstiegen im Jahr 2008 sowie bei den Abstiegen in den Jahren 2009 und 2010.

Tabelle 6.9: Auf- und Abstiege nach der 40 Prozent-Schwelle

		Anteil	95 %-CI		Diff.	Fallzahl
Aufstiege						
2008	PASS	0,718	0,661	0,775	***	870
	SOEP	0,462	0,348	0,576		212
2009	PASS	0,663	0,584	0,742		561
	SOEP	0,618	0,503	0,733		129
2010	PASS	0,726	0,606	0,845		274
	SOEP	0,714	0,603	0,825		79
Abstiege						
2008	PASS	0,030	0,024	0,036	***	1.021
	SOEP	0,017	0,013	0,022		298
2009	PASS	0,034	0,025	0,043	*	839
	SOEP	0,021	0,013	0,029		277
2010	PASS	0,039	0,029	0,050	**	536
	SOEP	0,020	0,011	0,030		241
Signifikanzniveaus: + = p < 0,1; * = p < 0,05; ** = p < 0,01; *** = p < 0,001.						
Quelle: PASS SUF 2006–2010, SOEPv28 Welle X-BA, eigene Berechnung						

6.4 Fazit

Um Aussagen über das Ausmaß und die Veränderung von Armut machen zu können, bedarf es einer validen Datengrundlage. Hierfür eignen sich Informationen zum Einkommen eines Haushalts, die im Rahmen von Haushaltspanelbefragungen erhoben werden.

Allerdings sind solche Informationen immer mit bestimmten Unsicherheiten behaftet und potenziellen Fehlerquellen ausgesetzt. So kann es sein, dass sich die Ergebnisse auf Basis zweier verschiedener Studien, die mit vergleichbaren Messinstrumenten für eine vergleichbare Grundgesamtheit für einen vergleichbaren Zeitraum Informationen erheben, voneinander abweichen. Dies kann auch für Maße zur Beschreibung von Armut gelten. Um die Aussagekraft von Ergebnissen zu Armut auf Basis dieser Datengrundlagen besser einschätzen zu können, bietet sich ein Vergleich der Ergebnisse auf Basis unterschiedlicher Studien an.

In dem hier untersuchten Fall können Unterschiede in den Einkommensverteilungen und signifikante Abweichungen zwischen PASS und SOEP in den Armutsmaßen FGT_0 , FGT_1 und FGT_2 festgestellt werden. Als Gründe hierfür können verschiedene Quellen vermutet werden, die sich nicht alle abschließend überprüfen lassen. So können beim Stichprobenverfahren sowie beim Messverfahren Fehler

auftreten. Erklärungen lassen sich eventuell teilweise durch studienspezifische Eigenschaften finden. So sind im PASS absolut und relativ mehr Fälle im unteren Einkommensbereich vorhanden. Im SOEP hingegen stehen im oberen Einkommensbereich und auch insgesamt mehr Fälle zur Verfügung.

Über die Zeit kommt es zu einer Annäherung der erfassten Armut in den beiden Studien. Hierfür könnten zwei Erklärungen dienen. Entweder könnte es eine Verzerrung der Armutsquote aufgrund der schlechteren Datenqualität bei den Einkommensangaben in den ersten Erhebungswellen geben. Dies würde bedeuten, dass die Armutsquote im PASS im Jahr 2007 weiter vom wahren Wert entfernt liegt und sich mit zunehmenden Erhebungswellen dem wahren Wert nähert. Oder es könnte eine Verzerrung der Armutsquote in Folge der Panelausfälle geben. Dann würde sich die Armutsquote im PASS aufgrund der Ausfälle in den Wellen nach der Ersterhebung zunehmend vom wahren Wert entfernen. Die relativ hohe Attrition im PASS ist dabei auch auf die spezifische Stichprobenzusammensetzung zurückzuführen. Welche der beiden Erklärungen zutrifft, lässt sich hier nicht abschließend klären.

Es lassen sich darüber hinaus jedoch auch viele Werte bestimmen, die sich zwischen den beiden Studien stark ähneln. So ist die Struktur der Armut in großen Teilen vergleichbar, wenn auch die Armutsquoten im PASS durchschnittlich höher liegen. Bei einem Vergleich der Ergebnisse multivariater Analysen lassen sich große Gemeinsamkeiten zwischen den beiden Panelstudien feststellen. Bei der Dynamik von Armut hingegen lassen sich zwischen den Erhebungen neben übereinstimmenden Ergebnissen auch Unterschiede erkennen. Insgesamt kann aus den Ergebnissen dieser Untersuchung eine hohe Bedeutung für die Verwendung mehrerer verschiedener Datenquellen für die Analyse von Armut abgeleitet werden.

7 Messung mehrdimensionaler materieller Deprivation

Für die weiteren Untersuchungen ist zunächst eine Auseinandersetzung mit den Methoden der direkten Armutsmessung notwendig. Während die indirekte Messung beim Ressourcenansatz anhand des Einkommens erfolgt und die Messung beim institutionellen Ansatz über den Bezug von staatlichen Transferleistungen, muss zur Messung der mehrdimensionalen Deprivation eine geeignete Methode spezifiziert werden (vgl. Jenkins und Cappellari 2007; Szeles und Fusco 2013). Ziel dieses Kapitels ist es, ein Verfahren auszuwählen, theoretisch und empirisch sinnvolle Dimensionen der materiellen Deprivation zu bestimmen und die dazugehörigen Items zu beschreiben.

7.1 Problemstellung

Der Entwicklung eines umfassenderen Armutsverständnisses wird durch das Deprivationskonzept Rechnung getragen. Die allgemeine Akzeptanz dieses Ansatzes wird durch die zunehmende Anzahl von Indikatoren materieller Deprivation in Erhebungen deutlich (z. B. European Community Household Panel (ECHP); Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC); British Household Panel Survey (BHPS)). Die Aufnahme materieller Deprivationsindikatoren hat zum Ziel, die tatsächlichen Lebensbedingungen von Personen in Armut besser zu verstehen, und soll es ermöglichen, Informationen über Bereiche zu erhalten, die durch herkömmliche Armutsansätze nicht abgedeckt werden. Deprivationsskalen, die von multiplen, meist dichotomen Indikatoren abgeleitet werden, erfreuen sich einer steigenden Nutzung, um den Lebensstandard von Haushalten zu messen und auf Einkommen basierende Armutsmessungen zu ergänzen. Die wachsende Bedeutung dieses Konzepts im Bereich der Armutsforschung hat zu einem Angebot verschiedener Methoden der Deprivationsmessung geführt (vgl. Kakwani und Silber 2008). Die Hauptaufgabe besteht dabei in der Zusammenfassung der verfügbaren Informationen, meist bestehend aus einer Auswahl an (dichotomen) Indikatoren.

Eine Herangehensweise ist es, Deprivation als latentes Konstrukt zu konzipieren, das aus manifesten Indikatoren abgeleitet wird. Dabei stellen die Antworten der Individuen auf die Fragen der Deprivationsitems die manifesten (beobachtbaren) Indikatoren dar. Diese Indikatoren beinhalten Informationen darüber, welche Haushalte bestimmte Güter besitzen und Aktivitäten ausführen, und auf welche dies aus finanziellen Gründen nicht zutrifft.

An erster Stelle steht die Ableitung der Dimensionen anhand theoretischer Kriterien. Zunächst können die Fragen zum Lebensstandard im PASS in Güter eines Haushalts und Aktivitäten der Haushaltsmitglieder unterteilt werden. Die beob-

achteten Indikatoren decken der theoretischen Konstruktion nach fünf Bereiche der materiellen Deprivation ab. Diese sind Wohnungsausstattung, Konsum, Nahrung und Kleidung, Finanzen sowie soziale Teilhabe.

Doch nicht nur die theoretische Ableitung bestimmter Dimensionen muss Berücksichtigung finden. Die Gruppen an Indikatoren müssen auch empirischen Anforderungen gerecht werden, damit sichergestellt ist, dass die Items dieselben latenten Konstrukte abbilden. Mit Hilfe statistischer Methoden werden diese empirisch vorhandenen Dimensionen bestimmt. Es ist zu vermuten, dass die Dimensionen der Deprivation über die Zeit eine gewisse Konstanz besitzen. Ob dies auch empirisch so ist, kann über einen Vergleich zwischen den Wellen überprüft werden.

7.2 Deprivationsindikatoren

Die einzelnen Deprivationsitems werden in Unterabschnitt 4.2.3 vorgestellt. In diesem Abschnitt wird zunächst dargestellt, wie häufig Deprivation auf den einzelnen Items auftritt. Anschließend wird anhand der Messung zur Zufriedenheit mit dem Lebensstandard überprüft, wie stark das Fehlen der einzelnen Items die Zufriedenheit mit dem Lebensstandard beeinflusst.

7.2.1 Fehlen aus finanziellen Gründen

In Tabelle 7.1 ist für die einzelnen Items dargestellt, wie häufig diese aus finanziellen Gründen fehlen bzw. nicht ausgeübt werden. Dabei handelt es sich um einen gewichteten Durchschnittswert über die ersten sechs Wellen (2006/07 bis 2012). Da drei der 26 Deprivationsitems in PASS nur bis zur vierten Welle erhoben wurden, werden die folgenden Analysen mit den 23 Items durchgeführt, die in allen sechs Wellen zur Verfügung stehen.

Bei den Gütern aus dem Bereich Wohnen (HLS0100, HLS0200, HLS0300, HLS0400 und HLS0600) liegt nur selten Deprivation vor (maximal 2,4 %). Im Bereich der Konsumgüter (HLS0800-HLS1200) liegt Deprivation selten beim Fernseher (0,4 %) und der Waschmaschine (0,9 %), häufig beim Auto (9,0 %) und dem Computer mit Internetanschluss (6,2 %) vor. Im Bereich Nahrung und Kleidung ist Deprivation häufig beim gelegentlichen Kauf neuer Kleidung (10,1 %) und selten bei der warmen Mahlzeit pro Tag (0,7 %) und der ausreichenden Winterkleidung (1,7 %) zu finden. Bei den Aktivitäten der sozialen Teilhabe sind Personen häufig beim Restaurantbesuch (27,7 %) und der einwöchigen Urlaubsreise im Jahr (24,8 %) depriviert. Im Bereich Finanzen liegt Deprivation häufig beim Sparen eines festen Betrags im Monat (27,3 %) und dem Ersetzen abgenutzter Möbel

(23,7 %), selten bei der pünktlichen Zahlung der Miete (1,2 %) und der Gas-/Wasser-/Stromrechnungen (1,0 %) vor.

Tabelle 7.1: Fehlen der Güter und Nichtausüben der Aktivitäten aus finanziellen Gründen

Variablenname		Fallzahl	Anteil	95%-CI	
Itemnr.					
1	HLS0100	86.822	0,024	0,020	0,028
2	HLS0200	86.686	0,016	0,013	0,019
3	HLS0300	86.852	0,003	0,002	0,003
4	HLS0400	86.861	0,001	0,001	0,002
5	HLS0500	56.555	0,011	0,007	0,015
6	HLS0600	86.789	0,024	0,019	0,028
7	HLS0700	86.826	0,017	0,013	0,020
8	HLS0800	86.833	0,089	0,081	0,097
9	HLS0900	86.862	0,004	0,003	0,005
10	HLS1000	86.832	0,032	0,028	0,036
11	HLS1100	86.812	0,062	0,055	0,068
12	HLS1200	86.857	0,009	0,007	0,010
13	HLS1300	56.630	0,006	0,005	0,008
14	HLS1400	86.756	0,101	0,093	0,110
15	HLS1500	86.856	0,007	0,006	0,008
16	HLS1600	86.819	0,248	0,233	0,262
17	HLS1700	86.738	0,106	0,097	0,114
18	HLS1800	86.783	0,277	0,263	0,291
19	HLS1900	86.796	0,167	0,155	0,179
20	HLS2000	86.630	0,273	0,260	0,287
21	HLS2100	86.596	0,237	0,223	0,250
22	HLS2200	86.421	0,112	0,102	0,121
23	HLS2300	85.855	0,092	0,085	0,100
24	HLS2400	85.642	0,012	0,010	0,014
25	HLS2500	86.624	0,010	0,008	0,012
26	HLS2600	56.478	0,027	0,023	0,030

Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung

Um die Entwicklung über die Zeit zu untersuchen, wird eine logistische Regression gerechnet (siehe Abschnitt 5.2), bei der der Zusammenhang zwischen den einzelnen Erhebungswellen und dem Fehlen eines Items aus finanziellen Gründen

geschätzt wird. Dabei wird für das logarithmierte bedarfsgewichtete Haushaltseinkommen, das Alter, das Geschlecht und den Haushaltstyp sowie die Haushaltsgröße kontrolliert.

Tabelle 7.2: Deprivationsitems über die Zeit

Itemnr.	β				
	Welle 2	Welle 3	Welle 4	Welle 5	Welle 6
1	-0,045	-0,624**	-0,496**	-0,326	-0,400
2	0,129	0,109	-0,869***	-0,303	-0,707**
3	-0,377	-0,609	0,107	-0,307	-0,814
4	0,204	-0,685	-1,538**	-0,530	-1,291**
6	-0,022	-0,045	-0,470*	-0,339	-0,422*
7	-0,210	-0,223	-0,401*	-0,392*	-0,511**
8	-0,089	-0,042	-0,132	-0,008	-0,103
9	0,389	-0,572	-0,684*	0,145	-0,974*
10	-0,360***	-0,227	-0,433*	-0,535***	-0,706***
11	-0,220*	-0,576***	-0,985***	-1,052***	-1,275***
12	-0,314	-0,247	-0,418	0,026	-0,700**
14	-0,243**	-0,456***	-0,450***	-0,628***	-0,767***
15	0,167	-0,372	-0,551*	-0,535	-0,515*
16	-0,144*	-0,137*	-0,226**	-0,386***	-0,388***
17	-0,060	-0,188*	-0,425***	-0,584***	-0,676***
18	-0,115*	-0,214***	-0,333***	-0,591***	-0,596***
19	-0,121	-0,266***	-0,444***	-0,598***	-0,555***
20	-0,076	-0,165**	-0,147*	-0,138*	-0,142*
21	-0,065	-0,146*	-0,332***	-0,477***	-0,546***
22	-0,217**	-0,113	-0,440***	-0,258**	-0,387***
23	-0,266***	-0,158	-0,494***	-0,389***	-0,581***
24	-0,068	1,260***	-0,195	-0,058	-0,735*
25	-0,090	-0,304	-0,425	-0,452*	-0,588

Signifikanzniveaus: + = $p < 0,1$; * = $p < 0,05$; ** = $p < 0,01$; *** = $p < 0,001$.
 Anm.: Zusätzlich im Modell kontrolliert für log. HH-Einkommen, Alter, Geschlecht, Haushaltstyp und Haushaltsgröße.
 Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung

In Tabelle 7.2 sind die Abweichungen in den jeweiligen Wellen zur ersten Erhebungswelle erkennbar. Es zeigt sich, dass in den ersten beiden Folgejahren nur geringe Unterschiede in der Deprivation der einzelnen Items bestehen. Diese konzentrieren sich auf die Aktivitäten der sozialen Teilhabe. Ab der vierten Erhebungs-

welle ist das Auftreten von Deprivation im Vergleich zur ersten Erhebungswelle bei vielen Items unwahrscheinlicher.

Am stärksten lässt es sich bei Aktivitäten sozialer Teilhabe und Konsumgütern ausmachen. Gerade bei Konsumgütern kann dies auf sinkende Preise für technische Geräte zurückzuführen sein.

7.2.2 Deprivation und Zufriedenheit mit dem Lebensstandard

Das Fehlen von Gütern und Nichtausüben von Aktivitäten aus finanziellen Gründen dürfte sich auf die Zufriedenheit mit dem Lebensstandard auswirken. Daher wird im Folgenden verglichen, wie zufrieden Personen mit ihrem Lebensstandard sind, die auf einem Item Deprivation aufweisen oder nicht.

In Tabelle 7.3 sind die Koeffizienten einer Regression auf die Zufriedenheit mit dem Lebensstandard abhängig von der Deprivation der einzelnen Items aufgeführt.¹ Kontrolliert wird dabei für Deprivation auf den jeweils anderen Items sowie zusätzlich für das Alter und Geschlecht einer Person, das logarithmierte bedarfsgewichtete Haushaltseinkommen, den Haushaltstyp und die Haushaltsgröße. Somit sind die Koeffizienten als Unterschied in der Zufriedenheit mit dem Lebensstandard bei gleicher Deprivation bei allen anderen Items (und gleichen Ausprägungen der Kontrollvariablen) zu verstehen. Somit soll sich dem Effekt des Fehlens des jeweiligen Items auf die Zufriedenheit mit dem Lebensstandard genähert werden.

Es ist bei allen Items erkennbar, dass Personen mit Deprivation auf einem Item eine geringere Zufriedenheit mit dem Lebensstandard aufweisen als Personen ohne Deprivation auf dem Item. Items mit einem signifikant negativen Koeffizienten weisen daraufhin, dass ein Fehlen dieser Items aus finanziellen Gründen die Zufriedenheit mit dem Lebensstandard negativ beeinflusst. Einen besonders starken negativen Zusammenhang weisen die Items „Eine warme Mahlzeit pro Tag“ (-0,80), „Eine einwöchige Urlaubsreise pro Jahr“ (-0,53), „Festen Betrag im Monat sparen“ (-0,46), „Computer mit Internetanschluss“ (-0,42), „Unerwartete Ausgaben selbst bezahlen“ (-0,43), „Nicht von KV erstattete Behandlungen“ (-0,40) und „Ausreichende Winterkleidung“ (-0,44) auf. Es handelt sich also vorrangig um Bestandteile des Lebensstandards, die Bereiche der Nahrung und Kleidung sowie der Finanzen betreffen.

Bei anderen Items wirkt sich die Deprivation nicht deutlich auf die Zufriedenheit mit dem Lebensstandard aus. Dies sind überraschenderweise meist Merkmale der Wohnung. Diese Items sind „Wohnung mit ausreichend Zimmern“ (-0,20), „Wohnung ohne feuchte Wände/Fußböden“ (-0,10), „Bad innerhalb der Wohnung“ (0,02) und „Innentoilette“ (-0,12). Doch auch fehlende Konsumgüter zeigen kei-

¹ Das vollständige Modell ist der Tabelle A.1 im Anhang zu entnehmen.

nen signifikanten Zusammenhang. Hierzu zählen der Fernseher (-0,12), der Videorekorder/DVD-Player (-0,11) und die Waschmaschine (0,10).

Tabelle 7.3: Zufriedenheit mit dem Lebensstandard in Abhängigkeit von Deprivation

	β	SE
Itemnr.		
1	-0,164	0,114
2	-0,161	0,118
3	-0,068	0,413
4	-0,378	0,434
6	-0,241+	0,127
7	-0,697***	0,121
8	-0,142*	0,063
9	0,131	0,246
10	-0,098	0,096
11	-0,432***	0,067
12	0,051	0,175
14	-0,341***	0,067
15	-0,832***	0,191
16	-0,538***	0,045
17	-0,258***	0,062
18	-0,202***	0,042
19	-0,433***	0,06
20	-0,492***	0,046
21	-0,251***	0,045
22	-0,373***	0,062
23	-0,415***	0,067
24	-0,29*	0,141
25	-0,22	0,134
R²	0,338	
Anzahl der Fälle	81.814	

Signifikanzniveaus: + = $p < 0,1$; * = $p < 0,05$; ** = $p < 0,01$; *** = $p < 0,001$.

Anm.: Zusätzlich im Modell kontrolliert für log. HH-Einkommen, Alter, Geschlecht, Haushaltstyp und Haushaltsgröße.

Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung

7.3 Faktorenanalyse

In diesem Abschnitt werden die unbeobachteten Dimensionen bestimmt, die hinter den gemessenen dichotomen Items liegen. Zudem werden die Items den jeweiligen Dimensionen zugeordnet. Anschließend sollen die Beziehungen der Items zu den bestimmten Faktoren quantifiziert werden. Hierzu stehen verschiedene Methoden zur Verfügung. Szeles und Fusco (2013) verwenden das *Mokken Scale*

Procedure zur Überprüfung der grundlegenden Annahmen der *Item-Response-Theorie*.² Durch diese Prüfung können die vorhandenen Dimensionen und die dazugehörigen Items ermittelt werden. Der Vorteil dieser Methode besteht darin, dass ein so konstruiertes Messmodell auch zu einem Erklärungsmodell erweitert werden kann. Moisis (2004) testet verschiedene Sets von Items mit Hilfe von *Latent Class Models*. Damit bildet er keine kontinuierliche, sondern eine diskrete latente Variable, welche die beiden latenten Klassen „arm“ und „nicht arm“ beinhaltet.

Eine weitere statistische Methode stellt die *Faktorenanalyse* dar. Es gibt zwei Typen von Faktorenanalysen, die *explorative Faktorenanalyse* (EFA) und die *konfirmatorische Faktorenanalyse* (CFA) (vgl. Thompson 2004). Die EFA ist eine Methode der Datenreduktion, bei der nicht beobachtbare, latente Faktoren bestimmt werden können, die durch mehrere beobachtbare Indikatoren gemessen werden. Bei der EFA kann jede beobachtete Variable mit jedem in der Analyse enthaltenen Faktor korrelieren. Im Gegensatz dazu legt die CFA fest, welche latenten Faktoren wie stark mit welcher beobachteten Variable zusammenhängen. Die nicht beobachteten Dimensionen werden dabei als kontinuierliche latente Faktoren verstanden (vgl. Skrondal und Rabe-Hesketh 2004, S. 13 f.) Bei der Auswahl der geeigneten Items muss bedacht werden, was genau gemessen werden soll. Zum einen soll die Unterschreitung einer minimal akzeptablen Lebensweise erkennbar gemacht werden, zum anderen soll die Messung auch über die Zeit vergleichbar sein und individuelle Veränderungen im Lebensstandard aufzeigen.

7.3.1 Explorative Faktorenanalyse

Die EFA ist eine Technik, um die minimale Anzahl an latenten kontinuierlichen Faktoren zu bestimmen, die die Korrelationen zwischen den beobachteten Variablen angemessen beschreibt. Das Modell ist dahingehend explorativ, dass es keine Struktur der Beziehungen zwischen den beobachteten Variablen und den latenten Faktoren auferlegt, sondern ausschließlich die Anzahl der Faktoren bestimmt (Kinm und Mueller 1978). Es ist wichtig, dass die Faktoren hinsichtlich der entsprechenden Theorie interpretierbar sind. Durch die verwendete Variablenreihe kann das Ergebnis der EFA beeinflusst werden. Daher sollten die Variablen, mit dem Ziel, einen bestimmten inhaltlichen Bereich zu messen, vorher sorgfältig ausgesucht werden. Die EFA kann dann ein nützliches Instrument sein, um die Dimensionalität einer Reihe von Deprivationsindikatoren zu verstehen und die Indikatoren zu isolieren, welche die Dimensionen der Deprivation nicht ausreichend gut messen (Callan, Nolan und Whelan 1993; Nolan und Whelan 1996).

2 Eindimensionalität des latenten Merkmals, lokale stochastische Unabhängigkeit und Monotonie.

Bei der EFA erfolgt zunächst die Schätzung einer Korrelations- und Kovarianzmatrix, danach die Schätzung der Faktorladungen, anschließend die Bestimmung der Anzahl der Faktoren und abschließend die Rotation der Faktorladungen zur Verbesserung der Faktoreninterpretation (Kinm und Mueller 1978).

Um die optimale Anzahl an Faktoren zu bestimmen, werden verschiedene Methoden empfohlen. Eine Herangehensweise kann sein, alle Faktoren mit einem Eigenwert größer eins zu behalten, das sogenannte *Kaiser-Kriterium* (vgl. Guttman 1954; Kaiser 1959). Der Eigenwert eines Faktors entspricht der Summe der quadrierten Ladungen über alle Items und gibt die Varianz aller Variablen an, den ein Faktor erklärt. Nach Zwick und Velicer (1986, S. 439) führt dieses Verfahren häufig zu einer Überschätzung der Faktorenanzahl. Daher wird häufig die Nutzung des *Scree-Tests* empfohlen (vgl. Cattell 1966). Dieser bildet die Eigenwerte der einzelnen Faktoren in absteigender Reihe ab. Hieran lässt sich anhand eines „Knicks“ sehr gut erkennen, ab welchem Faktor der Zugewinn an Information durch einen zusätzlichen Faktor nur noch gering ist. Die Faktoren oberhalb dieses Punktes sind beizubehalten.³

Nach der eigentlichen Faktorenanalyse wird eine *Rotation* der Faktoren empfohlen. Diese hat zum Ziel, die Datenstruktur zu vereinfachen und eindeutiger zu machen.⁴ Anstelle von orthogonalen (rechtwinkligen) Rotationen, bei denen die Faktoren nicht korrelieren dürfen, ist eine oblique (schiefwinklige) Rotation zu bevorzugen. Dieses Verfahren wird der vorhandenen Datenstruktur in den meisten Fällen gerechter (vgl. Fabrigar et al. 1999).

Die *Kommunalität* eines Items gibt die aufgeklärte Varianz eines Items durch alle extrahierten Faktoren wieder (vgl. Kinm und Mueller 1978, S. 21) und berechnet sich aus der Summe der quadrierten Faktorladungen einer Variable über alle Faktoren. Kommunalitäten von 0,4 bis 0,7 dürfen als ausreichend bis hoch angesehen werden, auch wenn Velicer und Fava (1998) erst einen Wert 0,8 als hoch bezeichnen. Bei einem Wert geringer als 0,4 weist das Item entweder nur einen geringen Zusammenhang mit den anderen Items auf, oder es deutet auf einen weiteren, nicht berücksichtigten Faktor hin.

Eine *Faktorladung* ist (bei orthogonaler Rotation) die Korrelation eines Items mit einem Faktor (vgl. Kinm und Mueller 1978, S. 9). Tabachnick und Fidell (2001) benennen den Wert 0,32 als gute Daumenregel für die Ladung, die ein Item mindestens aufbringen sollte. Von einer *Crossloading* kann gesprochen werden, wenn ein Item auf mindestens zwei Faktoren mit einem Wert von mindestens 0,32 lädt.

3 Weitere Verfahren zur Faktorextraktion sind die *Parallel Analyse* und der *MAP-Test*. Allerdings werden diese Verfahren für Faktorenanalysen mit dichotomen Faktorindikatoren in Stata und Mplus nicht angeboten.

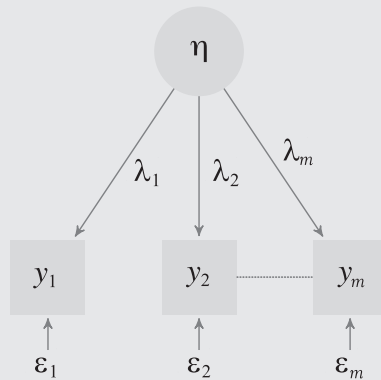
4 Durch die Rotation der Faktoren kann jedoch eine Betrachtung über die Zeit problematisch werden (vgl. Haase und Pratschke 2005).

Ein Faktor sollte mindestens aus drei Items bestehen. Fünf oder mehr Items, die alle stark (ab 0,5) auf den Faktor laden, weisen auf einen soliden Faktor hin (vgl. Costello und Osborne 2005).

7.3.2 Konfirmatorische Faktorenanalyse

Die CFA kann verwendet werden, wenn die Dimensionen einer Variablenreihe bereits bekannt sind. Gegenüber der EFA ist die CFA nicht geeignet, die Dimensionen hinter beobachteten Variablen zu bestimmen (vgl. Long 1983). Auch kann die CFA verwendet werden, um nach einer EFA die Beziehungen der ausgewählten Items zu den unbeobachteten Faktoren zu quantifizieren. Hierdurch kann eine latente Variable gebildet werden, welche die verborgene Dimension materieller Deprivation abbildet, die durch die einzelnen Items beobachtet wurde. Abbildung 7.1 zeigt ein Pfaddiagramm für ein Modell mit einem gemeinsamen Faktor.

Abbildung 7.1: Pfaddiagramm für ein Modell mit einem gemeinsamen Faktor



Quelle: Eigene Darstellung

Der unbekannte Faktor η wird durch $k = 1, \dots, m$ gemessene Faktorenindikatoren $y_1, \dots, y_m$ und ihre Faktorenladungen $\lambda_1, \dots, \lambda_m$ ausgedrückt. Der Zusammenhang zwischen dem latenten Konstrukt η und einem Faktorenindikator kann ausgedrückt werden als:

$$y_k = \lambda_k \eta + \varepsilon_k$$

Die Faktorladung λ kann durch die CFA geschätzt werden. Eine ausführliche Beschreibung gibt Reinecke (2005, S. 103 ff.). Für jedes Individuum wird durch einen additiven Regressionswert ein Faktorwert η berechnet. Dabei ist das arithmetische Mittel eines Faktorwertes per Definition null. Durch diesen Ansatz kann eine Viel-

zahl an einzelnen beobachteten Indikatoren zu einem Faktorwert zusammengefasst werden. Der Faktorwert kann als Schätzung der darunterliegenden latenten Variable verwendet werden und so in weitere Analysen einfließen (vgl. Loehlin 2004).

7.3.3 Fitindizes

Um die Eignung der Daten für die Faktorenanalyse zu prüfen, kann das *Kaiser-Meyer-Olkin* (KMO)-Kriterium herangezogen werden. Der Wertebereich liegt bei 0 bis 1, wobei höhere Werte auf eine bessere Eignung hinweisen. Werte größer 0,9 deuten auf eine sehr gute Eignung hin. Werte unter 0,5 sprechen dafür, dass die Daten nicht verwendbar sind (vgl. Kaiser 1974).

Es lassen sich zudem verschiedene Werte bestimmen, die angeben, wie gut das Modell zu den Daten passt. Hierzu zählt der χ^2 -Test. Dieser gibt den Unterschied zwischen den beobachteten und den erwarteten Kovarianzmatrizen wieder. Je kleiner die Differenz ist (Werte näher null), desto besser die Passform (vgl. Gatignon 2010).

Beim *root mean square error of approximation* (RMSEA) wird die Stichprobengröße berücksichtigt (vgl. Browne und Cudeck 1993). Der Wertebereich liegt bei 0 bis 1. Kleinere Werte weisen auf eine bessere Modellanpassung hin. Nach den Daumenregeln für die Interpretation des RMSEA-Maßes wird ein Wert von 0,05 oder weniger als ein Hinweis auf eine gute Modellanpassung angesehen (vgl. McDonald und Ho 2002).

Der *comparative fit index* (CFI) analysiert die Modellanpassung durch die Untersuchung der Diskrepanz zwischen den Daten und dem erwarteten Modell. Der Wertebereich liegt zwischen 0 bis 1, wobei größere Werte auf eine bessere Passform hinweisen. Ein CFI-Wert von 0,90 oder größer wird allgemein als akzeptable Modellanpassung gewertet (vgl. Hu und Bentler 1999).

7.4 Empirische Analyse

7.4.1 Explorative Faktoranalyse

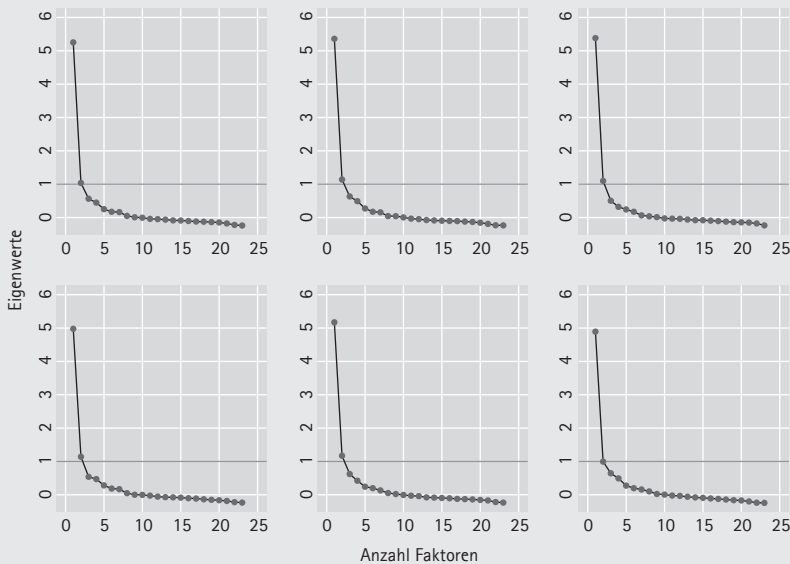
Da drei der 26 Deprivationsitems in PASS nur bis zur vierten Welle erhoben wurden, werden die folgenden Analysen mit den 23 Items durchgeführt, die in allen sechs Wellen zur Verfügung stehen. Die EFA wird jeweils einzeln für alle sechs Wellen und noch einmal für alle sechs Wellen gepoolt gerechnet. Hierbei stehen insgesamt 58.348 Beobachtungen auf Haushaltsebene zur Verfügung. Es werden bis zu fünf Dimensionen bei der EFA zugelassen, da die Depriva-

tionsitems, den theoretischen Überlegungen nach, fünf Bereichen zugeordnet werden können.

Das KMO-Kriterium liegt bei 0,91 und weist damit auf eine sehr gute Eignung der Daten für die Faktorenanalyse hin. Abbildung 7.2 zeigt die Screeplots der EFA für die einzelnen Wellen. Für die 23 dichotomen Variablen wird eine Lösung mit einem oder zwei Faktoren nahegelegt. Der Knick bei den Eigenwerten ist vor dem dritten Faktor zu erkennen. Mit Ausnahme der sechsten Welle, weist der zweite Faktor in allen Wellen einen Eigenwert knapp größer 1 auf.

Anschließend können die Faktorladungen für die einzelnen Lösungen betrachtet werden, wobei zur einfacheren Interpretation zuvor eine Rotation durchgeführt wird.⁵ Bei der einfaktoriellen Lösung sind es in allen Wellen die Items 7, 8, 10, 11, 14, und 16 bis 23, die mit mindestens einem Wert von 0,32 auf den Faktor laden. Die meisten Items weisen eine Ladung größer 0,5 auf. Das Cronbachs α dieser Variablenreihe beträgt 0,88. Damit lässt sich von einem soliden Faktor für die materielle Deprivation ausgehen. Bei der Lösung mit zwei Faktoren laden ausschließlich die beiden Items 3 und 4 mit einer ausreichend hohen Ladung auf den zweiten Faktor.

Abbildung 7.2: Screeplots für die einzelnen Wellen



Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung

⁵ Es wird das Rotationsverfahren *Promax* verwendet. Dabei handelt es sich um ein Rotationsverfahren, das eine Korrelation zwischen Faktoren zulässt.

Als problematisch kann sich die Verwendung dichotomer Items als Faktorindikatoren herausstellen. Dabei kann es zu artefakten Faktoren, wie z. B. *Schwierigkeitsfaktoren*, kommen. Diese weisen keine inhaltliche Gemeinsamkeit, sondern lediglich vergleichbare Itemschwierigkeiten auf (vgl. McDonald 1985, S. 198 ff.). Um dem binären Charakter der Deprivationsitems gerecht zu werden, werden die Faktorenanalysen noch einmal mit der Software *Mplus* (Version 7) gerechnet. Diese eignet sich besonders für Analysen latenter Variablen und berücksichtigt bei der Bestimmung der Faktoren das Skalenniveau der Faktorindikatoren. Dabei schätzt *Mplus* bei dichotomen Variablen eine Probit-Regression des Items auf den Faktor und erlaubt damit eine nichtlineare Beziehung.

Auch wenn wieder Analysen für die einzelnen Wellen durchgeführt werden, wird hier nur auf die Ergebnisse der gepoolten Daten eingegangen, da sich diese von den Ergebnissen der einzelnen Jahre nicht nennenswert unterscheiden.⁶ An einigen Stellen ergeben sich Unterschiede zu den mit Stata berechneten Ergebnissen. Insgesamt vier Faktoren weisen einen Eigenwert von größer 1 auf (11,00; 2,16; 1,41; 1,12).⁷ Allerdings wird auch hier ein sehr starker erster Faktor bestimmt. Nach dem Scree-Test wird eine Lösung mit einem Faktor empfohlen, nach dem Kaiser-Kriterium eine Lösung mit vier Faktoren. Da sich kein einheitliches Bild ergibt, werden die Lösungen mit den verschiedenen Faktorenanzahlen näher betrachtet.

Bei allen Lösungen liegt der p -Wert des χ^2 -Tests unter 0,001, der RMSEA signifikant unter 0,05 und der CFI klar über dem Richtwert von 0,95. Betrachtet man zunächst die Lösung mit einem Faktor, zeigen sich bei den Faktorladungen, neben den bereits aus den vorherigen Analysen bekannten Items (7, 8, 10, 11, 14, 16–23), auch die Items 3 und 4 (Bad und Toilette in der Wohnung) sowie 15 (mindestens eine warme Mahlzeit pro Tag) als relevant für den ersten Faktor. Damit sind Items aus allen fünf (theoretischen) Bereichen enthalten. Bei der zweifaktoriellen Lösung laden die Items 3 und 4 stark auf einen Faktor und bilden damit den Bereich „Wohnen/Sanitäranlagen“ ab. Der zweite Faktor steht mit den Items 7, 8, 10, 11 und 14 bis 23 in starkem Zusammenhang und deckt so die Bereiche „Nahrung und Kleidung“, „soziale Teilhabe“ sowie „Finanzen“ ab.

Bei der Lösung mit drei Faktoren bildet sich ein zusätzlicher Faktor, der am stärksten mit den Items 24 und 25 (Rechnungen pünktlich zahlen) korreliert. Allerdings zeigen sich hier auch Korrelationen mit anderen Faktoren (sogenannte *Querladungen*). Bei der Aufnahme eines vierten Faktors, bildet sich dieser ausschließlich aus den Items 9 und 10 (Fernseher und DVD-Player).

6 Zum Einsatz kommt ein *weighted least squares means and variance adjusted* (WLSMV)-Schätzer und das Rotationsverfahren *Geomin*, welches zu den obliquen Rotationstypen zählt und damit nicht orthogonale Faktoren zulässt.

7 In Welle 6 sind es fünf Faktoren, in Welle 3 nur drei.

Der nähere Blick auf die einzelnen Lösungen der Faktorenextraktion zeigt, dass bei mehrfaktoriellen Lösungen die zusätzlichen Faktoren nur durch wenige Items getrieben werden. Da hierbei nicht von stabilen Faktoren ausgegangen werden kann, sind diese Lösungen abzulehnen. Es wird daher eine einfaktorielle Lösung gewählt, wobei 16 Items (3, 4, 7, 8, 10, 11, 14–23) zur Messung materieller Deprivation verwendet werden. Diese Items decken alle fünf theoretischen Bereiche ab. Die restlichen Items werden im Weiteren aus den Analysen ausgeschlossen.

7.4.2 Konfirmatorische Faktoranalyse

Im Anschluss an die EFA wird eine CFA durchgeführt, um die Stärke der Beziehungen der einzelnen Items zum Faktor zu bestimmen⁸. Dabei wird ein WLSMV-Schätzer eingesetzt. Der p -Wert des χ^2 -Tests liegt unter 0,001 (Wert 14.645 bei 104 Freiheitsgraden), der RMSEA liegt bei 0,049 (90 %-CI: 0,048 bis 0,05) und der CFI liegt bei 0,982. Diese Werte geben einen Hinweis darauf, dass das Modell die Daten gut abbildet.

Die Erklärungskraft des Faktors für die einzelnen Items sind in Tabelle 7.4 enthalten. Die Werte reichen von 0,38 (Item 8) bis 0,78 (Item 18). Der Faktor erklärt besonders viel Varianz der Items aus dem Bereich der sozialen Teilhabe. Aber auch die beiden Items zur Wohnsituation werden durch den Faktor gut erklärt. Weniger Erklärungskraft hat der Faktor für die Items zur Haushaltsausstattung und für die Items aus dem Bereich der Nahrung und Kleidung.

Bei der Charakterisierung der Items stellen vor allem die *Itemschwierigkeit* und die *Itemdiskriminierung* zwei relevante Parameter dar. Die Itemschwierigkeit beschreibt, wie schwierig bzw. einfach ein dichotomes Item den Wert 1 aufweist. In diesen konkreten Fall bezeichnet die Itemschwierigkeit, wie leicht es zu dem Fehlen des Items aus finanziellen Gründen kommt. So tritt Deprivation bei bestimmten Gütern und Aktivitäten leichter bzw. früher auf und bei anderen deutlich schwerer bzw. später.

Die Itemdiskriminierung beschreibt hingegen, wie Trennscharf ein Item zwischen Einheiten in unterschiedlichen Bereichen des latenten Kontinuums unterscheidet. In diesem Fall zwischen deprivierten und nicht deprivierten Haushalten. Sim und Rasiah (2006) zeigen, dass in den meisten Fällen ein umgekehrt u-förmiger Zusammenhang zwischen Itemschwierigkeit und Itemdiskriminierung besteht. Das bedeutet, dass vor allem Items mit mittlerer Schwierigkeit gut zwischen deprivierten und nicht deprivierten Haushalten unterscheiden.

8 Eine CFA mit binären Items entspricht einer IRT.

Tabelle 7.4: R^2 der Deprivationsitems in der CFA

Itemnr.	Schätzung	Residualvarianz
3	0,527	0,473
4	0,688	0,312
7	0,489	0,511
8	0,380	0,620
10	0,429	0,571
11	0,439	0,561
14	0,627	0,373
15	0,433	0,567
16	0,763	0,237
17	0,718	0,282
18	0,777	0,223
19	0,753	0,247
20	0,666	0,334
21	0,756	0,244
22	0,621	0,379
23	0,587	0,413

Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung

In Tabelle 7.5 sind die Itemschwierigkeit und die Itemdiskriminierung der 16 Items aufgeführt. Es zeigen sich deutliche Unterschiede in den Itemschwierigkeiten. Diese bewegen sich zwischen kleiner 0,01 (Item 16 und Item 20) und 3,3 (Item 3). Diese Varianz in der Itemschwierigkeit ist wichtig, damit graduelle Unterschiede materieller Deprivation erfasst werden können. Vor allem die Items aus den Bereichen „Wohnen“ und „Nahrung/Kleidung“ weisen hohe Itemschwierigkeiten auf, was bedeutet, dass Deprivation hier erst relativ spät auftritt. Die Items aus dem Bereich der Haushaltsausstattung weisen mittlere Schwierigkeitswerte auf. Besonders geringe Werte sind bei den Items aus dem Bereich der sozialen Teilhabe zu finden, was bedeutet, dass materielle Deprivation zunächst hier verstärkt auftritt. Aber auch bei den Items aus dem Bereich der Finanzen sind niedrige Items-Schwierigkeiten zu erkennen.

Die Diskriminierungswerte der 16 Items liegen zwischen 0,78 (Item 8) und 1,87 (Item 18). Dabei gilt der Wert 1 als Referenzwert. Eine Abweichung von 1 beschreibt, wie stark die Diskriminierungsfähigkeit des Items von der aufgrund der Itemschwierigkeit eines Items erwarteten Diskriminierungsfähigkeit abweicht. Vor allem die Items aus dem Bereich der sozialen Teilhabe sind gut geeignet, um Unterschiede im Niveau der materiellen Deprivation zu messen. Nicht so gut geeignet sind Items aus den Bereichen „Haushaltsausstattung“ und „Nahrung/Kleidung“.

Tabelle 7.5: Schwierigkeit und Diskriminierung der Deprivationsitems

Itemnr.	Itemschwierigkeit		Itemdiskriminierung	
	Schätzung	SE	Schätzung	SE
3	3,368	0,051	1,055	0,027
4	3,155	0,049	1,486	0,057
7	2,236	0,022	0,978	0,013
8	1,028	0,012	0,783	0,008
10	2,163	0,022	0,866	0,011
11	1,465	0,014	0,884	0,010
14	0,871	0,008	1,298	0,013
15	2,898	0,037	0,875	0,016
16	0,004	0,006	1,796	0,022
17	0,759	0,007	1,595	0,016
18	0,052	0,006	1,865	0,022
19	0,471	0,006	1,745	0,018
20	0,001	0,006	1,412	0,015
21	0,143	0,006	1,760	0,020
22	0,680	0,008	1,281	0,013
23	0,894	0,009	1,193	0,012

Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung

7.4.3 Faktoranalyse mit Faktoren höherer Ordnung

Mplus erlaubt die Schätzung latenter Konstrukte höherer Ordnung. Bei den Faktoranalysen erster Ordnung werden die Zusammenhänge zwischen den unbeobachteten Faktoren und den manifesten Variablen untersucht. Werden zudem Zusammenhänge zwischen den latenten Faktoren vermutet, können Faktoranalysen höherer Ordnung eingesetzt werden, um allgemeinere Faktoren hinter den Faktoren erster Ordnung zu bestimmen. Diese Konstrukte können für die Verwendung in späteren Analysen allerdings problematisch bzw. unhandlich sein. An dieser Stelle soll ein Vergleich zwischen einem naiven, additiven Index, einer latenten Variable aus einer CFA mit einem Faktor erster Ordnung und einer latenten Variable aus einem Messmodell mit einem Faktor höherer Ordnung erfolgen.

Bei der CFA mit einem Faktor zweiter Ordnung geht es um die Prüfung der konzeptionell angelegten Dimensionen der Deprivationsitems. In Abbildung 7.3 ist die CFA mit Faktoren erster und zweiter Ordnung dargestellt. Hierfür werden auf einer ersten Stufe fünf latente Variablen gebildet, die jeweils durch mehrere Items beobachtet werden. Der erste Faktor erster Ordnung bildet den Bereich des Wohnens. Dieser wird durch fünf Items (1–4 und 6) beobachtet. Der zweite Faktor

erster Ordnung bildet den Bereich der Haushaltsausstattung. Dieser wird ebenfalls durch fünf Items (8–12) beobachtet. Den Bereich der Nahrung und Kleidung deckt der dritte Faktor erster Ordnung ab, welcher durch drei Items (7, 14 und 15) beobachtet wird. Der Bereich der sozialen Teilhabe wird durch sechs Items (16–21) beobachtet und findet sich im vierten Faktor erster Ordnung wieder. Und der fünfte Faktor erster Ordnung ist der Bereich der Finanzen, beobachtet durch vier Items (22–25). Hinter diesen fünf Faktoren erster Ordnung liegt wiederum ein höherer Faktor. Dieser stellt die generelle materielle Deprivation im Lebensstandard dar.⁹

Auch bei diesem Messmodell weisen die Fitindizes auf eine gute Modellanpassung hin (Schätzer = WLSMV; p -Wert des χ^2 -Tests < 0,001; RMSEA = 0,027; CFI = 0,99). Bei der Bestimmung eines Messmodells mit einem Faktor zweiter Ordnung können auch Aussagen zur den Beziehungen der Faktoren erster Ordnung zum übergeordneten Faktor gemacht werden.

Die Faktorladungen der Faktoren erster Ordnung auf den übergeordneten Faktor sind in Tabelle 7.6 enthalten. Dabei wird die Faktorladung des Faktors „Wohnen“ auf 1 fixiert. Die weiteren Faktorladungen sind im Verhältnis hierzu zu interpretieren. Es ist erkennbar, dass die Faktoren der Items aus den Bereichen „Finanzen“ und vor allem „soziale Teilhabe“ stark auf den übergeordneten Faktor laden. Der Faktor der Items aus dem Bereich „Wohnen“ zeigt die geringste Faktorladung.

Tabelle 7.6: Zusammenhang der latenten Variablen zum übergeordneten Faktor

Latente Variable	Schätzung	Residualvarianz
Faktor „Wohnen“	1,000	0,000
Faktor „Haushaltsausstattung“	1,739	0,036
Faktor „Nahrung und Kleidung“	2,017	0,042
Faktor „soziale Teilhabe“	2,484	0,050
Faktor „Finanzen“	2,224	0,045

Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung

Neben den Faktorladungen können auch die erklärten Varianzen der Faktoren erster Ordnung durch den Faktor zweiter Ordnung bestimmt werden (vgl. Tabelle 7.7). Es zeigt sich, dass die Faktoren „Nahrung und Kleidung“ und „Finanzen“, vor allem aber der Faktor „soziale Teilhabe“ durch den übergeordneten Faktor erklärt werden können. Geringe Erklärungskraft hat der Faktor zweiter Ordnung für den Faktor mit den Items aus dem Bereich Wohnen.

9 Bei der Modellierung höherer Faktoren kann auch die Erhebung zu verschiedenen Zeitpunkten berücksichtigt werden. Dies wurde ebenfalls berechnet. Die Ergebnisse sind sehr vergleichbar. Da dies jedoch eine weitere Komplexität mit sich bringt, wird hier auf eine Darstellung verzichtet.

Tabelle 7.7: Erklärte Varianz der Faktoren

	Schätzung
Latente Variable	
Faktor „Wohnen“	0,390
Faktor „Haushaltsausstattung“	0,707
Faktor „Nahrung“	0,873
Faktor „soziale Teilhabe“	0,962
Faktor „Finanzen“	0,771
Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung	

7.4.4 Vergleich der Indizes

Um zu prüfen, ob sich die latenten Faktoren, die durch die Faktorenanalyse bestimmt werden, von einem einfachen additiven Index deutlich unterscheiden, werden die 16 Items in einem additiven Index zusammengeführt. Dieser additive Index wird zusätzlich noch in einer gewichteten Variante erstellt. Die Gewichtung erfolgt über den Verbreitungsgrad des jeweiligen Items innerhalb der Gesellschaft. Der Verbreitungsgrad kann für jede Welle separat bestimmt werden. Untersucht man den Zusammenhang dieser Indizes mit den latenten Variablen, liegen sehr hohe Korrelation vor (vgl. Tabelle 7.8).

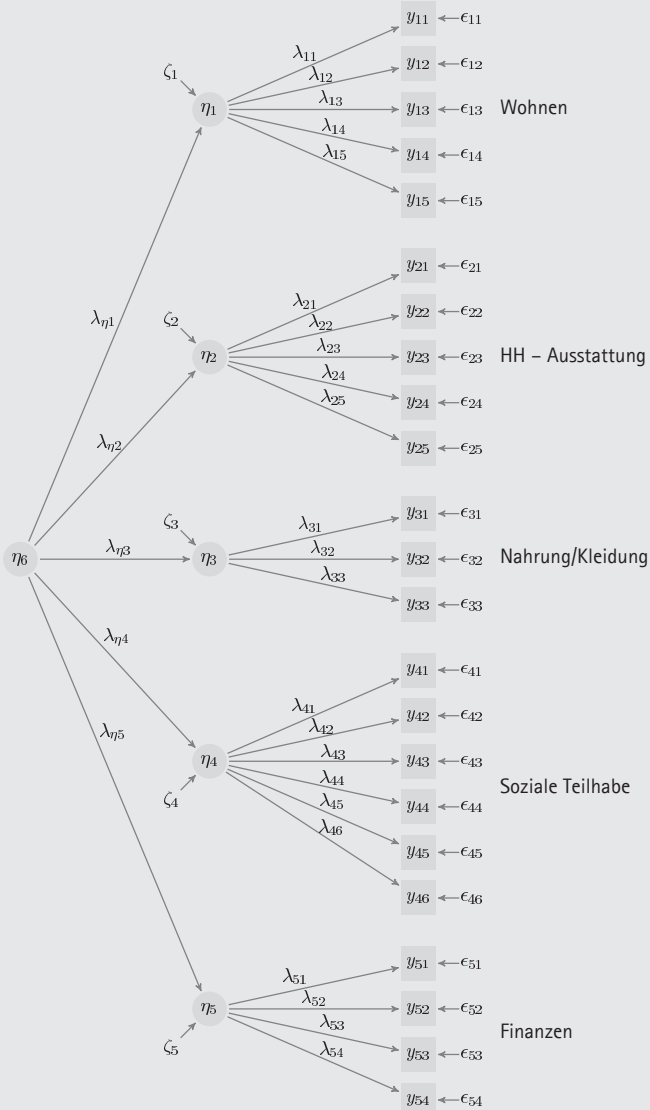
Tabelle 7.8: Korrelation zwischen den Indizes

	SI 16	SI 16 (gew.)	SI 23	SI 23 (gew.)	Einst. FM	Zweist. FM
SI 16	1,000					
SI 16 (gew.)	0,982	1,000				
SI 23	0,991	0,969	1,000			
SI 23 (gew.)	0,983	1,000	0,973	1,000		
Einst. FM	0,986	0,982	0,976	0,982	1,000	
Zweist. FM	0,984	0,980	0,981	0,981	0,997	1,000
Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung						

Es fällt auf, dass der ungewichtete Index aus 16 Items mit allen anderen Indizes Korrelationswerte von über 0,98 aufweist. Die geringste, aber immer noch sehr hohe Korrelation, ergibt sich zwischen dem ungewichteten Index aus 23 Items und

dem gewichteten Index aus 16 Items. Die beiden latenten Variablen aus den CFA korrelierten fast perfekt miteinander. Keinen Mehrwert zeigt das Messmodell der Faktorenanalyse mit einem Faktor zweiter Ordnung. Ebenfalls extrem hoch ist die Korrelation zwischen den beiden gewichteten additiven Indizes. Dies spricht dafür, dass hier die Gewichtungsfaktoren der einzelnen Items eine hohe Bedeutung haben.

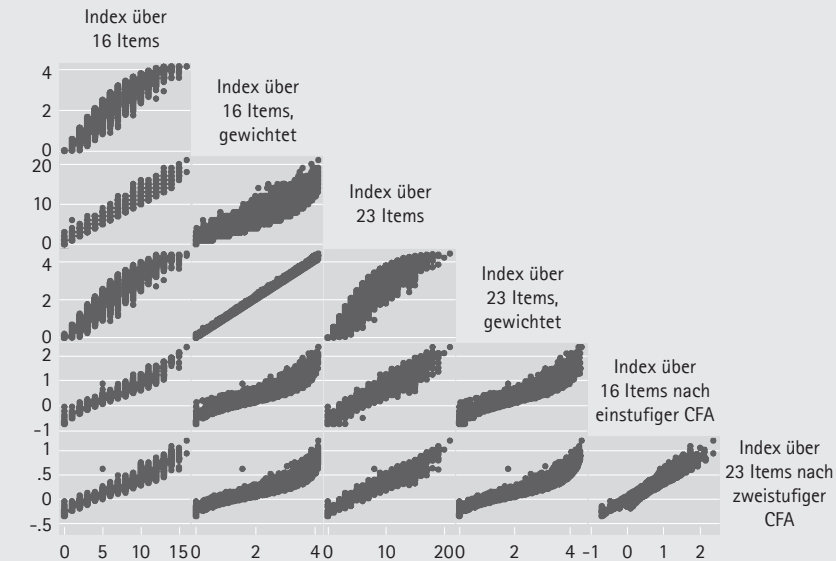
Abbildung 7.3: Messmodell mit einem Faktor 2. Ordnung



Quelle: Eigene Darstellung

In Abbildung 7.4 sind die Zusammenhänge der Indizes noch einmal graphisch dargestellt. Auch hier werden die hohen Korrelationen deutlich. Besonders auffällig ist wieder die hohe Korrelation jeweils zwischen den beiden gewichteten additiven Indizes und den beiden latenten Variablen aus den CFA.

Abbildung 7.4: Korrelation zwischen Indizes



Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung

Tabelle 7.9: Korrelation zwischen den Indizes und dem äquivalengewichteten Haushaltsnettoeinkommen

	Korrelation
SI 16	-0,3155
SI 16 (gew.)	-0,3164
SI 23	-0,3142
SI 23 (gew.)	-0,3168
Einst. FM	-0,3313
Zweist. FM	-0,3322

Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung

Und auch bei den Korrelationen mit dem äquivalenzgewichteten Haushaltsnettoeinkommen zeigen sich nur sehr geringe Unterschiede zwischen den Indizes (vgl. Tabelle 7.9). Die höchste Korrelation weisen die über die Faktorenanalyse gebildeten Indizes auf. Aufgrund der hohen Ähnlichkeit der Indizes wird davon ausgegangen, dass der leichter zu interpretierende, additive Index aus den 16 Items

gewählt werden kann, ohne deutlich abweichende Ergebnisse zu erhalten.¹⁰ Für eine leichtere Interpretation wird dieser Index für die weiteren Analysen umkodiert, sodass der Wertebereich von -16 (depriviert auf allen Items) bis 0 (depriviert auf keinem Item) reicht und höhere Werte eine geringe Deprivation bzw. einen höheren Lebensstandard angeben.

7.4.5 Index über die Zeit

Für die folgenden Untersuchungen ist neben der Validität des Index im Querschnitt auch die Validität über die Zeit relevant. Die Veränderungen über die Zeit bei den einzelnen Items wurden bereits weiter oben besprochen (Unterabschnitt 7.2.1). Hier wird nun auf die Veränderung des Index über die Zeit eingegangen.

Bei den Konsumgütern ist eine Abnahme der Deprivation über die Zeit, aufgrund von Einkommenszuwächsen, aber auch durch technologische Entwicklungen, zu erwarten. Eine Abnahme des durchschnittlichen Deprivationswertes kann jedoch auch durch *Panelattrition* entstehen. Um die Veränderungen zu analysieren, wird eine Regression des Index auf die einzelnen Erhebungswellen durchgeführt. Kontrolliert wird dabei für das logarithmierte Haushaltsnettoeinkommen, den Haushaltstyp und die Haushaltsgröße.

Tabelle 7.10: Deprivationsindex über sechs Wellen

	β	SE
Welle		
1	ref.	
2	0,219***	0,048
3	0,308***	0,048
4	0,507***	0,058
5	0,551***	0,059
6	0,605***	0,060
R²	0,225	
Anzahl der Fälle	56.504	
Signifikanzniveaus: + = $p < 0,1$; * = $p < 0,05$; ** = $p < 0,01$; *** = $p < 0,001$.		
Anm.: Zusätzlich im Modell kontrolliert für log. HH-Einkommen, Haushaltstyp und Haushaltsgröße.		
Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung		

Die Veränderung des Index über die sechs Wellen ist in Tabelle 7.10 enthalten¹¹. Bei der Regression zeigt sich eine signifikant geringere materielle Deprivation über

10 Dies bestätigt sich auch durch Sensitivitätstest, bei denen zusätzlich andere Indizes verwendet werden.

11 Das komplette gewichtete Modell ist der Tabelle A.2 im Anhang zu entnehmen.

die Zeit¹². Die Zunahme des durchschnittlichen Einkommens über die Zeit wird im Modell kontrolliert und dürfte daher keine Erklärung hierfür sein.

Neben der Vermutung, dass bestimmte Items über die Zeit leichter zu erhalten sind, z. B. geringere Preise für Güter der Haushaltsausstattung, kann es auch methodische Gründe geben. So kann es durch *Panelattrition* zu einer selektiven Stichprobe kommen, bei der nur Personen mit geringer materieller Deprivation weiter an der Befragung teilnehmen. Daher wird diese Analyse noch einmal mit einem balancierten Panel durchgeführt. Die signifikante Verringerung der durchschnittlichen materiellen Deprivation über die sechs Wellen bleibt jedoch auch hier, zumindest für die Wellen 3 bis 6, erhalten.¹³

7.5 Fazit

Zur Identifikation materieller Deprivation benötigt es ein geeignetes Verfahren. Die Analysen in diesem Kapitel zeigen, dass die im PASS erhobenen Deprivationsindikatoren hierzu verwendet werden können. Dabei besteht ein starker Zusammenhang zwischen der erfassten materiellen Deprivation und der Zufriedenheit mit dem Lebensstandard. Allerdings variiert die Stärke des Zusammenhangs zwischen den einzelnen Indikatoren.

Bei der Zusammenfassung der einzelnen Indikatoren zu einem Maß können unterschiedliche Methoden angewendet werden. Dazu zählen einfache Summenindizes genauso wie komplexere Faktorenanalysen. Ein Vergleich dieser Methoden zeigt, dass kaum nennenswerte Unterschiede auftreten. Da einfachen und leichter nachvollziehbaren Verfahren der Vorzug vor komplexen und schwer interpretierbaren Vorgehensweisen zu geben ist, wird für die weiteren Untersuchungen ein ungewichteter additiver Index verwendet.

Allerdings stellen sich durchaus einige Deprivationsindikatoren als geeigneter zur Bestimmung von materieller Deprivation heraus als andere. Daher werden nur 16 der 23 in allen 6 Wellen des PASS erhobenen Items herangezogen. Diese Items decken alle fünf Bereiche des Lebensstandards ab, die bei der Fragebatterie in PASS konzeptionell angelegt wurden. Bei einer dynamischen Betrachtung über die Wellen bleibt zu berücksichtigen, dass der Index über die Zeit Veränderungen unterliegt. Der Anstieg des durchschnittlichen Lebensstandards über die Zeit ist dabei nicht ausschließlich auf einen Anstieg der verfügbaren Ressourcen in der Bevölkerung zurückzuführen.

¹² Gewichtete und ungewichtete Regressionen kommen zu vergleichbaren Ergebnissen.

¹³ Die Ergebnisse sind in gekürzter Form in Tabelle A.3 zu finden.

8 Dynamik von Armut

In diesem Kapitel erfolgt eine Betrachtung der Armutsdynamik nach den drei Ansätzen der Armutsmessung. Zunächst werden die für Armut und Armutsdynamik relevanten Einflussfaktoren dargestellt. Dabei verhalten sich die Einflussfaktoren bei den unterschiedlichen Armutskonzepten recht ähnlich, weswegen diese zusammen behandelt werden. Falls voneinander abweichende Wirkungen vermutet werden, wird an entsprechender Stelle darauf eingegangen. Abschließend wird kurz die Aufbereitung der Daten dargestellt, bevor die Unterschiede und Gemeinsamkeiten bei Abstiegen in Armut und Aufstiegen aus Armut untersucht werden. Hierzu erfolgt zunächst eine Deskription der Armutsdynamik. Anschließend werden die relevanten Einflussfaktoren in den multivariaten Modellen nach den einzelnen Ansätzen gegenübergestellt.

8.1 Problemstellung

Um die Dynamik der Armut nach den drei Ansätzen der Armutsmessung miteinander zu vergleichen, bietet sich der Vergleich der Abstiege in Armut, des Verbleibs in Armut und der Aufstiege aus Armut an. Bei einem Vergleich der Armutsdynamik von Einkommensarmut, ALG-II-Bezug und materieller Deprivation sind auch die konzeptionellen Unterschiede zu berücksichtigen. Bei dem auf dem verfügbaren Einkommen basierenden Ansatz, wirken sich Einkommensschwankungen (z. B. durch Verlust der Erwerbstätigkeit oder Aufnahme einer Erwerbstätigkeit) direkt auf die Zuordnung in den Armutsbereich aus.

Der Lebensstandard hingegen stellt eine Umsetzung des verfügbaren Einkommens sowie der weiteren finanziellen Situation dar, die zeitlich versetzt erfolgen kann und auch von weiteren Faktoren abhängig ist. Daher ist davon auszugehen, dass die Dynamik der Deprivation geringer ausfällt. So sind längere Armutsphasen zu erwarten, aber auch, dass Aufstiege dauerhafter sind.

Für den ALG-II-Bezug lässt sich festhalten, dass sich dieser aus dem zur Verfügung stehenden Einkommen ableitet. Dies spricht dafür, dass es nur geringe Unterschiede zur Dynamik nach dem auf Einkommen basierenden Ressourcenansatz geben dürfte. Allerdings handelt es sich hierbei um eine bedarfsabhängige Grundsicherungsleistung, die bestimmten institutionellen Regelungen und Prozessen unterliegt. Dies bedeutet, dass ein Antragsverfahren stattfinden muss, um diese Leistungen empfangen zu können. Auch muss ein Anspruch bestehen, der sich aus einer Hilfebedürftigkeit ableitet. Dies bedeutet auch, dass bestimmte Vermögensbestände zunächst aufgebraucht werden müssen. All diese Faktoren können einen Wechsel in den ALG-II-Leistungsbezug trotz geringen Einkommens verhindern oder zumindest verzögern.

Aufgrund dieser Unterschiede ist möglich, dass sich die Struktur der Armutsdynamik sowie die darauf einflussnehmenden Faktoren voneinander unterscheiden. Dies wird im Weiteren genauer untersucht. Im Mittelpunkt steht die Armutsdynamik von Personen im erwerbsfähigen Alter. Daher beschränken sich die Analysen auf Personen im Alter von 18 bis 64 Jahre.

8.2 Einflussfaktoren

Die Einflussfaktoren von Armut können aus zwei verschiedenen Perspektiven betrachtet werden. Es kann zwischen dem traditionellen Ansatz der *sozialen Schichten* (u. a. Breen und Rottman 1995; Georg und Howards 1991; Grusky 1994; Townsend 1979) und einer *Lebensereignisperspektive* unterschieden werden (u. a. Burkhauser und Duncan 1989; Dewilde 2003; Layte und Whelan 2002; Mayer und Blossfeld 1990).

Die Merkmale sozialer Schichtung bleiben über die Zeit (relativ) konstant. Sie implizieren eine dauerhafte Positionierung in der Hierarchie der Ungleichheit. Soziale Charakteristika sind dabei entscheidende Einflussfaktoren für Einkommen und Armutsrisiko einer Person. Zahlreiche Studien konnten zeigen, dass sich das Armutsrisiko unterschiedlich auf verschiedene soziale Schichten verteilt (vgl. Covello und Bollen 1979; Harmon, Walker und Westergaard-Nielsen 2001; McLanahan und Kelly 1999; Savage 2000). Hierzu zählen u. a. soziale Klassen, Geschlechtergruppen, Bildungsniveaus und ethnische Gruppen.

Bei der Analyse von Armut kann neben dem traditionellen Ansatz der sozialen Schichten auch eine Perspektive der Lebensereignisse eingenommen werden. Bei dieser wird Armut als Risiko im Lebensverlauf gesehen, welches mit bestimmten Ereignissen in Zusammenhang steht.

Die Sichtweise des Lebensverlaufes sieht die Erfahrung einer Armutsepisode als einen Abschnitt im Lebensverlauf einer Person. Aufgrund von Prozessen sozialer Veränderungen – wie der Globalisierung und Individualisierung im Zeitraum der Postindustrialisierung (vgl. Beck 1986; Peuckert 1991) – hat dieser Ansatz an Bedeutung gewonnen. Individuen sind in ihrem Lebensverlauf neuen risikobehafteten Ereignissen aufgesetzt (vgl. Bonoli 2007; Taylor-Gooby und Zinn 2006). Die sozialen Wandlungen haben dazu geführt, dass der Lebensverlauf weniger standardisiert und vorhersagbar ist. Erwerbsverläufe werden aufgrund von befristeten Arbeitsverhältnissen, beruflicher Mobilität und Arbeitslosigkeitsphasen zunehmend instabiler (vgl. Blossfeld, Mills und Bernardi 2006). Die sozialen Veränderungen haben auch zu neuen sozialen Risiken und damit einer größeren Instabilität im Familienleben geführt. So hat die Zahl der Scheidungen zugenommen und die Art des Zusammenlebens ist vielfältiger geworden (vgl. Bertram und Borrmann-Müller 1988; Burkart 1995; Nave-Herz 1988).

Aufgrund der zunehmenden sozialen Risiken und der damit verbundenen höheren Instabilität im beruflichen und familiären Bereich weisen mehr Personen häufiger mit Unsicherheiten behaftete Phasen auf. Viele dieser Ereignisse, wie Arbeitslosigkeit, Jobwechsel oder Scheidung, steigern das Risiko Armut zu erfahren. Studien zeigen, dass das Risiko eines Armutseintritts bzw. -austrittes für viele Personen vorrangig auf bestimmte Zeiträume begrenzt ist und maßgeblich von Veränderungen im Erwerbsstatus und Familienstatus beeinflusst wird (u. a. Andreß 2003; Bane und Ellwood 1986; DiPrete und McManus 2000). Nach der *Individualisierungsthese* ist Armut innerhalb der Gesellschaft weiterverbreitet als früher, da es stärker mit Phasen und Ereignissen im Lebensverlauf in Zusammenhang steht als mit Determinanten sozialer Schichtung.

Die sozialen Charakteristika können sich jedoch auf die Eintrittswahrscheinlichkeit dieser Ereignisse auswirken. Und die armutsfördernden Ereignisse können je nach sozialer Gruppe unterschiedlich stark Einfluss nehmen. *Kumulierte Benachteiligungen* treten ein, wenn Personen mit bestimmten Merkmalen eher armutsfördernde Ereignisse aufweisen und diese Ereignisse bei diesen Merkmalsträgern stärker Armutserfahrungen verursachen als bei anderen Personengruppen. Die Interaktion von Ereignissen bei verschiedenen sozialen Schichtungen wurde bereits untersucht (vgl. Dannefer 2003; Vandecasteele 2010; Whelan und Maitre 2008). Wie Vandecasteele (2010) zeigt, kommen beiden, den Ereignissen im Lebensverlauf und den Determinanten sozialer Schichtung, eine hohe Bedeutung bei der Erklärung von Armut zu. Hierbei fungiert die soziale Schichtung als Mediator beim Verhältnis von Lebensereignissen und Armutsrisiko.

Die Sichtweise der sozialen Schichtung legt den Schwerpunkt auf dauerhafte Armut und hierarchische Strukturen von Ungleichheit. Die biographische (Lebensverlaufs-)Perspektive betont die Wechselhaftigkeit von Phasen ökonomischer Risiken. Auf diesen Überlegungen aufbauend werden beide Typen von Einflussfaktoren in den folgenden Analysen berücksichtigt.

8.2.1 Bedeutung der Erwerbstätigkeit

Die Partizipation am Arbeitsmarkt stellt die zentrale Einflussmöglichkeit zur Erzielung materieller Wohlfahrt dar. Erwerbstätige gehören zu den Gruppen mit weit unterdurchschnittlichem Armutsrisiko (vgl. Bundesministerium für Arbeit und Soziales 2013). Dies zeigt die Bedeutung von Arbeit und Erwerbseinkommen für die Dynamik von Armut.

Gründe für soziale Mobilität sind vorrangig auf Veränderungen beim Erwerbseinkommen zurückzuführen. Diese können vor allem durch den Verlust bzw. die Beendigung des Jobs oder die (Wieder-)Aufnahme einer Erwerbstätigkeit zustande

kommen. Daher kommt arbeitsmarktvermittelten Zu- und Abgängen gegenüber anderen Aus- und Einstiegswegen in die bzw. aus der Armut ein besonderer Stellenwert zu (vgl. Achatz und Trappmann 2009; Andreß und Krüger 2006; Buhr, Gangl und Rentzsch 1998; Gangl 1998; Gebauer 2007; Gebauer und Vobruba 2003). Dies führt dazu, dass die Faktoren immer auch in Hinblick auf ihren Einfluss auf den Aus- bzw. Einstieg in den Arbeitsmarkt berücksichtigt werden müssen.

Die Erwerbsbeteiligung stellt zwar den zentralen Einflussfaktor für Armut und Armutsdynamik dar, allerdings konzentrieren sich die verschiedenen damit verbundenen Ergebnisse in bestimmten Lebensphasen. Berufseinstiege beschränken sich meist auf das jüngere und mittlere Erwachsenenalter. Hierbei kann es sich zum einen um den Wiedereinstieg nach vorheriger freiwilliger oder unfreiwilliger Beendigung der Erwerbstätigkeit oder einen Ersteinstieg handeln. Aber auch Jobverluste sind in diesem Lebensabschnitt zu beobachten, denen jedoch eine Wiederaufnahme folgen kann. Wiederaufnahmen von Erwerbstätigkeit werden mit zunehmendem Alter seltener. Daher wirkt sich ein Jobverlust hier gravierender auf das Armutsrisiko aus.

Bei den Aufstiegen durch Erwerbszuwächse sind auch bereits Erwerbstätige in Armut (sog. *Working Poor*) zu berücksichtigen. Denn auch Erwerbstätigkeit stellt keinen absoluten Schutz vor Armut dar¹. Dabei sind die Art der Erwerbstätigkeit und die Erwerbskonstellation im Haushalt stark einflussnehmend. Die Aufstiegschancen von Geringverdienern haben sich seit Mitte der 1980er Jahre bis Anfang der 2000er Jahre deutlich verschlechtert (vgl. Rhein, Gartner und Krug 2005).

Personen, die trotz Erwerbstätigkeit nach Definition des Gesetzgebers „bedürftig“ sind, haben Anspruch auf ALG II. Im Bestand der Grundsicherung befindet sich eine große Anzahl von erwerbstätigen Hilfebedürftigen (im Januar 2013 waren es 1,3 Millionen). Dies ergibt sich meist aus einer Kombination aus geringem Stundenlohn, geringer Stundenzahl und einem hohen Bedarf (vgl. Dietz, Müller und Trappmann 2009). Da die Erwerbstätigkeit bei der Verhinderung bzw. Überwindung von Armut einen besonderen Stellenwert hat, zielen auch die Regelungen im SGB II vorrangig auf eine Arbeitsmarkteingliederung der Leistungsbezieher.

Vor allem Vollzeitbeschäftigte weisen nur kurze Dauern im Grundsicherungsbezug auf (vgl. Bruckmeier, Graf und Helmut 2010; Bruckmeier und Schnitzlein 2007). Es zeigt sich generell eine hohe Aufwärtsdynamik, falls sich der Armutszustand mit Erwerbstätigkeit oder Ausbildung überlappt und eine nur geringere Mobilität ohne diese Überlappung (vgl. Gebauer, Petschauer und Vobruba 2002,

¹ Im Vergleich zu anderen Ländern der EU liegt die Armutsquote der Erwerbstätigen in Deutschland bei einem mittleren Niveau (6,9 Prozent im Jahr 2008). Im internationalen Vergleich ist Deutschland aber eines der wenigen Länder, in dem die Armut der Erwerbstätigen in den letzten Jahren eindeutig zugenommen hat (vgl. Lohmann und Andreß 2011).

S. 80 ff.). Allerdings kann es sich dabei um Aufstiege von nur kurzer Dauer handeln. Bruckmeier, Graf und Helmut (2010) zeigen, dass die von Leistungsempfängern aufgenommen Beschäftigungen oft instabil sind. Bei Beendigung des Beschäftigungsverhältnisses ist in vielen Fällen eine erneute Hilfebedürftigkeit zu erwarten. Nach Graf und Rudolph (2009) mussten 40 Prozent der Bedarfsgemeinschaften, die einen Aufstieg realisieren konnten, innerhalb eines Jahres erneut Transferleistungen in Anspruch nehmen.

8.2.2 Wirkung arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen

Für die Dynamik von Armut ist auch die Wirkung arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen von Bedeutung. Zum einen soll im Falle eines zu geringen Einkommens der Bezug von ALG-II-Leistungen ein Absinken in Armut verhindern. Der Einfluss von Arbeitsmarktinstrumenten, die in Erwerbstätigkeit am ersten Arbeitsmarkt führen sollen, ist für Personen mit ALG-II-Bezug gut untersucht. Die individuellen Arbeitsmarktchancen werden durch die Teilnahme an arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen (im SGB II) überwiegend positiv beeinflusst. Koch et al. (2011) geben hierzu einen Überblick. Die dem Arbeitsmarkt näherstehenden, ermittlungsunterstützenden Dienstleistungen durch Dritte, kurze Maßnahmen zur Eignungsfeststellung oder Qualifizierung sowie längere Maßnahmen der Fort- und Weiterbildung sollen zu einer Verbesserung der individuellen Eingliederungschancen beitragen. Besonders positive Auswirkungen auf die Beschäftigungschancen haben arbeitsmarktnahe Instrumente wie Eingliederungszuschüsse, betriebliche Trainingsmaßnahmen und die Gründungsförderung. Die Chancen auf eine reguläre Beschäftigung erhöhen sich auch durch berufliche Weiterbildungen und nicht-betriebliche Trainingsmaßnahmen. Allerdings wirken diese meist erst zeitverzögert. Beschäftigungsmaßnahmen können sich für Personen, die dem Arbeitsmarkt näher stehen, negativ auswirken, erhöhen aber bei arbeitsmarktfernen Personen die Eingliederungschancen.

8.2.3 Individuelle Eigenschaften

Obwohl die Wohlfahrt auf Haushaltsebene bestimmt wird, werden auch individuelle Merkmale betrachtet. Die Wirkungen der individuellen Eigenschaften auf die Armutsdynamik entfalten sich vor allem vermittelt über den Einstieg und Ausstieg in Erwerbstätigkeit, das erzielte Erwerbseinkommen sowie die Haushaltskonstellation.

Beim Einfluss des *Alters* auf die Armutsdynamik sind unterschiedliche Wirkungsmechanismen zu berücksichtigen. Insgesamt weisen vor allem jüngere Menschen ein höheres Armutsrisiko auf (vgl. Grabka und Frick 2008). Ältere Personen sind stärker von Arbeitslosigkeit betroffen (vgl. Bundesagentur für Arbeit 2012). Nach dem Ver-

lust des Arbeitsplatzes stellt sich das höhere Alter häufig als Einstiegsbarriere in die Wiederbeschäftigung dar. Dies zeigt sich an den längeren Dauern bei der Arbeitssuche und den geringeren Einstellungschancen gegenüber Jüngeren (vgl. Brüssig 2009; Frosch 2007). Personen über 50 Jahre befinden sich so auch überdurchschnittlich lange im Leistungsbezug (vgl. Bundesagentur für Arbeit 2010). Bei einem Teil der älteren Leistungsbezieher wird die Arbeitslosigkeit bzw. der Leistungsbezug zu einer Übergangsphase in den Erwerbsruhestand (vgl. Voges 2007). Andererseits verfügen ältere Erwerbstätige auf Grund der größeren Berufserfahrung über ein durchschnittlich höheres Erwerbseinkommen als jüngere (vgl. Krause und Schäfer 2005). Gelingt der Wiedereinstieg, so ist die Wahrscheinlichkeit einer Aufwärtsmobilität auch über den armutsnahen Bereich hinaus höher. Auch in Verbindung mit dem Haushaltskontext wirkt das Alter auf die Mobilität. Im jüngeren Lebensalter können die Wirkungen der Familiengründung auf das Äquivalenzeinkommen einen Abstieg trotz gleichzeitigen Zuwachses des Erwerbseinkommens bewirken, während im höheren Lebensalter der Auszug der Kinder einen Aufstieg fördern kann. Insgesamt besteht also ein uneinheitlicher Zusammenhang zwischen dem Lebensalter und Dynamik von Armut.

Die individuelle *Bildung* gilt als „zentrale Ressource für die soziale Platzierung“ (vgl. Geißler 2011, S. 282). Der Zusammenhang von höherer Bildung und geringerem Armutsrisiko zeigt sich auch in zahlreichen Studien (z. B. Becker et al. 2008; Grabka und Frick 2010). Und so bezeichnet die Bundesregierung (2008, S. 187) Bildung als den „Schlüssel für Teilhabe und Integration“. Der Einfluss der Bildung lässt sich mit der *Humankapitaltheorie* erklären. Diese Theorie geht von der Annahme aus, dass Löhne von der Produktivität der Individuen abhängen. Mit wachsendem Humankapital nehmen die Stundenlöhne zu: Je mehr Zeit eine Person in ihren Humankapitalstock investiert, desto höher ist auch der Lohnsatz. Durch ein unterschiedliches Maß an Investitionen der Bewerber in ihre Fähigkeiten, entstehen ungleiche Beschäftigungschancen und Unterschiede in den Erwerbseinkommen (vgl. Becker 1993; Mincer 1974).

Um die Produktivität von Bewerbern einschätzen zu können, ziehen Arbeitgeber Bildungsabschlüsse heran (vgl. Arrow 1973). Es ist daher davon auszugehen, dass höhere Bildungsabschlüsse den Zugang zum Arbeitsmarkt verbessern und zu höheren Löhnen führen. Besser ausgebildete Arbeitskräfte, die am Arbeitsmarkt höhere Erwerbseinkommen erzielen, können niedrigere Stundenlöhne in Kauf nehmen, um so schneller in Erwerbstätigkeit zu wechseln und den Armutsbereich zu verlassen. Personen mit niedriger Bildung können den Stundenlohn nicht weiter reduzieren, da die Aufnahme einer Erwerbstätigkeit dann keinen Aufstieg aus Armut mehr mit sich bringen würde.

Auch in anderen Studien zeigt sich ein positiver Effekt einer höheren Schulbildung auf die Aufwärtsmobilität (vgl. Biewen 2003; Klein und Zimmermann

1991; Rodríguez und Martín 2006). Hingegen führt ein niedriges Bildungsniveau zu instabileren Beschäftigungsverhältnissen und somit eher zu einem Jobverlust mit der damit verbundenen Abwärtsmobilität (Grotheer et al. 2004). Personen mit längeren Armutsdauern weisen meist ein niedriges Qualifikationsniveau auf (vgl. Bundesregierung 2005, S. 25). Ein erhöhtes Risiko der Verfestigung des Grundsicherungsbezugs haben Personen mit fehlenden schulischen und beruflichen Qualifikationen (vgl. Achatz und Trappmann 2011; Schels 2009). Personen mit einer Berufsausbildung weisen durchweg kürzere Bezugsdauern auf als Leistungsbezieher ohne Berufsausbildung (vgl. Buhr, Lietzmann und Voges 2010).

Auch dem *Zuwanderungsstatus* kommt eine Bedeutung zu. Ausländer und deutsche Migranten weisen ein vergleichsweise höheres Armutsrisiko auf, welches sich durch kumulierte Risikofaktoren ergibt (vgl. Grabka und Frick 2010). Zu diesen Faktoren zählen die niedrigen Schul- und Berufsabschlüsse, geringe Sprachkompetenzen in deutsch und fehlendes spezifisches Wissen über den Arbeitsmarkt (vgl. Geißler 2011, S. 241 ff.). So liegt die Arbeitslosenquote bei Ausländern deutlich über dem Durchschnitt (vgl. Bundesagentur für Arbeit 2012). Dies wirkt sich auch auf die Mobilitätschancen aus. So weisen Ausländer längere Verweildauern im ALG-II-Bezug auf (vgl. Bundesagentur für Arbeit 2010). Und bei Migranten zeigt sich eine geringere Wahrscheinlichkeit erwerbsbedingter Ausstiege aus dem Leistungsbezug (vgl. Achatz und Trappmann 2011).

Für die Entstehung und Vermeidung von Armut ist zudem der *individuelle Gesundheitszustand* von besonderer Bedeutung. Dies kann auch durch die Humankapitaltheorie erklärt werden. Mit einem schlechten Gesundheitszustand wird eine geringere Produktivität verbunden. Hierdurch sind Einstiege in Erwerbstätigkeit schwerer und es wird ein geringer Arbeitslohn erzielt. Dietz, Müller und Trappmann (2009) weisen auf gesundheitliche Probleme als Hindernisse der Aufnahme einer Erwerbstätigkeit, welche einen Aufstieg aus dem Leistungsbezug ermöglichen könnte, hin. Diese wirken besonders in Kombination mit einem hohen Lebensalter negativ auf die Aufstiegschancen (vgl. Achatz und Trappmann 2011). Für Personen mit gesundheitlichen Einschränkungen ergeben sich, neben einem höheren Armutsrisiko, auch längere Verweildauern in Armut (vgl. Gangl 1998).

Eine Wirkung des *Geschlechts* auf das Armutsrisiko und die soziale Mobilität kann sich, aufgrund der Verwendung des Armutsindikators auf Haushaltsebene, nur für Alleinstehenden- bzw. Alleinerziehendenhaushalte zeigen.² Vor allem alleinerziehende Frauen weisen ein erhöhtes Armutsrisiko auf (vgl. Bundesministerium für Arbeit und Soziales 2013). Die Theorien der geschlechtsspezifischen

2 Streng genommen können Geschlechterunterschiede auch durch Unterschiede zwischen gleichgeschlechtlichen männlichen und weiblichen Paaren entstehen. Hierzu gibt es jedoch bisher kaum empirische Evidenz.

Lohndiskriminierung und Ergebnisse bisheriger Untersuchungen, nach denen Frauen einen signifikant geringeren Stundenlohnsatz erhalten, lassen erwarten, dass alleinstehende Frauen eine geringere Einkommensmobilität aufweisen und länger im Armutszustand verweilen (gender wage gap, z. B. Gartner und Hinz (2009)). Geschlechterunterschiede bei der Armutsdynamik ergeben sich überwiegend aus der Tatsache, dass ein Großteil der Alleinerziehenden (90 Prozent in 2009 (vgl. Statistisches Bundesamt 2010, S. 14)) Frauen sind. Bei den Alleinerziehendenhaushalten weisen Männer deutlich höhere Aufstiegschancen aus dem Leistungsbezug als Frauen auf (vgl. Achatz und Trappmann 2011).

8.2.4 Haushaltsstrukturelle Merkmale

Neben den individuellen Eigenschaften sind auch *haushaltsstrukturelle Eigenschaften* zu berücksichtigen. Dabei weisen die jeweiligen Haushaltskonstellationen unterschiedliche durchschnittliche Armutsrisiken auf (vgl. Grabka und Frick 2010). Der Haushaltskontext kann zudem die Mobilitätschancen beeinflussen.

Ob und in welchem Umfang Personen erwerbstätig sind oder sein können, hängt sehr wesentlich davon ab, ob ein Partner im Haushalt lebt, ob Kinder oder andere Angehörige zu versorgen sind und wie Erwerbs- und Familienarbeit auf die im Haushalt lebenden Erwerbsfähigen verteilt wird. Der Einfluss der Haushaltskonstellation auf Arbeitsmarktübergänge wird in zahlreichen Studien untersucht (vgl. Gangl 1998; Gebauer und Vobruba 2003; Wilde 2003).

Die Besonderheit von Haushalten mit nur einem erwachsenen Mitglied ist, dass sich das Erwerbseinkommen unmittelbar auf die Höhe des Äquivalenzeinkommens durchschlägt. Dies stellt eine besonders problematische Situation für Alleinerziehende dar. Die Aufgaben der Erziehung, Betreuung und Versorgung der Kinder müssen durch nur eine Person geleistet werden, wodurch häufig nur ein eingeschränktes Arbeitsangebot realisierbar ist. Zudem steigern die Kinder im Haushalt den Bedarf.

Alleinerziehendenhaushalte stellen daher eine besonders armutsgefährdende Gruppe dar. Alleinerziehendenhaushalte weisen eine hohe Abstiegs- und eine geringe Aufstiegsmobilität auf. Abwärtsmobilität kann sich z. B. durch die Trennung vom Partner ergeben. Das Kind bleibt dabei in der Regel bei der Mutter. Da der Partner auch seinen Beitrag an den Ressourcen des Haushalts mitnimmt und der männliche Partner in der Regel einen höheren monetären Anteil beisteuert, führt diese Verringerung der Einkommensressourcen des Haushalts zu einer Erhöhung der Abwärtsmobilität. Die Geburt eines Kindes bewirkt einen gesteigerten Bedarf des Haushalts und kann bei Alleinerziehenden gleichzeitig zu Einschränkungen in der Erwerbsbeteiligung und dadurch zu geringeren Ressourcen führen. Die geringe

Aufwärtsmobilität steigert zudem das Risiko langdauernder Armutsphasen (vgl. Strengmann-Kuhn 2003, S. 138 ff.). Alleinerziehende sind im Durchschnitt doppelt so lange auf Leistungen der Mindestsicherung angewiesen wie Paare mit Kindern. Gelingt es in einer frühen Phase des Leistungsbezugs nicht, die Kinderbetreuung sicherzustellen, verfestigt sich häufig der ALG-II-Bezug (vgl. Lietzmann 2009).

In Paarhaushalten leben meist mindestens zwei erwerbsfähige Personen. Dieser Haushaltstyp weist ein geringes Armutsrisiko und, aufgrund der weiteren potenziellen Erwerbseinkommen, eine hohe Einkommensmobilität und entsprechend gute Aufstiegschancen auf (vgl. Strengmann-Kuhn 2003, S. 138 ff.). Im SGB II sind es die kinderlosen Paare, die am schnellsten den Leistungsbezug beenden können (vgl. Buhr, Lietzmann und Voges 2010). Und bei Arbeitsplatzverlust einer erwerbstätigen Person kann der Rückgang der Ressourcen durch andere Erwerbspersonen ausgeglichen werden. Daher ist bei diesem Haushaltstyp mit einem geringen Abstiegsrisiko zu rechnen.

Generell besitzen Haushalte mit einer hohen Anzahl an erwerbsfähigen – insbesondere an erwerbstätigen – Personen und einer geringeren Anzahl von Kindern und Nichterwerbspersonen eine höhere Aufwärtsmobilität und eine geringere Abwärtsmobilität. Mit steigender Anzahl der erwerbstätigen Personen steigt die Chance, die Armut zu verlassen und sinkt das Risiko, in Armut zu sinken. Bei steigender Kinderzahl sinkt die Aufwärtsmobilität und steigt die Abwärtsmobilität. Die Gründe hierfür sind zum einen der vergrößerte Einkommensbedarf bei gleichzeitiger Restriktion des Arbeitsangebots aufgrund der Notwendigkeit der Kinderbetreuung.

Vor allem Veränderungen in der Haushaltskonstellation durch demographische Ereignisse, wie der Beginn einer Lebensgemeinschaft durch Zusammenzug oder Heirat, das Ende einer Lebensgemeinschaft durch Scheidung oder Trennung, das Ende einer Lebensgemeinschaft durch Tod des Ehe- oder Lebenspartners, die Geburt eines Kindes, das Älterwerden des Kindes oder der Auszug des Kindes, können die Dynamik von Armut beeinflussen. Darüber hinaus führen diese Ereignisse häufiger als andere Ereignisse zu großen Mobilitätssprüngen. Zu beachten ist, dass diese Ereignisse oft in Zusammenhang mit weiteren Ereignissen stehen, wie zum Beispiel dem Verlust bzw. der Aufnahme einer Erwerbstätigkeit durch die Geburt bzw. den Auszug eines Kindes (vgl. Hauser und Berntsen 1992; Klein und Zimmermann 1991).

8.2.5 Gesamtwirtschaftliche Rahmenbedingungen

Neben den Einflussfaktoren auf Personen- und Haushaltsebene sind auch *gesamtwirtschaftliche Einflussfaktoren* zu berücksichtigen. Die soziale Mobilität ist auch von Makrogrößen wie der Arbeitslosenquote abhängig. Für bestimmte Regionen Deutschlands zeigen sich überdurchschnittliche hohe Arbeitslosenquoten. Die re-

gionale Arbeitsmarktlage ist für den Zugang in den bzw. den Ausstieg aus dem Leistungsbezug von entscheidender Bedeutung. Hohe regionale Arbeitslosigkeit geht mit hohen Anteilen von Leistungsbeziehern und zudem auch Langzeitbeziehern einher. Hiervon sind vor allem die neuen Bundesländer betroffen (vgl. Koch, Kupka und Steinke 2009, S. 3).

8.3 Datenaufbereitung

Zur Bestimmung von sozialen Auf- und Abstiegen stehen neben dem auf Einkommen basierenden Ressourcenansatz weitere Konzepte zur Verfügung. In diesem Kapitel wird die soziale Mobilität zusätzlich anhand des institutionellen Ansatzes, der den Grundsicherungsbezug als Kriterium für bekämpfte Armut heranzieht, sowie des Lebensstandardansatzes, der das Fehlen von Gütern und Aktivitäten eines Haushalts berücksichtigt, untersucht (siehe Abschnitt 2.2). Im Mittelpunkt der Analysen stehen das Ausmaß und die Ursachen sozialer Auf- und Abstiege. Dabei wird der Einfluss von Merkmalen sozialer Schichtung sowie von kritischen Ereignissen im Lebensverlauf untersucht.

Es werden Übergänge von einer Welle auf die nächste Welle betrachtet. Aufstiege beziehen sich hierbei auf das Verlassen einer Position unterhalb der jeweiligen Armutsschwelle, also eine Erhöhung des bedarfsgewichteten Haushaltsnettoeinkommens über die Armutsgefährdungsgrenze, einen Ausstieg aus dem ALG-II-Bezug oder eine Verbesserung des Lebensstandards über die Grenze eines niedrigen Lebensstandards. Umgekehrt beziehen sich Abstiege auf ein Absinken unter die jeweilige Armutsschwelle.

Nach der hier verwendeten Definition erlebt eine Person i zwischen dem Jahr t und dem Folgejahr $t+1$ einen Abstieg nach dem Ressourcenansatz, wenn folgende Bedingungen erfüllt sind:

1. *Das Einkommen von Person i liegt im Jahr t oberhalb der Armutsgefährdungsgrenze in Höhe von 60 % des Medians.*
2. *Das Einkommen von Person i liegt im Folgejahr $t+1$ unterhalb der Armutsgefährdungsgrenze.*
3. *Das Einkommen liegt im Jahr $t+1$ mindestens 10 % unter dem Einkommen des vorangegangenen Jahres t . Durch die Verwendung der 10 %-Hürde soll vermieden werden, Abstiege zu messen, die auf Messfehler zurückzuführen sind.*

Entsprechend erfolgt ein Abstieg nach dem institutionellen Ansatz, wenn folgende Bedingungen erfüllt sind:

1. *Die Person i im Jahr t keinen ALG-II-Bezug aufweist.*
2. *Die Person i im Folgejahr $t+1$ einen aktuellen ALG-II-Bezug nennt.*

Nach dem Lebensstandardansatz bedeutet dies, dass ein Abstieg dann vorliegt, wenn folgende Bedingungen erfüllt sind:

1. *Der Lebensstandard von Person i im Jahr t gehört mindestens zum 4. Quintil der Verteilung.*
2. *Der Lebensstandard von Person i im Jahr $t+1$ gehört zum 5. Quintil der Verteilung.*
3. *Der Lebensstandard hat sich zwischen dem Jahr t und dem Jahr $t+1$ verschlechtert.*

Betrachtet man Aufstiege, dann erlebt eine Person i zwischen dem Jahr t und dem Folgejahr $t+1$ einen Aufstieg nach dem Ressourcenansatz, wenn folgende Bedingungen erfüllt sind:

1. *Das Einkommen von Person i liegt im Jahr t unterhalb der Armutsgefährdungsgrenze.*
2. *Das Einkommen von Person i liegt im Folgejahr $t+1$ oberhalb der Armutsgefährdungsgrenze.*
3. *Das Einkommen liegt im Jahr $t+1$ mindestens 10 % über dem Einkommen des vorangeegangenen Jahres t .*

Ein Aufstieg nach dem institutionellen Ansatz liegt vor, wenn folgende Bedingungen erfüllt sind:

1. *Die Person i im Jahr t einen aktuellen ALG-II-Bezug berichtet.*
2. *Die Person i im Folgejahr $t+1$ keinen ALG-II-Bezug aufweist.*
3. *Die Person i im Folgejahr $t+1$ auch keine Grundsicherung im Alter bezieht.*

Und nach dem Lebensstandardansatz erfolgt ein Aufstieg, wenn folgende Bedingungen erfüllt sind:

1. *Der Lebensstandard von Person i im Jahr t gehört zum 5. Quintil der Verteilung.*
2. *Der Lebensstandard von Person i im Jahr $t+1$ gehört mindestens zum 4. Quintil der Verteilung.*
3. *Der Lebensstandard hat sich zwischen dem Jahr t und dem Jahr $t+1$ verbessert.*

Verwendet werden die ersten sechs Wellen des PASS. Die Analysen werden alle auf Personenebene durchgeführt. Da diese Analysen vorrangig auf Personen im erwerbsfähigen Alter abzielen, wird der Datensatz auf Befragte im Alter von 18 bis 64 Jahren beschränkt und Schüler ausgeschlossen.

8.4 Empirische Analyse

8.4.1 Deskriptive Ergebnisse

Zur Beschreibung der Dynamik von Armut nach den drei hier verwendeten Armutsansätzen bieten sich mehrere Kennziffern an (vgl. Unterabschnitt 2.3.2). Zunächst folgt eine Beschreibung des Turnovers aus bzw. in die jeweiligen Armutsbereiche, anschließend werden die Dauern in Armut sowie die Anzahl der Ab- und Aufstiege betrachtet. Des Weiteren wird ein Blick auf die Zeiten vor und nach dem Ereignis eines Ab- bzw. Aufstiegs geworfen.

Ein- und Austrittsraten

Der *Turnover* gibt die Übergangsraten (Ab- und Aufstiege) in den jeweiligen Armutsbereichen wieder (siehe Unterabschnitt 2.3.2). Diese Übergangsraten beziehen sich auf einen Zeitraum von ungefähr einem Jahr.³ In Tabelle 8.1 sind die Ein- und Austrittsraten sowie die 95 Prozent-Konfidenzintervalle für die einzelnen Jahre ausgegeben.

Betrachtet man zunächst die Abstiege in Armut, so zeigen sich in allen Jahren die höchsten Raten bei dem auf Einkommen basierenden Ansatz. Die Abstiegsraten nach dem Lebensstandardansatz weichen jedoch nicht signifikant davon ab. Nur die Abstiegsraten nach dem institutionellen Ansatz liegen deutlich geringer. Auffällig ist hier die geringe Abstiegsrate beim Übergang von Welle 4 auf Welle 5 (Jahre 2010 auf 2011). Eine eindeutige Erklärung hierfür lässt sich nicht ausmachen.

Über die Jahre lässt sich nach allen drei Ansätzen keine monotone Entwicklung feststellen. Die Raten sinken zunächst und steigen dann wieder. Die Schwankungen befinden sich aber innerhalb eines Bereiches, der als nicht signifikant zu bewerten ist.

Bei den Aufstiegen ergibt sich ein ähnliches Bild. Die Austrittsraten liegen wechselnd bei der Einkommensarmut oder der Deprivation im Lebensstandard am höchsten. Gegenüber den Aufstiegsraten aus Einkommensarmut sind die Austrittsraten aus dem ALG-II-Bezug in allen Jahren signifikant niedriger. Über die Jahre lassen sich jedoch keine eindeutigen Entwicklungen erkennen.

3 Da sich die Erhebungsphase über mehrere Monate erstreckt, kann der Zeitraum zwischen zwei Befragungen unterschiedlich groß sein. Der längste Zeitraum liegt bei 19 Monaten, der kürzeste bei 6 Monaten. Das arithmetische Mittel liegt bei 12 Monaten. Bei 90 % der Interviews beträgt der Zeitraum zwischen 9 und 15 Monaten.

Tabelle 8.1: Ein- und Austrittsraten

		Einkommen			ALG II			Lebensstandard					
		Anteil	95%-CI	Fallzahl	Anteil	95%-CI	Fallzahl	Anteil	95%-CI	Fallzahl			
Übergang auf Welle													
Abstiege	2	0,079	0,066	0,093	5.322	0,024	0,017	0,030	4.881	0,062	0,050	0,075	5.576
	3	0,052	0,041	0,064	4.692	0,019	0,012	0,026	4.557	0,043	0,028	0,058	4.871
	4	0,055	0,042	0,068	4.722	0,024	0,014	0,034	4.765	0,064	0,051	0,077	4.991
	5	0,048	0,033	0,063	4.927	0,007	0,005	0,009	4.719	0,032	0,020	0,043	4.657
	6	0,068	0,055	0,081	6.425	0,018	0,011	0,024	6.268	0,050	0,037	0,063	6.171
	2	0,345	0,292	0,398	2.890	0,197	0,165	0,229	3.230	0,292	0,232	0,352	2.636
Aufstiege	3	0,369	0,302	0,437	2.780	0,242	0,193	0,292	2.851	0,306	0,246	0,365	2.601
	4	0,370	0,306	0,433	2.810	0,180	0,138	0,222	2.678	0,290	0,216	0,363	2.541
	5	0,405	0,336	0,475	2.534	0,179	0,138	0,220	2.672	0,345	0,280	0,410	2.804
	6	0,348	0,289	0,406	3.118	0,185	0,143	0,227	3.250	0,390	0,329	0,451	3.372
	Quelle: PASS SUF 2006-2012; eigene Berechnung.												

Dauern in Armut

Neben den Ein- und Austrittsraten in den einzelnen Untersuchungsjahren können auch die Dauern in Armut betrachtet werden. Für diese Beschreibung wird ein balanciertes Panel verwendet. Das bedeutet, dass nur die Personen berücksichtigt werden, die in allen sechs Wellen beobachtet werden konnten. In PASS sind dies 3.059 Personen. Abbildung 8.1 zeigt die Dauern in Armut nach den drei Armutskonzepten. Dargestellt ist die Anzahl an Jahren, die eine Person im Beobachtungszeitraum von sechs Jahren in Armut verbracht hat. Die Konfidenzintervalle sind der Tabelle A.4 im Anhang zu entnehmen.

Es zeigt sich, dass gut 70 Prozent der Personen nie einkommensarm sind. Gut 85 Prozent der Personen beziehen nie ALG II. Von mindestens einem Jahr in Deprivation sind hingegen fast ein Viertel der Personen betroffen. Hierbei ist jedoch zu berücksichtigen, dass per Definition in jedem Jahr ca. 20 Prozent der Personen einen geringen Lebensstandard aufweisen. Die Anteile der Personen, die innerhalb der sechs Jahre durchgängig von Armut betroffen sind, liegen zwischen 4 Prozent (Einkommensarmut und ALG-II-Bezug) und 5 Prozent (Deprivation). Nur kurzzeitig (ein oder zwei Jahre) betroffen sind: 15 Prozent von Einkommensarmut, 5 Prozent vom ALG-II-Bezug und 9 Prozent von Deprivation im Lebensstandard⁴. Diese Unterschiede sind signifikant. Keine deutlichen Unterschiede zeigen sich bei mindestens drei Jahren in Armut (einkommensarm sind 13 Prozent, im ALG-II-Bezug sind 10 Prozent und depriviert sind 15 Prozent).

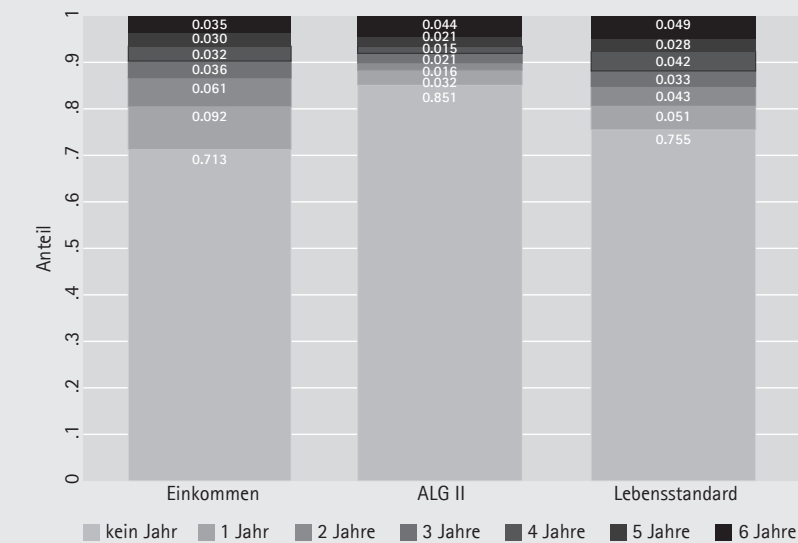
Anzahl der Ab- und Aufstiege

Um die Dynamik in dieser Population genauer zu beschreiben, bietet es sich an, die Anzahl der Ab- und Aufstiege zu betrachten. Die Abbildungen 8.2 und 8.3 zeigen diese für die drei Armutskonzepte.⁵ Auch hier wird wieder das balancierte Panel der sechs ersten Wellen verwendet. Betrachtet wird die Anzahl der Aufstiege für die Personen, die nach dem jeweiligen Armutskonzept in der ersten Welle arm sind, sowie die Anzahl der Abstiege für die Personen, die in der ersten Welle nicht arm sind. Dabei können innerhalb des Untersuchungszeitraums bei einer Person maximal drei Ab- bzw. Aufstiege beobachtet werden. Dieses Maximum ist möglich, wenn eine Person in jedem Jahr zwischen „arm“ und „nicht arm“ bzw. „nicht arm“ und „arm“ wechselt.

4 Diese Ergebnisse wurden zusätzlich berechnet und sind nicht in der Tabelle A.4 ausgewiesen.

5 Die Konfidenzintervalle sind der Tabelle A.5 im Anhang zu entnehmen.

Abbildung 8.1: Zeiten in Armut

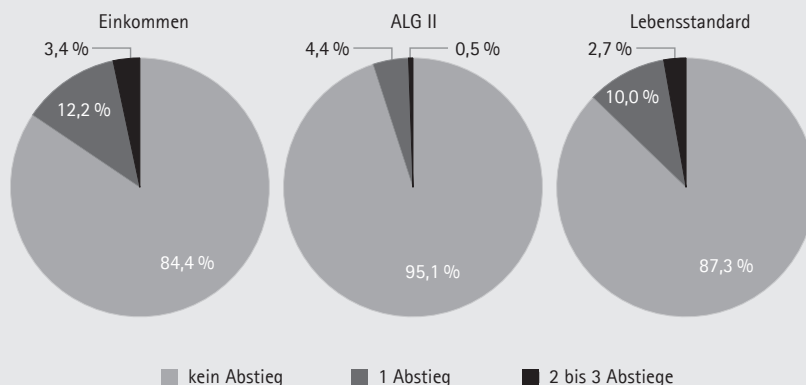


Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung

In Abbildung 8.2 lässt sich erkennen, dass bei 16 Prozent der Personen, die sich in der ersten Welle nicht in Einkommensarmut befinden, mindestens ein Abstieg zu verzeichnen ist. Hierbei stellen 3 Prozent mehrfache Abstiege in Einkommensarmut dar. Abstiege in Deprivation sind bei 11 Prozent der Personen zu beobachten (kein signifikanter Unterschied zu Abstiegen in Einkommensarmut). Eintritte in den ALG-II-Bezug hingegen sind nur bei gut 5 Prozent der Personen zu beobachten und kommen damit erkennbar seltener vor. Der gesonderte Blick auf die mehrfachen Abstiege zeigt, dass diese nach dem institutionellen Ansatz deutlich seltener zu beobachten sind als bei Einkommensarmut und bei Deprivation im Lebensstandard (halbes Prozent gegenüber 3 Prozent).

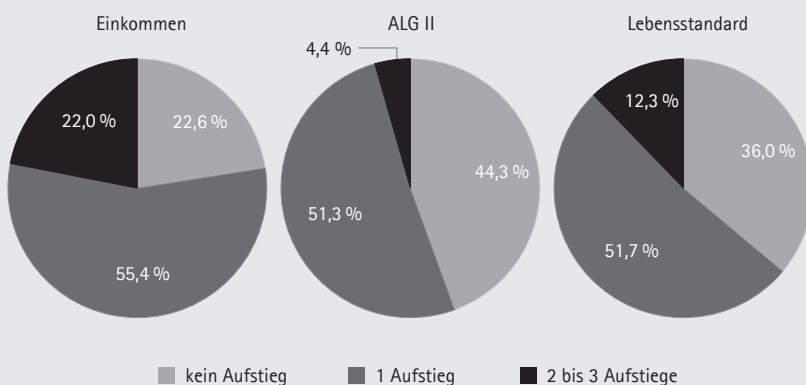
Bei den Aufstiegen in Abbildung 8.3 zeigt sich ein vergleichbares Bild. Ein Verbleib in Einkommensarmut kommt mit 23 Prozent signifikant häufiger vor als der Verbleib im ALG-II-Leistungsbezug mit 44 Prozent. Der Wert für „keine Aufstiege“ aus Deprivation liegt mit 33 Prozent dazwischen und unterscheidet sich nicht signifikant von den beiden anderen Werten. Mehrfache Aufstiege sind mit 22 Prozent vor allem aus Einkommensarmut zu beobachten, und kommen mit 4 Prozent deutlich seltener aus dem ALG-II-Bezug vor.

Abbildung 8.2: Anzahl der Abstiege in Armut



Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung

Abbildung 8.3: Anzahl der Aufstiege aus Armut



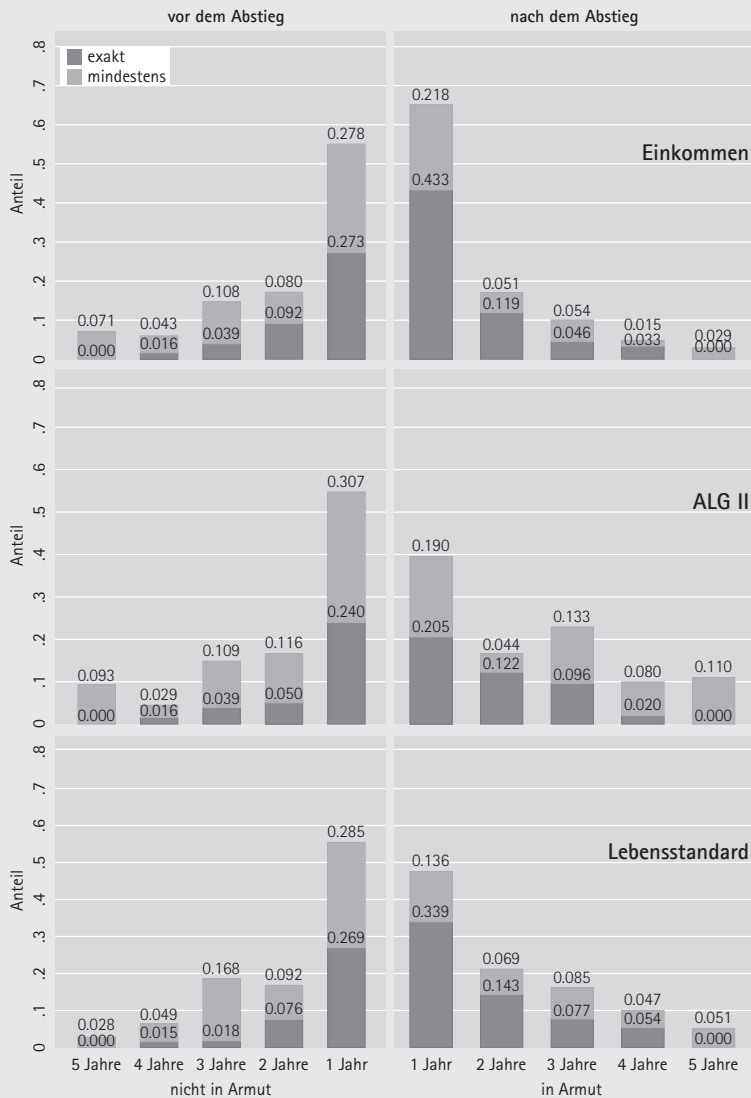
Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung

Dauern vor Abstieg nach den drei Armutskonzepten

Interessant ist zudem, wie viele Jahre eine Person vor dem Ereignis eines Abstieges nicht arm war und wie lange anschließend die Dauer der Armutsphase ist. Dies ist in Abbildung 8.4 dargestellt.⁶ Da die Dauern vor dem Ereignis linkszensiert und nach dem Ereignis rechtszensiert sein können, werden diese Dauern getrennt als „exakte Dauern“ und „Mindestdauern“ ausgewiesen.

⁶ Die Konfidenzintervalle sind der Tabelle A.6 im Anhang zu entnehmen.

Abbildung 8.4: Dauern vor und nach Abstiegen in Armut



Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung

Bei dem Ereignis eines Abstieges in Armut sind vorweg meistens Dauern von (exakt oder mindestens) einem Jahr im Nichtarmutsbereich zu beobachten. Diese machen bei allen Armutsansätzen über die Hälfte aus. Bei allen drei Armutsansätzen sind, bei gut 10 Prozent aller Abstiege, lange Dauern von mindestens vier Jahren im Nichtarmutsbereich festzustellen.

Deutlicher unterscheidet sich zwischen den Ansätzen der Verbleib in Armut. Während 43 Prozent nur genau ein Jahr und 22 Prozent mindestens ein Jahr in Einkommensarmut verbringen, sind ungefähr 20 Prozent jeweils genau ein Jahr und mindestens ein Jahr im ALG-II-Bezug und fast 50 Prozent ein Jahr in Deprivation (31 Prozent genau ein Jahr und 17 Prozent mindestens ein Jahr). Lange Verweildauern von mindestens vier Jahren sind bei Einkommensarmut in 8 Prozent (dies entspricht einem signifikant geringeren Wert gegenüber den Werten nach den anderen beiden Ansätzen), beim ALG-II-Bezug bei 19 Prozent und bei Deprivation bei 15 Prozent der Fälle zu beobachten.

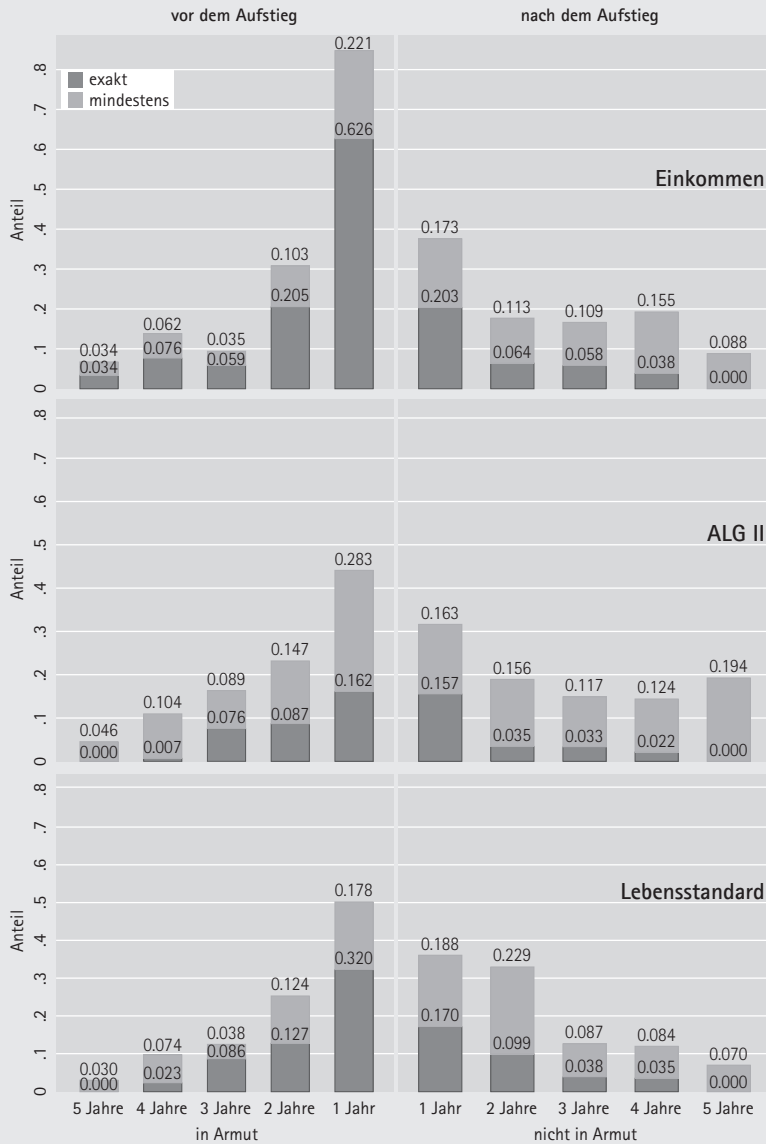
Dauern vor Aufstieg nach den drei Armutskonzepten

Analog zur Betrachtung der Dauern vor und nach Abstiegen sind in Abbildung 8.5 die Dauern vor und nach einem Aufstieg aus Armut dargestellt.⁷ Dauern von einem Jahr in Einkommensarmut vor einem Aufstieg treffen auf über 60 Prozent der Fälle zu (41 Prozent exakt ein Jahr und 22 Prozent mindestens ein Jahr) und liegen damit deutlich über den Anteilen nach den anderen beiden Ansätzen. ALG-II-Bezugsdauern von einem Jahr treten bei knapp 44 Prozent der Aufstiege auf (16 Prozent exakt ein Jahr und 28 Prozent mindestens ein Jahr). Dauern von einem Jahr in Deprivation sind bei fast der Hälfte der Aufstiege zu beobachten (29 Prozent genau ein Jahr und 19 Prozent mindestens ein Jahr). Bei den Dauern nach Aufstiegen lässt sich ein solcher Unterschied nicht finden. Aufstiege mit einer Dauer von nur einem Jahr machen bei Aufstiegen aus Einkommensarmut 37 Prozent (20 Prozent genau ein Jahr und 17 Prozent mindestens ein Jahr), aus dem ALG-II-Bezug 32 Prozent (16 Prozent genau ein Jahr und 16 Prozent mindestens ein Jahr) und aus Deprivation 38 Prozent (18 Prozent genau ein Jahr und 20 Prozent mindestens ein Jahr) aus. Dauerhafte Aufstiege mit einer Dauer von mindestens vier Jahren machen bei Aufstiegen aus Einkommensarmut 29 Prozent, aus dem ALG-II-Bezug 34 Prozent und aus Deprivation 21 Prozent aus. Der Unterschied der beiden letztgenannten Werte ist signifikant.

Vergleicht man die Dynamik innerhalb der Armutsbereiche nach den drei Armutsansätzen unter Berücksichtigung dieser deskriptiven Analysen, so ist die höchste Fluktuation im Bereich der Einkommensarmut zu finden. Hier ist nicht nur der Kreis der Betroffenen, die eine Armutserfahrung aufweisen, am größten, sondern auch die Ein- und Abgangsraten sowie die Anzahl der Ab- und Aufstiege höher als beim Bezug von ALG II. Auch die kürzeren Verweildauern in Einkommensarmut vor und nach Auf- und Abstiegen zeigen eine größere Dynamik in dieser Armutspopulation. Am beständigsten zeigt sich der Bezug von ALG II. Der betroffene Personenkreis ist hier

7 Die Konfidenzintervalle sind der Tabelle A.7 im Anhang zu entnehmen.

Abbildung 8.5: Dauern vor und nach Aufstiegen aus Armut



Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung

auch am kleinsten.⁸ Ab- und Aufstiege, insbesondere mehrfache, können nur selten beobachtet werden. Es lassen sich zudem längere Verweildauern im ALG-II-

⁸ Es soll an dieser Stelle noch einmal darauf hingewiesen werden, dass bei der Deprivation im Lebensstandard die Armutspopulation per Definition 20 Prozent der Bevölkerung ausmacht.

Bezug und eine längere Phase des Nichtbezugs nach Verlassen des Bezugs gegenüber Einkommensarmut und materieller Deprivation feststellen. Die Dynamik von Armut nach dem Lebensstandardansatz fällt nicht ganz so hoch aus wie die Dynamik von Einkommensarmut, ist allerdings überraschenderweise höher als die Dynamik des ALG-II-Bezugs.

8.4.2 Multivariate Modelle

Der nächste Unterabschnitt behandelt, welche Einflussfaktoren soziale Ab- und Aufstiege begünstigen bzw. erschweren. Um detaillierte Aussagen über Mechanismen, die zu Ab- und Aufstiege führen, machen zu können, werden multivariate Modelle gerechnet. Zunächst werden die Wahrscheinlichkeiten eines Ab- und Aufstieges nach den jeweiligen Armutskonzepten untersucht und dabei durch Eigenschaften der Personen und ihrer Umgebung sowie durch bestimmte Ereignisse erklärt. Die jeweilige abhängige Variable bildet eine Dummyvariable, die angibt, ob ein Wechsel stattgefunden hat oder nicht. Zur Modellierung einer dichotomen abhängigen Variable können Probit-Modelle verwendet werden. Da mehrere Beobachtungen derselben Personen in die jeweiligen Analysen eingehen können, werden die Modelle als RE-Modell geschätzt⁹ (siehe Unterabschnitt 5.4.2).

Für den Vergleich der Einflussfaktoren werden verschiedene Gruppen von Merkmalsträgern gebildet. Diese befinden sich zum einen auf Personenebene. Hier werden das Alter (in Kategorien), das Geschlecht, der Migrationshintergrund (nach Generationen seit Zuwanderung), die Schul- und Berufsausbildung, gesundheitliche Einschränkungen (eine amtlich bescheinigte Behinderung oder eine andere schwerwiegende Beeinträchtigung), die Ausübung von Pflegetätigkeiten (mind. 10 Stunden die Woche) und der Erwerbsstatus verwendet. Der Erwerbsstatus wird in die Kategorien „Vollzeit“ (mindestens 35 Stunden pro Woche und mehr als 400 Euro im Monat), „Teilzeit“ (weniger als 35 Stunden pro Woche und mehr als 400 Euro im Monat), „geringfügige Beschäftigung“ (bis zu 400 Euro im Monat), „arbeitslos gemeldet“ und „Nichterwerbsperson“ unterteilt.

Zum anderen handelt es sich um Merkmale auf der Haushaltsebene. So werden die Haushaltskonstellation (Partner oder Kinder unter 18 Jahren im Haushalt) und die Wohnregion (neue oder alte Bundesländer) verwendet. Zusätzlich geht auch die Erwerbstätigkeit (über 400 Euro) weiterer Haushaltsmitglieder in die Analysen ein. Als Merkmal auf regionaler Ebene wird die für das Jahr durchschnittliche

9 Da ein Zusammenhang zwischen den Ausprägungen der drei abhängigen Variablen plausibel erscheint, wäre es sinnvoll, dies in der Modellierung zu berücksichtigen. *Seemingly unrelated regressions* erlauben die Schätzung der Koeffizienten unter Berücksichtigung mehrerer Regressionsgleichungen und lassen korrelierte Fehlerterme zu. Allerdings steht für den hier angewendeten Fall von drei dichotomen abhängigen Variablen in Paneldaten keine Implementierung in Stata 13 zur Verfügung.

Arbeitslosenquote auf Kreisebene mit aufgenommen. Zudem wird für die Erhebungswelle und die Dauer zwischen den Haushaltsinterviews kontrolliert. Bei den Austritten aus dem Leistungsbezug kann zusätzlich die bisherige Dauer des Bezugs berücksichtigt werden.

Die bisher genannten Merkmale beziehen sich, soweit zeitveränderlich, immer auf den Zeitraum vor dem Abstieg in Armut bzw. dem Aufstieg aus Armut. Berücksichtigung finden aber auch Veränderungen über die Zeit. Hierzu zählen die Aufnahme bzw. Beendigung einer eigenen Erwerbstätigkeit oder die Aufnahme bzw. Beendigung einer Erwerbstätigkeit durch weitere Haushaltsmitglieder. Dabei handelt es sich um die Aufnahme einer sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung aus Arbeitslosigkeit bzw. die Beendigung einer solchen Beschäftigung in Arbeitslosigkeit. Weitere Veränderungen über die Zeit sind der Zuzug eines Partners in den Haushalt bzw. der Auszug eines Partners aus dem Haushalt, die Geburt eines Kindes bzw. der Auszug eines Kindes aus dem Haushalt, das Eintreten schwerwiegender gesundheitlicher Einschränkungen und die Aufnahme einer Pflegetätigkeit. Zudem wird berücksichtigt, ob es sich um einen neugegründeten Haushalt handelt.

Um eine leichtere Interpretation, vor allem der Interaktionseffekte, und eine Vergleichbarkeit der Effekte zu gewährleisten, werden AME geschätzt (vgl. Abschnitt 5.3). Diese Regressionskoeffizienten erlauben eine Interpretation im Sinne einer prozentualen Veränderung der Wahrscheinlichkeit für die interessierende Zielgröße bei Vorliegen eines Merkmals unter Konstanz aller anderen Einflussgrößen. Dabei werden die Interaktionseffekte in gesonderten Tabellen ausgegeben. Hier werden zur einfacheren Interpretation vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten verwendet. Die Modelle werden ohne Gewichtung durchgeführt.¹⁰ Die Standardfehler werden panel-robust geschätzt (siehe Unterabschnitt 5.4.4).

Abstiege in Armut

Die abhängige Variable gibt den Abstieg in den jeweiligen Armutsbereich wieder. Da im Folgenden die Dynamik zwischen zwei aufeinander folgenden Befragungswellen untersucht wird, gehen in die Analyse zu Aufstiegen nur Personen ein, die sich in der vorherigen Welle oberhalb der jeweiligen Armutsschwelle (ausreichendes Einkommen, kein ALG-II-Bezug oder ausreichender Lebensstandard) befinden und für die eine gültige Angabe zum darauffolgenden Befragungszeitpunkt vorliegt.

Zunächst wird betrachtet, welche Merkmale mit einem Abstieg in einen Armutsbereich zusammenhängen (vgl. Tabelle 8.2). Gegenüber Personen im Alter

¹⁰ Durch die Aufnahme zentraler, für die Gewichtung relevanter Merkmale in die Modelle soll eine Repräsentativität der Ergebnisse gewährleistet werden.

von 51 bis 64 Jahren steigen jüngere Personen (18 bis 34 Jahre und 45 bis 50 Jahre) eher in Einkommensarmut ab und in den ALG-II-Bezug ein. Ein Alterseffekt lässt sich für den Abstieg in einen niedrigen Lebensstandard nicht erkennen. Eine erhöhte Abstiegswahrscheinlichkeit gilt auch für Personen, die nach Deutschland zugewandert sind. Dieser Zusammenhang ist bei Abstiegen in Einkommensarmut und in einen niedrigen Lebensstandard stärker als beim Einstieg in den ALG-II-Bezug. Für Personen mit einem Migrationshintergrund zweiter oder dritter Generation ist kein Unterschied zu Personen ohne Migrationshintergrund erkennbar. Es ist auch der vermutete Zusammenhang mit dem Bildungsniveau einer Person erkennbar. Gegenüber Personen mit Realschulabschluss haben geringer Gebildete eine höhere Abstiegswahrscheinlichkeit und höher Gebildete eine geringe Abstiegswahrscheinlichkeit. Und auch beim Berufsabschluss zeigt sich dieser Zusammenhang. Gegenüber Personen mit einer Berufsausbildung haben Personen ohne Berufsausbildung eine höhere Abstiegswahrscheinlichkeit und Personen mit Universitätsabschluss eine geringe Abstiegswahrscheinlichkeit. Dies gilt überraschenderweise nicht für Einstiege in den ALG-II-Bezug.

Im Vergleich zu Personen mit einer Vollzeiterwerbstätigkeit weisen alle anderen Personen eine deutlich höhere Wahrscheinlichkeit auf, in Armut nach den drei Armutskonzepten abzusinken. Dies gilt besonders für arbeitslose Personen. Wenn andere Personen im Haushalt einer Erwerbstätigkeit nachgehen, steht dies in einem negativen Zusammenhang mit der Wahrscheinlichkeit eines Abstieges in den Armutsbereich. Hier wirkt der Schutz vor Armutsabstiegen durch mehrere Einkommen im Haushalt.

Gesundheitliche Beeinträchtigungen sowie, noch ein wenig stärker, die Verschlechterung des Gesundheitszustandes hängen positiv mit einer höheren Abstiegswahrscheinlichkeit zusammen. Die Aufnahme einer Pflegetätigkeit steht in Zusammenhang mit einer höheren Abstiegswahrscheinlichkeit in Einkommensarmut, nicht aber in Armut nach den beiden anderen Konzepten. Ein neugegründeter Haushalt weist einen positiven Zusammenhang mit dem Abstieg in Einkommensarmut, nicht aber in andere Armutsbereiche auf. Dabei kann aber natürlich auch die Einkommensarmut einen Umzug bedingen. Neue Kinder im Haushalt (überwiegend Geburten) hängen mit dem Abstieg in Einkommensarmut und den ALG-II-Bezug, nicht aber in einen geringen Lebensstandard zusammen.

Die Abstiegswahrscheinlichkeit ist nach allen drei Ansätzen in den alten Bundesländern geringer. Am geringsten ist diese nach dem auf Einkommen basierenden Ressourcenansatz. Zudem geht eine höhere regionale Arbeitslosenquote mit einer höheren Abstiegswahrscheinlichkeit einher. Dies gilt besonders für den Abstieg in Einkommensarmut.

Tabelle 8.2: Multivariate Modelle zu Abstiegen in Armut

	Einkommen		ALG II		Lebensstandard	
	AME	S. E.	AME	S. E.	AME	S. E.
<i>Alter</i>						
18 bis 34	0,014*	0,007	0,021***	0,004	0,000	0,006
35 bis 50	0,018**	0,006	0,013***	0,004	0,005	0,005
51 bis 64	ref.		ref.		ref.	
<i>Migrationshintergrund</i>						
kein Migr.	ref.		ref.		ref.	
Migr. 1. Gen.	0,061***	0,006	0,026***	0,004	0,067***	0,005
Migr. 2. Gen.	0,007	0,008	-0,001	0,004	0,014*	0,007
<i>Schulbildung</i>						
kein Schulabschluss	0,051***	0,011	0,022***	0,006	0,059***	0,009
Hauptschulabschluss	0,031***	0,005	0,008**	0,003	0,028***	0,005
Realschulabschluss	ref.		ref.		ref.	
FHR/Abitur	-0,024***	0,006	-0,019***	0,004	-0,021***	0,006
<i>Berufsbildung</i>						
keine Berufsausbildung	0,031***	0,006	0,014***	0,003	0,021***	0,005
Ausbildung/Lehre	ref.		ref.		ref.	
(Fach-)Hochschulabschluss	-0,025**	0,008	-0,002	0,005	-0,028***	0,007
<i>Erwerbsstatus</i>						
Vollzeit (> 35 St./Woche)	ref.		ref.		ref.	
Teilzeit	0,057***	0,007	0,024***	0,004	0,014*	0,007
Lehre/Ausbildung	0,114***	0,011	0,053***	0,007	0,065***	0,010
geringf. Besch.	0,128***	0,007	0,062***	0,006	0,074***	0,007
Arbeitslos	0,172***	0,007	0,119***	0,005	0,122***	0,006
Nichterwerbsp.	0,105***	0,007	0,049***	0,005	0,061***	0,006
Weitere erwerbs. Pers.	-0,075***	0,005	-0,050***	0,004	-0,067***	0,005
Gesundheitl. Einschr.	0,021***	0,005	0,013***	0,003	0,028***	0,004
Verschl. d. Gesundheit	0,032***	0,007	0,023***	0,004	0,045***	0,006
Geburt eines Kindes	0,048***	0,010	0,033***	0,006	0,014	0,009
Neu gegründeter HH	0,110***	0,018	0,008	0,012	0,030	0,019
Pflege­tätigkeit	-0,006	0,010	0,003	0,006	-0,014	0,009
Beginn einer Pflege­­tätigk.	0,034**	0,013	0,014+	0,008	-0,006	0,013
Region: neue Bundesl.	0,059***	0,005	0,028***	0,003	0,033***	0,004
Arbeitslosenquote	0,000*	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<i>Erhebungswelle</i>						
Welle 1	ref.		ref.		ref.	
Welle 2	-0,011+	0,006	-0,014***	0,004	-0,013*	0,005
Welle 3	-0,024***	0,006	0,003	0,004	-0,016***	0,005
Welle 4	-0,031***	0,006	-0,016***	0,004	0,014**	0,005
Welle 5	-0,013*	0,006	-0,012**	0,004	-0,008	0,005
Dauer zw. HH-Interviews	0,001	0,001	-0,001	0,001	0,001+	0,001
BIC	15.736		7.655		13.759	
Anzahl der Fälle	25.266		24.305		25.191	
Anzahl der Personen	11.511		10.742		11.254	
Sigma u	1,393		1,516		1,729	
Rho	0,371		0,411		0,476	

Signifikanzniveaus: + = $p < 0,1$; * = $p < 0,05$; ** = $p < 0,01$; *** = $p < 0,001$.

Anm.: Im Modell zusätzlich enthalten sind die Variablen Geschlecht, Partner im HH, Kind im HH, Auszug des Partners, Jobbeendigung (eigene oder andere Pers im HH).

Siehe hierzu die Tabelle 8.6 und 8.7.

Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung

Tabelle 8.3: Vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten für die Interaktionen von Geschlecht, Partner und Kind

		Einkommen		ALG II		Lebensstandard					
		Vorher- gesagte Werte	95%-CI	Vorher- gesagte Werte	95%-CI	Vorher- gesagte Werte	95%-CI				
Mann	ohne Partner	kein Kind	0,162	0,148	0,176	0,085	0,076	0,095	0,115	0,102	0,127
		Kind	0,191	0,120	0,263	0,031	0,002	0,059	0,086	0,031	0,141
	mit Partner	kein Kind	0,056	0,048	0,064	0,027	0,022	0,032	0,047	0,039	0,054
		Kind	0,077	0,068	0,086	0,032	0,026	0,037	0,045	0,038	0,052
Frau	ohne Partner	kein Kind	0,150	0,135	0,164	0,052	0,044	0,061	0,113	0,099	0,127
		Kind	0,233	0,211	0,256	0,149	0,128	0,169	0,205	0,179	0,231
	mit Partner	kein Kind	0,056	0,048	0,063	0,025	0,020	0,031	0,041	0,035	0,048
		Kind	0,079	0,070	0,089	0,030	0,025	0,036	0,053	0,045	0,061
Die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten stammen aus dem Modell in Tabelle 8.2. Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung											

Die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten stammen aus dem Modell in Tabelle 8.2.

Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung

Tabelle 8.4: Vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten für die Interaktionen von Geschlecht und Ereignissen

		Einkommen		ALG II		Lebensstandard			
		Vorher- gesagte Werte	95%-CI	Vorher- gesagte Werte	95%-CI	Vorher- gesagte Werte	95%-CI		
Auszug des Partners	Männer	0,035	-0,026	0,095	0,051	0,010	0,091	0,017	0,140
	Frauen	0,073	0,009	0,137	0,139	0,081	0,196	0,096	0,166
	Differenz	-0,039	-0,127	0,050	-0,088	-0,159	-0,017	-0,017	0,076
Jobbeendigung	Männer	0,420	0,362	0,478	0,382	0,326	0,439	0,168	0,221
	Frauen	0,276	0,212	0,339	0,270	0,207	0,334	0,167	0,228
	Differenz	0,144	0,059	0,230	0,112	0,028	0,197	0,002	0,083
Jobbeendigung des Partners	Männer	0,186	0,112	0,261	0,132	0,070	0,195	0,041	0,095
	Frauen	0,218	0,146	0,289	0,204	0,139	0,270	0,062	0,121
	Differenz	-0,031	-0,135	0,072	-0,072	-0,162	0,018	-0,021	0,059
Die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten stammen aus dem Modell in Tabelle 8.2. Quelle: PASS SUF 2006-2012; eigene Berechnung									

Die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten stammen aus dem Modell in Tabelle 8.2.

Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung

Die Haushaltskonstellation wird über die Kombinationen der Merkmale Geschlecht, Partner im Haushalt und eigenes Kind unter 18 Jahren im Haushalt abgebildet. Tabelle 8.3 enthält die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten für Abstiege nach den drei Armutskonzepten für diese Merkmalskombinationen. Auch wenn sich für die Abstiege in Einkommensarmut insgesamt höhere Wahrscheinlichkeiten ergeben, so gleicht sich doch die Betroffenheit nach Haushaltstyp. Betrachtet man diese, so weisen vor allem Personen in Partnerschaften eine geringe Abstiegs Wahrscheinlichkeit auf. Alleinerziehende Frauen haben nach allen drei Ansätzen das höchste Risiko eines Abstiegs in Armut, aber auch alleinstehende Männer sind stark von Abstiegen in Armut bedroht.

Tabelle 8.4 gibt die vorhergesagten Werte für die Interaktionen zwischen dem Geschlecht und dem Auszug des Partners wieder. Dabei lässt sich erkennen, dass der Auszug des Partners die Wahrscheinlichkeit eines Einstiegs in den ALG-II-Bezug sowie eines Abstiegs in einen niedrigen Lebensstandard erhöht. Für Frauen ist die Wahrscheinlichkeit eines Eintritts in den ALG-II-Bezug noch einmal deutlich höher als für Männer. Ebenso ist für Frauen eine erhöhte Wahrscheinlichkeit für den Übergang in Einkommensarmut erkennbar.

In Tabelle 8.4 ist auch der Interaktionseffekt zwischen dem Geschlecht und der Beendigung einer Erwerbstätigkeit mit anschließender Arbeitslosigkeit enthalten. Dabei ist zu erkennen, dass ein solches Ereignis die Wahrscheinlichkeit eines Überganges in Armut nach allen Armutskonzepten erhöht. Besonders stark ist der Effekt für den Abstieg in Einkommensarmut, am geringsten für einen Übergang in einen niedrigen Lebensstandard. Für Abstiege in Einkommensarmut und den Eintritt in den ALG-II-Bezug lassen sich zudem Geschlechtereffekte feststellen. Frauen weisen eine deutlich geringere Erhöhung der Abstiegs Wahrscheinlichkeit bei Beendigung der Erwerbstätigkeit auf. Dies resultiert daraus, dass die erzielten Erwerbseinkommen der Frauen durchschnittlich geringer sind und der männliche Partner häufiger ein zusätzliches Erwerbseinkommen beisteuert. In Tabelle 8.4 ist auch der Zusammenhang mit der Beendigung einer Erwerbstätigkeit mit anschließender Arbeitslosigkeit durch eine andere Person im Haushalt dargestellt. Hierbei handelt es sich in den meistens Fällen um den Lebenspartner. Auch hier ist wieder eine erhöhte Abstiegs Wahrscheinlichkeit in Einkommensarmut und den Eintritt in den ALG-II-Bezug erkennbar. Allerdings sind hier Frauen stärker betroffen als Männer (jedoch nicht signifikant).

Aufstiege aus Armut

Nach den Abstiegen in Armut werden nun die Aufstiege aus Armut untersucht. Die abhängige Variable gibt hier den Aufstieg aus dem jeweiligen Armutsbereich an. In die Analyse zu Aufstiegen gehen dementsprechend nur Personen ein, die sich in der vorherigen Welle unterhalb der jeweiligen Armutsschwelle (niedriges Einkommen, ALG-II-Bezug oder niedriger Lebensstandard) befinden und für die eine gültige An-

gabe zum darauffolgenden Befragungszeitpunkt vorliegt. Die Modelle sind in Tabelle 8.5 dargestellt.

Bei den Aufstiegswahrscheinlichkeiten zeigen sich ebenfalls Unterschiede zwischen den Altersgruppen. Personen im Alter von 18 bis 34 Jahren haben eine geringere Aufstiegswahrscheinlichkeit als Personen zwischen 51 und 64 Jahren. Wenn für die Bildung kontrolliert wird, zeigt sich ausschließlich beim institutionellen Ansatz ein negativer Effekt des Migrationshintergrunds. Der Effekt der Bildung ist bei allen drei Ansätzen erkennbar, wobei höhere Bildung mit einer höheren Aufstiegswahrscheinlichkeit zusammenhängt. Im Vergleich zu Personen mit einem Hauptschulabschluss haben Personen ohne Schulabschluss eine geringere Aufstiegswahrscheinlichkeit (beim Ressourcenansatz und beim Lebensstandardansatz). Personen mit einem hohen Bildungsniveau (Realschulabschluss oder Abitur) weisen eine höhere Aufstiegswahrscheinlichkeit auf. Personen, die keinen Berufsabschluss haben, weisen gegenüber Personen mit Berufsabschluss ebenfalls geringere Aufstiegswahrscheinlichkeiten auf. Dies gilt jedoch nicht für Ausstiege aus dem ALG-II-Bezug.

Der zentrale Stellenwert der Erwerbstätigkeit ist auch bei den Aufstiegen aus Armut zu erkennen. Personen, die einer Erwerbstätigkeit nachgehen, haben gegenüber Arbeitslosen höhere Austrittswahrscheinlichkeiten. Dieser Unterschied zeigt sich bereits bei einer Teilzeitbeschäftigung. Weitere erwerbstätige Personen im Haushalt erhöhen die Wahrscheinlichkeit, den Armutsbereich zu verlassen. Am schwächsten zeigt sich dies allerdings bei Aufstiegen aus einem niedrigen Lebensstandard.

Die Auswirkungen gesundheitlicher Einschränkungen werden im Modell ebenfalls deutlich. Im Gegensatz zu Personen ohne gesundheitliche Einschränkungen, weisen Personen mit gesundheitlichen Einschränkungen eine geringere Wahrscheinlichkeit eines Aufstiegs aus Armut auf (Ressourcenansatz und Lebensstandardansatz). Für den Austritt aus dem ALG-II-Bezug zeigt sich ein negativer Zusammenhang mit der Bezugsdauer. Je länger eine Person sich schon im Leistungsbezug befindet, desto schwieriger wird der Austritt.

Nach dem institutionellen Ansatz und dem Lebensstandardansatz haben neugegründete Haushalte eine erhöhte Aufstiegswahrscheinlichkeit. Auch hier kann der Aufstieg das Ereignis einer Haushaltsneugründung bedingen. Und auch bei Veränderungen der Haushaltskonstellation zeigen sich Effekte. Der Auszug von Kindern aus dem Haushalt steigert die Chancen eines Aufstieges aus dem Einkommensarmutsbereich. Dies scheint plausibel, da bei meist gleichbleibendem Einkommen der Bedarf des Haushalts sinkt.

Bei den regionalen Faktoren zeigen sich zu erwartende Ergebnisse. So sind Aufstiege in den alten Bundesländern deutlich wahrscheinlicher als in den neuen Bundesländern. Und eine geringe regionale Arbeitslosenquote steht mit höheren Aufstiegschancen aus Einkommensarmut im Zusammenhang.

Tabelle 8.5: Multivariate Modelle zu Aufstiegen aus Armut

	Einkommen		ALG II		Lebensstandard	
	AME	S. E.	AME	S. E.	AME	S. E.
<i>Alter</i>						
18 bis 34	0,071 ***	0,012	0,024**	0,009	0,038*	0,015
35 bis 50	0,011	0,011	0,002	0,008	-0,004	0,013
51 bis 64	ref.		ref.		ref.	
<i>Migrationshintergrund</i>						
kein Migr.	ref.		ref.		ref.	
Migr. 1. Gen.	-0,019+	0,012	-0,031***	0,008	0,003	0,013
Migr. 2. Gen.	0,006	0,015	0,002	0,010	0,002	0,017
<i>Schulbildung</i>						
kein Schulabschluss	-0,066***	0,017	-0,016	0,012	-0,049*	0,019
Hauptschulabschluss	ref.		ref.		ref.	
Realschulabschluss	0,017+	0,010	0,023**	0,007	0,034**	0,012
FHR/Abitur	0,031*	0,013	0,031***	0,009	0,025	0,016
<i>Berufsbildung</i>						
keine Berufsausbildung	-0,037***	0,010	-0,014+	0,007	-0,032**	0,012
Ausbildung/Lehre	ref.		ref.		ref.	
(Fach-)Hochschulabschluss	0,016	0,018	-0,002	0,012	0,026	0,021
<i>Erwerbsstatus</i>						
Vollzeit (> 35 St./Woche)	0,278***	0,014	0,199***	0,011	0,198***	0,015
Teilzeit	0,231***	0,015	0,148***	0,010	0,144***	0,017
Lehre/Ausbildung	0,092***	0,020	0,112***	0,016	0,114***	0,025
geringf. Besch.	0,072***	0,012	0,014+	0,009	0,046***	0,013
Arbeitslos	ref.		ref.		ref.	
Nichterwerbsp.	0,079***	0,012	0,089***	0,009	0,071***	0,014
Weitere erwerbs. Pers.	0,121***	0,013	0,085***	0,010	0,051***	0,014
Gesundheitl. Einschr.	-0,032***	0,009	0,004	0,006	-0,059***	0,010
Neu gegründeter HH	0,063	0,057	0,232***	0,040	0,242***	0,053
Pflege-tätigkeit	0,042*	0,020	-0,026	0,017	-0,031	0,023
Region: neue Bundesl.	-0,079***	0,010	-0,019**	0,007	-0,028*	0,011
Arbeitslosenquote	0,000*	0,000	0,000	0,000	0,000+	0,000
<i>Erhebungswelle</i>						
Welle 1	ref.		ref.		ref.	
Welle 2	0,030*	0,012	0,054***	0,009	0,058***	0,012
Welle 3	0,050***	0,012	0,005	0,009	0,102***	0,013
Welle 4	0,057***	0,012	0,022*	0,009	-0,008	0,012
Welle 5	0,035**	0,012	0,041***	0,010	0,074***	0,013
Dauer zw. HH-Interviews	0,006**	0,002	0,009***	0,001	0,008***	0,002
Dauer im ALG-II-Bezug			-0,002***	0,000		
BIC	14.005		11.024		14.189	
Anzahl der Fälle	13.628		14.270		13.703	
Anzahl der Personen	7.410		7.202		7.260	
Sigma u	1,001		0,310		1,556	
Rho	0,233		0,028		0,424	

Signifikanzniveaus: + = $p < 0,1$; * = $p < 0,05$; ** = $p < 0,01$; *** = $p < 0,001$.

Anm.: Im Modell zusätzlich enthalten sind die Variablen Geschlecht, Partner im HH, Kind im HH, Einzug des Partners, Jobaufnahme (eigene oder andere Pers im HH).

Siehe hierzu die Tabelle 8.3 und 8.4.

Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung

Tabelle 8.6: Vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten für die Interaktionen von Geschlecht, Partner und Kind

		Einkommen		ALG II		Lebensstandard					
		Vorher- gesagte Werte	95%-CI	Vorher- gesagte Werte	95%-CI	Vorher- gesagte Werte	95%-CI				
Mann	ohne Partner	kein Kind	0,205	0,192	0,217	0,181	0,170	0,191	0,213	0,194	0,231
		Kind	0,311	0,205	0,418	0,156	0,101	0,210	0,232	0,119	0,345
	mit Partner	kein Kind	0,281	0,254	0,307	0,183	0,165	0,201	0,276	0,241	0,311
		Kind	0,336	0,307	0,364	0,220	0,199	0,240	0,253	0,220	0,286
Frau	ohne Partner	kein Kind	0,245	0,227	0,262	0,185	0,172	0,198	0,166	0,148	0,184
		Kind	0,332	0,305	0,359	0,163	0,149	0,176	0,199	0,176	0,222
	mit Partner	kein Kind	0,285	0,259	0,312	0,197	0,177	0,217	0,249	0,219	0,280
		Kind	0,331	0,304	0,357	0,236	0,215	0,256	0,271	0,239	0,302
Die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten stammen aus dem Modell in Tabelle 8.5. Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung											

Tabelle 8.7: Vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten für die Interaktionen von Geschlecht und Ereignissen

		Einkommen		ALG II		Lebensstandard				
		Vorher- gesagte Werte	95%-CI	Vorher- gesagte Werte	95%-CI	Vorher- gesagte Werte	95%-CI			
Zuzug eines Partners	Männer	0,263	0,161	0,364	0,175	0,098	0,252	0,296	0,180	0,413
	Frauen	0,253	0,170	0,336	0,324	0,254	0,394	0,289	0,194	0,383
	Differenz	0,010	-0,121	0,141	-0,149	-0,253	-0,045	0,008	-0,142	0,157
Jobaufnahme	Männer	0,540	0,497	0,584	0,644	0,606	0,682	0,294	0,232	0,355
	Frauen	0,391	0,340	0,443	0,492	0,451	0,532	0,232	0,175	0,288
	Differenz	0,149	0,084	0,214	0,152	0,100	0,204	0,062	-0,021	0,146
Jobaufnahme durch Partner	Männer	0,272	0,183	0,362	0,356	0,277	0,435	0,212	0,101	0,323
	Frauen	0,303	0,227	0,380	0,371	0,303	0,438	0,197	0,105	0,290
	Differenz	-0,031	-0,148	0,086	-0,015	-0,118	0,088	0,014	-0,130	0,159
Die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten stammen aus dem Modell in Tabelle 8.5. Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung										

Betrachtet man die Zusammensetzung des Haushalts, zeigen sich geringere Aufstiegschancen aus Einkommensarmut für alleinstehende Männer, aus dem ALG-II-Leistungsbezug für alleinerziehende Mütter und aus einem niedrigen Lebensstandard für alleinstehende Frauen (vgl. Tabelle 8.6). Paarhaushalte hingegen weisen durchwegs höhere Wahrscheinlichkeiten eines Aufstiegs auf.

Ein neuer Partner im Haushalt erhöht die Aufstiegswahrscheinlichkeit aus allen drei Armutsbereichen deutlich (vgl. Tabelle 8.7). Dies gilt vor allem für den Austritt aus dem ALG-II-Leistungsbezug bei Frauen. Hier ist, falls ein neuer Partner im Haushalt lebt, eine signifikant höhere Wahrscheinlichkeit eines Austritts gegenüber Männern erkennbar.

Ganz klar erkennbar ist zudem der starke positive Zusammenhang mit der Aufnahme einer Erwerbstätigkeit durch die Person selbst oder ein weiteres Haushaltsmitglied (vgl. Tabelle 8.7). Die eigene Aufnahme einer Erwerbstätigkeit oder die durch den Partner erhöhte bei allen Armutsansätzen die Wahrscheinlichkeit eines Aufstiegs. Für Austritte aus dem ALG-II-Bezug und Aufstiege aus Einkommensarmut lassen sich zudem Unterschiede für Männer und Frauen bei der eigenen Aufnahme einer Erwerbstätigkeit feststellen. Hier sind für Männer deutlich größere Aufstiegschancen erkennbar.

8.5 Fazit

Dieses Kapitel beschäftigt sich mit den Bewegungen in den Armutsbereich und aus diesem heraus. Die Ein- und Austritte werden dabei nach den drei Ansätzen der Armutsmessung miteinander verglichen. Zum einen wird die Struktur der Armutsdynamik beschrieben (u. a. die Anzahl der Wechsel, die Länge der Armutsphasen und die Dauer der Aufstiege), zum anderen werden *Random-Effekt-Modelle* zu den Einflussfaktoren von Ab- und Aufstiegen berechnet.

Bei der Betrachtung der Dynamik von Armut nach den drei Ansätzen zeigen sich viele Gemeinsamkeiten. Die bedeutsamen Einflussfaktoren für Abstiege in den Armutsbereich sowie für Aufstiege aus ihm heraus sind überwiegend die gleichen. Vorrangig relevant sind das Bildungsniveau einer Person, der Erwerbsstatus, der Gesundheitszustand sowie die Haushaltskonstellation. Und besonders Veränderungen über die Zeit bedingen den Einstieg in Armut und das Verlassen des Armutsbereichs. Hierzu zählt zu allererst die Aufnahme einer Erwerbstätigkeit. Aber auch Veränderungen in der Haushaltszusammensetzung, wie der Auszug des Partners bzw. der Einzug eines Partners oder die Geburt eines Kindes, haben eine starke Wirkung.

Jedoch lassen sich auch klare Unterschiede erkennen. Die stärkste Bewegung ist im Bereich der Einkommensarmut zu finden. Die höchste Konstanz zeigt sich

beim Bezug von ALG II. Verantwortlich hierfür dürfte auch sein, dass der ALG-II-Bezug einem Verwaltungsprozess unterliegt, der zeitliche Verzögerungen mit sich bringt. Die Stärke der Dynamik im Bereich eines niedrigen Lebensstandards bewegt sich zwischen denen nach den anderen beiden Ansätzen. Dies ist, neben der hier verwendeten Definition von einem geringen Lebensstandard, immer auch auf die eingesetzten Deprivationsitems zurückzuführen.

Nach den einzelnen Ansätzen zeigen sich unterschiedliche Auswirkungen der Gründung eines neuen Haushalts. Dieses Ereignis ist mit einem erhöhten Abstiegsrisiko in Einkommensarmut verbunden. Andererseits stehen die Neugründungen im Zusammenhang mit Austritten aus dem ALG-II-Bezug und Aufstiegen aus einem niedrigen Lebensstandard. Das Alter ist vor allem für die Dynamik im Bereich der Einkommensarmut und des ALG-II-Bezugs, weniger aber im Bereich eines niedrigen Lebensstandards entscheidend. Bei der Interpretation der Ergebnisse muss berücksichtigt werden, dass eine Verzerrung der Ergebnisse durch unbeachtete Heterogenität nicht ausgeschlossen werden kann. Obwohl bei Paneldaten die Möglichkeit besteht, das Risiko einer solchen Verzerrung zu senken (z. B. durch die Verwendung von *Fixed-Effekt-Schätzern*), wurden hier Schätzer verwendet, die Aussagen zu zeitunveränderlichen Merkmalen zulassen. Durch die Aufnahme relevanter Kontrollvariablen soll eine potenzielle Verzerrung der Ergebnisse verhindert oder zumindest verringert werden.

9 Umwandlung von Einkommen in Lebensstandard

Jonas Beste, Mark Trappmann

9.1 Problemstellung

Bei Analysen zu Armut werden häufig nur die Ressourcen eines Haushalts, in Form des verfügbaren Einkommens, betrachtet. Dieser Ansatz impliziert eine rationale Nutzung des verfügbaren Einkommens und vernachlässigt regionale Unterschiede im Preisniveau. Unberücksichtigt bleibt hierbei die konkrete Lebenssituation der Personen. Diese kann über den Lebensstandardansatz abgebildet werden.

Neben der Frage, wie die nach den beiden hier verwendeten Ansätzen zur Armutsmessung identifizierten Armutspopulationen übereinstimmen bzw. voneinander abweichen, ist für ein besseres Verständnis von Armut auch interessant, wie die Umwandlung von Einkommen in Lebensstandard funktioniert und wo es zu Besonderheiten in diesem Umwandlungsprozess kommt.

Grundsätzlich werden die dem Haushalt zur Verfügung stehenden materiellen Ressourcen in einen bestimmten Lebensstandard umgesetzt. Dabei stellt das Haushaltseinkommen die zentrale materielle Ressource dar. Mit steigendem Einkommen ist eine Zunahme des Lebensstandards bzw. eine Abnahme der Deprivation zu erwarten (Berthoud und Bryan 2011; Fusco 2012).

Es ist jedoch weiter zu berücksichtigen, dass die individuellen Präferenzen und Eigenschaften einer Person ebenfalls darauf wirken, wie die zur Verfügung stehenden materiellen Ressourcen genutzt werden. Somit kann nicht zwangsläufig von der Ressourcensituation auf den Lebensstandard von Personen und Haushalten geschlossen werden (vgl. Groh-Samberg 2009; Nolan und Whelan 1996; Whelan, Layte und Maitre 2004). Berthoud und Bryan (2011) zeigen, dass neben dem Einkommen auch Wohneigentum, Bildung, Partnerschaft und Gesundheit einen Einfluss auf den Lebensstandard haben. Berthoud, Blekesaune und Hancock (2009) analysieren die Bedeutung des Alters bei Generierung des Lebensstandards und kommen zu dem Ergebnis, dass ältere Personen in bestimmten Bereichen des Lebensstandards stärker depriviert sind als jüngere Personen und in anderen Bereichen weniger stark.

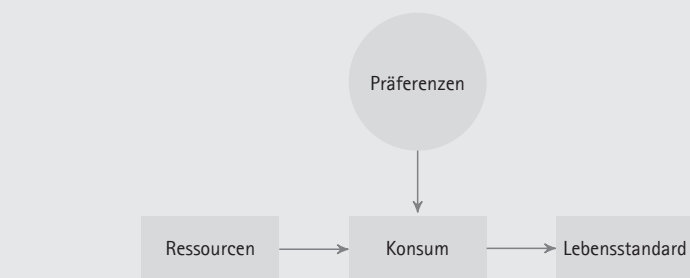
Eine umfassende Erklärung der Abweichungen zwischen den beiden Armutspopulationen, vor allem unter Berücksichtigung von Gesundheit, Persönlichkeitsmerkmalen und sozialen Netzwerken, liegt bislang nicht vor. Dieses Kapitel versucht, die relevanten haushalts- und personenbezogenen sowie regionalen Einflussfaktoren dieses Umwandlungsprozesses zu bestimmen und die dahinterliegenden Mechanismen zu beschreiben.

In drei Punkten gehen die hier vorgenommenen Analysen über bisherige Untersuchungen zu diesem Thema hinaus: Zum einen werden Daten verwendet, die Aussagen für Deutschland zum Zeitraum 2009 anhand einer sehr umfangreichen Erfassung des Lebensstandards zulassen. Zum anderen wird, neben einer detaillierten Abbildung der weiteren finanziellen Situation über das verfügbare Haushaltsnettoeinkommen hinaus, auch auf den Einfluss von regionalen Preisniveaus, sozialen Unterstützungsnetzwerken und Persönlichkeitsmerkmalen sowie von gesundheitlichen Erkrankungen und Suchtverhalten eingegangen. Schließlich wird eine getrennte Betrachtung für eine effiziente und eine ineffiziente Umwandlung von Einkommen in Lebensstandard vorgenommen, um die jeweils spezifischen Mechanismen zu identifizieren. Dabei sollen keine kausalen Effekte, sondern vielmehr Zusammenhänge bestimmt werden.

9.2 Einkommen, Konsum und Lebensstandard

Die Umwandlung von Einkommen in Lebensstandard erfolgt über den Konsum. Dieser kann verschiedene Bereiche betreffen, zum Beispiel Wohnen, Haushaltsausstattung oder Freizeitaktivitäten. Daher wird im Folgenden kurz auf den Konsumansatz eingegangen, auch wenn dieser in den empirischen Analysen keine Berücksichtigung findet. Die Beziehungen der drei Ansätze, Ressourcenansatz, Konsumansatz und Lebensstandardansatz, sind in der Darstellung von Andreß und Lipsmeier (2001) erfasst.

Abbildung 9.1: Zusammenhang von Ressourcen, Konsum und Lebensstandard



Quelle: Eigene Darstellung nach Andreß und Lipsmeier (2001)

Abbildung 9.1 gibt den Prozess der Umwandlung von Ressourcen über Konsum zu Lebensstandard wieder. Die vorhandenen Ressourcen werden eingesetzt, um den eigenen Präferenzen entsprechend Güter zu erwerben und Aktivitäten auszuüben, worüber sich der Lebensstandard ergibt. Der Konsumansatz versucht diesen Zwischenschritt direkt zu betrachten. Bei diesem Ansatz handelt es sich daher

ebenfalls um eine direkte Form der Messung materieller Lebensbedingungen. Für diese ausgaben- und konsumbasierte Messung ist allerdings eine sehr aufwendige Erhebung notwendig, wodurch auch nur wenige Daten hierzu zur Verfügung stehen (z. B. die EVS).

9.3 Einflussfaktoren

Um die Mechanismen einer positiven bzw. negativen Umwandlung zu untersuchen, muss zunächst überlegt werden, welche Faktoren in Zusammenhang mit dem Umwandlungsprozess stehen können. Für die Unterschiede in der Umwandlung von Ressourcen in Lebensstandard trotz vergleichbarer Ressourcen können verschiedene Gründe verantwortlich sein. Basierend auf theoretischen Überlegungen und empirischen Befunden werden vier Klassen von Einflussfaktoren auf die Umwandlung von Ressourcen in Lebensstandard unterschieden:

1. Vergangene Einkommen
2. Individuelle Unterschiede in der Effizienz der Umwandlung
3. Regionale Preisunterschiede
4. Erwartungen zukünftiger Einkommen

9.3.1 Vergangene Einkommen

Bei der Generierung des Lebensstandards eines Haushalts kommt der finanziellen Situation des Haushalts die größte Bedeutung zu. Die zur Verfügung stehenden Mittel werden eingesetzt, um einen mindestens akzeptablen Lebensstandard zu erreichen.

Neben dem aktuellen Haushaltseinkommen kann auch das *Einkommen vorheriger Zeiten* den Lebensstandard beeinflussen. Haushalte in längerer Armut weisen dementsprechend eine höhere Deprivation auf. Dies zeigen auch eine Reihe von Arbeiten von Whelan et al. (z. B. 2003, 2004). Auch Iceland und Bauman (2007), die den Zusammenhang von Armutsdauern und Deprivation detailliert untersucht haben, kommen zu dem Ergebnis, dass längere Phasen der Armut mit höheren Deprivationswerten einhergehen. Dies erklärt sich zum einen dadurch, dass bei höheren Einkommen in der Vergangenheit Investitionen in langlebige Güter des Lebensstandards möglich waren. Zusätzlich können in Zeiten mit höheren Einkommen Ersparnisse aufgebaut werden, während sich in Zeiten mit geringeren Einkommen Schulden bilden können. Bei unzureichendem aktuell verfügbaren Einkommen kann auf angespartes *Vermögen* zurückgegriffen werden, um einen akzeptablen Lebensstandard zu erreichen. Umgekehrt können *Schulden* eines Haushalts dazu führen, dass das verfügbare Einkommen nicht im vollen Umfang zur Bildung eines akzeptablen Lebensstandards herangezogen werden kann. An-

dererseits können, bei einem im Vergleich zum Einkommen unverhältnismäßig hohen Lebensstandard, auch Schulden aufgebaut werden.

9.3.2 Individuelle Unterschiede in der Effizienz der Umwandlung

Daneben gilt es zu untersuchen, ob bestimmte Fähigkeiten eine effizientere Umwandlung von Einkommen in Lebensstandard zulassen.

Ein zentraler Stellenwert bei der Umwandlung von Ressourcen in Lebensstandard kommt dem Wissen und der Fähigkeit einer Person zu, mit finanziellen Ressourcen effizient umzugehen. Dies wird durch das Konzept der *Financial Literacy* beschrieben (Remund 2010). Da die Fähigkeit zum Umgang mit Geld einen bedeutsamen Einfluss auf die finanzielle Situation einer Person hat (Behrman, Mitchell und Bravo 2012), kann angenommen werden, dass Personen mit einer hohen Kompetenz in Bezug auf den Umgang mit Geld die Umwandlung von Einkommen in Lebensstandard besser gelingt. Da die Fähigkeit zum Umgang mit Geld nur selten in Befragungen erhoben wird, dient häufig die Bildung einer Person als Indikator. Auch wenn das Bildungsniveau die Finanzkompetenzen nur teilweise wiedergeben kann, zeigen Lusardi und Mitchell (2014), dass ein hohes Bildungsniveau mit einem größeren Wissen über Finanzen einhergeht.

Über soziale Netzwerke können monetäre Transfers oder Sachleistungen von Familie und Freunden bezogen werden, die in den Daten nicht erfasst sind. Freunde können die Teilhabe an sozialen Aktivitäten finanzieren oder Dienstleistungen übernehmen, die ansonsten bezahlt werden müssten. So können *soziale Unterstützungsnetzwerke* bewirken, dass trotz geringer Ressourcen ein bestimmter Lebensstandard realisiert werden kann. Auch kann ein Unterstützungsnetzwerk dabei helfen, dass eine Person die für eine positive Umwandlung richtigen Entscheidungen trifft. So zeigen Böhnke und Delhey (2001) auch, dass Personen mit starken sozialen Netzwerken seltener von prekären Lebenslagen betroffen sind.

Für die positive Umwandlung können auch Persönlichkeitseigenschaften entscheidend sein. Die *Selbstwirksamkeitserwartung* bezeichnet die eigene Erwartung, aufgrund eigener Kompetenzen gewünschte Handlungen erfolgreich selbst ausführen zu können (Bandura 1977). Eine hohe Selbstwirksamkeitserwartung kann eine positive Umwandlung fördern, da sich diese Personen von Rückschlägen nicht entmutigen lassen und Wege suchen, die eigene Lebenssituation trotz geringer Ressourcen zu verbessern.

Häufige *Streitigkeiten im Haushalt* können sich negativ auf einen rationalen Entscheidungsprozess auswirken und so zu suboptimalen Investitionen führen. Daher wird angenommen, dass Haushalte mit häufigen Streitigkeiten zwischen den Haushaltsmitgliedern eher eine negative Umwandlung aufweisen.

Negativ kann sich auch eine dauerhafte *gesundheitliche Einschränkung* oder Behinderung auswirken. Diese kann mit zusätzlichen Kosten verbunden sein, die eine Investition der verfügbaren Ressourcen in den allgemein anerkannten Lebensstandard verringert. So zeigen Whelan, Layte und Maitre (2004) eine positive Korrelation zwischen Krankheit und dauerhafter Deprivation. Durch die hier verwendeten Deprivationsitems ist die Messung eines bestimmten Lebensstandards möglich. Bestimmte *individuelle Präferenzen* werden durch diese Messung nicht erfasst. Hierzu können auch suchthafte Verhaltenweisen, wie z. B. ein hoher Alkohol- oder Tabakkonsum, gezählt werden. Dies kann dazu führen, dass die verfügbaren Mittel nicht in den hier gemessenen Lebensstandard investiert werden können und eine Umwandlung nicht effizient gelingt.

9.3.3 Regionale Preisunterschiede

Die dritte Klasse an Einflussfaktoren bezieht sich auf Unterschiede in den *Lebenshaltungskosten* zwischen Regionen. Neben Unterschieden zwischen ländlichen und städtischen Regionen, ist vor allem ein starker Unterschied zwischen den neuen Bundesländern und den alten Bundesländern zu vermuten. Diese Unterschiede können den Umwandlungsprozess stark beeinflussen, sind aber bisher nur wenig untersucht.

9.3.4 Erwartungen zukünftiger Einkommen

Folgt man der *Theorie des permanenten Einkommens* zur Erklärung des Konsumverhaltens, dann kommt auch der Erwartung des zukünftigen Einkommens eine hohe Bedeutung zu. Diese Theorie geht davon aus, dass nicht vorrangig das aktuelle verfügbare Einkommen, sondern vielmehr das für einen bestimmten Zeitraum durchschnittliche verfügbare Einkommen das Konsumverhalten und darüber den Lebensstandard beeinflusst (Friedman (1957), siehe hierzu auch Abschnitt 10.2). Besonders wenn die aktuelle Einkommenssituation als unbeständig betrachtet wird (z. B. durch friktionelle Arbeitslosigkeit oder gutbezahlte temporäre Erwerbstätigkeit), richtet sich der Lebensstandard stärker an den Erwartungen des zukünftigen Einkommens als an der aktuellen Einkommenssituation aus (Flavin 1981).

Nach der *Theorie der Konsumglättung* (Hall 1978) erlauben sich Personen mit der Erwartung einer positiven Veränderung ihrer finanziellen Situation einen höheren Lebensstandard als er ihrer momentanen Einkommenssituation entspräche. Umgekehrt verzichten Personen bereits auf einen ihrer aktuellen finanziellen Situation angemessenen Lebensstandard, wenn eine Verschlechterung der Einkommenssituation in der Zukunft erwartet wird.

9.3.5 Weitere Faktoren

Neben den genannten Faktoren können auch die Messungen von Einkommen und Lebensstandard und dabei auftretende Messfehler einen Mismatch erklären. Transferleistungen an andere Haushalte, wie z. B. Unterhaltszahlungen an Kinder, sind in den Angaben des verfügbaren Einkommens nicht berücksichtigt, dürften sich aber auf den Lebensstandard stark auswirken.

Auch die *Kosten des Wohnens* (Miete, Zahlungen für den Wohnungskredit oder laufende Wohnkosten) beeinflussen die finanzielle Situation eines Haushalts stark. Diese stellen einen der größten monatlichen Kostenfaktoren dar und können zwischen den verschiedenen Regionen stark variieren (Kholodilin und Mense 2012).

Zu prüfen ist, ob der Besitz von *Wohneigentum*, neben der Höhe der Wohnkosten, einen eigenen Einfluss aufweist. Es kann vermutet werden, dass die Kosten des Wohnens bei eigenem Wohneigentum stärker in den Lebensstandard fließen als dies bei Miet- und Kreditzahlungen der Fall ist. Berthoud und Bryan (2011) zeigen, dass nach Kontrolle des Einkommens Besitzer von abgezahltem Wohneigentum weniger depriviert sind als Wohneigentümer, die Kreditzahlungen leisten müssen oder Mieter.

Es muss zudem berücksichtigt werden, dass beide Ansätze unterschiedliche Standardisierungen für die Haushaltsgröße verwenden. Während der Ressourcenansatz in der OECD-Variante eine explizite Standardisierung verwendet (siehe Unterabschnitt 2.2.1), variiert beim Lebensstandardansatz die Bedeutung der Haushaltsgröße durch die relative Häufigkeit von Items, die für alle Haushaltsmitglieder erfüllt sein müssen (im Gegensatz zu Items, die nur einmal im Haushalt vorhanden sein müssen). In den Modellen wird zusätzlich für Migrationshintergrund, Alter, Geschlecht, Haushaltskonstellation und Erhebungsjahr kontrolliert.

9.4 Forschungsfragen und Hypothesen

Da der Lebensstandard hauptsächlich durch das verfügbare Einkommen eines Haushalts bestimmt wird, kommt den Fällen ein besonderes Interesse zu, bei denen die Umwandlung von Einkommen zu Lebensstandard nicht wie erwartet erfolgt. Dabei sind zwei interessierende Gruppen zu unterscheiden: Zum einen die Gruppe, die einen ausreichenden Lebensstandard trotz geringen Einkommens erzielen kann (positive Umwandlung). Diese über den Ressourcenansatz als arm klassifizierte Gruppe verfügt dennoch über einen akzeptablen Lebensstandard. Zum anderen die Gruppe der Deprivierten trotz ausreichendem Einkommen (negative Umwandlung). Diese Gruppe verdeutlicht einen Schwachpunkt des indirekten Ressourcenansatzes, da sie Personen beinhaltet, die einen geringen Lebensstandard aufweisen und nach dem Ressourcenansatz dennoch nicht als arm identifiziert werden.

Daraus ergeben sich zwei Forschungsfragen: Welche Faktoren führen zu einem ungenügenden Lebensstandard trotz ausreichenden Einkommens und unter welchen Bedingungen gelingt es, trotz eines Mangels an Ressourcen, einen ausreichenden Lebensstandard zu generieren?

Um diese Forschungsfragen zu beantworten, werden zwei getrennte Modelle erstellt: Das Erste schätzt Deprivation in Haushalten mit ausreichendem Einkommen (*negative Umwandlung*), das Zweite nicht auftretende Deprivation in einkommensarmen Haushalten (*positive Umwandlung*).

Für diese beiden Formen der Abweichungen können verschiedene Gründe auf Haushalts- und Personenebene sowie regionale Gegebenheiten verantwortlich sein. Die folgenden Hypothesen werden abgeleitet:

1. Eine positive Umwandlung steht in Verbindung mit einem hohen Einkommen in der Vergangenheit, finanziellen Ersparnissen, hoher Kompetenz im Umgang mit Finanzen, hoher Selbstwirksamkeit, großen sozialen Unterstützungsnetzwerken, Wohngebieten mit geringem Preisniveau und der Erwartung höherer Einkommen in der Zukunft.
2. Eine negative Umwandlung hängt zusammen mit geringeren vergangenen Einkommen, Schulden, geringerer Kompetenz im Umgang mit Finanzen, einem schlechten Gesundheitszustand, Süchten, Wohngebieten mit hohem Preisniveau und der Erwartung geringer zukünftiger Einkommen.

9.5 Datenaufbereitung

Als Datenbasis für die Analysen dient die dritte Welle des PASS (siehe Abschnitt 4.1). Die dritte Erhebungswelle umfasst ca. 13.500 Personen in ca. 9.500 Haushalte und bezieht sich auf das Jahr 2009.

In der dritten Welle des PASS wurden detaillierte Indikatoren zur Gesundheit, zum Konsum von Alkohol und Tabak und zur Unterstützung durch soziale Beziehungsnetzwerke erhoben, die in den anderen Wellen nicht gemeinsam verfügbar sind. Daher bietet sich die dritte Welle besonders zur Analyse des Zusammenhangs von Einkommen und Lebensstandard an. Zudem können Informationen zum regionalen Preisniveau zugespielt werden, die vom Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (vgl. Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung 2009) bereitgestellt werden.

9.5.1 Fallauswahl

Empirische Befunde zeigen, dass das Verständnis eines angemessenen Lebensstandards zwischen jüngeren und älteren Personen voneinander abweicht. Gerade bei

älteren Personen spielt die subjektive Deutung der Deprivationsindikatoren eine starke Rolle (Berthoud, Blekesaune und Hancock 2006, 2009). Die auf eine jüngere Population abzielende Messung des Lebensstandards wird von älteren Personen anders interpretiert und die auf dieser Messung basierenden Ergebnisse können nicht zwischen den beiden Gruppen verglichen werden (Halleröd 2006; McKay 2004, 2008; Smith und Hancock 2004).

Jüngere Personen wohnen häufig noch im Haushalt der Eltern und haben nur wenig Einfluss auf den Lebensstandard des Haushalts. Studenten nehmen, zeitlich beschränkt, einen geringen Lebensstandard in Kauf, in der Voraussicht, dass sich dieser nach Abschluss der Ausbildungsphase verbessert. Daher werden Kinder und Jugendliche sowie ältere Personen von der Analyse ausgeschlossen und nur Personen im Alter von 25 bis 64 Jahren berücksichtigt. Zudem werden nur Personen berücksichtigt, die in Welle 2 und Welle 3 teilgenommen haben. Nach diesem Schritt stehen 6.918 Personen für die Analysen zur Verfügung. Diese verteilen sich auf 5.439 Haushalte. Im Durchschnitt ergeben sich daher 1,27 Beobachtungen pro Haushalt. Obwohl die abhängigen Variablen für alle Haushaltsmitglieder die gleiche Ausprägung aufweist, unterscheiden sich manche der erklärenden Variablen zwischen den Haushaltsmitgliedern.¹

Tabelle 9.1: Auswahl des Analysesamples

Auswahlschritt	Anzahl der Fälle	
Alle Teilnehmer der 3. Welle	13.439	
Alter 25 bis 64	10.165	
Teilnehmer der Wellen 2 und 3	6.999	
Keine fehlenden Werte	6.918	
Nutzbar für die Umwandlung	Positiv	Negativ
	2.723	2.510

Abhängig vom jeweiligen Modell, werden nur die Fälle berücksichtigt, bei denen eine positive bzw. negative Umwandlung stattfinden kann. Für die Analysen einer positiven Umwandlung werden nur Personen aus dem unteren Quintil der gewichteten Einkommensverteilung ausgewählt. Für die Analysen einer negativen Umwandlung werden entsprechend nur Personen aus den drei oberen Einkommensquintilen verwendet.² Aufgrund der disproportionalen Stichprobenzusammensetzung ergibt sich eine in etwa gleich große Anzahl an Beobachtungen für die beiden

1 Um Unterschiede in den Ergebnissen aufgrund von mehreren Personen innerhalb eines Haushalts zu testen, wurden Sensitivitätsanalysen mit jeweils einer zufällig ausgewählten Person für jeden Haushalt durchgeführt. Diese Analysen zeigen keine systematischen Verzerrungen.

2 Die Quintile der Verteilungen von Einkommen und Deprivation stammen von Analysen auf Ebene der Individuen, bei denen alle Altersgruppen enthalten sind.

Analysen. In die Analysen zu positiven Umwandlungen gehen 2.723 Fälle ein, in die zu negativen Umwandlungen 2.510 Fälle. Tabelle 9.1 gibt die Auswahlsschritte und die dazugehörigen Fallzahlen wieder.

9.5.2 Variablen und Operationalisierung

Verwendet wird das äquivalenzgewichtete Haushaltsnettoeinkommen des Vormonats aus dem Screener-Einkommen (siehe Unterabschnitt 4.2.1). Der Lebensstandard wird anhand eines additiven Index von 16 dichotomen Items bestimmt (siehe Abschnitt 4.2.3 und Kapitel 7).

Um die beiden interessierenden Gruppen – Personen, die trotz Einkommensarmut einen ausreichenden Lebensstandard generieren, und Personen, die zwar nicht arm sind, aber dennoch nicht über einen ausreichenden Lebensstandard verfügen – zu bestimmen, müssen zunächst Armutsschwellen festgelegt werden. Beim Ressourcensatz wird die Armutsgefährdung nach Definition der OECD auf Basis des für die Haushaltsgröße und Zusammensetzung gewichteten Haushaltsnettoeinkommens in Relation zum mittleren Haushaltseinkommen (Medianeinkommen) einer Gesellschaft bestimmt (siehe Unterabschnitt 2.2.1).

Für den Lebensstandardansatz wird häufig die Grenze anhand einer bestimmten Anzahl von fehlenden Items bestimmt. Allerdings ist diese Grenze von der Anzahl der im Index verwendeten Items abhängig. Um eine bessere Vergleichbarkeit zwischen den beiden verwendeten Konzepten zu gewährleisten, wird jeweils das untere Quintil (untere 20 Prozent) als einkommensschwach bzw. stark depriviert definiert. Als mindestens gut positioniert in Bezug auf Einkommen und Lebensstandard werden jeweils Personen ab dem 3. Quintil aufwärts (obere 60 Prozent) festgelegt. Bei der Bestimmung der Verteilungen wird eine Gewichtung der Daten vorgenommen.

Neben dem aktuellen *Haushaltsnettoeinkommen*, wird auch das Haushaltsnettoeinkommen aus der vorherigen Befragungswelle mit aufgenommen. Der Dummy für *Vermögen* gibt an, ob sich dieses mindestens auf einen Betrag von 20.000 Euro beläuft und keine entsprechend hohen Schulden vorhanden sind. Beim Dummy für *Schulden* verhält es sich entsprechend umgekehrt. Vermögen und Schulden aus dem Vorjahr werden ebenfalls mit in die Modelle aufgenommen.

Falls eine Person in der Vergangenheit lange Zeit ein (ausreichend großes) Erwerbseinkommen bezogen hat, hat sie in dieser Zeit in einen Lebensstandard investieren können, der auch in Phasen geringeren Einkommens noch nachhält. Daher ist auch die *Erwerbshistorie* einer Person für den Umwandlungsprozess von Bedeutung. Die bisherige Dauer der Erwerbstätigkeit einer Person wird als Anteil der bisherigen Zeit in Erwerbstätigkeit an der Zeit seit Beendigung der Ausbildung als metrische Variable generiert. Diese Variable weist einen Wertebereich von 0

bis 10 auf, wobei 0 „keine Zeit in Erwerbstätigkeit“ und 10 „seit Beendigung der Ausbildung durchgängig in Erwerbstätigkeit“ bedeutet. Analog hierzu wird eine Variable gebildet, die den Anteil der Zeit in Arbeitslosigkeit seit Beendigung der Ausbildung angibt. Der Wertebereich reicht von 0 bis 10, wobei 0 „keine Zeit in Arbeitslosigkeit“ und 10 „durchgängig in Arbeitslosigkeit“ bedeutet.

Die *Schulbildung* einer Person wird in die Kategorien „maximal Hauptschulabschluss“, „Realschulabschluss“ und „Abitur“ eingeteilt. Die *Selbstwirksamkeitserwartung* einer Person wird als Index über fünf Fragen mit jeweils vier Ausprägungen gebildet und hat einen Wertebereich von 0 bis 15, wobei eine höhere Zahl eine höhere Selbstwirksamkeitserwartung bedeutet. Das Cronbachs α der fünf Variablen beträgt 0,80. Im Modell wird die Information aus dem Vorjahr herangezogen, um die Rückwirkung einer positiven Umwandlung auf die Selbstwirksamkeitserwartung zu verringern. Komplette ausgeschlossen werden kann diese allerdings nicht.

Die Variable zum *sozialen Unterstützungsnetzwerk* einer Person wird über eine gekürzte Version des Ressourcengenerators (vgl. Van Der Gaag und Snijders 2005) gebildet. Der Summenwert der zehn dichotomen Items (Cronbachs α 0,84) wird in die Modelle aufgenommen. Die einzelnen Fragen zielen dabei auf Unterstützung durch das soziale Netzwerk einer Person in verschiedenen Problemsituationen ab.

Die Variable *Freunde* beinhaltet die Information über die Anzahl der Freunde, die eine Person außerhalb des Haushalts hat. Auch hier wird wieder die Vorjahresangabe verwendet, da der Lebensstandard auch auf die *Anzahl der Freunde* wirken kann.³

Eine Person gilt als *gesundheitlich eingeschränkt*, wenn eine durch amtlichen Bescheid festgestellte Behinderung oder eine andere schwerwiegende gesundheitliche Einschränkung vorliegt. Bei den *psychischen Leiden* wird die Angabe zu seelischen Problemen in den letzten vier Wochen herangezogen. Die beiden Variablen zur Gesundheit gehen als Dummies in das Modell mit ein. Der suchthafte *Konsum von Alkohol oder Tabak* wird hier als täglicher Konsum von alkoholischen Getränken bzw. 15 Zigaretten pro Tag definiert. Der Indikator für *Streitigkeiten im Haushalt* gibt an, ob häufiger Streit zwischen den Haushaltsmitgliedern berichtet wurde.

Das *Alter* wird in die Kategorien 25 bis 34 Jahre, 35 bis 44 Jahre, 45 bis 54 Jahre und 55 bis 64 Jahre eingeteilt. Ein *Migrationshintergrund* wird als vorliegend definiert, wenn eine Person selbst bzw. wenn mindestens ein Elternteil nach Deutschland zugewandert ist. Neben dem Geschlecht einer Person, geht zur Kontrolle der Haushaltskonstellation in die Modelle auch ein, ob im gleichen Haushalt ein Partner, weitere erwachsene Personen ab 18 Jahren oder Kinder leben.

3 Diese metrische Variable wurde zum Test in verschiedenen Transformationen in das Modell aufgenommen. Die Ergebnisse änderten sich hierdurch kaum.

Der *regionale Preisindex* ist metrisch und weist einen Wertebereich von 84 (geringstes Preisniveau) bis 114 (höchstes Preisniveau) auf. Der Wert 100 entspricht dabei dem regionalen Preisniveau der Stadt Bonn. Der Preisindex wird zusätzlich als quadrierter Term in das Modell mit aufgenommen, um einen parabolischen Verlauf modellieren zu können.

Neben dem Preisniveau wird auch die *Regionsgröße* in den Modellen berücksichtigt. Es werden die Kategorien „ländliche Region“ (unter 50.000 Personen), „Stadt“ (50.000 bis unter 500.000 Personen) und „Großstadt“ (mindestens 500.000 Personen) gebildet. Der Indikator für die *Wohnregion* „neue Bundesländer“ wird als Dummyvariable aufgenommen.

PASS enthält in der dritten Welle eine Bewertung der gegenwärtigen Lebensbedingungen und eine Einschätzung der Lebensbedingungen in fünf Jahren. Beide werden auf einer Skala von 0 (sehr schlechte Lebensbedingungen) bis 10 (sehr gute Lebensbedingungen) gemessen. Die Differenz zwischen den erwarteten und den gegenwärtigen Lebensbedingungen kann als Indikator für die *Erwartung zukünftiger Einkommen* verwendet werden. Die Differenzen werden in drei Kategorien unterteilt: „Verbesserung der Lebensbedingungen erwartet“ (Differenz > 1), „keine Veränderung der Lebensbedingungen erwartet“ (Differenz zwischen -1 und 1) und „Verschlechterung der Lebensbedingungen erwartet“ (Differenz < -1).

Das *Besitzverhältnis der Wohnung*, in der ein Haushalt lebt, wird in die Kategorien „Wohneigentümer (abgezahlt)“, „Wohneigentümer (Kreditzahlungen)“ und „Mieter“ unterteilt. Für die *Kosten des Wohnens* (Miete, Zahlungen für den Wohnungskredit oder laufende Wohnkosten) werden Interaktionseffekte mit der Form des Besitzverhältnisses durchgeführt. Hierdurch sollen unterschiedliche Koeffizienten für die Wohnkosten je nach Form des Besitzverhältnisses möglich sein. Die Höhe der eventuell zu leistenden *Unterhaltszahlungen* geht metrisch in das Modell ein.

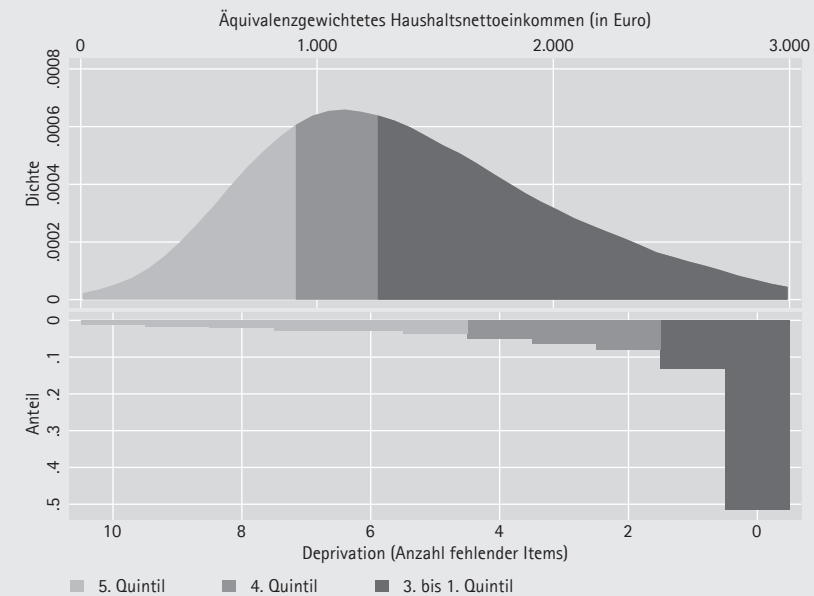
9.6 Empirische Analysen

9.6.1 Deskriptive Ergebnisse

Vor der Prüfung der aufgestellten Hypothesen, werden ausgewählte deskriptive Statistiken vorgestellt. Abbildung 9.2 zeigt die Verteilung der beiden Variablen „äquivalenzgewichtetes Haushaltsnettoeinkommen“ und „Lebensstandard“. Das untere Quantil der jeweiligen Verteilung ist hellgrau gekennzeichnet, die oberen drei Quantile dunkelgrau. Es ist zu erkennen, dass die Verteilung des Einkommens leicht linkssteil ist, während die Verteilung der Deprivation sehr viele Nullwerte aufweist. Dies ist darauf zurückzuführen, dass die im Lebensstandardindex verwendeten Items eher sensitiv für Deprivation im Bereich eines Mindestlebens-

standards sind. Das untere Quintil der Einkommensverteilung reicht von null bis 875 Euro. Die oberen drei Quintile beginnen bei 1.200 Euro. Das untere Quintil der Verteilung der Deprivation reicht von 5 bis 13 fehlenden Items, die oberen drei Quintile reichen von einem bis keinem fehlenden Item.

Abbildung 9.2: Verteilung von Einkommen und Deprivation



Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung

Tabelle 9.2: Anteil bzw. arithmetisches Mittel (und Standardabweichung) der Variablen

		Positive Transmission	Negative Transmission
Abhängige Variablen			
Transmission	dichotom	0,234	0,040
Erklärende Variablen			
<i>Gegenwärtiges Einkommen</i>			
Äquiv. HH-Nettoeink.	metrisch	676 (164)	1.978 (885)
<i>Vergangenes Einkommen</i>			
Äquiv. HH-Nettoeink. (Vorj.)	metrisch	841 (1.335)	1.962 (1.685)
Ersparn. > 20.000 Euro	dichotom	0,067	0,264
Ersparn. > 20.000 Euro (Vorj.)	dichotom	0,047	0,243
Schulden > 20.000 Euro	dichotom	0,066	0,042
Schulden > 20.000 Euro (Vorj.)	dichotom	0,075	0,047
Zeit in Erwerbst.	metr. (0–10)	5,4 (3,6)	7,9 (2,5)
Zeit in Arbeitsl.	metr. (0–10)	1,2 (1,7)	0,2 (0,6)

Fortsetzung Tabelle 9.2

		Positive Transmission	Negative Transmission
<i>Individuelle Ressourcen</i>			
Schulbildung	niedriger Abs.	0,532	0,342
	mittlerer Abs.	0,36	0,365
	hoher Abs.	0,107	0,293
Unterstützungsnetzwerke	metr. (0–10)	7,8 (2,7)	9,2 (1,5)
Anzahl an Freunden (Vorj.)	metr. (0–35)	8 (10)	9 (8)
Selbstwirksamkeit (Vorj.)	metr. (0–15)	9,7 (2,9)	10,5 (2,1)
Gesundheitliche Einschr.	dichotom	0,329	0,191
Psychische Einschr.	dichotom	0,107	0,042
Streitigkeiten im HH	dichotom	0,095	0,062
Täglicher Alkoholkonsum	dichotom	0,049	0,047
15+ Zigaretten am Tag	dichotom	0,246	0,130
<i>Regionale Faktoren</i>			
Regionales Preisniveau	metr. (84–114)	91 (5)	93 (6)
Regionsgröße	ländl. Region	0,243	0,241
	Stadt	0,466	0,456
	Großstadt	0,291	0,303
Region: neue Bundesl.	dichotom	0,338	0,166
<i>Erwartungen zukünftiger Einkommen</i>			
Veränd. d. Lebensbed.	Verbesserung	0,164	0,077
	keine Veränd.	0,639	0,738
	Verschlecht.	0,141	0,177
Berufsabschluss	dichotom	0,710	0,917
<i>Andere Faktoren</i>			
Wohnbesitz	Eigent. (abgez.)	0,123	0,189
	Eigent. (Kred.)	0,097	0,401
	Mieter	0,780	0,410
Wohnkosten (äquiv.)	metrisch	324 (128)	488 (249)
Transferz. an HH	metrisch	8 (55)	45 (134)
<i>Demographie</i>			
Alter	25–34	0,237	0,150
	35–44	0,291	0,292
	45–54	0,259	0,301
	55–64	0,213	0,257
Migration: eigene oder Eltern	dichotom	0,273	0,156
Geschlecht: weiblich	dichotom	0,559	0,476
Zusammenleben mit Partner	dichotom	0,632	0,833
Zusätzl. Erwachsene im HH	dichotom	0,212	0,192
Anzahl Kinder im HH	metrisch	0,9 (1,2)	0,5 (0,8)
Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung			

Tabelle 9.2 zeigt die deskriptiven Statistiken für die Variablen in den beiden Modellen. Für die kategorialen Variablen werden Anteilwerte berichtet, für die metrischen Variablen arithmetische Mittel und Standardabweichungen. Die Ergebnisse sind gewichtet und auf die Analysesamples beschränkt.

9.6.2 Multivariate Modelle

Die multivariaten Modelle sollen Aufschluss über die Mechanismen geben, die zu Diskrepanzen zwischen Einkommen und Lebensstandard führen. Da von unterschiedlichen Mechanismen für eine positive bzw. negative Umwandlung ausgegangen wird, werden für die beiden Umwandlungsformen getrennte Probit-Modelle gerechnet (siehe Abschnitt 5.2).

Endogene Variable ist dabei jeweils eine Dummyvariable, die angibt, ob bei einem geringen Einkommen ein ausreichender Lebensstandard vorliegt oder nicht bzw. eine Dummyvariable, die angibt, ob bei einem ausreichenden Einkommen ein geringer Lebensstandard vorliegt oder nicht.

Um eine leichtere Interpretation, vor allem der Interaktionseffekte, und eine Vergleichbarkeit der Effekte zu gewährleisten, werden AME geschätzt (siehe Abschnitt 5.3).

Die ungewichteten Schätzer werden im Folgenden berichtet. Als Sensitivitätstest wurden ebenfalls gewichtete Schätzer berechnet. Bei den gewichteten und den ungewichteten Modellen erhält man sehr ähnliche Regressionskoeffizienten. Allerdings weisen die gewichteten Schätzer eine geringere Effizienz auf, da die Gewichte die Standardfehler vergrößern.

Positive Umwandlung

Tabelle 9.3 zeigt für das Modell einer positiven Umwandlung die AME, die dazugehörigen Standardfehler und die p-Werte der zweiseitigen Tests. Nur Personen im unteren Quintil der Einkommensverteilung werden in das Modell mit aufgenommen. Von diesen Personen weisen 23,4 Prozent einen Lebensstandard auf, der zu den oberen drei Quintilen der Verteilung gehört.

Tabelle 9.3: Multivariate Analyse für eine positive Umwandlung

		dy/dx	SE
<i>Gegenwärtiges Einkommen</i>			
Äquiv. HH-Nettoeink.		0,003	0,005
<i>Vergangenes Einkommen</i>			
Äquiv. HH-Nettoeink. (Vorj.)		0,011 ***	0,002
Ersparn. > 20.000 Euro		0,142*	0,062
Ersparn. > 20.000 Euro (Vorj.)		0,013	0,075
Schulden > 20.000 Euro		-0,038	0,036
Schulden > 20.000 Euro (Vorj.)		-0,083*	0,034
Zeit in Erwerbstätigkeit		0,002	0,002
Zeit in Arbeitslosigkeit		-0,012***	0,004
<i>Individuelle Ressourcen</i>			
Schulbildung	niedriger Abs.	Ref.	
	mittlerer Abs.	0,033*	0,013
	hoher Abs.	0,049**	0,019
Unterstützungsnetzwerke		0,007**	0,003
Anzahl an Freunden (Vorj.)		0	0,001
Selbstwirksamkeit (Vorj.)		0,009***	0,002
Gesundheitliche Einschr.		-0,027*	0,013
Psychische Einschr.		-0,024	0,02
Streitigkeiten im HH		-0,065*	0,026
Täglicher Alkoholkonsum		0,004	0,025
15+ Zigaretten am Tag		-0,036**	0,014
<i>Regionale Faktoren</i>			
Regionsgröße	ländl. Region	Ref.	
	Stadt	-0,038*	0,016
	Großstadt	-0,023	0,022
Region: neue Bundesl.		0,032+	0,018
<i>Erwartungen zukünftiger Einkommen</i>			
Veränd. d. Lebensbed.	Verbesserung	-0,102***	0,018
	keine Veränd.	Ref.	
	Verschlecht.	-0,016	0,02
Berufsabschluss		0,022	0,015
<i>Andere Faktoren</i>			
Transferzahlungen an and. HH		0,02	0,016
<i>Demographie</i>			
Alter	25–34	Ref.	
	35–44	-0,01	0,019
	45–54	-0,014	0,021
	55–64	-0,024	0,023
Migration: eigene oder Eltern		-0,003	0,015
Geschlecht: weiblich		-0,048***	0,011
Zusammenleben mit Partner		0,023	0,014
Zusätzl. Erwachsene im HH		0,028	0,015
Anzahl Kinder im HH		0,002	0,008
Pseudo-R ²		0,226	
BIC		1.830	
N		2.721	

Signifikanzniveaus: + = $p < 0,1$; * = $p < 0,05$; ** = $p < 0,01$; *** = $p < 0,001$.

Anm.: Im Modell zusätzlich enthalten sind die Variablen Wohnbesitz, Wohnkosten und regionaler Preisindex.

Siehe hierzu die Abbildungen 9.3 und 9.4.

Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung

Vergangene Einkommen

Betrachtet man die finanzielle Situation, so hat das aktuelle monatlich verfügbare Haushaltsnettoeinkommen keinen Effekt auf den Lebensstandard.⁴ Dies bedeutet, dass in der Gruppe der Personen mit einem geringen Einkommen jeder zusätzliche Euro die Chance einer positiven Umwandlung nicht erhöht. Das ist überraschend, da gerade in diesem unteren Einkommensbereich eine große Bedeutung jedes zusätzlichen Euros vermutet werden könnte. Das Einkommen im Vorjahr zeigt hingegen einen signifikanten Zusammenhang. So steigt die Wahrscheinlichkeit einer positiven Umwandlung mit höherem Haushaltsnettoeinkommen im Jahr 2008.

Erwartungsgemäßen Einfluss auf eine positive Umwandlung hat zudem das Vorhandensein von Vermögen. Ersparnisse in Höhe von mindestens 20.000 Euro erhöhen die Wahrscheinlichkeit einer positiven Umwandlung um 14,2 Prozentpunkte. Dies lässt vermuten, dass, falls Vermögen vorhanden ist, dieses genutzt wird, um einen ausreichenden Lebensstandard zu generieren. Da durch die Investition von Ersparnissen in Lebensstandard die Ersparnisse sinken können, werden im Modell auch die Ersparnisse des Vorjahres aufgenommen. Allerdings zeigt sich hier kein Zusammenhang.

Aktuelle Schulden haben keinen signifikanten Effekt, aber vergangene Schulden verringern die Wahrscheinlichkeit einer positiven Umwandlung. Bei den Indikatoren für langfristige Einkommen (Dauer in Erwerbstätigkeit bzw. Arbeitslosigkeit) zeigt sich ein signifikant negativer Effekt eines hohen Anteils an Phasen in Arbeitslosigkeit (-1,2 Prozentpunkte). Dies weist auf einen anhaltenden Effekt von Einkommensverlusten aufgrund von Arbeitslosigkeit hin.

Individuelle Unterschiede in der Effizienz der Umwandlung

Auch mit bestimmten personenspezifischen Merkmalen wird ein Zusammenhang vermutet. Für eine höhere Schulbildung als höchstens ein Hauptschulabschluss zeigen sich, wie vermutet, signifikant positive Zusammenhänge. Für Personen mit einem Realschulabschluss liegt die Wahrscheinlichkeit für eine positive Umwandlung um 3,3 Prozentpunkte, für Personen mit Abitur sogar um 4,9 Prozentpunkte höher. Dies spricht dafür, dass mit einem bestimmten Bildungsniveau eine effiziente Umwandlung der verfügbaren Ressourcen in Lebensstandard einhergeht.

Neben den bisherigen Einflussfaktoren interessiert für eine positive Umwandlung besonders der Einfluss von sozialen Unterstützungsnetzwerken. Im Modell berücksichtigt sind drei Kategorien, die wiedergeben, wie stark die Person durch

⁴ Ein zusätzlicher quadrierteter Term sowie eine logarithmierte Variante des Einkommens haben zu keiner Verbesserung des Modells geführt. Dies gilt auch für die Einkommensvariable der Vorwelle.

ihr soziales Netzwerk unterstützt wird. Es zeigt sich für Personen mit großer Unterstützung durch ihr soziales Netzwerk, gegenüber Personen mit wenig Unterstützung, eine höhere Wahrscheinlichkeit einer positiven Umwandlung. Jeder zusätzliche Punkt auf der zehnstufigen Skala erhöht die Wahrscheinlichkeit um 0,7 Prozentpunkte.

Zudem ist die Anzahl der Freunde außerhalb des Haushalts im Modell enthalten. Bei Kontrolle für Unterstützungsnetzwerke ist für die Anzahl der Freunde kein signifikanter Effekt zu finden. Dies spricht dafür, dass nicht die Quantität, sondern die Qualität des sozialen Netzwerkes entscheidend ist.

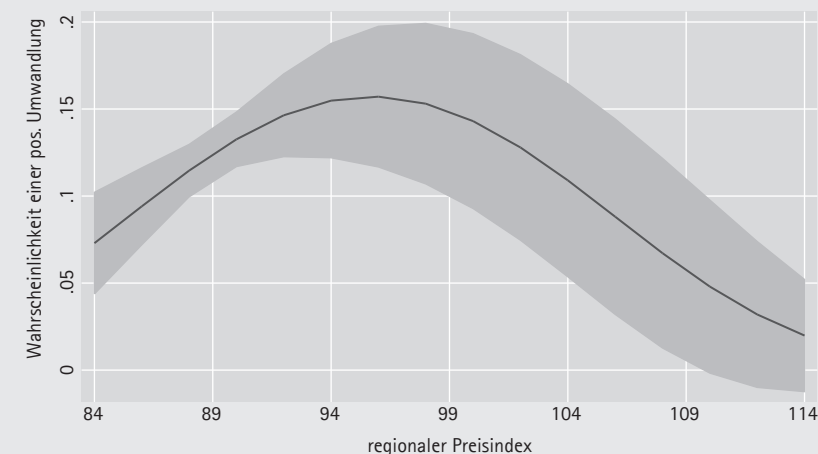
Daneben ist auch ein Zusammenhang zwischen einer günstigen Umsetzung der geringen Ressourcen in Lebensstandard und einer hohen Selbstwirksamkeitserwartung zu erkennen. Mit jedem zusätzlichen Punkt der 15-stufigen Skala steigt die Wahrscheinlichkeit einer positiven Umwandlung um 0,9 Prozentpunkte. Hierbei kann allerdings nicht zwangsläufig von einem kausalen Effekt ausgegangen werden, da die positive Erfahrung einer effizienten Umwandlung von Ressourcen in Lebensstandard auch die Selbstwirksamkeit beeinflussen kann. Um diese Wirkungsrichtung weniger stark einfließen zu lassen, wurde auf die Selbstwirksamkeitserwartung des Vorjahres zurückgegriffen.

Gesundheitliche Einschränkungen, suchthaftes Verhalten und Streitigkeiten im Haushalt können, aufgrund zusätzlicher Kosten und suboptimalen Entscheidungen, einer positiven Umwandlung entgegenwirken. Dementsprechend sind negative Effekte auf die Wahrscheinlichkeit zu erkennen, ein geringes Einkommen in einen ausreichenden Lebensstandard umzuwandeln.

Regionale Preisunterschiede

Das regionale Preisniveau ist mit einem linearen und einem quadrierten Term im Modell berücksichtigt. Zur besseren Interpretation wird dieser Effekt als vorhergesagte Wahrscheinlichkeit einer positiven Umwandlung nach Wert des Preisindex graphisch dargestellt (siehe Abbildung 9.3). Überraschenderweise zeigt sich ein parabolischer Verlauf. Während zunächst eine Zunahme des Preisniveaus die Wahrscheinlichkeit einer positiven Umwandlung erhöht, senkt sie diese mit weiterer Zunahme deutlich ab. Das Maximum ist bei einem Indexwert von 95 zu erkennen. Entsprechend der Hypothesen sind die geringsten Wahrscheinlichkeiten einer positiven Umwandlung in den sehr teuren Regionen zu finden. Allerdings sind auch in den sehr günstigen Regionen die Wahrscheinlichkeiten gering. Dies könnte darauf hinweisen, dass in den ökonomisch weniger entwickelten Regionen bestimmte Güter und Aktivitäten lokal nicht verfügbar sind und dadurch mit zusätzlichen Kosten verbunden sind (z. B. erfordert ein Kinobesuch eine Anreise in die nächste größere Stadt).

Abbildung 9.3: Vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten für eine positive Umwandlung nach regionalem Preisniveau



Anm.: Die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten stammen aus dem Modell in Tabelle 9.3. Zusätzlich dargestellt ist das 95 %-Konfidenzband. Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung

Unter Kontrolle des regionalen Preisniveaus zeigt sich für das Leben in einer städtischen Region gegenüber dem Leben in einer ländlichen Gegend ein positiver Effekt. Das Leben in einer Großstadt sowie in den neuen Bundesländern zeigt keinen zusätzlichen Effekt.

Erwartungen zukünftiger Einkommen

Entgegen den Erwartungen haben Personen, die eine Verbesserung ihrer Lebensbedingungen erwarten, eine geringere Wahrscheinlichkeit einer positiven Umwandlung. Eine Erklärung hierfür kann sein, dass der verwendete Indikator keine geeignete Messung der Erwartung zukünftiger Einkommen darstellt, da die Frage auf die Lebensbedingungen abzielt. Eventuell wird eher die erwartete Veränderung des Lebensstandards als die des Einkommens herangezogen.

Es ist zudem anzunehmen, dass einige der Variablen, die zur Messung anderer Konstrukte genutzt werden, ebenfalls in Zusammenhang mit den Erwartungen zukünftiger Einkommen stehen. Die signifikanten Effekte des Bildungsniveaus, die Zeiten in Arbeitslosigkeit seit Verlassen des Bildungssystems und der negative Effekt eines schlechten Gesundheitszustands können eventuell teilweise auch auf die Erwartungen zukünftiger Einkommen zurückgeführt werden. Somit wird, indirekt über andere Variablen, für die Erwartungen zukünftiger Einkommen kontrolliert. Es ist sehr plausibel, dass Personen mit einem hohen Einkommen in der Vergangenheit und einem hohen Bildungsniveau höhere Erwartungen zukünftiger Einkommen haben. Für diese Gruppen konnte die Hypothese einer positiven

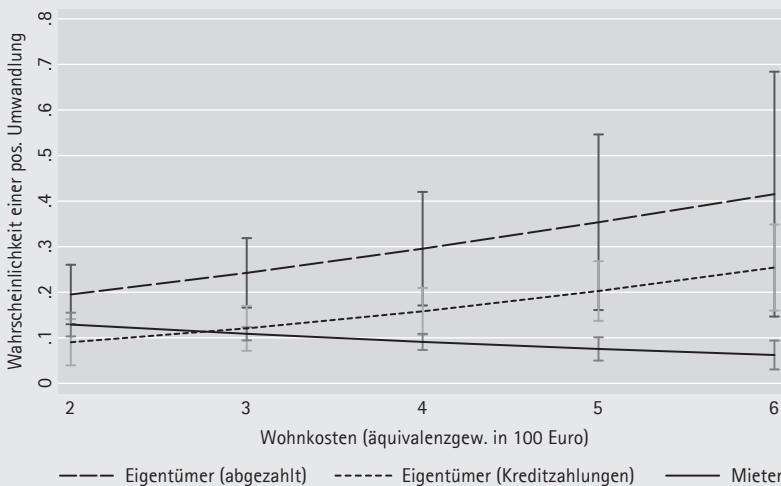
Umwandlung bestätigt werden. Zudem wurde der Berufsabschluss aufgenommen, welcher noch stärker mit zukünftigen Einkommen zusammenhängen dürfte als das generelle Bildungsniveau. Allerdings lässt sich hier kein zusätzlicher positiver Effekt feststellen.

Dass in dieser Sekundäranalyse der PASS-Daten nicht zwischen diesen beiden theoretischen Konstrukten unterschieden werden kann, stellt sicherlich eine Einschränkung der Untersuchung dar.

Weitere Faktoren

In Abbildung 9.4 ist der Interaktionseffekt zwischen der Form des Wohnbesitzverhältnisses und der Höhe der Wohnkosten graphisch dargestellt. Im Durchschnitt weisen Mieter die geringste Wahrscheinlichkeit einer positiven Umwandlung auf. Die Wahrscheinlichkeit sinkt mit steigender Miete.⁵ Für Eigentümer mit Kreditzahlungen besteht kein signifikanter Zusammenhang der Höhe der Kreditzahlungen und der Wahrscheinlichkeit einer positiven Umwandlung. Die höchste Wahrscheinlichkeit haben Personen mit abgezahltem Wohneigentum. Mit steigender Höhe der Wohnkosten (welche nur aus Kosten für Energie, Wasser, Müllentsorgung etc. bestehen) steigt diese weiter an.

Abbildung 9.4: Vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten für eine positive Umwandlung nach Wohnkosten



Die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten stammen aus dem Modell in Tabelle 9.3. Zusätzlich dargestellt sind die 95 %-Konfidenzbänder. Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung

⁵ Es ist zu beachten, dass die Wohnkosten mit den Gewichten der OECD-Skala verrechnet sind, um für die Haushaltsgröße zu korrigieren.

Die Wahrscheinlichkeit einer positiven Umwandlung steigt nicht signifikant an, falls ein Partner oder weitere erwachsene Personen im Haushalt leben. Bei den weiteren Kontrollvariablen zeigt sich kein Effekt des Alters oder des Migrationshintergrunds, aber ein hochsignifikanter negativer Effekt für Frauen (-4,8 Prozentpunkte).

Negative Umwandlung

Im zweiten Modell werden die Einflussfaktoren für eine negative Umwandlung bestimmt. Tabelle 9.4 gibt die AMEs, die dazugehörigen Standardfehler und die p-Werte der zweiseitigen Tests wieder.

Vergangene Einkommen

Auch bei einer negativen Umwandlung ist der finanziellen Situation eine bedeutende Rolle zuzuschreiben. Bei den Personen mit mindestens ausreichendem Einkommen zeigt sich kein signifikanter Zusammenhang mit der Höhe des aktuellen Haushaltseinkommens. Somit spielt in diesem Einkommensbereich jeder zusätzliche Euro keine entscheidende Rolle für die Umwandlung. Die Höhe des Einkommens des Vorjahres stellt sich hingegen als relevant dar. Je geringer das Einkommen im Vorjahr war, desto eher liegt eine negative Umwandlung vor.

Und auch aktuell vorhandene Ersparnisse nehmen Einfluss. Wie erwartet, zeigt sich ein negativer Effekt auf eine ineffiziente Umwandlung (-9,6 Prozentpunkte). Ersparnisse im letzten Jahr weisen keinen Effekt auf. Überraschenderweise sind für aktuelle Schulden und Schulden im Vorjahr keine Zusammenhänge mit einer negativen Umwandlung erkennbar.

Der Anteil an Zeit, die eine Person seit Beendigung ihrer Ausbildung in Arbeitslosigkeit verbracht hat, hat einen signifikant positiven Effekt auf eine ineffiziente Umwandlung. Pro Einheit auf der zehnstufigen Skala steigt die Wahrscheinlichkeit um 1,1 Prozentpunkte. Für die Zeit in Erwerbstätigkeit lässt sich kein Zusammenhang finden.

Tabelle 9.4: Multivariate Analyse für eine negative Umwandlung

		dy/dx	SE
<i>Gegenwärtiges Einkommen</i>			
Äquiv. HH-Nettoeink.		-0,003	0,002
<i>Vergangenes Einkommen</i>			
Äquiv. HH-Nettoeink. (Vorj.)		-0,005***	0,001
Ersparn. > 20.000 Euro		-0,096***	0,028
Ersparn. > 20.000 Euro (Vorj.)		0,019	0,02
Schulden > 20.000 Euro		0,027	0,021
Schulden > 20.000 Euro (Vorj.)		0,03	0,025
Zeit in Erwerbstätigkeit		0,002	0,002
Zeit in Arbeitslosigkeit		0,011 **	0,004
<i>Individuelle Ressourcen</i>			
Schulbildung	niedriger Abs.	0,041**	0,014
	mittlerer Abs.	0,019	0,012
	hoher Abs.	Ref.	
Unterstützungsnetzwerke		-0,007**	0,002
Anzahl an Freunden (Vorj.)		-0,001	0,001
Selbstwirksamkeit (Vorj.)		-0,007***	0,002
Gesundheitliche Einschr.		0,027**	0,01
Psychische Einschr.		0,012	0,016
Streitigkeiten im HH		0,016	0,016
Täglicher Alkoholkonsum		0,042*	0,019
15+ Zigaretten am Tag		0,023*	0,011
<i>Regionale Faktoren</i>			
Regionsgröße	ländl. Region	Ref.	
	Stadt	-0,021	0,013
	Großstadt	0,003	0,018
Region: neue Bundesl.		0,01	0,015
<i>Erwartungen zukünftiger Einkommen</i>			
Veränd. d. Lebensbedingungen	Verbesserung	0,033*	0,014
	keine Veränd.	Ref.	
	Verschlecht.	-0,009	0,013
Berufsabschluss		-0,009	0,013
<i>Andere Faktoren</i>			
Transferzahlungen an and. HH		0,011 **	0,004
<i>Demographie</i>			
Alter	25–34	Ref.	
	35–44	0,024	0,014
	45–54	0,012	0,015
	55–64	0,021	0,017
Migration: eigene oder Eltern		0,023	0,013
Geschlecht: weiblich		0,027***	0,008
Zusammenleben mit Partner		-0,042***	0,011
Zusätzl. Erwachsene im HH		0,016	0,012
Anzahl Kinder im HH		0,001	0,008
Pseudo-R ²		0,318	
BIC		1.101	
N		2.500	

Signifikanzniveaus: + = $p < 0,1$; * = $p < 0,05$; ** = $p < 0,01$; *** = $p < 0,001$.

Anm.: Im Modell zusätzlich enthalten sind die Variablen Wohnbesitz, Wohnkosten und regionaler Preisindex.
 Siehe hierzu die Abbildung 9.5.

Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung

Individuelle Unterschiede in der Effizienz der Umwandlung

Bei der ineffizienten Umwandlung von verfügbaren Ressourcen in Lebensstandard wird ein Zusammenhang mit dem Bildungsniveau vermutet. Es zeigt sich erwartungsgemäß, dass Personen mit einer Schulbildung von höchstens einem Hauptschulabschluss gegenüber Personen mit Abitur wahrscheinlicher eine negative Umwandlung hervorbringen (4,1 Prozentpunkte).

Während bei einer positiven Umwandlung Faktoren im Vordergrund stehen, die zusätzliche Ressourcen ermöglichen, sind es bei der negativen Umwandlung Faktoren, die eine Investition der Ressourcen in den Lebensstandard verhindern.

Ein solcher Faktor können gesundheitlichen Einschränkungen sein. Während Personen mit gesundheitlichen Einschränkungen eine erhöhte Wahrscheinlichkeit einer negativen Umwandlung aufweisen (2,7 Prozentpunkte), kann für Personen mit psychischen Problemen kein Zusammenhang festgestellt werden.

Häufiger Alkohol- oder Tabakkonsum, welche Hinweise auf Suchtverhalten sein können, haben ebenfalls einen erkennbaren Zusammenhang mit einer unzureichenden Umwandlung (Steigerung um 4,3 bzw. 2,3 Prozentpunkte).

Soziale Unterstützung und die Selbstwirksamkeitserwartung weisen einen signifikanten Zusammenhang zum Umwandlungsprozess auf. Ein stärkeres Unterstützungsnetzwerk (-0,7 Prozentpunkte) und eine höhere Selbstwirksamkeitserwartung (-0,7 Prozentpunkte) verringern die Wahrscheinlichkeit einer negativen Umwandlung.

Regionale Preisunterschiede

Vergleichbar zum Modell für eine positive Umwandlung wird das regionale Preisniveau als linearer und quadrierter Term aufgenommen. Überraschenderweise hat das Preisniveau keinen Einfluss auf eine negative Umwandlung (siehe Abbildung 9.5). Der Preisindex und die Dummyvariablen für das Leben in einer Stadt oder einer Großstadt sowie das Leben in den neuen Bundesländern sind alle deutlich insignifikant.

Erwartungen zukünftiger Einkommen

Die erwarteten Veränderungen in den Lebensbedingungen werden als Indikator für die erwarteten zukünftigen Einkommen verwendet. Personen, die eine Verbesserung ihrer Lebensbedingungen erwarten, erfahren wahrscheinlicher eine negative Umwandlung. Dies spiegelt die Befunde aus dem Modell für eine positive Umwandlung und steigert den Zweifel an der Eignung des Indikators.

Wie im Modell für eine positive Umwandlung existiert ein indirekter Beweis für die Bedeutung der Erwartungen. Personen mit geringeren Einkommen in der Vergangenheit sowie mit niedrigerem Bildungsniveau erwarten sicher geringere Einkommen in der Zukunft. Für diese Gruppen zeigt sich in der Analyse ein signifikant positiver Effekt mit einer ineffizienten Umwandlung.

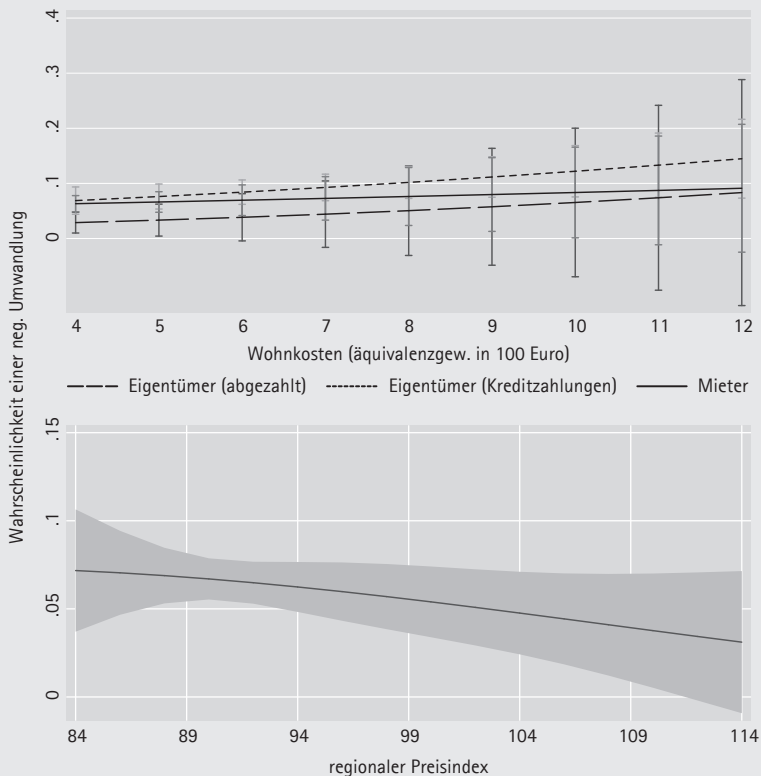
Weitere Faktoren

Bei der Interaktion von Wohnbesitzverhältnis und Wohnkosten erweisen sich die Differenzen zwischen Personen mit abgezahltem Wohneigentum, Wohneigentümrern mit Kreditzahlungen und Mietern als insignifikant (siehe Abbildung 9.5). Und auch die Höhe der Wohnkosten verändert die Wahrscheinlichkeit einer negativen Umwandlung nur marginal.

Transferzahlungen an andere Haushalte (wie z. B. Unterhaltszahlungen) hingegen steigern mit zunehmender Höhe die Wahrscheinlichkeit einer negativen Umwandlung.

Ein Partner im Haushalt senkt die Wahrscheinlichkeit einer ineffizienten Umwandlung, während weitere erwachsene Personen keinen Einfluss ausüben. Bei den Kontrollvariablen ist auffällig, dass Frauen eine höhere Wahrscheinlichkeit einer negativen Umwandlung aufweisen (2,7 Prozentpunkte). Für das Alter und den Migrationshintergrund lassen sich, wie bei der positiven Umwandlung, keine Effekte finden.

Abbildung 9.5: Vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten für eine positive Umwandlung nach regionalem Preisniveau und Wohnkosten



Die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten stammen aus dem Modell in Tabelle 9.4. Zusätzlich dargestellt sind die 95 %-Konfidenzbänder. Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung

9.7 Fazit

Dieses Kapitel beschäftigt sich mit den Einflussfaktoren im Umwandlungsprozess von Einkommen in Lebensstandard. Dabei stehen zwei Gruppen im Fokus: Zum einen die Gruppe mit einem mittleren oder hohen Lebensstandard trotz geringen Einkommens, zum anderen die Gruppe mit einem geringen Lebensstandard trotz ausreichenden Einkommens.

Wie erwartet, deckt der Deprivationsansatz Faktoren jenseits des aktuellen Einkommens ab. Die langfristige finanzielle Situation spielt eine zentrale Rolle beim *Mismatch* zwischen dem aktuellen Einkommen und dem Lebensstandard. Je höher das vergangene Einkommen ist, umso größer ist die Wahrscheinlichkeit einer positiven und umso geringer die einer negativen Umwandlung. Zudem steigern Ersparnisse und senken Schulden die Wahrscheinlichkeit einer positiven Umwandlung. Darüber hinaus haben individuelle Ressourcen einen Einfluss: ein hohes Bildungsniveau, eine hohe Selbstwirksamkeitserwartung und ein starkes soziales Unterstützungsnetzwerk steigern die Wahrscheinlichkeit einer positiven Umwandlung. Dagegen steigern ein niedriges Bildungsniveau, gesundheitliche Einschränkungen und der starke Konsum von Alkohol und Tabakwaren die Wahrscheinlichkeit einer negativen Umwandlung.

Regionale Faktoren spielen überraschenderweise nur eine untergeordnete Rolle. Es kann kein monotoner Zusammenhang einer ineffizienteren Umwandlung in sehr teuren Regionen gefunden werden. Die Befunde zu den Zukunftserwartungen scheinen den Hypothesen zu widersprechen. Für Befragte, die eine Verbesserung ihrer Lebensbedingungen erwarten, ist eine positive Umwandlung unwahrscheinlicher und eine negative Umwandlung wahrscheinlicher. Da dies nicht nur den Hypothesen, sondern auch den etablierten ökonomischen Theorien widerspricht, kann vermutet werden, dass dieser Indikator die Zukunftserwartungen nicht gut misst.

Dies führt zu den Beschränkungen dieser Analysen. Es gibt Effekte, die nicht eindeutig einem theoretischen Konstrukt zugeordnet werden können. Der Befund einer effizienteren Umwandlung bei steigendem Bildungsniveau kann durch eine größere Kompetenz im Umgang mit Geld, aber auch durch die Erwartung höherer Einkommen in der Zukunft bedingt sein. Und auch der Zusammenhang zwischen dem Umwandlungsprozess und den bisherigen Zeiten in Erwerbstätigkeit oder Arbeitslosigkeit in der Erwerbsbiographie der Befragten können Effekte vergangener Einkommen (die nicht im Einkommen des Vorjahres oder den Ersparnissen bzw. Schulden enthalten sind) sowie der Erwartung zukünftiger Einkommen sein. Auch stellt der höchste Schulabschluss keine ideale Messung der Fähigkeiten im Umgang mit Geld dar. In der 8. Welle von PASS wurde daher eine aus acht Items bestehende Fragebatterie erhoben, die dieses Konstrukt noch besser erfassen soll.

Schließlich kann bei dieser Analyse eine Verzerrung der Ergebnisse durch unbeobachtete Heterogenität zwischen den Befragten nicht ausgeschlossen werden. Obwohl Paneldaten vorliegen, kann diese Analyse nur im Querschnitt durchgeführt werden, da die benötigten Merkmale nur in einer Welle von PASS gemeinsam erhoben wurden.

10 Zeitlicher Zusammenhang von Einkommen und Lebensstandard

10.1 Problemstellung

Nachdem in Kapitel 9 der Umwandlungsprozess von Einkommen in Lebensstandard im Querschnitt analysiert wurde, stellt sich die Frage, welche Bedeutung die zeitliche Komponente beim Zusammenhang von Einkommen und Lebensstandard hat. Für eine Betrachtung im Längsschnitt bietet es sich an, hier nicht auf die dichotome Einteilung in „arm“ und „nicht arm“, sondern auf die Verteilungen der Variablen „Einkommen“ und „Lebensstandard“ zurückzugreifen.

Wie mehrere Studien zeigen konnten, ist der Lebensstandard stark von der Einkommenssituation über einen längeren Zeitraum abhängig (siehe Abschnitt 3.4). In diesem Kapitel wird daher versucht, den zeitlichen Zusammenhang zwischen Einkommen und Lebensstandard genauer zu beleuchten. Dafür wird untersucht, wie sich Veränderungen des Einkommens, aber auch Veränderungen weiterer Merkmale auf den Lebensstandard auswirken. Zudem stellt sich die Frage, ob sich die Auswirkung von Einkommenszunahmen in ihrer Stärke von der Auswirkung von Einkommenseinbußen unterscheidet. Zunächst wird der zeitliche Zusammenhang von Einkommen und Lebensstandard theoretisch erläutert.

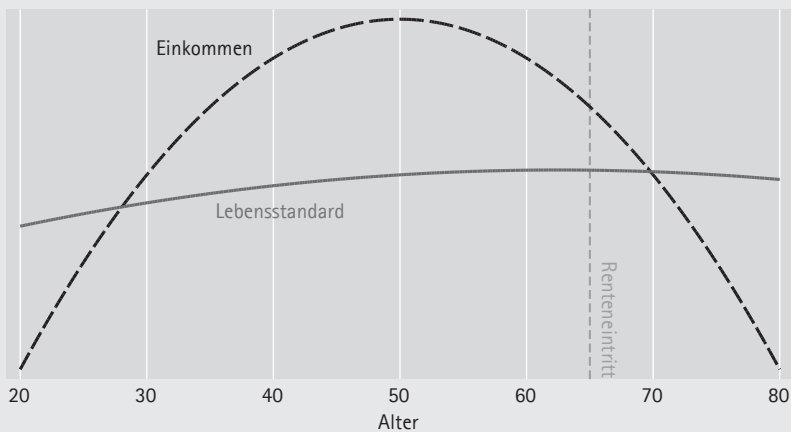
10.2 Konsumverhalten in Abhängigkeit von Einkommen, Vermögen und Zukunftserwartungen

Um sich der Frage zu nähern, warum Personen mit den ihnen zur Verfügung stehenden Ressourcen den jeweiligen Lebensstandard generieren, kann zunächst überlegt werden, welche Ziele die Personen im Allgemeinen verfolgen. Es kann zum einen angenommen werden, dass Personen einen höheren Lebensstandard gegenüber einem niedrigeren Lebensstandard vorziehen. Daher ist es plausibel anzunehmen, dass Personen versuchen, den in ihrer Situation größtmöglichen Lebensstandard zu generieren. Dabei wird das zur Verfügung stehende Einkommen möglichst effizient in Lebensstandard umgewandelt. Dies entspricht der *absoluten Einkommenshypothese* (nach Keynes (1936)), wonach der Konsum zunächst vom gegenwärtigen Einkommen abhängt.

Das Einkommen unterliegt allerdings einer teilweise vorhersehbaren Entwicklung über den Lebensverlauf (vgl. Abbildung 10.1). Dass Personen versuchen, diese Entwicklung im verfügbaren Einkommen auszugleichen, ist die Grundlage der *Lebenszyklus-Hypothese* von Konsum, die auf Modigliani und Brumberg (1955) und Ando und Modigliani (1963) zurückgeht. Innerhalb dieser These wurde sich

mit der Frage beschäftigt, aus welchen Gründen Personen sparen. Ihre Erkenntnis war, dass der Zeitraum zum Erwerb von Einkommen beschränkt ist und Personen versuchen, für die Zeit danach eine annähernd vergleichbare finanzielle Situation herzustellen. Wenn die Personen, die über die gesamte Lebenszeit verfügbaren Ressourcen kennen und eine Abschätzung der individuellen Lebenszeit abgeben können, können die für einen bestimmten Zeitraum (z. B. ein Jahr) für den Konsum zur Verfügung stehenden Mittel berechnet werden. Damit soll ein relativ konstantes Niveau des Lebensstandards über die Lebenszeit ermöglicht werden.

Abbildung 10.1: Einkommen und Lebensstandard über die Lebensjahre



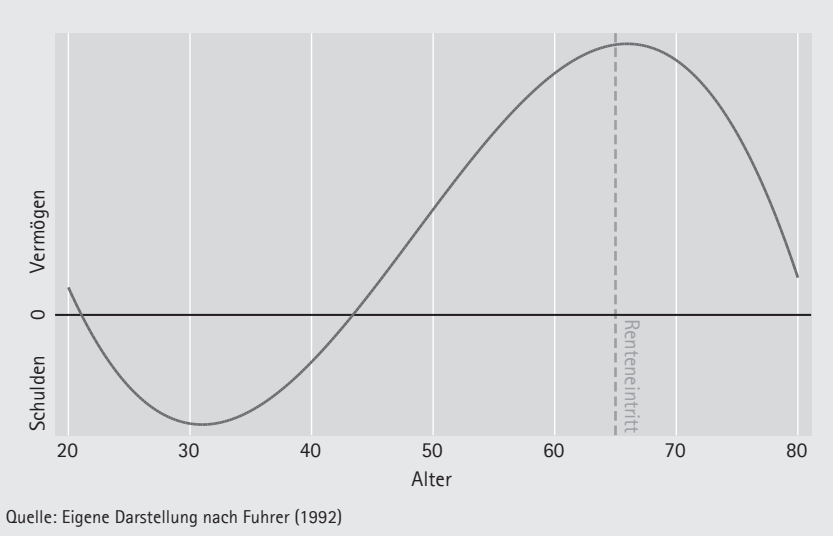
Quelle: Eigene Darstellung nach Fuhrer (1992)

Schulden und Vermögen, welches auch Wohneigentum beinhalten kann, werden zu entscheidenden Faktoren bei der Erklärung von Konsum und Lebensstandard. Es kann angenommen werden, dass es typischerweise zu Beginn des Erwerbslebens zu einer Schuldenaufnahme kommt, um den Lebensstandard über den aktuellen finanziellen Möglichkeiten zu halten (vgl. Abbildung 10.2). Im mittleren Alter kommt es zum Abbau der Schulden bzw. einer Ansammlung von Vermögen. Im höheren Alter werden die Ersparnisse aufgebraucht, um bei geringerem Einkommen (in der Phase der Rentenbezüge) den Lebensstandard aufrecht zu erhalten.

Sowohl das Konsumverhalten als auch der daraus resultierende Lebensstandard richten sich also nach den verfügbaren Ressourcen aus einer Lebenszeitperspektive. Durch diese Lebenszeitperspektive dürften Veränderungen des Lebensstandards durch Veränderungen der aktuellen Einkommenssituation auf Veränderungen des erwarteten Lebenszeiteinkommens zurückzuführen sein. Die *Lebenszyklus-Hypothese* kann auch Unsicherheiten wie Ableben, das Vorhandensein von sozialen Absicherungssystemen, Zinssätze, Erbschaften und Muster von

Lebenszeiteinkommen berücksichtigen. Probleme tauchen allerdings bei unvorhersehbaren Einkommensschwankungen auf.

Abbildung 10.2: Schulden und Vermögen über die Lebensjahre



Es kann angenommen werden, dass die meisten Personen versuchen, einen über die Zeit konstanten und nichtschwankenden Lebensstandard zu erhalten. Dies beschreibt Duesenberry (1949) mit dem *Ratchet-Effekt*. Dieser besagt, dass Haushalte den höchstmöglich realisierbaren Lebensstandard anstreben und versuchen, diesen auch bei Veränderungen der Einkommenssituation, beizubehalten. Und auch bei steigendem Einkommen reagiert der Lebensstandard verzögert. Dies dürfte auch dadurch begründet sein, dass Schwankungen im Lebensstandard mit zusätzlichen Kosten verbunden sind (z. B. Neuanschaffungen, Wertverlust beim Verkauf, Bedarf neue Informationen einzuholen). Zudem ist zu berücksichtigen, dass Erwartungen und Anspruchshaltungen mit steigendem Lebensstandard zunehmen und für ein Individuum durch einmaligen Erwerb bestimmte Güter von einem wünschenswerten Objekt zu einer gefühlten Notwendigkeit werden können. Eine Abwärtsbewegung kann daher als sehr entbehrungsstark und negativ empfunden werden (*habit-persistence* nach Duesenberry (ebd.)).

Dies berücksichtigt die *Theorie des permanenten Einkommens*, welche auf Friedman (1957) zurückgeht. Die zentrale Idee ist, dass Personen den Konsum ihrem „normalen“ Einkommen anpassen. Hierüber soll ein annähernd konstanter Lebensstandard über die Zeit ermöglicht werden, auch bei zeitlichen Schwankungen im Einkommen. Daher sollten Einkommensveränderungen, die als zeitlich eingeschränkt eingeschätzt werden, keinen großen Einfluss auf das Konsumver-

halten und damit auf den Lebensstandard haben. Das Konsumverhalten hängt hauptsächlich davon ab, welches Einkommen sie für einen bestimmten (längeren) Zeitraum erwarten. Vergleichbar zur Lebenszyklus-Hypothese werden, um einen konstanten Lebensstandard zu gewährleisten, Einkommensschwankungen dahingehend ausgeglichen, dass in Zeiten überdurchschnittlichen Einkommens, Ersparnisse aufgebaut bzw. Schulden abgebaut werden und in Zeiten unterdurchschnittlichem Einkommens, dementsprechend Vermögen aufgebraucht bzw. Schulden aufgebaut werden.

Die Vorstellung des „normalen“ individuellen Einkommens ergibt sich dabei aus den Erfahrungen der vorangegangenen Jahre. Aber auch weitere Faktoren beeinflussen die zukünftigen Erwartungen. Die Einschätzung, ob eine Veränderung im Einkommen nur temporär oder dauerhaft ist, beeinflusst deren Wirkung auf die Veränderung des Lebensstandards. Bei temporären Veränderungen ist die Auswirkung nur gering. Nur wenn die Veränderung im Einkommen als dauerhaft eingeschätzt wird, ist auch eine spürbare Anpassung im Lebensstandard zu erwarten. Ein Einkommensanstieg führt nicht direkt zu einem Anstieg des Konsums bzw. Lebensstandards, aber bei einem anhaltend höheren Niveau dürfte der Effekt zunehmend zum Tragen kommen. Damit berücksichtigt die Theorie des permanenten Einkommens auch zeitverzögerte Anpassungen im Konsumverhalten. Ein Problem dieser Annahme ergibt sich allerdings, wenn Personen mit einer temporären Einkommensverschlechterung weder Ersparnisse noch Kredite zur Verfügung stehen, um die finanziellen Einbußen im Lebensstandard ausgleichen zu können.

10.3 Forschungsfragen

Aus diesen Überlegungen lässt sich ableiten, dass Personen versuchen, das höchstmögliche, dauerhaft konstante Niveau an Lebensstandard zu generieren. Besonders bei Veränderungen im verfügbaren Einkommen versuchen Personen daher eine Anpassung vorzunehmen, die die vorherige, die gegenwärtige aber auch die zukünftige Einkommenssituation beinhaltet. Erwartungen an die Zukunft spielen dabei eine bedeutsame Rolle. Dies führt zu folgenden Forschungshypothesen:

1. Es wird vermutet, dass mit einem steigenden Einkommen der Lebensstandard steigt bzw. mit einem sinkenden Einkommen ein Rückgang des Lebensstandards erkennbar ist.
2. Neben diesem kurzzeitigen Anpassungseffekt, wird auch von einem langfristigen Effekt des durchschnittlichen Einkommens über einen längeren Zeitraum auf den Lebensstandard ausgegangen.

Die weiteren zu testenden Einflussfaktoren entsprechen größtenteils den Variablen aus dem Modell zu einer positiven bzw. negativen Umwandlung. Die jeweils vermutete Wirkungsrichtung ist dem Abschnitt 9.3 zu entnehmen.

Diese Analyse ähnelt den Arbeiten von Berthoud und Bryan (2011) und Fusco (2012). Auch diese untersuchen die Veränderungen im Lebensstandard in Abhängigkeit von Einkommen. Auch hier werden langfristige und kurzfristige Effekte berechnet. Während sich diese Analysen auf Großbritannien (BHPS) bzw. Luxemburg (Panel Socio-Economique „Liewen zu Lëtzebuerg“ (PSELL3)) beziehen, wird im Folgenden der Zusammenhang in Deutschland mit den Daten des PASS untersucht. Diese Analyse unterscheidet sich zudem dadurch, dass auch die weitere finanzielle Situation, in Form von Schulden und Ersparnissen, und individuelle Merkmale zur Selbstwirksamkeitserwartung und zur Größe des sozialen Netzwerks einfließen. Des Weiteren wird die Verteilung der abhängigen Variable berücksichtigt, indem zusätzlich eine Regression für Zählvariablen (*Negativ-Binomial-Regression*, vgl. Abschnitt 5.5) durchgeführt wird.

10.4 Modellierung, Daten und Operationalisierung

Die vorangegangenen Überlegungen verdeutlichen die Bedeutung des zeitlichen Verlaufs bei der Umwandlung von Ressourcen in Lebensstandard. Aufgrund vorausschauenden Wirtschaftens kann der Lebensstandard nach Einkommenseinbußen noch eine Zeit lang relativ konstant gehalten werden. Eine Anpassung an das neue Einkommensniveau erfolgt erst zeitversetzt. Um als negativ empfundene Verschlechterungen im Lebensstandard zu vermeiden, dürften auch Einkommenszuwächse erst dann zu einer Anpassung des Lebensstandards führen, wenn die Personen davon ausgehen, dass diese auch dauerhaft Bestand haben. Es wird daher davon ausgegangen, dass vor allem das durchschnittliche Einkommen über einen längeren Zeitraum einen starken Einfluss auf den Lebensstandard hat. Um die Haushaltskonstellation zu berücksichtigen wird das äquivalenzgewichtete Haushaltsnettoeinkommen verwendet. Abweichungen von diesem durchschnittlichen Einkommen hingegen dürften sich nicht so stark auf den Lebensstandard auswirken. Um eine Unterscheidung zwischen langfristigen Effekten und Effekten der Veränderung zu ermöglichen, wird ein *Hybridmodell* verwendet, welches die Schätzung von *between-* und *within-Effekten* innerhalb eines Modells erlaubt (Mundlak 1978; Schunk 2013). Dabei können die *between-Effekte* als Basis- bzw. längerfristige Effekte interpretiert werden, die *within-Effekte* hingegen können als kurzfristige Effekte von Jahr zu Jahr gedeutet werden (vgl. Berthoud und Bryan 2011).

Neben dem aktuellen Einkommen gibt es weitere Faktoren, die den Lebensstandard beeinflussen. Diese wurden bereits in Kapitel 9 behandelt. Folgende Faktoren

sollen auch in ihren Auswirkungen auf die Dynamik des Lebensstandards untersucht werden: Einkommen des Vorjahres (natürlicher Logarithmus), Ersparnisse und Schulden, Besitz von Wohneigentum, Bildungsniveau, Gesundheitszustand, Selbstwirksamkeit, Größe des Freundeskreises, Alter, Geschlecht, Migrationshintergrund, Wohnregion, regionale Arbeitsmarktlage und die Haushaltskonstellation.¹ Zusätzlich werden Wellendummies zur Kontrolle von Periodeneffekten aufgenommen.

Da die in dieser Analyse verwendeten Variablen in allen Wellen beobachtet worden sein müssen, werden in diesem Modell nicht alle Merkmale berücksichtigt, die in Kapitel 9 in die Modelle eingeflossen sind. Die Variablen zur Selbstwirksamkeit sind nicht in Welle 5 erhoben worden. Für diese Welle wird eine Imputation mit der vorherigen (*last observation carried forward* (LOCF)) bzw., wenn nicht vorhanden, mit der nachfolgenden Beobachtung (*next observation carried backward* (NOCB)) durchgeführt. Dieses Verfahren unterschätzt Veränderungen, und stellt daher ein eher konservatives Vorgehen dar.

Bei den meisten zeitveränderlichen Merkmalen werden sowohl längerfristige als auch kurzfristige Effekte geschätzt. Interessant ist hierbei vor allem das jeweilige Verhältnis von langfristigen und kurzfristigen Effekten zueinander. Manche zeitveränderlichen Variablen weisen wenig Varianz innerhalb der Personen auf (z. B. Besitz von Wohneigentum), weshalb hier keine getrennten Effekte geschätzt werden können.

Die abhängige Variable ist der ungewichtete Summenindex bestehend aus 16 Deprivationsitems (siehe Kapitel 7). Diese Variable stellt eine Zählvariable dar, weshalb neben der Berechnung eines linearen Regressionsmodells auch eine *Negativ-Binomial-Regression* durchgeführt wird (siehe Abschnitt 5.5). Die Zählvariable weist zudem einen hohen Anteil an Nullwerten auf (31 Prozent der Beobachtungen im Analysesample). *Zero-inflated-regressions* erlauben die Modellierung eines separaten Prozesses, durch den der hohe Anteil an Nullwerten bedingt ist. In Stata (Version 13) ist die Berechnung eines hybriden, zero-inflated Negativ-Binomial-Regressionsmodells für Paneldaten nicht implementiert. Daher wird auf eine separate Modellierung des hohen Anteils an Nullwerten verzichtet.

Bei der Analyse zu Veränderungen im Lebensstandard in Abhängigkeit vom Haushaltseinkommen werden die ersten sieben Wellen von PASS verwendet. Die Analysen werden auf Personen zwischen 25 und 64 Jahren eingeschränkt. Es gehen ca. 42.000 Beobachtungen von etwa 12.000 Personen in die ungewichtete Analyse ein. Um die Unsicherheit nicht zu unterschätzen, werden panel-robuste Standardfehler auf Ebene der Individuen verwendet.

¹ Damit das Modell besser konvergiert, werden das Bildungsniveau (Anzahl der Jahre im Bildungssystem) und das Alter als metrische Variablen aufgenommen.

10.5 Empirische Analysen

In Tabelle 10.1 sind die Koeffizienten des Hybridmodells aufgelistet. Auf der linken Seite sind die Effekte der Durchschnittswerte einer Person (*between-Effekte*) enthalten. Diese werden hier als dauerhafte bzw. langfristige Effekte interpretiert. Bis auf das Alter, den Migrationshintergrund, die Wohnbesitzverhältnisse, die Wohnregion und die Anzahl der Kinder im Haushalt sind alle langfristigen Effekte mindestens auf dem 1 Prozent-Niveau signifikant. In der rechten Spalte sind die Effekte der Abweichungen vom Personenmittelwert zu den einzelnen Beobachtungen enthalten (*within-Effekte*). Diese werden als Effekte von Veränderungen interpretiert. Es zeigen sich Signifikanzen beim aktuellen und vergangenen Einkommen, bei den Schulden und den Ersparnissen, beim Gesundheitszustand, der Selbstwirksamkeitserwartung, der Anzahl der Freunde, einem Partner sowie weiteren Erwachsenen im Haushalt. Der Koeffizient für die Anzahl der Freunde ist auf dem 1 Prozent-Niveau signifikant.

Die Ergebnisse weisen insgesamt auf einen hohen Stellenwert der dauerhaften finanziellen Situation hin. Diese beeinflusst maßgeblich das Niveau des Lebensstandards. Das langfristige Einkommen und die dauerhafte Situation bei Schulden und Ersparnissen zeigen sich als sehr bedeutsame Faktoren. Dabei sind die Effekte für Ersparnisse größer als die für Schulden. Aber auch Veränderungen in der finanziellen Situation wirken sich aus. So sind Einkommensveränderungen (auch in der Vorwelle) mit entsprechenden Veränderungen des Lebensstandards verbunden. Zuwächse verbessern den Lebensstandard, Einbußen verschlechtern ihn.

Neben dem Einkommen sind auch Veränderungen in der Haushaltskonstellation relevant. Der Effekt zum Partner im Haushalt zeigt einen Anstieg des Lebensstandards bei Aufnahme einer Partnerschaft und einen Abstieg, falls es zu einer Trennung kommt. Der Effekt der kurzfristigen Veränderung ist dabei fast so groß wie der der dauerhaften Situation. In die gleiche Richtung wirkt sich eine neue weitere erwachsene Person im Haushalt bzw. der Auszug einer solchen Person aus. Für Veränderungen bei der Anzahl der Kinder zeigt sich kein signifikanter Effekt.

Wie bei den Analysen zur Umwandlung von Einkommen in Lebensstandard, ist auch hier die Selbstwirksamkeitserwartung ein wichtiger Faktor. Dies gilt auch für kurzfristige Veränderungen, wobei Verbesserungen mit einer Erhöhung des Lebensstandards einhergehen. Das soziale Unterstützungsnetzwerk kann in der Längsschnittanalyse nur anhand der Anzahl der Freunde berücksichtigt werden. Es zeigen sich positive Effekte der dauerhaften Anzahl an Freunden sowie einer Vergrößerung des Freundeskreises. Gesundheitliche Einschränkungen wirken sich erwartungsgemäß negativ aus. Dies gilt sowohl für die kurzfristigen Effekte als auch für die langfristigen Effekte. Eine Verschlechterung des Gesundheitszustandes führt somit zu einer Verschlechterung des Lebensstandards.

Tabelle 10.1: Einfluss von Einkommen auf Lebensstandard

	between-Effekte		within-Effekte	
	β	t	β	t
HH-Einkommen (Ln)	2,554	51,25***	0,858	18,13***
HH-Einkommen (Ln) in der Vorwelle			0,173	5,79***
Ersparnisse > 20.000 Euro	2,176	39,07***	0,630	15,68***
Schulden > 20.000 Euro	-0,952	-20,16***	-0,247	-7,73***
Wohnbesitzverhältnisse				
<i>Mietzahlungen</i>	<i>Ref.</i>		<i>Ref.</i>	
<i>abgezahltes Wohneigentum</i>	0,829	11,98***	0,096	1,42
<i>Wohneigentum (Kreditzahlungen)</i>	0,234	3,90***	-0,041	-0,63
Partner im HH	0,713	15,61***	0,648	7,56***
Anzahl der Kinder im HH	-0,040	-1,74+	0,037	0,83
Weitere Erwachsenen im HH	0,377	7,38***	0,145	2,84**
Selbstwirksamkeitserwartung	0,228	25,44***	0,106	12,79***
Anzahl der Freunde	0,035	8,54***	0,007	2,61**
Gesundheitliche Einschränkungen	-0,661	-13,18***	-0,211	-5,97***
Geschlecht: Frau	-0,198	-5,21***		
Alter				
<i>25 bis 34 Jahre</i>	<i>Ref.</i>			
<i>35 bis 44 Jahre</i>	-0,164	-2,64**		
<i>45 bis 54 Jahre</i>	-0,497	-8,23***		
<i>55 bis 64 Jahre</i>	-0,477	-7,19***		
Bildungszeit in Jahren	0,027	3,54***		
Migrationshintergrund	-0,164	-3,37***		
Region: Ostdeutschland	-0,110	-2,53*		
Erhebungswelle				
<i>2008</i>	<i>Ref.</i>		<i>Ref.</i>	
<i>2009</i>	0,460	1,70+	0,210	5,84***
<i>2010</i>	0,331	2,04*	0,418	9,78***
<i>2011</i>	0,499	2,64**	0,661	12,95***
<i>2012</i>	0,721	3,80***	0,805	15,71***
<i>2013</i>	0,634	3,32***	0,900	17,01***
R^2	0,603		0,123	
BIC	52.208		137.368	
Anzahl an Beobachtungen	41.562		41.562	
Anzahl an Personen	12.134		12.134	

Signifikanzniveaus: + = $p < 0,1$; * = $p < 0,05$; ** = $p < 0,01$; *** = $p < 0,001$.

Quelle: PASS SUF 2006–2013, eigene Berechnung

Um die Verteilung des Summenindex besser zu berücksichtigen, wird zusätzlich eine *Negativ-Binomial-Regression* berechnet. Damit das Modell besser konvergiert, muss auf ein paar der Variablen verzichtet werden. Zudem werden die metrischen Variablen zentriert. Die Ergebnisse dieser Berechnung sind der Tabelle A.8 im Anhang zu entnehmen. Auch wenn die Effektstärken zwischen den Modellen leicht variieren², so sind doch die Wirkungsrichtungen, die Signifikanzen und die Verhältnisse von kurzfristigen und langfristigen Effekten sehr vergleichbar und führen zur gleichen Interpretation.

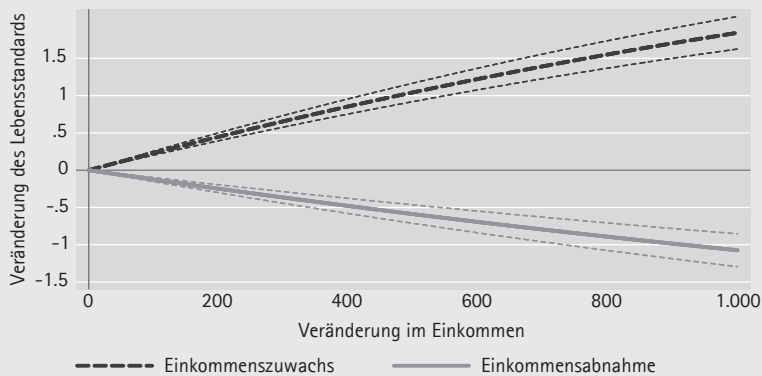
Nachdem sich in der vorherigen Analyse gezeigt hat, dass sich neben der langfristigen Einkommenssituation auch Effekte von Einkommensveränderungen ergeben, stellt sich die Frage, ob diese für Einkommenszuwächse und Einkommenseinbußen gleich groß sind. Im vorherigen Modell sind Einkommenszuwächse und Einkommensabnahmen gemeinsam eingegangen, wodurch sich ein gemittelter Effekt ergibt. Aufgrund vorausschauenden Wirtschaftens und der Langlebigkeit gewisser Konsumgüter kann angenommen werden, dass der Effekt eines Einkommenszuwachses um einen bestimmten Betrag nicht gleich dem gespiegelten Effekt einer Einkommenseinbuße um denselben Betrag sein muss. Das heißt, steigt der Lebensstandard bei einem zusätzlichen Euro anders, als er bei einem Euro weniger sinkt? Um den jeweiligen Effekt von Einkommenszuwächsen bzw. Einkommensabnahmen zu erhalten, werden zwei separate Modelle berechnet.

Da nur der Effekt einer individuellen Einkommensveränderung interessiert, werden ausschließlich *Fixed-Effekte* geschätzt. In Abbildung 10.3 sind die Effekte und die 95 Prozent-Konfidenzbänder für Einkommenszuwächse und Einkommenseinbußen gegenübergestellt. Im Modell zur Berechnung dieser Effekte fließen alle zeitveränderlichen Merkmale des vorherigen gemeinsamen Modells ein. Die dargestellten Effekte beruhen auf dem linearen Regressionsmodell.

Es ist zu erkennen, dass der Effekt von Einkommenszuwächsen signifikant stärker ist als der von Einkommenseinbußen. Das bedeutet, dass jeder zusätzliche Euro kurzfristig zu einer stärkeren Verbesserung des Lebensstandards führt, als dass ein Euro weniger den Lebensstandard verringert. Dies kann zum einen auf die Langlebigkeit von Konsumgütern zurückgeführt werden, es kann aber auch ein Hinweis auf das Konsumverhalten von Personen sein. Anzunehmen ist, dass eine Verschlechterung als sehr unangenehm empfunden wird. Eine Verbesserung des Lebensstandards ist allerdings erstrebenswert und findet daher auch bei kurzfristigen Verbesserungen im Einkommen eher statt.

2 Es ist hierbei die Interpretation der Regressionskoeffizienten im Negativ-Binomial-Regressionsmodell zu beachten (vgl. Abschnitt 5.5).

Abbildung 10.3: Kurzzeit-Effekte von Einkommenszuwächsen und -abnahmen



Anm.: Effekte stammen aus einem Modell mit weiteren unabhängigen Variablen (siehe Tabelle A.9). Zusätzlich dargestellt sind die 95 %-Konfidenzbänder. Quelle: PASS SUF 2006–2013, eigene Berechnung

10.6 Fazit

Nach der Analyse des Umwandlungsprozesses von Einkommen in Lebensstandard auf Basis der dritten Welle von PASS in Kapitel 9, wird in diesem Kapitel der zeitliche Zusammenhang zwischen den beiden Größen genauer beleuchtet. Daher werden Panelmodelle mit allen sieben Wellen des PASS berechnet. Zum Einsatz kommt ein *Hybridmodell*, das die Unterteilung in kurzfristige und langfristige Effekte erlaubt.

Berücksichtigt man die zeitliche Komponente bei der Analyse des Zusammenhangs von Einkommen und Lebensstandard, so zeigt sich, dass der Lebensstandard zwar auf kurzfristige Veränderungen des Einkommens von Jahr zu Jahr reagiert, stärker jedoch durch die längerfristige Einkommenssituation bestimmt wird. Insgesamt weisen die dauerhaften Effekte einen stärkeren Einfluss als die Effekte kurzfristiger Veränderungen auf. Kurzfristige Auswirkungen auf den Lebensstandard haben besonders Veränderungen in der Haushaltskonstellation, wie z. B. die Trennung vom Partner oder eine Veränderung der Anzahl der Kinder im Haushalt, aber auch Veränderungen im Gesundheitszustand. Die Analysen zeigen auch, dass Einkommenszuwächse eine stärkere kurzfristige Auswirkung auf den Lebensstandard haben können als Einkommensabnahmen. Inwieweit dies tatsächlich auf das Konsumverhalten der Befragten zurückzuführen ist, kann hier nicht abschließend geprüft werden.

Bei den Analysen wird die Panelstruktur der Daten genutzt, um Verzerrungen der Ergebnisse durch unbeobachtete Heterogenität zu verringern. Während dies bei den *between-Effekten* auch für unbeobachtete Heterogenität zwischen den Personen nicht ausgeschlossen werden kann, können die *within-Effekte* nur durch unbeobachtete Heterogenität innerhalb der Personen verzerrt sein.

11 Veränderungen im Lebensstandard nach dem Verlust der Erwerbstätigkeit

11.1 Problemstellung

Für Veränderungen in der materiellen Lebenssituation sind häufig Ereignisse im Lebensverlauf verantwortlich. In der Ungleichheitsforschung hat die Bedeutung dieser *trigger events* (vgl. DiPrete 2002) zur Erklärung sozialer Mobilität stark zugenommen. Western et al. (2012) sehen in der Analyse dieser einkommensverändernden Ereignisse den richtigen Weg, ökonomische Unsicherheit besser verstehen zu können.

Die Einkommen aus Erwerbstätigkeit stellen in vielen Haushalten die bedeutendste Komponente der zur Verfügung stehenden materiellen Ressourcen dar. Der Verlust der Erwerbstätigkeit und die darauf folgende Arbeitslosigkeit sind hauptsächlich für Einkommenseinbußen und soziale Abwärtsbewegungen verantwortlich (vgl. DiPrete und McManus 2000; Kohler et al. 2012; Kuhn 2002) und können daher weitreichende Folgen für die Lebenssituation der Betroffenen und deren Haushaltsangehörigen haben. Daher wird ein starker Einfluss dieses Ereignisses auf den Lebensstandard vermutet. Allerdings kann sich, wie in Abschnitt 10.2 beschrieben, ein abweichender zeitlicher Verlauf der Anpassung an dieses Ereignis ergeben. Um dieser Frage nachzugehen, wird in diesem Abschnitt die Veränderung des Lebensstandards über die Zeit nach dem Verlust der Erwerbstätigkeit und dem anschließenden Eintritt in die Arbeitslosigkeit untersucht.

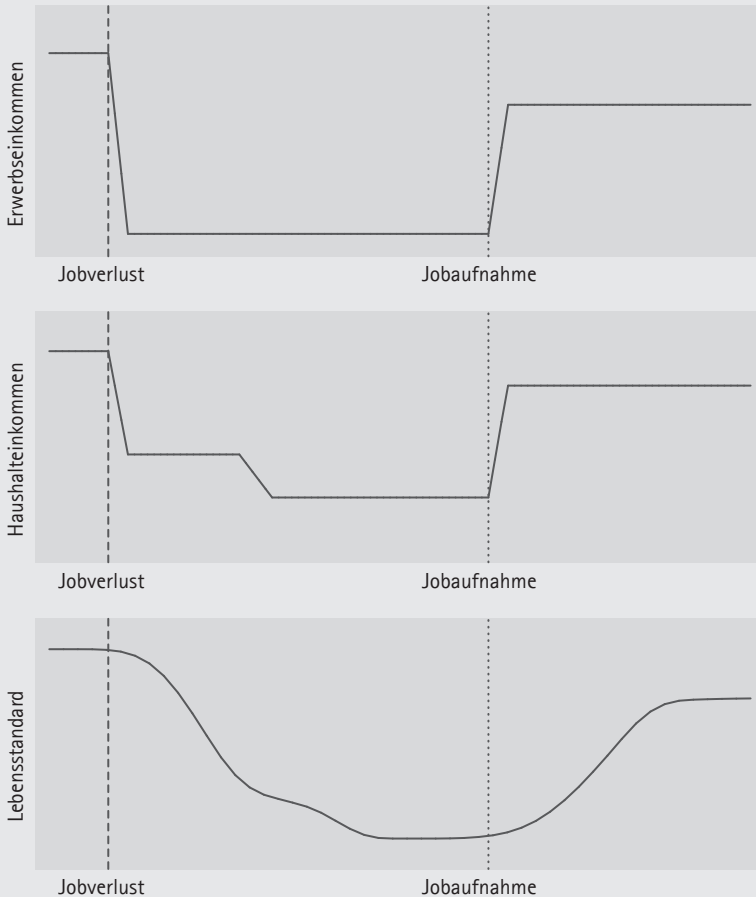
11.2 Eintritt in Arbeitslosigkeit

In Abbildung 11.1 sind mögliche individuelle Verläufe für das individuelle Bruttoerwerbseinkommen, das Haushaltsnettoeinkommen und den Lebensstandard des Haushalts nach dem Verlust der Erwerbstätigkeit dargestellt. Nach dem Verlust der Erwerbstätigkeit fällt das komplette Erwerbseinkommen weg und steigt erst bei Wiederaufnahme einer neuen Erwerbstätigkeit an. Dabei kann es vorkommen, dass das Erwerbseinkommen der neuen Tätigkeit unterhalb dessen liegt, was in der vorherigen Erwerbstätigkeit verdient wurde.

Dieser *Scar-Effekt* kann darauf zurückzuführen sein, dass eine Beschäftigung unterhalb des eigentlichen Qualifikationsniveaus oder in einem anderen Wirtschaftssektor angenommen wird, um die Arbeitslosigkeit verlassen zu können (vgl. Wiederhold, Nedelkoska und Neffke 2013). Auch kann es durch einen Wechsel des Arbeitgebers zu einem Verlust von unternehmensspezifischen Kenntnissen und durch eine längere Phase der Arbeitslosigkeit zu einem Verlust von berufsspezi-

fischen Fähigkeiten kommen (vgl. Kletzer 1989). Zudem findet nach dem Verlust einer Vollzeitbeschäftigung der Wiedereinstieg in den Arbeitsmarkt teilweise über eine Teilzeitbeschäftigung statt (vgl. Farber 1993). Auch kann die Arbeitslosigkeit von einem potenziellen zukünftigen Arbeitgeber als negatives Signal empfunden werden (Berkovitch 1990).

Abbildung 11.1: Verläufe nach dem Verlust der Erwerbstätigkeit



Quelle: Eigene Darstellung

Die Auswirkungen des Verlusts der Erwerbstätigkeit auf das Haushaltseinkommen können geringer ausfallen. Zum einen können bereits weitere Erwerbseinkommen anderer Haushaltsmitglieder zur Verfügung stehen. Als Reaktion auf die Arbeitslosigkeit können durch die weiteren erwerbsfähigen Personen im Haushalt auch neue Beschäftigungen aufgenommen werden oder bestehende Beschäftigungen

ausgeweitet werden (vgl. Ehlert 2012). Zum anderen kann ein Anspruch auf Arbeitslosengeld I (ALG I) bestehen¹, wodurch der Verlust des Erwerbseinkommens, zumindest für einen bestimmten Zeitraum, teilweise ausgeglichen wird (vgl. Ehlert 2012, 2013).

Beim Lebensstandard dürfte in bestimmten Bereichen eine schnelle Anpassung an die neue Einkommenssituation stattfinden (z. B. im Bereich der sozialen Teilhabe). In anderen Bereichen, wie der Wohnsituation oder der Versorgung mit langlebigen Konsumgütern, ist mit einer zeitversetzten Verschlechterung zu rechnen. Bei Wiederaufnahme einer Erwerbstätigkeit ist ebenfalls davon auszugehen, dass sich die neue Einkommenssituation erst nach einer gewissen Zeit im Lebensstandard widerspiegelt. Es kann auch vermutet werden, dass die Erfahrung der Arbeitslosigkeit die Einschätzung der zukünftigen Beschäftigungschancen und Einkommensaussichten dauerhaft verändert. Dies dürfte, bei gleichem Einkommen wie vor der Arbeitslosigkeit, zu einem andauernd geringeren Lebensstandard (als vor der Arbeitslosigkeit) führen.

11.3 Daten, Operationalisierung und Modellierung

Im Vordergrund dieser Analysen steht die Bedeutung des Ereignisses „Verlust der Erwerbstätigkeit und anschließendem Eintritt in die Arbeitslosigkeit“. Im PASS werden Zeiten in Erwerbstätigkeit und Zeiten in Arbeitslosigkeit in Form von Episoden (sogenannte *Spelldaten*) erhoben und in eigenen Datensätzen abgelegt. Zur Bestimmung des Verlusts der Erwerbstätigkeit und des Eintritts in die Arbeitslosigkeit werden diese Spelldaten verwendet. Ein Ereignis liegt dann vor, wenn auf eine Episode abhängiger Beschäftigung mit einer Dauer von mindestens 12 Monaten innerhalb eines Zeitraums von 3 Monaten eine Episode in gemeldeter Arbeitslosigkeit mit einer Dauer von mindestens 2 Monaten folgt. Dabei werden befristete Beschäftigungen und solche mit einem Stundenumfang von unter 30 Stunden pro Woche ausgeschlossen. Neben eigenen Kündigungen werden auch weitere Formen der Beendigung des Beschäftigungsverhältnisses eingeschlossen. Insgesamt wird ein Zeitraum von bis zu 48 Monaten nach dem Ereignis untersucht.

Die Dynamik des individuellen Bruttoeinkommens, des Haushaltsnettoeinkommens und des Lebensstandards werden einander graphisch gegenübergestellt. Hierfür werden in drei separaten Modellen *Fixed-Effekts* für das Ereignis des Eintritts in Arbeitslosigkeit nach dem Verlust der Erwerbstätigkeit sowie für die Zeit

¹ ALG I ist eine Leistung der Arbeitslosenversicherung, welche bei Eintritt in die Arbeitslosigkeit und Erfüllung der Anspruchsvoraussetzungen gezahlt wird. Die Höhe der ALG-I-Leistungen richtet sich nach dem vorherigen Verdienst. Jüngere erhalten Arbeitslosengeld I für höchstens ein Jahr, Ältere können es auch länger erhalten.

danach geschätzt. Es werden daher ausschließlich individuelle Veränderungen berücksichtigt. Dafür wird eine Variable gebildet, die angibt, wie lange das Ereignis „Verlust der Erwerbstätigkeit“ zurückliegt.² Um die Zeit flexibel zu modellieren, werden verschiedene Polynome der Zeitvariable aufgenommen.³

Relevant hierfür sind die Auswirkungen direkt zum Zeitpunkt des Eintrittes sowie der weitere Verlauf über die Zeit. Daher werden die weiteren Variablen in den Modellen nicht weiter thematisiert. In die Modelle fließen, neben den Polynomen der Zeit, auch Ersparnisse und Schulden, der Besitz von Wohneigentum, das Bildungsniveau (in Jahren), gesundheitliche Einschränkungen, die Größe des Freundeskreises, das Alter (zusätzlich als quadrierter Term), die Haushaltskonstellation (Partner im Haushalt, Anzahl der Kinder unter 18 Jahren im Haushalt und weitere erwachsene Personen im Haushalt) und die Erhebungswelle ein.

Für eine bessere Vergleichbarkeit der Effekte zwischen den drei Zielgrößen „Bruttoerwerbseinkommen“, „äquivalenzgewichtetes Haushaltsnettoeinkommen“ und „Lebensstandard des Haushalts“, werden als abhängige Variablen die individuellen relativen Wohlfahrtspositionen (arithm. Mittel der gewichteten Verteilung) verwendet.

Wie bei der Analyse zum zeitlichen Zusammenhang von Einkommen und Lebensstandard werden wieder die ersten sieben Wellen von PASS verwendet. Die Fallzahlen der Personen und Beobachtungen, die in die Analysen eingehen, sind in den jeweiligen Tabellen aufgeführt. Die Analysen werden ohne Gewichtung durchgeführt. Um die Unsicherheit nicht zu unterschätzen, werden panel-robuste Standardfehler auf Ebene der Individuen verwendet.

11.4 Empirische Analysen

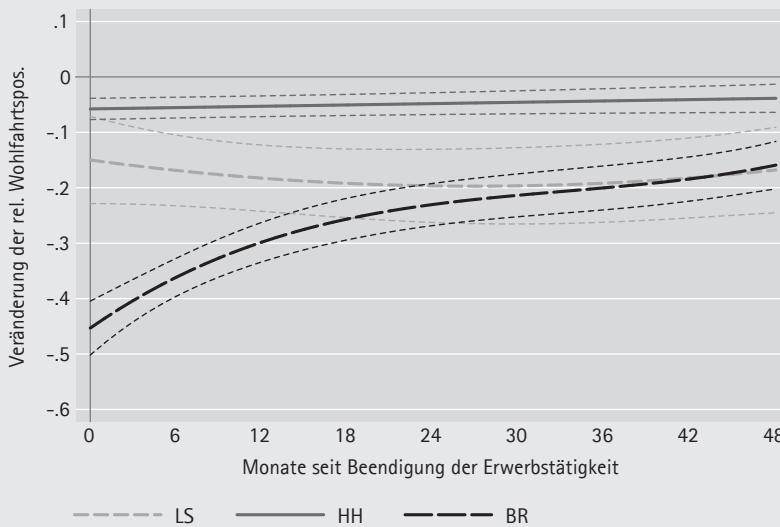
In einem ersten Modell werden auch Zeiten des Wiedereinstiegs in die Erwerbstätigkeit berücksichtigt. Das heißt, dass auch die Veränderungen eingehen, die nach der Beendigung der Arbeitslosigkeit auftreten. In Abbildung 11.2 sind die Effekte des Verlusts der Erwerbstätigkeit und die Verläufe über die Zeit für die drei Zielgrößen „Bruttoerwerbseinkommen“, „Haushaltsnettoeinkommen“ und „Lebensstandard des Haushalts“ zu sehen.⁴

2 In den allermeisten Fällen entspricht die Dauer seit Jobverlust auch der Dauer seit Beginn der Arbeitslosigkeit.

3 Es wurden für die einzelnen Zielgrößen Modelle mit unterschiedlicher Anzahl an Polynomen der Zeit getestet und die Modelle mit dem besten *Modellfit* ausgewählt.

4 Das vollständige Modell ist in Tabelle A.10 im Anhang zu sehen.

Abbildung 11.2: Effekt des Verlusts der Erwerbstätigkeit



Anm.: Effekte stammen aus einem Modell mit weiteren unabhängigen Variablen (siehe Tabelle A.10).

Zusätzlich dargestellt sind die 95 %-Konfidenzbänder. Quelle: PASS SUF 2006–2013, eigene Berechnung

Auf der x-Achse ist die Zeit seit Verlust der Erwerbstätigkeit in Monaten dargestellt. Auf der y-Achse ist die Veränderung der relativen Wohlfahrtsposition abgebildet. Die Abweichung vom Wert Null auf der y-Achse bei Monat Null auf der x-Achse gibt die Veränderung direkt nach dem Ereignis wieder. Da sich die Verteilungen der relativen Wohlfahrtspositionen zwischen den drei Variablen voneinander unterscheiden, lassen sich die graphisch dargestellten Ergebnisse nicht uneingeschränkt miteinander vergleichen. Auch wenn die Stärken der Effekte nicht vergleichbar sind (z. B. wie stark ist der Verlust auf der relativen Wohlfahrtsposition direkt nach dem Ereignis), so können doch die Richtung der Verläufe über die Zeit (z. B. schneller Anstieg gegenüber Stagnation) und das Verhältnis von unmittelbarem Effekt und der Veränderung über die Zeit (z. B. starker direkter Abfall und schnelle Erholung gegenüber kaum einer Veränderung zu Beginn, aber immer deutlicher über die Zeit) einander gegenübergestellt werden.

Beim Bruttoerwerbseinkommen ist nach einem Absinken der relativen Wohlfahrtsposition ein (signifikanter) starker Anstieg direkt nach dem Ereignis zu sehen. Dieser ist auf Wiedereinstiege in Erwerbstätigkeit zurückzuführen. Jedoch bleibt das durchschnittliche Bruttoerwerbseinkommen auch Jahre später unter dem ursprünglichen Niveau. Dies ist zum einen durch den Verbleib eines Teils der Personen in Arbeitslosigkeit sowie zum anderen durch Scareffekte des Jobverlusts beim Wiedereinstieg in Erwerbstätigkeit begründet. Aufgrund der sozialen

Absicherungssysteme (ALG I und ALG II) ist beim Haushaltsnettoeinkommen mit einem relativ schwachen Abfall zu rechnen. In der Darstellung ist anschließend ein leichter, aber signifikanter Anstieg erkennbar, welcher sich durch die Wiedereinstiege in Erwerbstätigkeit sowie durch Kompensation durch weitere Personen im Haushalt erklären lässt. Der Lebensstandard hingegen fällt nach einem ersten Absinken über die Zeit zunächst weiter ab, passt sich dann aber später wieder (nach ca. zwei Jahren) dem steigenden Haushaltsnettoeinkommen an. Auch wenn der weitere Abfall des Lebensstandards über die Zeit nicht signifikant ist, so unterscheidet sich der Verlauf doch klar von den Veränderungen im Bruttoerwerbseinkommen und im Haushaltsnettoeinkommen.

Als Sensitivitätstest werden die Analysen noch einmal mit den drei Zielgrößen „Bruttoerwerbseinkommen“, „Haushaltsnettoeinkommen“ und „Lebensstandard des Haushalts“ direkt, und nicht mit den jeweiligen relativen Wohlfahrtspositionen, berechnet. Bei der Analyse zum Lebensstandard wird eine *Negativ-Binomial-Regression* verwendet (vgl. Abschnitt 5.5). Die Ergebnisse sind in Abbildung A.5 im Anhang zu sehen. Die Ergebnisse weichen in bestimmten Punkten ab. Während wie bei der vorherigen Analyse das Bruttoerwerbseinkommen über die Zeit stark ansteigt, weist das Haushaltsnettoeinkommen keine signifikante Veränderung über die Zeit auf. Der Lebensstandard hingegen fällt monoton leicht ab.

Die geschätzten Effekte entsprechen einem ATET-Schätzer (*Average Treatment Effect on the Treated*), also dem Effekt für die Personen, die tatsächlich einen Jobverlust erleben. Eine Selektion in das Ereignis kann allerdings dazu führen, dass die Effekte verzerrt sind (vgl. Brüderl 2010, S. 991 ff.). Dies kann passieren, wenn eine absehbare zukünftige Veränderung des Lebensstandards zu einer Aufgabe des Jobs führt. Zum anderen findet dies statt, wenn nur bestimmte Gruppen den Job verlieren und hier der Effekt des Ereignisses auf den Lebensstandard von anderen Gruppen abweicht. Um einen solchen Selektionsprozess besser einschätzen zu können, werden bestimmte Merkmale der beiden Gruppen „Personen mit Jobverlust“ und „Personen ohne Jobverlust“ miteinander verglichen (vgl. Tabelle 11.1).

In vielen der hier aufgeführten Merkmale kommt es zu signifikanten Unterschieden zwischen den beiden Gruppen. Personen die einen Jobverlust erleben sind durchschnittlich jünger, weisen ein geringeres Bildungsniveau auf, leben in Haushalten mit weniger weiteren erwachsenen Personen und mehr Kindern und weisen in ihrer Erwerbsbiographie längere Zeiten in Arbeitslosigkeit und kürzere Zeiten in Erwerbstätigkeit auf. Zudem liegt die Dauer in der Erwerbstätigkeit (zum Zeitpunkt der Beendigung) unter der durchschnittlichen Dauer, die Personen ohne Jobverlust in der aktuellen Erwerbstätigkeit aufweisen. Und auch bei den drei interessierenden Zielgrößen unterscheiden sich die beiden Gruppen deutlich. Die Personen mit einem Jobverlust haben deutlich weniger in ihrer Beschäftigung

verdient und weisen schon vor dem Jobverlust ein geringeres Haushaltsnettoeinkommen und eine stärkere Deprivation im Lebensstandard auf. Es lässt sich also feststellen, dass sich Personen mit dem Ereignis „Verlust der Erwerbstätigkeit“ deutlich von Personen ohne dieses Ereignis unterscheiden. Daher können die Effekte auch nur als solche für die Gruppe mit Jobverlust und nicht als unverzerrter Effekt des *Treatments* interpretiert werden.

Tabelle 11.1: Vergleich der Gruppen mit und ohne Jobverlust

	Ohne Jobverlust	Mit Jobverlust	t-test
Alter	43,4	40,7	***
Frau	0,31	0,29	
Migrationshintergrund	0,21	0,26	
Schul- und Berufsbildung in Jahren	12,7	11,0	***
Anzahl der Erwachsenen im HH	2,2	2,0	*
Anzahl der Kinder im HH	0,70	0,84	*
Arbeitsstunden	42,4	42,7	
Dauer aktueller Erwerbstätigkeit	158	61	***
Dauer bisherige Erwerbstätigkeit	277	221	***
Dauer bisherige Arbeitslosigkeit	9,9	28,5	***
Bruttoeinkommen	2.873	1.712	***
Bedarfsgewichtetes HH-Einkommen	1.646	1.037	***
Deprivationsindex	1,7	4,2	***

Signifikanzniveaus: + = $p < 0,1$; * = $p < 0,05$; ** = $p < 0,01$; *** = $p < 0,001$.
 Quelle: PASS SUF 2006–2013, eigene Berechnung

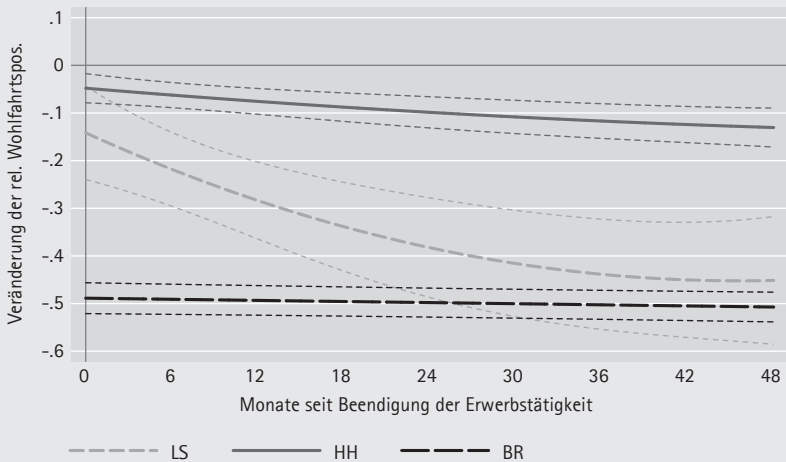
Im Anschluss wird noch ein Modell berechnet, das nach dem Verlust der Erwerbstätigkeit nur die Zeiten in Arbeitslosigkeit berücksichtigt. Das heißt, sobald eine Person die Arbeitslosigkeit verlässt (in welchen Zustand auch immer), gehen die weiteren Beobachtungen dieser Person nicht mehr in die Analyse ein.

In Abbildung 11.3 ist zu erkennen, dass das Bruttoerwerbseinkommen relativ konstant über die Zeit bleibt.⁵ Dies entspricht den Erwartungen, da Zeiten nach der Arbeitslosigkeitsphase nicht aufgenommen werden. Allerdings ist es auch während der Arbeitslosigkeit möglich, in geringem Umfang einer Erwerbstätigkeit nachzugehen. Beim Haushaltsnettoeinkommen ist über die Zeit ein Absinken durch den Wegfall der Versicherungsleistung ALG I zu sehen. Dieser Abfall flacht leicht ab, was durch die Erwerbsaufnahme bzw. -erweiterung weiterer Personen

⁵ Das vollständige Modell ist der Tabelle A.11 im Anhang zu entnehmen.

im Haushalt begründet sein könnte. Allerdings überrascht, dass die Abnahme den gesamten Beobachtungszeitraum andauert. Der Lebensstandard fällt über die Zeit zunächst weiter stark ab, bis dieser nach ungefähr drei Jahren einen Tiefpunkt erreicht hat. Die Entwicklung des Lebensstandards ähnelt somit der Entwicklung des Haushaltsnettoeinkommens über die Zeit⁶.

Abbildung 11.3: Effekt des Verlusts der Erwerbstätigkeit bei Verbleib in Arbeitslosigkeit



Anm.: Effekte stammen aus einem Modell mit weiteren unabhängigen Variablen (siehe Tabelle A.11). Zusätzlich dargestellt sind die 95 %-Konfidenzbänder. Quelle: PASS SUF 2006–2013, eigene Berechnung

11.5 Fazit

Der Verlust der Erwerbstätigkeit führt zu starken Einbußen im Einkommen. Dies gilt im Besonderen für das Erwerbseinkommen, das hierdurch komplett entfällt, aber auch für das Haushaltseinkommen. Welche Auswirkungen dies auf den Lebensstandard hat, wird in diesem Kapitel untersucht. Dafür werden Fixed-Effekt-Modelle mit Variablen der Zeit berechnet, um so den direkten Effekt des Ereignisses und den Verlauf über die Zeit modellieren zu können.

Die Analysen zur Auswirkung des Verlusts der Erwerbstätigkeit auf die Lebenssituation der Betroffenen zeigen, neben den bisher schon bekannten Einbußen im Erwerbs- und Haushaltseinkommen, auch starke Folgen für den Lebensstandard. An-

6 Auch hier wurden als Sensitivitätstests Analysen direkt auf die Zielgrößen Bruttoerwerbseinkommen, Haushaltsnettoeinkommen und Lebensstandard des Haushalts durchgeführt (und nicht auf die jeweilige relative Wohlfahrtsposition). Bei der *Negativ-Binomial-Regression* zur Analyse des Lebensstandards konnte als zusätzliche Kontrolle nur das Alter mit aufgenommen werden, da das Modell ansonsten nicht konvergierte. Die Ergebnisse sind in Tabelle A.6 im Anhang zu sehen. Diese führen zu vergleichbaren Interpretationen.

ders als das Haushaltsnettoeinkommen steigt der Lebensstandard nach dem Ereignis trotz Anstiegs des Erwerbseinkommens (durch Wiederaufnahme einer Beschäftigung) zunächst nicht wieder an. Dies zeigt, dass besonders bei armutsbedingenden Ereignissen (und solchen, die einen Ausstieg aus Armut fördern) eine Diskrepanz von Einkommen und Lebensstandard zu vermerken ist. Daher ist der Bedarf einer alternativen (direkten) Messung von Armut gerade dann notwendig, um die Lebenssituation genauer einschätzen zu können.

Innerhalb der Arbeitslosigkeit ist eine starke Verschlechterung des Lebensstandards über die Zeit erkennbar, welche sich über mehrere Jahre fortsetzt. Dieser massive Abbau des Lebensstandards zeigt die direkten Auswirkungen der Arbeitslosigkeit auf die Lebenssituation der Betroffenen.

Dies führt zu den Einschränkungen dieser Analyse. Um zu prüfen, ob auch beim Lebensstandard Scareffekte durch Arbeitslosigkeit auftreten wäre eine Analyse notwendig, die nur die Fälle beobachtet, die auch wieder in den Arbeitsmarkt eintreten. Eine solche Analyse konnte aufgrund der geringen Fallzahlen leider nicht durchgeführt werden.

Eine Betrachtung unterschiedlicher Bereiche des Lebensstandards könnte Aufschluss darüber geben, ob, wie zu vermuten wäre, eine schnelle Adaption bei den Aktivitäten der Haushaltsmitglieder und eine langsame Anpassung bei den langlebigen Gütern stattfindet. Eine solche Analysen führte hier zu keinem brauchbaren Ergebnis, da vermutlich zu wenig Varianz auf den Teilindizes verbleibt.

Es bleibt zu berücksichtigen, dass die *Fixed-Effekte-Schätzer* durch *Panelattrition* oder *Endogenität* verzerrt sein können (vgl. Brüderl 2010, S. 991 ff.). Um diesem Problem zumindest teilweise entgegenzuwirken, könnten alternativ auch Matchingansätze in Kombination mit DiD-Schätzer (*Difference-in-Differences*) eingesetzt werden (vgl. Lechner 2011). Allerdings gehen auch diese Verfahren mit bestimmten Problemen einher (vgl. Bertrand, Duflo und Mullainathan 2004; Gangl 2010).

Es wäre zudem wünschenswert, den hohen Anteil an Nullwerten im Deprivationsindex über eine *Zero-Inflated-Negativ-Binomial-Regression* zu modellieren. Allerdings konvergierten solche Modelle unter Berücksichtigung der Panelstruktur nicht.

12 Diskussion und Ausblick

In diesem Kapitel werden die Ergebnisse der vorangegangenen Analysen zusammengetragen und in den wissenschaftlichen Diskurs eingeordnet. Zudem werden die Einschränkungen thematisiert, die bei den durchgeführten Analysen aufgetreten sind. Dabei soll immer auch ein Ausblick gegeben werden, welche inhaltlichen und methodischen Ansatzpunkte in der weiterführenden Forschung verfolgt werden können.

12.1 Schlussfolgerungen

Ziel dieser Arbeit war es, verschiedene Erscheinungsformen von Armut zu beschreiben, Gemeinsamkeiten und Unterschiede zu benennen und Aussagen über ihre Zusammenhänge zu machen. Um den vielfältigen Ausdrucksformen von Armut ansatzweise gerecht zu werden, wurden drei alternative Ansätze zur Messung von Armut verwendet und deren Ergebnisse verglichen, Unterschiede aufgezeigt, Zusammenhänge analysiert und Möglichkeiten der Ergänzung überprüft. Während der Ressourcenansatz dabei als eine indirekte, eindimensionale Messung von Armut diente, erfolgte eine direkte, mehrdimensionale Messung von materieller Deprivation über den Lebensstandardansatz. Zudem wurde der institutionelle Ansatz als weitere Form der indirekten Messung in die Untersuchung aufgenommen.

Es wurde dabei versucht, Armuterscheinungen aus verschiedenen Perspektiven zu beleuchten. Hierfür war eine Vielzahl an Analysen notwendig, bei denen jeweils ein anderer Schwerpunkt gelegt wurde.

Kapitel 6 zeigt die Bedeutung von Replikationen wissenschaftlicher Arbeiten für die Einschätzung von Forschungsergebnissen. Dies gilt auch für Befunde zu Armut auf Basis von Befragungsdaten. Zwar zeigen die Untersuchungen mit den Daten von PASS und SOEP ein sehr vergleichbares Bild der Armut in Deutschland, allerdings weichen einzelne Armutskenzziffern doch deutlich voneinander ab und könnten, für sich genommen, eine andere Einschätzung der Situation zulassen. Dies gilt hierbei besonders für die Armutsrisikoquote, die sehr häufig in der Armutsberichterstattung als Maßzahl angeführt wird. Eine Erklärung für diese Abweichung lässt sich nicht eindeutig ausmachen. Eine erneute Betrachtung der erfassten Armut in den beiden Panelstudien SOEP und PASS mit einer größeren Anzahl an Erhebungswellen könnte hier vielleicht weitere Rückschlüsse zulassen. Da keine der beiden Studien als der „Goldstandard“ gesehen werden kann, bleibt festzuhalten, dass ein Abgleich der erfassten Armut auf Basis verschiedener Datenquellen helfen kann, einen umfassenden Überblick über die Thematik zu erhalten. Die Replikation von Forschungsarbeiten wird in den Sozialwissenschaften

jedoch nur selten vorgenommen und sollte sicher stärkeren Einzug in die Praxis guter wissenschaftlicher Arbeit finden.

Von zentraler Bedeutung für die Analysen in dieser Arbeit sind die gemessenen Deprivationsindikatoren. Da die Zusammenführung dieser einzelnen Indikatoren in der Wissenschaft sehr unterschiedlich erfolgt und dies Einfluss auf die Ergebnisse nehmen kann, wird dieser Schritt in Kapitel 7 genauer untersucht. Bei der Suche nach einer geeigneten Vorgehensweise, die in PASS erhobenen Indikatoren zu einem Maß (welches in weiteren Analysen zur Bestimmung von materieller Deprivation im Lebensstandard verwendet werden kann) zusammenzufassen, kommen nur marginale Unterschiede eines einfachen Summenindizes und einer komplexen, zweistufigen konfirmatorischen Faktorenanalyse (CFA) zum Vorschein. Aus Gründen der leichten Interpretation sowie der besseren Handhabung in den Analysen, wurde einem ungewichteten additiven Index aus 16 Items der Vorzug gegeben. Einzelne Analysen wurden zusätzlich mit den anderen in Kapitel 7 erstellten Indizes berechnet. Hierbei zeigen sich keine nennenswerten Abweichungen. Auffällig ist, dass über die Zeit eine geringere durchschnittliche materielle Deprivation festzustellen ist. Da dies nicht ausschließlich auf ein steigendes Einkommen in der Bevölkerung zurückgeführt werden kann, kann die Vermutung angestellt werden, dass dies auf Ausfälle von Befragten aus der Stichprobe (Panelattrition) zurückzuführen ist. Doch selbst bei einem balancierten Panel bleibt ein signifikanter Rückgang beobachtbar. Es wäre zudem sinnvoll, die Deprivationsindikatoren in PASS einer Prüfung zu unterziehen, inwiefern diese die Deprivation im Lebensstandard noch zeitgemäß abbilden. Dies zeigt ein prinzipielles Problem einer Messung von Deprivation im Lebensstandard auf, nämlich inwieweit Deprivationsindikatoren über die Zeit ein valides Instrument darstellen können und wie auf Veränderungen in der Vorstellung eines akzeptablen Lebensstandards reagiert werden soll.

In den Analysen zeigt sich auch eine hohe Korrelation zwischen der erfassten Deprivation im Lebensstandard und der Zufriedenheit mit dem Lebensstandard. Daher könnte, für Befragungen, die aufgrund zeitlicher Restriktionen eine umfangreiche Fragebatterie zur Deprivation nicht erheben können, die Aufnahme einer solchen Frage mit zehnstufiger Antwortskala eine funktionale Alternative darstellen. Dies müsste allerdings zunächst noch weiter untersucht werden, z. B. dahingehend, ob die Zufriedenheit mit dem Lebensstandard auch im zeitlichen Verlauf, und insbesondere beim Eintritt bedeutsamer Ereignisse, ein guter Proxy für die materielle Lebenssituation ist.

Auch wenn die Bewegungen im Armutsbereich nach den drei Ansätzen der Armutsmessung größtenteils durch die gleichen Einflussfaktoren getrieben werden, so können in Kapitel 8 doch auch entscheidende Unterschiede festgestellt werden. Hervorzuheben sind hier die Auswirkungen durch die Geburt eines Kin-

des. Während dieses Ereignis Abstiege in Einkommensarmut und den ALG-II-Leistungsbezug fördert, besteht kein Zusammenhang zu einer Verschlechterung des Lebensstandards. Dieses Ergebnis weist darauf hin, dass die tatsächliche materielle Lebenssituation, neben dem Einkommen, auch durch weitere Faktoren, wie soziale Unterstützungsnetzwerke, beeinflusst wird. Und auch die Aufnahme einer Pflegetätigkeit wirkt sich, anders als bei den anderen beiden Ansätzen, (zumindest kurzfristig) nicht negativ auf den Lebensstandard aus. Dabei spielt natürlich die Langlebigkeit bestimmter Güter eine Rolle. Erwerbstätigkeit weist nach allen drei Ansätzen eine ganz zentrale Rolle bei den Einstiegen in Armut und den Austritten aus Armut auf. Dies entspricht der These der Individualisierung von Armut. Diese betrachtet Armutserfahrungen als Abschnitt im Lebensverlauf, welche aus bestimmten Lebensereignissen (z. B. dem Verlust der Erwerbstätigkeit) resultieren.

Bei der Struktur der Bewegungen im Armutsbereich ist für die bekämpfte Armut, welche über den Bezug von staatlichen Transferleistungen identifiziert wird, die geringste Dynamik festzustellen. Dies ist sicher auch auf den institutionellen Verwaltungsprozess zurückzuführen, dem der Bezug von ALG II unterliegt. Insgesamt zeigt sich aber dennoch eine nennenswerte Fluktuation im Armutsbereich. Viele der in PASS erfassten Armutsphasen dauern nicht länger als ungefähr ein Jahr. Dies bestätigt die These der Verzeitlichung von Armut, welche davon ausgeht, dass Armutslagen zeitlich stark begrenzt sind. Die These der Entgrenzung von Armut sieht eine Verbreitung der Armut quer zu den sozialen Schichten der Gesellschaft. Diese Entwicklung, welche nicht Mittelpunkt der Analysen dieser Arbeit ist, kann hingegen nicht bestätigt werden.

Gerade weil es zu unterschiedlichen Ergebnissen nach den verschiedenen Ansätzen kommt, ist es wichtig, die Beziehungen zwischen diesen genauer zu untersuchen. Dies erfolgt ab Kapitel 9. Hier steht zunächst der *Mismatch* der Armutspopulationen im Vordergrund. Es zeigt sich, dass neben der finanziellen Situation – und hier vor allem der Situation im vergangenen Jahr und den Wohnkosten – auch individuelle Merkmale auf den Umwandlungsprozess Einfluss nehmen. Mit einem höheren Bildungsniveau steigt die Chance einer effizienten Umwandlung der Ressourcen in Lebensstandard. Auch soziale Unterstützungsnetzwerke spielen hierbei eine wichtige Rolle. Personen mit geringem Einkommen können durch diese Netzwerke mit privaten Transferleistungen, Sachleistungen oder Dienstleistungen unterstützt werden, sodass ein ausreichender Lebensstandard erzielt werden kann. Daneben machen sich auch Persönlichkeitsmerkmale, wie die Selbstwirksamkeitserwartung, sowie der gesundheitliche Zustand einer Person bemerkbar. Überraschenderweise fällt der Einfluss regionaler Preisniveaus nur gering aus. Diese Ergebnisse sind auch für sozialpolitische Entscheidungen bedeutsam, da hier Personengruppen betrachtet werden, die nach gängiger Armutsdefinition über die verfügbaren Res-

sources entweder als „arm“ klassifiziert werden und dennoch einen ausreichenden Lebensstandard aufweisen oder aber als „nicht arm“ gelten und trotzdem starke Beeinträchtigungen in der materiellen Lebenssituation hinnehmen müssen.

Da Personen bei der Gestaltung ihres Lebensstandards immer auch die vergangene Situation sowie ihre Zukunftsaussichten einfließen lassen, sind vor allem Längsschnittanalysen geeignet, um die Beziehung zwischen Einkommen und Lebensstandard genauer zu betrachten. In ähnlichen Analysen wie sie Berthoud und Bryan (2011) und Fusco (2012) vornehmen, konnten für Deutschland die Ergebnisse bestätigt werden, dass kurzzeitige temporäre Veränderungen geringere Auswirkungen auf den Lebensstandard haben als die dauerhafte Einkommenssituation. Dies ist auch daher nennenswert, da die Auswahl der jeweils verwendeten Deprivationsindikatoren Einfluss auf die Ergebnisse nehmen kann, und diese zwischen den verschiedenen Studien variieren. Ergänzend zu den genannten Studien wurde hier versucht, den kurzfristigen Effekt von Einkommensveränderungen in separate Effekte für Einkommenszunahmen und Einkommenseinbußen zu unterteilen. Diese Analyse gibt einen Hinweis darauf, dass Anpassungen an die neue Einkommenssituation bei Einkommenszuwächsen schneller als bei Einkommenseinbußen stattfinden. Dies kann u. a. auf die Langlebigkeit von Konsumgütern und das Konsumverhalten von Personen zurückzuführen sein.

Um in dieser Arbeit auch die Individualisierung von Armut zu berücksichtigen, ist es notwendig, die Auswirkungen von Ereignissen im Lebensverlauf auf die tatsächliche materielle Lebenssituation zu untersuchen. Dies wurde für das Erwerbseinkommen und das Haushaltseinkommen schon häufig betrachtet. Der Verlust der Erwerbstätigkeit ist eine der hauptsächlichen Ereignisse für soziale Abstiege und ist auch für das Auftreten von Deprivation im Lebensstandard verantwortlich. Die bereits bekannten Scareffekte der Arbeitslosigkeit auf das Erwerbseinkommen und das Haushaltseinkommen lassen sich durch die Ergebnisse auch für den Lebensstandard vermuten. Um zu prüfen, ob diese Effekte tatsächlich auch beim Lebensstandard auftreten, wäre eine Analyse notwendig, die nur die Fälle beobachtet, die auch wieder in den Arbeitsmarkt eintreten. Eine solche Analyse konnte aufgrund der geringen Fallzahlen nicht durchgeführt werden.

Die Ergebnisse der Analyse zeigen zudem, dass stärkere Abweichungen zwischen den Messkonzepten erkennbar sind, sobald bestimmte Ereignisse im Lebensverlauf auftreten. Mit einer Zunahme heterogener Lebensverläufe mit häufigen armutsfördernden Ereignissen gewinnt eine Betrachtung der Lebenssituation über alternative Messansätze daher an Relevanz. Neben dem Verlust der Erwerbstätigkeit sollten zukünftig auch Veränderungen in der Haushaltkonstellation (z. B. Geburt eines Kindes, Trennung vom Partner) in Hinblick auf ihre Auswirkungen auf den Lebensstandard untersucht werden.

Innerhalb der Arbeitslosigkeit sind über mehrere Jahre deutliche Verschlechterungen im Lebensstandard festzustellen. Somit stellt der Verlust der Erwerbstätigkeit ein Ereignis dar, dass ganz direkt auf die materielle Lebenssituation der Betroffenen wirkt.

Durch ein vergleichbares Vorgehen kann auch die Veränderung des Lebensstandards im ALG-II-Leistungsbezug untersucht werden. Christoph und Lietzmann (2013) zeigen, dass Personen mit längerer Bezugsdauer höhere Deprivationswerte aufweisen. Wie die Veränderung auf individueller Ebene verläuft, wird dabei allerdings nicht untersucht. Eine solche Untersuchung könnte prüfen, ob die Höhe der Transferleistungen ausreicht, um ein starkes Absinken im Lebensstandard zu verhindern.

12.2 Einschränkungen

Das PASS eignet sich sehr gut als Datenbasis für die Bearbeitung der Fragestellungen zum Bereich der materiellen Unterversorgung. Dies gilt besonders, da Vielzahl Informationen über die Lebenssituation der Haushalte und ihrer Mitglieder erhoben werden. Natürlich kann in einer Befragung immer nur eine begrenzte Anzahl an Informationen erfasst werden. Daher können bestimmte Aspekte in dieser Arbeit nicht untersucht werden. Hieraus lassen sich jedoch auch Anregungen für weitere Befragungswellen des PASS oder andere Studien ableiten.

Vermögen und Schulden haben einen entscheidenden Einfluss auf das Konsumverhalten und damit auf den Lebensstandard. In Zeiten höherer Einkommen werden Vermögen aufgebaut und Schulden abgebaut. Der Lebensstandard muss daher nicht dem Niveau des aktuellen Einkommens entsprechen. In Zeiten geringerer Einkommen werden Vermögen aufgebraucht oder Schulden aufgenommen, um den Lebensstandard über dem Niveau des aktuellen Einkommens zu halten. Eine Verschlechterung der Einkommenssituation, z. B. durch Jobverlust, kann einen Haushalt dazu veranlassen, einen Kredit aufzunehmen, um den Lebensstandard aufrecht zu erhalten. Dabei wird der jetzige Lebensstandard auf Kosten eines zukünftigen Standards erhalten. Schulden können daher zeitgleich mit einem Lebensstandard oberhalb des Niveaus des aktuellen Einkommens auftreten. Auch kann ein Kredit als Bildungsinvestition aufgenommen werden. Diese Investition soll sich auf lange Sicht auszahlen. Hiervon zu unterscheiden sind jedoch Überschuldungen. Diese können dazu führen, dass das aktuelle Einkommen in die Schulden- bzw. Zinstilgung fließt und nicht in Lebensstandard umgewandelt werden kann. Zinszahlungen, die aus Schulden resultieren, verringern das zur Generierung eines Lebensstandards verfügbare Einkommen.

Da sich bei allen vorangegangenen Analysen zeigt, dass die weitere finanzielle Situation für den Zusammenhang von Einkommen und Lebensstandard eine zentrale Rolle spielt, sollte diese bei weiteren Analysen noch stärker in den Fokus rücken. Die detaillierte Unterscheidung zwischen Schulden und Überschuldung

kann in PASS nur eingeschränkt vorgenommen werden. Um die Zusammenhänge von Schulden, Überschuldung und Ersparnissen mit dem Lebensstandard zu untersuchen, bedarf es einer darauf zugeschnittenen Datengrundlage. Für PASS könnte daher eine Erhebung der genauen Höhe von Ersparnissen und Schulden sinnvoll sein, auch wenn hierbei zu berücksichtigen ist, dass Befragte dies als sehr sensibles Thema ansehen können.

Um die Mechanismen der Umwandlung von verfügbaren Ressourcen in Lebensstandard noch besser zu verstehen, wäre zudem eine präzisere Messung der *Financial Literacy* einer Person sehr hilfreich. Der in dieser Arbeit hierfür verwendete Proxy „Bildungsniveau“ lässt sicher nur eingeschränkt Aussagen zur Fähigkeit einer Person zu, sinnvoll mit Geld umzugehen.

Eine ebenfalls wichtige Größe bei den Fragestellungen zum Zusammenhang von Einkommen und Lebensstandard stellen die Zukunftserwartungen einer Person dar. Diese können Berufsaussichten, Einkommenserwartungen und Veränderungen in der Haushaltskonstellation betreffen. Die Erwartungen, wie sich die persönliche Situation in der nahen Zukunft entwickelt, sind besonders für das Konsumverhalten und damit auch für den Lebensstandard bedeutsam. Es wäre daher wichtig, in Befragungen, die Analysen zum zeitlichen Zusammenhang von Einkommen und Lebensstandard zulassen, diese Erwartungen zu erfassen. Die Ergebnisse des Kapitels 9 weisen darauf hin, dass dies mit dem in PASS verwendeten Instrument – zumindest für die Beantwortung dieser Fragestellung – nicht gelungen ist. Hierfür wäre sicher die Entwicklung einer Fragebatterie, bestehend aus mehreren Indikatoren, notwendig.

Recht gut dürfte die Messung des sozialen Unterstützungsnetzwerks gelungen sein. Die eindeutigen Ergebnisse in Kapitel 9 zeigen, dass den Netzwerken eine hohe Bedeutung bei der Umwandlung von Ressourcen in Lebensstandard zukommt. Da es sich bei dem Messinstrument um eine umfangreiche Fragebatterie handelt, wird diese nicht in jeder Welle von PASS erhoben. Es ist sicher angebracht, die Bedeutung der sozialen Unterstützungsnetzwerke noch einmal mit Längsschnittanalysen durchzuführen, sobald ausreichend viele Befragungswellen zur Verfügung stehen, in denen das entsprechende Schwerpunktmodul erhoben wurde.

Auch methodische Einschränkungen, die bei den Analysen aufgetreten sind, sollen hier angesprochen werden. Durch den Aufbau als Wiederholungbefragung sind auch Analysen zu individuellen Veränderungen möglich und es bietet sich so die Möglichkeit, der Bestimmung kausaler Effekten sehr nahe zu kommen. Dieses Potenzial vergrößert sich dabei mit zunehmender Anzahl an Befragungswellen. Bei nur wenigen Untersuchungswellen kann die Zuverlässigkeit der Ergebnisse einer Analyse von individuellen Veränderungen schnell sehr gering werden.

Bei Paneldaten, die Beobachtungen von Personen (bzw. Haushalten) über die Zeit enthalten, kann Varianz zwischen den Personen, aber auch innerhalb der Per-

sonen, genutzt werden, um Zusammenhänge zwischen Variablen zu untersuchen. Diese Datenstruktur kann genutzt werden, um Verzerrungen durch unbeobachtete Heterogenität zu vermeiden. Dementsprechend wurden in dieser Arbeit verschiedene Modellierungsverfahren (z. B. *Random-Effekt-* und *Fixed-Effekt-Ansätze*) verwendet. Hier wären auch alternative Modellierungsansätze möglich, die jedoch jeweils spezifische Annahmen mit sich bringen.

Für manche Analysen, die entweder einen noch tieferen Blick in die Materie versprechen oder eine komplexere Modellierung zulassen, reicht die statistische Power in PASS zurzeit nicht aus. Mit zunehmender Anzahl an Erhebungswellen könnte dies allerdings möglich sein. Daher wäre es sinnvoll, einige der Analysen zu einem späteren Zeitpunkt noch einmal in erweiterter Form durchzuführen.

Zu den Einschränkungen dieser Arbeit zählt sicher, dass sich die Analysen nur auf Deutschland beschränken und sich auf eine bestimmte Studie beziehen, die Deprivation in ganz spezieller Weise misst. Für andere Länder und eine abweichende Komposition der Deprivationsindikatoren könnten die Ergebnisse anders ausfallen. Jedoch sind die in PASS verwendeten Deprivationsitems sehr ähnlich zu denen, die in den meisten Studien verwendet werden. Da die Ergebnisse auch größtenteils den theoretischen Erwartungen entsprechen, ist es plausibel anzunehmen, dass diese auch für andere Länder und eine abweichende Operationalisierung von materieller Deprivation übereinstimmen. Hier könnte ein Vergleich zwischen mehreren Ländern auf Basis einer gemeinsamen Datenquelle verlässliche Ergebnisse zu Gemeinsamkeiten und Unterschieden geben.

In dieser Arbeit konnten nur drei Ansätze zur Messung von Armut verglichen werden. Für die in dieser Forschungsarbeit gewählten Fragestellungen kann sicher auch die Nutzung des Konsumansatzes zur Gewinnung weiterer Erkenntnisse dienen. Dieser versucht, das Konsumverhalten als Zwischenschritt zwischen Ressourcen und Lebensstandard direkt zu betrachten. Da diese ausgaben- und konsumbasierte Messung sehr aufwendig ist, stehen der Forschung nur vergleichsweise wenige Daten zur Verfügung.

Zuletzt beschränkt sich diese Arbeit ausdrücklich auf materielle Armut. Bei einem Vergleich alternativer Ansätze zur Messung von Armut sind auch solche zu nennen, die Aspekte der nicht materiellen Lebenssituation berücksichtigen. Diese sind allerdings schwer operationalisierbar und gehen meist mit einer deutlich höheren Komplexität des Untersuchungsaufbaus einher. Eine solche Form der Armutsmessung konnte in dieser Arbeit nicht berücksichtigt werden, stellt aber für ein umfassendes Verständnis von Armut eine wichtige Komponente dar. Daher sollten in der weiterführenden Forschung auch die Beziehungen zu diesen Ansätzen der Armutsmessung stärker untersucht werden.

Literatur

- Achatz, J. und M. Trappmann (2009). „Befragung von Arbeitslosengeld-II-Beziehern: Wege aus der Grundsicherung“. In: *IAB-Kurzbericht* 28/2009.
- (2011). „Arbeitsmarktvermittelte Abgänge aus der Grundsicherung – der Einfluss von personen- und haushaltsgebundenen Arbeitsmarktbarrieren“. In: *IAB-Discussion Paper* 2/2011.
- Alkire, S. und J. Foster (2011). „Counting and multidimensional poverty measurement“. In: *Journal of Public Economics* 95, S. 476–487.
- Ando, A. und F. Modigliani (1963). „The Life Cycle Hypothesis of Saving“. In: *American Economic Review* 53.1, S. 55–84.
- Andreß, H.-J. (1994). „Steigende Sozialhilfezahlen. Wer bleibt, wer geht und wie sollte die Sozialverwaltung darauf reagieren?“ In: *Einmal arm, immer arm?* Hrsg. von M. Zwick. Frankfurt/Main, New York: Campus Verlag, S. 75–105.
- (1999). *Leben in Armut. Analysen der Verhaltensweisen armer Haushalte mit Umfragedaten*. Opladen/Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- (2003). „Resources, Standard of Living and Lebenslagen – And What Does All This Have To Do With Poverty?“ In: *Reporting on income distribution and poverty: Perspectives from a German and a European point of view*. Hrsg. von R. Hauser und I. Becker. Berlin Heidelberg New York: Springer, S. 91–104.
- (2007). „Zur Entwicklung von Lebensstandard und Deprivation in Deutschland von 1996 bis 2003“. In: *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* 75.1, S. 131–151.
- Andreß, H.-J., B. Christoph und T. Lietzmann (2010). „Lebensstandard und Deprivation in Ost- und Westdeutschland“. In: *Leben in Ost- und Westdeutschland. Eine sozialwissenschaftliche Bilanz der deutschen Einheit 1990–2010*. Hrsg. von P. Krause und I. Ostner. Frankfurt am Main: Campus, S. 513–540.
- Andreß, H.-J. und A. Krüger (2006). *Ausstiege aus dem unteren Einkommensbereich. Institutionelle Hilfeangebote, individuelle Aktivitäten und soziale Netzwerke*. Bd. 68. Forschung aus der Hans-Böckler-Stiftung. Berlin: edition sigma.
- Andreß, H.-J., A. Krüger und B. K. Sedlacek (2004). *Armut und Lebensstandard. Zur Entwicklung des notwendigen Lebensstandards der Bundesbevölkerung 1996–2003*. Report.
- Andreß, H.-J. und G. Lipsmeier (1997). „Indikatoren für die Wohlfahrtsposition von Haushalten – Deprivationsbasierte Armutsmaße“. In: *Differenz und Integration. Die Zukunft moderner Gesellschaften. Verhandlungen des 28. Kongresses der Deutschen Gesellschaft für Soziologie im Oktober 1996 in Dresden*. Hrsg. von K.-S. Rehberg. Bd. Band II: Sektionen, Arbeitsgruppen, Foren und Fedor-Stepun-Tagung. Opladen: Westdeutscher Verlag.

- Andreß, H.-J. und G. Lipsmeier (2001). „Armut und Lebensstandard“. In: *Lebenslagen in Deutschland. Der erste Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*.
- Andreß, H.-J., G. Lipsmeier und H. Lohmann (2001). „Income, expenditure and standard of living as poverty indicators. Different measures, similar results?“ In: *Schmollers Jahrbuch: Journal of Applied Social Science Studies* 121, S. 165–198.
- Angrist, J. D. und J.-S. Pischke (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton.
- Arrow, K. J. (1973). „Higher education as a lter“. In: *Journal of Public Economics* 2.3, S. 193–216.
- Atkinson, T., B. Cantillon, E. Marlier und B. Nolan (2002). *Social Indicators: The EU and Social Inclusion*. Oxford: Oxford University Press.
- Atkinson, A. B. und E. Marlier (2010). *Income and living conditions in Europe*. Eurostat Statistical Book. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Auspurg, K. und T. Hinz (2011). „Gruppenvergleiche bei Regressionen mit binären abhängigen Variablen – Probleme und Fehleinschätzungen am Beispiel von Bildungschancen im Kohortenverlauf“. In: *Zeitschrift für Soziologie* 40.1, S. 62–73.
- Balsen, W., H. Nakielski und K. Rössel (1984). *Die neue Armut: Ausgrenzung von Arbeitslosen aus der Arbeitslosenunterstützung*. Köln: Bund-Verlag.
- Bandura, A. (1977). „Self-eacy: Toward a Unifying Theory of Behavioral Change“. In: *Psychological Review* 84.2, S. 191–215.
- Bane, M. J. und D. T. Ellwood (1986). „Slipping into and out of poverty: The dynamics of spells“. In: *The Journal of Human Resources* 21.1, S. 1–23.
- Barnes, M. (2002). „Social exclusion and the life course“. In: *Poverty and Social Exklusion in Europe*. Hrsg. von M. Barnes, C. Heady, S. Middleton, J. Millar, F. Papadopoulos, G. Room und P. Tsakoglou. Cheltenham UK: Edward Elgar, S. 1–23.
- Beck, U. (1986). *Risikogesellschaft. Auf dem Weg in eine andere Moderne*. Frankfurt am Main: Suhrkamp.
- Becker, G. S. (1993). *Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. Chicago, London: University of Chicago Press.
- Becker, I. und R. Hauser (2003a). „Anatomie der Einkommensverteilung. Ergebnisse der Einkommens- und Verbrauchsstichproben 1969–1998“. In: *Forschung aus der Hans-Böckler-Stiftung*. Hrsg. von Hans-Böckler-Stiftung. Bd. 50. Berlin: Edition Sigma.
- (2003b). *Nicht-Inanspruchnahme zustehender Sozialhilfeleistungen (Dunkelzifferstudie)*. Report. Universität Frankfurt a. Main.
- (2004). *Verteilung der Einkommen 1999–2003. Bericht zur Studie im Auftrag des Bundesministeriums für Gesundheit und Soziale Sicherung*. Report.
- (2006). *Verteilungseffekte der Hartz-IV-Reform. Ergebnisse von Simulationsanalysen*. Berlin: edition sigma, S. 111.

- Becker, I., M. M. Grabka, R. Hauser und P. Westerheide (2008). *Integrierte Analyse der Einkommens- und Vermögensverteilung*. Techn. Ber. Bonn: Abschlussbericht zur Studie im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit und Soziales.
- Behrman, J. R., S. C. K. Mitchell O. S. und D. Bravo (2012). „The Effects of Financial Education and Financial Literacy: How Financial Literacy Affects Household Wealth Accumulation". In: *American Economic Review* 102.3, S. 300–304.
- Berg, M., R. Cramer, C. Dickmann, R. Gilberg, B. Jesske, M. Kleudgen, A. Bethmann, B. Fuchs und D. Gebhardt (2011). „Codebuch und Dokumentation des ‚Panel Arbeitsmarkt und soziale Sicherung‘ (PASS), Band I: Datenreport Welle 4". In: *FDZ-Datenreport* 8/2011, S. 196.
- Berg, M., R. Cramer, C. Dickmann, R. Gilberg, B. Jesske, M. Kleudgen, A. Bethmann, B. Fuchs, M. Huber und M. Trappmann (2014). „Codebuch und Dokumentation des ‚Panel Arbeitsmarkt und soziale Sicherung‘ (PASS) * Datenreport Welle 7". In: *FDZ-Datenreport* 02/2014, S. 233.
- Berger, P. A. (1996). *Individualisierung. Statusunsicherheit und Erfahrungsvielfalt*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Berkovitch, E. (1990). „A Stigma Theory of Unemployment Duration". In: *Advances in the Theory and Measurement of Unemployment*. Hrsg. von Y. Weiss und G. Fishelson. London: Macmillan, S. 20–55.
- Berntsen, R. und U. Rendtel (1991). „Zur Stabilität von Einkommensarmut im Längsschnitt". In: *Lebenslagen im Wandel: Zur Einkommensdynamik in Deutschland seit 1984*. Hrsg. von U. Rendtel und G. G. Wagner. Frankfurt/Main: Campus Verlag, S. 457–487.
- Berthoud, R., M. Blekesaune und R. Hancock (2006). „Are Poor Pensioners Deprieved?" In: *DWP Research Report* 364.
- (2009). „Ageing, income and living standards: evidence from the British Household Panel Survey". In: *Ageing & Society* 29.7, S. 1105–1122.
- Berthoud, R. und M. Bryan (2011). „Income, deprivation and poverty: A longitudinal analysis". In: *Journal of Social Policy* 40.1, S. 135–156.
- Berthoud, R., M. Bryan und E. Bardasi (2004). „The Dynamics of Deprivation: the relationship between income and material deprivation over time". In: *DWP Research Report* 219.
- Bertram, H. und R. Borrmann-Müller (1988). „Individualisierung und Pluralisierung familialer Lebensformen". In: *APUZ* 13.88, S. 14–23.
- Bertrand, M., E. Duflo und S. Mullainathan (2004). „How Much Should We Trust Differences-In-Differences Estimates?" In: *The Quarterly Journal of Economics* 119.1, S. 249–275.
- Best, H. und C. Wolf (2012). „Modellvergleich und Ergebnisinterpretation in Logit- und Probit-Regressionen". In: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 64, S. 377–395.

- Beste, J., A. Bethmann und M. Trappmann (2010). *Arbeitsmotivation und Konzeptionsbereitschaft. ALG-II-Bezug ist nur selten ein Ruhekitzen*. IAB-Kurzbericht 15/2010. Nürnberg, S. 8.
- Bethmann, A., B. Fuchs und A. Wurdack (2013). „User Guide „Panel Study Labour Market and Social Security“ (PASS) * Wave 6“. In: *FDZ-Datenreport* 07/2013. Nürnberg, S. 112.
- Biewen, M. (2003). „Who are the chronic poor? Evidence on the Extent and the Composition of Chronic Poverty in Germany“. In: *IZA Discussion Papers* 779.
- Blossfeld, H.-P., M. Mills und F. Bernardi (2006). *Globalization, Uncertainty and Men's Careers. An International Comparison*. Cheltenham: Edward Elgar.
- Boarini R., A. J. und M. M. d'Ercole (2006). „Alternative measures of well-being“. In: *OECD Economics Department Working Papers* 476.
- Böhnke, P (2002). *Lebensstandard*. Report.
- Böhnke, P. und J. Delhey (1999). *Lebensstandard und Armut im vereinten Deutschland*. Report. Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung.
- (2001). „Lebensstandard und Einkommensarmut. Plädoyer für eine erweiterte Armutsforschung“. In: *Die Armut der Gesellschaft*. Hrsg. von E. Barlösius und W. Ludwig-Mayerhofer. Opladen: Leske + Budrich, S. 315–335.
- Bonoli, G. (2007). „Time matters: postindustrialization, New social risks, and welfare state adaptation in advanced industrial democracies“. In: *Comparative Political Studies* 40, S. 495–520.
- Breen, R. und D. B. Rottman (1995). *Class Stratification: A Comparative Perspective*. London: Harvester Wheatsheaf.
- Brewer, M., A. Goodman und A. Leicester (2006). *Household spending in Britain. What can it teach us about poverty?* Bristol: Policy Press.
- Browne, M. W. und R. Cudeck (1993). „Alternative ways of assessing model fit“. In: *Testing structural equation models*. Hrsg. von K. A. Bollen und J. S. Long. Beverly Hills, CA: Sage, S. 136–162.
- Bruckmeier, K., J. Eggs, C. Himsel, M. Trappmann und U. Walwei (2013). „Aufstocker im SGB II: Steinig und lang – der Weg aus dem Leistungsbezug“. In: *IAB-Kurzbericht* 14/2013, S. 8.
- Bruckmeier, K., T. Graf und R. Helmut (2010). „Working Poor: Arm oder bedürftig? * Umfang und Dauer von Erwerbstätigkeit bei Leistungsbezug in der SGB-II-Grundsicherung“. In: *Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv* 4.3, S. 201–222.
- Bruckmeier, K. und D. Schnitzlein (2007). „Was wurde aus den Arbeitslosenhilfempfängern? Eine empirische Analyse des Übergangs und Verbleibs von Arbeitslosenhilfempfängern nach der Hartz-IV-Reform“. In: *IAB-Discussion Paper* 24/2007.

- Brüderl, J. (2010). „Kausalanalyse mit Paneldaten“. In: *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*. Hrsg. von C. Wolf und H. Best. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 963–994.
- Brussig, M. (2009). *Neueinstellungen von Älteren: Keine Ausnahme, aber auch noch keine Normalität*. Report. Hans-Böckler-Stiftung.
- Buhr, P. (1995). *Dynamik von Armut. Dauer und biographische Bedeutung von Sozialhilfebezug*. Bd. 153. Studien zur Sozialwissenschaft. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Buhr, P., M. Gangl und D. Rentzsch (1998). „Wege aus der Sozialhilfe. Wege in den Arbeitsmarkt?“ In: *Was prägt Berufsbiographen? Lebenslaufdynamik und Institutionenpolitik*. Hrsg. von W. R. Heinz, W. Dressel, D. Blaschke und G. Engelbrech. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung Bd. 215. Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, S. 291–316.
- Buhr, P. und S. Leibfried (2009). „Ist die Armutsbevölkerung in Deutschland exkludiert?“ In: *Inklusion und Exklusion: Analysen zur Sozialstruktur und sozialen Ungleichheit*. Hrsg. von R. Stichweh und P. Windolf. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 103–122.
- Buhr, P., T. Lietzmann und W. Voges (2010). „Lange Wege aus Hartz IV? Zur Dynamik von Mindestsicherung unter dem Bundessozialhilfegesetz und dem SGB II“. In: *ZeS-Report 15.1*, S. 1–6.
- Buhr, P. und A. Weber (1998). „Social assistance and social change in Germany“. In: *The Dynamics of Modern Society: Poverty, Policy and Welfare*. Hrsg. von L. Leisering und R. Walker. Bristol: The Policy Press.
- Buis, M. L. (2010). „Stata tip 87: Interpretation of interactions in non-linear models“. In: *The Stata Journal* 10.2, S. 305–308.
- Bundesagentur für Arbeit (2010). *Grundsicherung für Arbeitsuchende: Verweildauern von Hilfebedürftigen Februar 2010*. Url: <http://statistik.arbeitsagentur.de/Statischer-Content/Statistische-Analysen/Statistische-Sonderberichte/Generische-Publikationen/SGBII/Sonderbericht-Verweildauer.pdf>.
- (2012). *Arbeitsmarkt in Zahlen 2012*. Online. Url: <http://www.arbeitsagentur.de/web/wcm/idc/groups/public/documents/webdatei/mdaw/mta2/~edispl6019022dstbai438212.pdf>.
- (2014). *Statistik der Grundsicherung für Arbeitsuchende nach dem SGB II. Zeitreihe zu Strukturwerten SGB II nach Ländern*.
- Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (2009). *Regionaler Preisindex. Berichte, Band 30*. Techn. Ber.
- Bundesministerium für Arbeit und Soziales (2013). *Lebenslagen in Deutschland. Der Vierte Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*. Berlin, S. 491.
- Bundesregierung (2005). *Lebenslagen in Deutschland. Der 2. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*. Report.

- (2008). Lebenslagen in Deutschland. *Der 3. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*. Report.
- Burkart, G. (1995). „Zum Strukturwandel der Familie. Mythen und Fakten“. In: *APUZ* 52–53.95, S. 3–13.
- Burkhauser, R. V. und G. J. Duncan (1989). „Economic risks of gender roles: income loss and life events over the life course“. In: *Social Science Quarterly* 70, S. 3–23.
- Butterwegge, C. (2009). „Vom medialen Tabu zum Topthema? Armut in Journalismus und Massenmedien“. In: *Journalistik Journal* 12.2.
- Callan, T., B. Nolan und C. T. Whelan (1993). „Resources, deprivation and the measurement of poverty“. In: *Journal of Social Policy* 22, S. 141–172.
- Cameron, A. C. und P. K. Trivedi (2010). *Microeconometrics Using Stata, Revised Edition*. Stata Press books musr. StataCorp LP.
- Cattell, R. B. (1966). „The scree test for the number of factors“. In: *Multivariate Behavioral Research* 1, S. 245–276.
- Cellini, S. R., S.-M. McKernan und C. Ratcliffe (2008). „The Dynamics of Poverty in the United States: A Review of Data, Methods, and Findings“. In: *Journal of Policy Analysis and Management* 27.3, S. 577–605.
- Christoph, B. (2008). „Was fehlt bei Hartz IV? Zum Lebensstandard der Empfänger von Leistungen nach SGB II“. In: *Informationsdienst Soziale Indikatoren* 40, S. 7–10.
- Christoph, B. und T. Lietzmann (2013). „Je länger, je weniger? Zum Zusammenhang zwischen der Dauer des ALG-II-Leistungsbezugs und den materiellen Lebensbedingungen der Betroffenen“. In: *Zeitschrift für Sozialreform* 59.2, S. 167–196.
- Cohen, J. (1992). „A power primer“. In: *Psychological Bulletin* 112, S. 155–159.
- Costello, A. B. und J. W. Osborne (2005). „Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the mist from your analysis“. In: *Practical Assessment, Research & Evaluation* 10.7, S. 1–9. Url: <http://pareonline.net/getvn.asp?v=10&n=7>.
- Covello, V. T. und K. A. Bollen (1979). „Status consistency in comparative perspective: an examination of educational, occupational, and income data in nine societies“. In: *Social Forces* 58, S. 528–539.
- Dannefer, D. (2003). „Cumulative advantage/disadvantage and the life course: crossfertilizing age and social science theory“. In: *Journal of Gerontology* 58, S. 327–337.
- Desai M., . S. A. (1988). „An economic approach to the measurement of poverty“. In: *Oxford Economic Papers* 40, S. 505–522.
- Deutsch, J. und J. Silber (2005). „Measuring multidimensional poverty: An empirical comparison of various approaches“. In: *Review of Income and Wealth* 51.1, S. 145–174.

- Deutscher Bundestag (2001). *Unterrichtung durch die Bundesregierung. Lebenslagen in Deutschland. Erster Armuts- und Reichtumsbericht*. Report Drucksache 14/5990.
- Dewilde, C. (2003). „A life course perspective on social exclusion and poverty". In: *British Journal of Sociology* 54, S. 109–129.
- Dietz, M., G. Müller und M. Trappmann (2009). „Bedarfsgemeinschaften im SGB II: Warum Aufstocker trotz Arbeit bedürftig bleiben". In: *IAB-Kurzbericht* 02/2009.
- DiPrete, T. (2002). „Life course risks, mobility regimes, and mobility consequences: A comparison of Sweden, Germany, and the United States". In: *American Journal of Sociology* 108.2, S. 267–309.
- DiPrete, T. und P. A. McManus (2000). „Family chance, employment transitions, and the welfare state: Household income dynamics in the United States and Germany". In: *American Sociological Review* 65.3, S. 343–370.
- Drechsler, J. und H. Kiesl (2014). „Beat the heap – an imputation strategy for valid inferences from rounded income data". In: *IAB-Discussion Paper* 02/2014, S. 26.
- Duesenberry, J. S. (1949). *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Ehlert, M. (2012). „Buffering Income Loss Due to Unemployment. Family and Welfare State Influences on Income after Job Loss in the United States and Western Germany". In: *Social Science Research* 41.4, S. 843–860.
- (2013). „Job loss among rich and poor in the United States and Germany: Who loses more income?" In: *Research in Social Stratification and Mobility* 32, S. 85–103.
- Eichhorst, W., M. Grienberger-Zingerle und R. Konle-Seidl (2010). „Activating Labor Market and Social Policies in Germany: From Status Protection to Basic Income". In: *German Policy Studies* 6.1, S. 65–106.
- Engels, D. (2002). „Nicht-Inanspruchnahme zustehender Sozialhilfeleistungen". In: *Armut als Herausforderung. Bestandsaufnahme und Perspektiven der Armutsforschung und Armutsberichterstattung*. Hrsg. von S. Sell. Berlin: Duncker & Humblot, S. 263–286.
- Europäischer Rat (1985). „Beschluss des Rates vom 19. Dezember 1984 über gezielte Maßnahmen zur Bekämpfung der Armut auf Gemeinschaftsebene". In: *Amtsblatt der Europäischen Gemeinschaften Nr. L 2/24 vom 3.1.1985*.
- Eurostat (2012). „Measuring material deprivation in the EU. Indicators for the whole population and child-specific indicators". In: *eurostat Methodologies and Working papers*.
- Fabrigar, L. R., D. T. Wegener, R. C. MacCallum und E. J. Strahan (1999). „Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research". In: *Psychological Methods* 4, S. 272–299.

- Farber, H. S. (1993). „The Incidence and Costs of Job Loss: 1982–1991“. In: *Brookings Papers on Economic Activity, Microeconomics*, S. 73–132.
- Figari, F. (2012). „Cross-national differences in determinants of multiple deprivation in Europe“. In: *The Journal of Economic Inequality* 10.3, S. 397–418.
- Flavin, M. A. (1981). „The Adjustment of Consumption to Changing Expectations About Future Income“. In: *The Journal of Political Economy* 89.5, S. 974–1009.
- Foster, J., J. Greer und E. Thorbecke (1984). „A Class of Decomposable Poverty Measures“. In: *Econometrica* 52.3, S. 761–766.
- Frick, J. R., J. Goebel, M. M. Grabka, P. Krause, A. Schäfer, I. Tucci und G. G. Wagner (2005). „Zur langfristigen Entwicklung von Einkommen und Armut in Deutschland: Starke Reduktion der arbeitsmarktbedingten Ungleichheit durch sozialstaatliche Maßnahmen“. In: *DIW-Wochenbericht* 72, S. 59–68.
- Frick, J. R., J. Goebel, M. M. Grabka, O. Groh-Samberg und G. G. Wagner (2007). *Zur Erfassung von Einkommen und Vermögen in Haushaltssurveys: Hocheinkommensstichprobe und Vermögensbilanz im SOEP*. Techn. Ber. Berlin: DIW Data Documentation 19.
- Frick, J. R. und M. M. Grabka (2005a). „Item-Non-Response on Income Questions in Panel surveys: Incidence, Imputation and the Impact on the Income Distribution“. In: *Allgemeines Statistisches Archiv* 89.1, S. 49–61.
- (2005b). „Zur Entwicklung der Einkommen privater Haushalte in Deutschland bis 2004: Zunehmender Einfluss von Arbeitslosigkeit auf Armut und Ungleichheit“. In: *DIW-Wochenbericht* 72, S. 429–436.
- (2010). „Item Non-Response and Imputation of Annual Labor Income in Panel Surveys from a Cross-National Perspective“. In: *Survey Methods in Multicultural, Multinational, and Multiregional Contexts*. Hrsg. von J. A. Harkness, B. Edwards, M. Braun, T. P. Johnson, L. E. Lyberg, P. P. Mohler, B.-E. Pennell und T. Smith. Wiley & Sons, S. 355–374.
- Frick, J. R., M. M. Grabka und O. Groh-Samberg (2012). „Dealing with Incomplete Household Panel Data in Inequality Research“. In: *Sociological Methods and Research* 41.1, S. 89–123.
- Frick, J. R., M. M. Grabka und R. Hauser (2010). *Die Verteilung der Vermögen in Deutschland. Empirische Analysen für Personen und Haushalte*. Bd. 118. Forschung aus der Hans-Böckler-Stiftung. Berlin: edition sigma.
- Friedman, M. (1957). *A Theory of the Consumption Function*.
- Frosch, K. (2007). „Zu alt für einen neuen Job? Rückkehr ins Erwerbsleben bei jüngeren Arbeitnehmern erfolgreicher“. In: *Demografische Forschung aus Erster Hand* 4/2007.
- Fuhrer, J. C. (1992). „Do consumers behave as the life-cycle/permanent-income theory of consumption predicts?“ In: *New England Economic Review*, S. 3–14.

- Fusco, A. (2012). „The relationship between income and housing deprivation in Luxembourg: a longitudinal analysis". In: CEPS/INSTEAD Working Papers 2012/10.
- Gangl, M. (1998). „Sozialhilfebezug und Arbeitsmarktverhalten. Eine Längsschnittanalyse der Übergänge aus der Sozialhilfe in den Arbeitsmarkt". In: *Zeitschrift für Soziologie* 27, S. 212–232.
- (2010). „Causal inference in sociological research". In: *Annual Review of Sociology* 36, S. 21–47.
- Gartner, H. und T. Hinz (2009). *Löhne von Frauen und Männern in Schieflage*. IAB-Forum, Nr. 1. S. 49.
- Gatignon, H. (2010). *Confirmatory Factor Analysis in Statistical analysis of management data*. 2. Aufl. Springer.
- Gebauer, R. (2007). *Arbeit gegen Armut. Theoretische Grundlagen, historische Genese und empirische Überprüfung des Armutsfallentheorems*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Gebauer, R., H. Petschauer und G. Vobruba (2002). *Wer sitzt in der Armutsfalle? Selbstbehauptung zwischen Sozialhilfe und Arbeitsmarkt*. Berlin: edition sigma.
- Gebauer, R. und G. Vobruba (2003). „The Open Unemployment Trap. Life at the Intersection of Labour Market and Welfare State. The Case of Germany". In: *Journal of Social Policy* 32.4, S. 571–587.
- Geißler, R. (2011). *Die Sozialstruktur Deutschlands. Zur gesellschaftlichen Entwicklung mit einer Bilanz zur Vereinigung*. 6. Aufl. Wiesbaden: VS Verlag, S. 428.
- Georg, V. und I. Howards (1991). *Amidst Affluence: Britain and the United States*. Aldershot: Edward Elgar.
- Gerhardt, A. und K. Habenicht und E. Munz (2009). „Analysen zur Einkommensarmut mit Datenquellen der amtlichen Statistik". In: *Statistische Analysen und Studien NRW, Band 58*. Düsseldorf: Information und Technik Nordrhein-Westfalen. Url: http://www.it.nrw.de/statistik/analysen/stat_studien/2009/band_58/z089200954.pdf.
- Goebel, J., R. Habich und P. Krause (2006). *Einkommen – Verteilung, Angleichung, Armut und Dynamik*. Report. Bundeszentrale für Politische Bildung.
- (2009). „Zur Angleichung von Einkommen und Lebensqualität im vereinigten Deutschland". In: *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* 78.2, S. 122–145.
- Goebel, J., P. Krause und T. Zähle (2007). „Dynamik von Einkommen und Armut in Ost- und West-Deutschland". In: *Sozialer Fortschritt* 56.7–8, S. 200–207.
- Golsch, K. (2001). *Im Netz der Sozialhilfe – (auf)gefangen? Eine Verlaufsdatenanalyse zur Dynamik von Armut in Bielefeld*. Report.
- Grabka M. M. und Frick, J. R. (2003). „Imputation of Item-Non-Response on Income Questions in the SOEP 1984–2002". In: *DIW Research Note* 29.

- (2008). „Schrumpfende Mittelschicht – Anzeichen einer dauerhaften Polarisierung der verfügbaren Einkommen?“ In: *DIW-Wochenbericht* 10, S. 101–108.
- (2010). „Weiterhin hohes Armutsrisiko in Deutschland: Kinder und junge Erwachsene sind besonders betroffen“. In: *DIW-Wochenbericht* 77, S. 2–11.
- Grabka, M. M. und J. Goebel (2013). „Rückgang der Einkommensungleichheit stockt“. In: *Wochenbericht* 46/2013.
- Grabka, M. M., J. Goebel und J. Schupp (2012). „Höhepunkt der Einkommensungleichheit in Deutschland überschritten?“ In: *DIW-Wochenbericht* 43, S. 3–15.
- Grabka, M. M., R. Hauser und G. Bäcker (2008). *Integrierte Analyse der Einkommens- und Vermögensverteilung. Abschlussbericht zur Studie im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit und Soziales, Bonn*. Report.
- Graf, T. und H. Rudolph (2009). „Viele Bedarfsgemeinschaften bleiben lange bedürftig“. In: *IAB-Kurzbericht* 5/2009.
- Groh-Samberg, O. (2009). *Armut, soziale Ausgrenzung und Klassenstruktur. Zur Integration multidimensionaler und längsschnittlicher Perspektiven*. Hrsg. von O. Groh-Samberg. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 308.
- (2010). „Armut verfestigt sich: Ein missachteter Trend“. In: *Aus Politik und Zeitgeschichte* 60.51–52, S. 9–15.
- Grotheer, M.; O. Struck; L. Bellmann und T. Gewiese (2004). „Determinanten der Beschäftigungsstabilität. Chancen und Risiken von Entrants im ost-west-deutschen Vergleich“. In: *Beschäftigungsstabilität im Wandel? Empirische Befunde und theoretische Erklärungen für West- und Ostdeutschland*. Hrsg. von O. Struck und C. Köhler. München: Hampp, S. 125–156.
- Groves, R. M., F. J. Fowler Jr., M. P. Couper, J. M. Lepkowski, E. Singer und R. Tourangeau (2013). *Survey Methodology*. 2nd. New York: Wiley, S. 488.
- Grusky, D. B. (1994). *Social Stratification: Class, Race, and Gender in Sociological Perspective*. Oxford: Westview Press.
- Guttman, L. (1954). „Some necessary conditions for common factor analysis“. In: *Psychometrika* 19, S. 149–161.
- Haase, T. und J. Pratschke (2005). *Deprivation and its Spatial Articulation in the Republic Of Ireland – New Measures of Deprivation based on the Census of Population 1991, 1996 and 2002*. Dublin: Area Development Management.
- Habich, R., B. Headey und P. Krause (1991). „Armut im Reichtum – Ist die Bundesrepublik Deutschland eine Zwei-Drittel-Gesellschaft?“ In: *Lebenslagen im Wandel: Zur Einkommensdynamik in Deutschland seit 1984*. Hrsg. von U. Rendtel und G. G. Wagner. Frankfurt/Main: Campus Verlag, S. 488–509.
- Hagenaars A. J. M., K. de Vos und M. A. Zaidi (1994). *Poverty Statistics in the Late 1980s: Research Based on Micro-data*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.

- Haiken-DeNew, J. P. und J. R. Frick (2005). *Desktop Companion to the German Socio-Economic Panel Study (GSOEP), Version 8.0 – Update to Wave 21*. DIW Berlin.
- Hall, R. (1978). „Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence“. In: *Journal of Political Economy* 86, S. 971–988.
- Halleröd, B. (1995). „The truly poor: Direct and indirect consensual measurement of poverty in Sweden“. In: *Journal of European Social Policy* 5, S. 111–129.
- (2006). „Sour grapes: Relative deprivation, adaptive preferences and the measurement of poverty“. In: *Journal of Social Policy* 35, S. 376–390.
- Hanesch, W., P. Krause und G. Bäcker (2000). *Armut und Ungleichheit in Deutschland*. Reinbeck: Rowohlt.
- Harmon, C., I. Walker und N. Westergaard-Nielsen (2001). *Education and Earnings in Europe: A Cross Country Analysis of the Returns to Education*. Cheltenham, Massachusetts: Edward Elgar.
- Hartmann, H. (1985). „Armut trotz Sozialhilfe – Zur Nichtinanspruchnahme von Sozialhilfe in der Bundesrepublik“. In: *Politik der Armut und die Spaltung des Sozialstaats*. Hrsg. von S. Leibfried und F. Tennstedt. Frankfurt/Main: Suhrkamp.
- Haughton, J. und S. R. Khandker (2009). *Handbook on Poverty and Inequality*. Washington, DC: The World Bank.
- Hauser, R. (2008). „Altersarmut in der Europäischen Union“. In: *WSI-Mitteilungen* 61.3.
- (2012). „Das Maß der Armut: Armutsgrenzen im sozialstaatlichen Kontext. Der sozialstatistische Diskurs“. In: *Handbuch Armut und Soziale Ausgrenzung*. Hrsg. von E.-U. Huster, J. Boeckh und H. Mogge-Grotjahn. VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 122–146.
- Hauser, R. und R. Berntsen (1992). „Einkommensarmut – Determinanten von Aufstiegen und Abstiegen“. In: *Herausforderungen an den Wohlfahrtsstaat im strukturellen Wandel*. Hrsg. von R. Hujer, H. Schneider und W. Zapf. Frankfurt/Main: Campus Verlag, S. 73–97.
- Headey, B. (2008). „Poverty is low consumption and low wealth, not just low income“. In: *Social Indicators Research* 89, S. 23–39.
- Hradil, S. (2001). *Soziale Ungleichheit*. 8. Aufl. Leske + Budrich.
- Hu, L. und P. M. Bentler (1999). „Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives“. In: *Structural Equation Modeling* 6.1, S. 1–55.
- Huster, E.-U. (2012). „Soziale Teilhabe als sozialstaatliches Ziel – Der sozialpolitische Diskurs“. In: *Handbuch Armut und Soziale Ausgrenzung*. VS Verlag, S. 78–103.
- Iceland, J. und K. J. Bauman (2007). „Income poverty and material hardship: How strong is the association“. In: *The Journal of Socio-Economics* 36, S. 376–396.

- Jäckle, A. (2009). „Dependent Interviewing: A Framework and Application to Current Research". In: *Methodology of Longitudinal Surveys*. Hrsg. von P. Lynn. Chichester: Wiley, S. 93–110.
- Jenkins, S. P. und L. Cappellari (2007). „Summarizing multiple deprivation indicators". In: *Inequality and poverty re-examined*. Hrsg. von J. Micklewright. Oxford: Oxford University Press, S. 166–184.
- Jenkins, S. P. und J. Micklewright (2007). *New directions in the analysis of inequality and poverty*. ISER Working Paper Series 2007–11. Institute for Social und Economic Research.
- Kaiser H. F., D. K. (1959). „Analytic determination of common factors". In: *American Psychologist* 14, S. 425.
- Kaiser, H. F. (1974). „An index of factor simplicity". In: *Psychometrika* 39, S. 31–36.
- Kakwani, N. und J. Silber (2008). *Quantitative approaches to multidimensional poverty measurement*. Hrsg. von N. Kakwani und J. Silber. London: Palgrave Macmillan, S. 265.
- Kennedy, P. (2008). *A Guide to Econometrics, 6th Edition*. Bd. 1. MIT Press Books 026261183x. The MIT Press.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. London: Macmillan.
- Kholodilin, K. und A. Mense (2012). „Wohnungspreise und Mieten steigen 2013 in vielen deutschen Großstädten weiter". In: *DIW-Wochenbericht* 45/2012, S. 3–13.
- King, G. (1995). „Replication, Replication". In: *Political Science and Politics* 28.3, S. 444–452.
- Kinm, J.-O. und C. W. Mueller (1978). *Factor Analysis: Statistical Methods and Practical Issues*. Bd. 14. Beverly Hills, CA: Sage.
- Klammer, U. (2008). „Armut und Verteilung in Deutschland und Europa". In: *WSI-Mitteilungen* 61, S. 119–124.
- Klein, T. und G. E. Zimmermann (1991). „Zur ökonomischen Mobilität von Individuen und Familien: Determinanten und Armutsrisiken". In: *Lebenslagen im Wandel: Zur Einkommensdynamik in Deutschland seit 1984*. Hrsg. von U. Rendtel und G. G. Wagner. Frankfurt/Main: Campus Verlag, S. 457–487.
- Kletzer, L. G. (1989). „Returns to Seniority after Permanent Job Loss". In: *American Economic Review* 79, S. 536–543.
- Koch, S., P. Kupka und J. Steinke (2009). „Aktivierung, Erwerbstätigkeit und Teilhabe: vier Jahre Grundsicherung für Arbeitsuchende". In: *IAB-Bibliothek* 315.
- Koch, S., C. Spies, G. Stephan und J. Wol (2011). „Arbeitsmarktinstrumente auf dem Prüfstand". In: *IAB-Kurzbericht* 11/2011.
- Kohler, U., M. Ehlert, B. Grell, J. P. Heisig, A. Radenacker und M. Wörz (2012). „Verarmungsrisiken nach kritischen Lebensereignissen in Deutschland und den USA". In: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 64, S. 223–245.

- Kortmann, K., P. Sopp und M. Thum (2002). „Das Niedrigeinkommens-Panel (NIEP)". In: *Methodenbericht, Wellen 1 bis 5*.
- Koschnick, W. (1993). *Standardwörterbuch für die Sozialwissenschaften*. Bd. 2.
- Krämer, W. (2000). *Armut in der Bundesrepublik, Zur Theorie und Praxis eines überforderten Begriffs*. Frankfurt, New York: Campus Verlag.
- Krause, P. (1994). „Zur zeitlichen Dimension von Einkommensarmut". In: *Armut in Deutschland: Der Armutsbericht des DGB und des Paritätischen Wohlfahrtsverbands*. Hrsg. von W. Hanesch. Reinbek: Rowohlt.
- (1998). „Low Income Dynamics in Unified Germany". In: *The Dynamics of Modern Society*. Hrsg. von L. Leisering und R. Walker. Bristol: Policy Press, S. 161–180.
- (2003). „Income, poverty and dynamics in Germany". In: *Combating Poverty in Europe – The German Welfare Regime in Practice*. Hrsg. von P. Krause, G. Bäcker und W. Hanesch. Ashgate, S. 93–116.
- Krause, P. und Schäfer, A. (2005). „Verteilung von Vermögen und Einkommen in Deutschland: Große Unterschiede nach Geschlecht und Alter". In: *DIW-Wochenbericht* 11/2005. S. 199–207.
- Kreher, S. (2010). „Armutsdynamiken zwischen Verzeitlichung und Verstetigung? Befunde aus der Analyse prozessproduzierter Ereignisdaten". In: *Von der Leutenot zur der Not der Leute. Armut in Norddeutschland*. Hrsg. von S. Kreher. Wien: Böhlau.
- Kreher, S., V. Sparschuh und O. Jürgens (2007). *Erster Bericht zum Forschungsprojekt Armutsdynamik im ländlichen Raum Mecklenburg-Vorpommerns*. Report. Hochschule Fulda, FB Pflege und Gesundheit.
- Kreuter, F., G. Müller und M. Trappmann (2010). „Nonresponse and Measurement Error in Employment Research: Making use of Administrative Data". In: *Public Opinion Quarterly* 74.5, S. 880–906.
- Kroh, M. (2012). Documentation of Sample Sizes and Panel Attrition in the German Socio Economic Panel (SOEP) (1984 until 2011). Techn. Ber. Data Documentation 66.
- Krug, G. (2010). „Fehlende Daten bei der Verknüpfung von Prozess- und Befragungsdaten. Ein empirischer Vergleich ausgewählter Missing Data Verfahren". In: *Methoden, Daten, Analysen. Zeitschrift für empirische Sozialforschung* 4.1, S. 27–57.
- Kuhn, P. (2002). *Losing Work, Moving On: International Perspectives on Worker Displacement*. Techn. Ber. Kalamazoo, MI: W. E. Upjohn Institute.
- Layte, R., B. Maitre, B. Nolan und C. T. Whelan (2001). „Persistent and consistent poverty in the 1994 and 1995 waves of the European Community Household Panel Survey". In: *Review of Income and Wealth* 47.4, S. 427–449.
- Layte, R. und C. T. Whelan (2002). „Cumulative Disadvantage or individualisation? A Comparative Analysis of Poverty Risk and Incidence". In: *European Societies* 4, S. 209–233.

- Lechner, M. (2011). „The Estimation of Causal Effects by Difference-in-Difference Methods". In: *Foundations and Trends in Econometrics* 4.3, S. 165–224.
- Leeuw, E. D. de und M. Collins (1997). „Data Collection Methods and Survey Quality: An Overview". In: *Survey Measurement and Process Quality*. Hrsg. von L. E. Lyberg, P. Biemer, M. Collins, E. D. de Leeuw, C. Dippo, N. Schwarz und D. Trewin. New York: Wiley, S. 199–220.
- Leibfried, S. und L. Leisering (1995). *Zeit der Armut. Lebensläufe im Sozialstaat*. Frankfurt/Main: Suhrkamp.
- Leisering, L. (1995). „Zweidrittelgesellschaft oder Risikogesellschaft? Zur gesellschaftlichen Verortung der „neuen Armut" in der Bundesrepublik Deutschland". In: *Neue Armut*. Hrsg. von H. Bieback Karl-Jürgen und Milz. Campus Verlag, S. 58–92.
- Leisering L. und Buhr, P. (2012). „Dynamik von Armut". In: *Handbuch Armut und Soziale Ausgrenzung*. Hrsg. von E.-U. Huster, J. Boeckh und H. Mogge-Grotjahn. VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 147–163.
- Leisering, L. und S. Leibfried (2001). *Time and poverty in Western Welfare States: United Germany in perspective*. Hrsg. von L. Leisering und S. Leibfried. Cambridge: Cambridge University Press, S. 390.
- Leßmann, O. (2007). *Konzeption und Erfassung von Armut. Vergleich des Lebenslage-Ansatzes mit Sens Capability-Ansatz*. Berlin.
- Lietzmann, T. (2009). „Alleinerziehende in der Grundsicherung: Verzwickte Lage". In: *IAB-Forum* 1, S. 70–75.
- Lipsmeier, G. (1999). „Die Bestimmung des notwendigen Lebensstandards – Einschätzungsunterschiede und Entscheidungsprobleme". In: *Zeitschrift für Soziologie* 28.4, S. 281–300.
- Little, R. J. A. und H.-L. Su (1989). „Item Non-Response in Panel Surveys". In: *Panel Surveys*. Hrsg. von D. Kasprzyk, G. Duncan, G. Kalton und M. P. Singh. New York: Wiley, S. 400–425.
- Loehlin, J. C. (2004). *Latent variable analysis*. 4. Aufl. New York: Taylor & Francis.
- Lohmann, H. (1993). „Äquivalenzskalen und haushaltsspezifisches Armutsrisiko. Bedarfsmessung auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe". In: *Wirtschaft und Statistik* 6, S. 483–493.
- Lohmann, H. und H.-J. Andreß (2011). „Autonomie oder Armut? Zur Sicherung gleicher Chancen materieller Wohlfahrt durch Erwerbsarbeit". In: *WSI-Mitteilungen* 4/2011, S. 178–187.
- Long, S. J. (1983). *Confirmatory Factor Analysis*. Bd. 33. Beverly Hills, CA: Sage, S. 88.
- Long, S. J. und J. Freese (2006). *Regression models for categorical dependent variables using Stata*. StataCorp LP.

- Ludwig, M. (1996). *Armutskarrieren. Zwischen Abstieg und Aufstieg im Sozialstaat*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Ludwig-Mayerhofer, W. und E. Barlösius (2001). „Die Armut der Gesellschaft“. In: *Die Armut der Gesellschaft*. Hrsg. von E. Barlösius und W. Ludwig-Mayerhofer. Opladen: Leske + Budrich, S. 11–67.
- Lusardi, A. und O. Mitchell (2014). „The Economic Importance of Financial Literacy: Theory and Evidence“. In: *Journal of Economic Literature* 52.1, S. 5–44.
- Mack, J. und S. Lansley (1985). *Poor Britain*. Hrsg. von J. Mack und S. Lansley. Allen und Unwin.
- Mathiowetz, N., J. Bound und C. C. Brown (2002). „Measurement Errors in Surveys of the Low-Income Population“. In: *Studies of Welfare Populations*. Committee on National Statistics, National Research Council.
- Mayer, K. U. und H. P. Blossfeld (1990). „Die Gesellschaftliche Konstruktion sozialer Ungleichheit im Lebensverlauf“. In: *Lebenslagen, Lebensläufe, Lebensstile*. Hrsg. von P. A. Berger und S. Hradil. Göttingen: Verlag Otto Schwartz & Co, S. 298–318.
- McDonald, R. P. (1985). *Factor Analysis and related Methods*. Hillsdale, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- McDonald, R. P. und M. H. R. Ho (2002). „Principles and practice in reporting statistical equation analyses“. In: *Psychological Methods* 7.1, S. 64–82.
- McKay, S. (2004). „Poverty or preference: what do consensual deprivation indicators really mean?“ In: *Fiscal Studies* 25.2, S. 201–223.
- (2008). „Measuring material deprivation among older people: Methodological study to revise the Family Resources Survey questions“. In: *Working Paper* 54.
- McLanahan, S. S. und E. L. Kelly (1999). „The feminization of poverty. Past and future“. In: *Handbook of the Sociology of Gender*. Hrsg. von J. S. Chafetz. New York: Kluwer.
- Meyer, B. D. und J. X. Sullivan (2003). „Measuring the well-being of the poor using income and consumption“. In: *Journal of Human Resources* 38, S. 1180–1220.
- Mincer, J. A. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Modigliani, F. und R. Brumberg (1955). „Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data“. In: *Post-Keynesian Economics*. Hrsg. von K. K. Kurihara. New Brunswick, NJ: Rutgers University Press, S. 388–436.
- Moisio, P. (2004). „A Latent Class Application to the Multidimensional Measurement of Poverty“. In: *Quality & Quantity: International Journal of Methodology* 38.6, S. 703–717.
- Mood, C. (2010). „Logistic regression: Why we cannot do what we think we can do, and what we can do about it“. In: *European Sociological Review* 26.1, S. 67–82.

- Moore, J. C., L. L. Stinson und J. Edward J. Welniak (2000). „Income Measurement Error in Surveys: A Review". In: *Journal of Official Statistics* 16.4, S. 331–361.
- Muffels, R. J. A. (1993). *Welfare Economic Effects of Social Security. Essays on Poverty, Social Security and Labour Market: Evidence from Panel Data*. Tilburg: KUB.
- Mundlak, Y. (1978). On the pooling of time series and cross section data. *Econometrica* 46, S. 69–85.
- Nave-Herz, R. (1988). „Kontinuität und Wandel in der Bedeutung, in der Struktur und Stabilität von Ehe und Familie in der Bundesrepublik Deutschland". In: *Wandel und Kontinuität der Familie in der Bundesrepublik Deutschland*. Hrsg. von R. Nave-Herz. Stuttgart: Enke, S. 61–90.
- Neumann, U. (1999). *Struktur und Dynamik von Armut. Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland*. Freiburg.
- Neumann, U. und M. Hertz (1998). *Verdeckte Armut in Deutschland*. Report. Friedrich-Ebert-Stiftung.
- Nolan, B. und C. T. Whelan (1996). „Measuring poverty using income and deprivation indicators: Alternative approaches". In: *Journal of European Social Policy* 6, S. 225–240.
- Noll, H.-H. und S. Weick (2007). „Einkommensarmut und Konsumarmut – unterschiedliche Perspektiven und Diagnosen. Analysen zum Vergleich der Ungleichheit von Einkommen und Konsumausgaben". In: *Informationsdienst Soziale Indikatoren* 37, S. 1–6.
- Perry, B. (2002). „The mismatch between income measures and direct outcome measures of poverty". In: *Social Policy Journal of New Zealand* 19, S. 101–127.
- Peuckert, R. (1991). „Pluralisierung und Individualisierung der Lebensformen in der Bundesrepublik Deutschland: ein einführender Überblick". In: *Familienformen im sozialen Wandel*. Hrsg. von R. Peuckert. Opladen: UTB für Wissenschaft, S. 13–31.
- Piachaud, D. (1987). „Problems in the definition and measurement of poverty". In: *Journal of Social Policy* 16, S. 147–164.
- (1992). „Armut im modernen Wohlfahrtsstaat. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, Sonderheft 32". In: Kap. Wie mißt man Armut?
- Rabe-Hesketh, S. und A. Skrondal (2012). *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata, 3rd Edition*. Stata Press books mimus2. StataCorp LP.
- Reinecke, J. (2005). *Strukturgleichungsmodelle in den Sozialwissenschaften*. München: Oldenbourg.
- Remund, D. L. (2010). „Financial Literacy Explicated: The Case for a Clearer Definition in an Increasingly Complex Economy". In: *Journal of Consumer Affairs* 44.2, S. 276–295.

- Rendtel, U., R. Langeheine und R. Berntsen (1998). „The Estimation of Poverty Dynamics using Different Measurements of Household Income“. In: *Review of Income and Wealth* 44, S. 81–98.
- Rentzsch, D. und T. Olk (2002). „Sozialhilfedynamik in Ostdeutschland. Sozialhilfverläufe und zeitdynamische Problemgruppen in der Halleschen Längsschnittstudie (HLS)“. In: *Armut als Herausforderung. Bestandsaufnahme und Perspektiven der Armutforschung und Armutsberichterstattung*. Hrsg. von S. Sell. Berlin: Duncker & Humblot, S. 229–262.
- Rhein, T., H. Gartner und G. Krug (2005). „Aufstiegchancen für Geringverdiener verschlechtert“. In: *IAB-Kurzbericht* 3/2005.
- Ringen, S. (1988). „Direct and indirect measures of poverty“. In: *Journal of Social Policy* 17, S. 351–365.
- Riphahn, R. T. (2000). *Rational Poverty or Poor Rationality? The Take-up of Social Assistance Benefits*. Report. Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit.
- Rodríguez, R. G. und D. M. Martín (2006). *The Dynamic of Poverty in Germany 1985–1995: Which Factors Influence the Duration of a Spell of Poverty?* Report. Congress of the European Regional Science Association.
- Ruggles, P. und R. Williams (1989). „Longitudinal measures of poverty: Accounting for income and assets over time“. In: *Review of Income and Wealth* 35.3, S. 225–243.
- Savage, M. (2000). *Class Analysis and Social Transformation*. Buckingham, Philadelphia: Open University Press.
- Schels, B. (2009). „Job entry and the ways out of benefit receipt of young adults in Germany“. In: *IAB-Discussion Paper* 16/2009, 33 S.
- Schnell, R., P. B. Hill und E. Esser (2011). *Methoden der empirischen Sozialforschung*. 9., aktualisierte Auflage. München: Oldenburg.
- Schnell, R. (1991). „Wer ist das Volk? Zur faktischen Grundgesamtheit bei allgemeinen Bevölkerungsumfragen: Undercoverage, Schwererreichbare und Nichterreichbare“. In: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 43, S. 106–137.
- Schunck, R. (2013). Within and between estimates in random-effects models: Advantages and drawbacks of correlated random effects and hybrid models. *The Stata Journal* 13(1), S. 65–76.
- Sen, A. (1979). „Issues in the Measurement of Poverty“. In: *Scandinavian Journal of Economics* 81.2, S. 285–307.
- Shikano, S. (2011). „Einführung in die nichtparametrische Inferenz durch das Bootstrap-Verfahren“. In: *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*. Hrsg. von H. Best und C. Wolf. Wiesbaden: VS-Verlag, S. 191–204.

- Sim, S.-M. und R. I. Rasiah (2006). „Relationship Between Item Difficulty and Discrimination Indices in True/False-Type Multiple Choice Questions of a Para-clinical Multidisciplinary Paper". In: *Annals of the Academy of Medicine, Singapore* 35.2, S. 67–71.
- Skrondal, A. und S. Rabe-Hesketh (2004). *Generalized Latent Variable Modeling: Multi-level, Longitudinal and Structure Equation Modeling*. Chapman & Hall, S. 508.
- Smith, L. K. und R. M. Hancock (2004). „Do We Need an Age Specific Measure of Consensual Poverty for Older Adults? Evidence from the Poverty and Social Exclusion Survey". In: *Journal of Epidemiology and Community Health* 58.7, S. 616–617.
- Smith, N. und S. Middleton (2007). *A Review of Poverty Dynamics. Research in the UK*. Techn. Ber. York: Joseph Rowntree Foundation.
- Sopp, P. (1994). „Das Ende der Zwei-Drittel-Gesellschaft? Zur Einkommensmobilität in Westdeutschland". In: *Einmal arm – immer arm? Neue Befunde zur Armut in Deutschland*. Hrsg. von M. Zwick. Frankfurt/Main: Campus.
- Statistisches Bundesamt (2008a). „Einkommens- und Verbrauchsstichprobe Aufgabe, Methode und Durchführung der EVS". In: *Fachserie 15 Heft 7*.
- (2008b). *Mikrozensus 2006. Qualitätsbericht*. Wiesbaden. Url: <https://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/GesellschaftStaat/Bevoelkerung/Mikrozensus.html>.
- (2010). *Alleinerziehende in Deutschland. Ergebnisse des Mikrozensus 2009*. Techn. Ber. Wiesbaden: Begleitmaterial zur Pressekonferenz am 29. Juli 2010 in Berlin. Url: https://www.destatis.de/DE/PresseService/Presse/Pressekonferenzen/2010/Alleinerziehende/pressebroschuere_Alleinerziehende2009.pdf?__blob=publicationFile.
- (2011). Url: <https://www-genesis.destatis.de/genesis/online>.
- Stauder, J. und W. Hüning (2004). „Die Messung von Äquivalenzeinkommen und Armutsquoten auf der Basis des Mikrozensus". In: *Statistische Analysen und Studien NRW, Band 13*. Düsseldorf: Landesamt für Datenverarbeitung und Statistik Nordrhein-Westfalen, S. 9–31.
- Strengmann-Kuhn, W. (2003). *Armut trotz Erwerbstätigkeit. Analysen und sozialpolitische Konsequenzen*. Frankfurter Beiträge zu Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Frankfurt/Main: Campus Verlag.
- Strengmann-Kuhn, W. und R. Hauser (2012). „International vergleichende Armutsforschung". In: *Handbuch Armut und Soziale Ausgrenzung*. Hrsg. von E.-U. Huster, J. Boeckh und H. Mogge-Grotjahn. VS Verlag.
- Sullivan, J., L. Turner und S. Danziger (2008). „The relationship between income and material hardship". In: *Journal of Policy Analysis and Management* 27.1, S. 63–81.

- Szeles, M. und A. Fusco (2013). „Item response theory and the measurement of deprivation: evidence from Luxembourg data". In: *Quality & Quantity: International Journal of Methodology* 47.3, S. 1545–1560.
- Tabachnick, B. und L. Fidell (2001). *Using multivariate statistics*. Hrsg. von A. Bacon. Needham Heights.
- Taylor-Gooby, P. und J. O. Zinn (2006). *Risk in Social Science*. Oxford: Oxford University Press.
- Thompson, B. (2004). *Exploratory and confirmatory factor analysis: Understanding concepts and applications*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Townsend, P. (1979). *Poverty in the United Kingdom. A survey of household resources and standards of living*. Harmondsworth: Penguin Books.
- Trappmann, M., J. Beste, A. Bethmann und G. Müller (2013). „The PASS panel survey after six waves". In: *Journal for Labour Market Research* 46.4, S. 275–281.
- Van Buuren, S. und K. Groothuis-Oudshoorn (2000). „Multivariate Imputation by Chained Equations: MICE V1.0 User's manual". In: *TNO Report PG/VGZ/00.038*.
- Van Der Gaag, M. und T. A. B. Snijders (2005). „The Resource Generator: social capital quantification with concrete items". In: *Social Networks* 46.1, S. 1–29.
- Vandecasteele, L. (2010). „Poverty trajectories after risky life course events in different european welfare regimes". In: *European Societies* 12.2, S. 257–278.
- Velicer, W. F. und J. L. Fava (1998). „Effects of variable and subject sampling on factor pattern recovery". In: *Psychological Methods* 3.2, S. 231–251.
- Voges, W. (2007). *Soziologie des höheren Lebensalters. Ein Studienbuch zur Gerontologie*. Augsburg: Maro.
- Wagner, G. G., J. R. Frick und J. Schupp (2007). „The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) – Evolution, Scope and Enhancements". In: *Schmollers Jahrbuch. Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 127.1, S. 139–169.
- Watson, N. und R. Starick (2011). „Evaluation of Alternative Income Imputation Methods for a Longitudinal Survey". In: *Journal of Official Statistics* 27.4, S. 693–715.
- Western, B., D. Bloome, B. Sosnaud und L. Tach (2012). „Economic insecurity and social stratification". In: *Annual Review of Sociology* 38, S. 341–359.
- Whelan, C. T., R. Layte und B. Maitre (2003). „Persistent Income Poverty and Deprivation in the European Union". In: *Journal of Social Policy* 32.1, S. 1–18.
- (2004). „Understanding the mismatch between income poverty and deprivation: A dynamic comparative analysis". In: *European Sociological Review* 20.4, S. 287–302.
- Whelan, C. T. und B. Maitre (2008). „New and Old Social risks: life cycle and social class perspectives on social exclusion in Ireland". In: *The Economic and Social Review* 39, S. 131–156.

- Wiederhold, S., L. Nedelkoska und F. Neffke (2013). *The Impact of Skill Mismatch on Earnings Losses after Job Displacement*. Annual Conference 2013 (Duesseldorf): Competition Policy and Regulation in a Global Economic Order 79739. Verein für Socialpolitik/German Economic Association.
- Wilde, J. (2003). „Was reizt Sozialhilfeempfänger zum Ausstieg? Eine empirische Untersuchung mit dem Niedrigeinkommens-Panel". In: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 223, S. 719–742.
- Wilde, J. und A. Kubis (2004). *Nichtinanspruchnahme von Sozialhilfe. Eine empirische Analyse des Unerwarteten*. Report. Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät.
- Wooldridge, J. M. (2001). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Bd. 1. MIT Press Books 0262232197. The MIT Press.
- Zwick, W. R. und W. F. Velicer (1986). „Comparison of five rules for determining the number of components to retain". In: *Psychological Bulletin* 99.3, S. 432–442.

Anhang

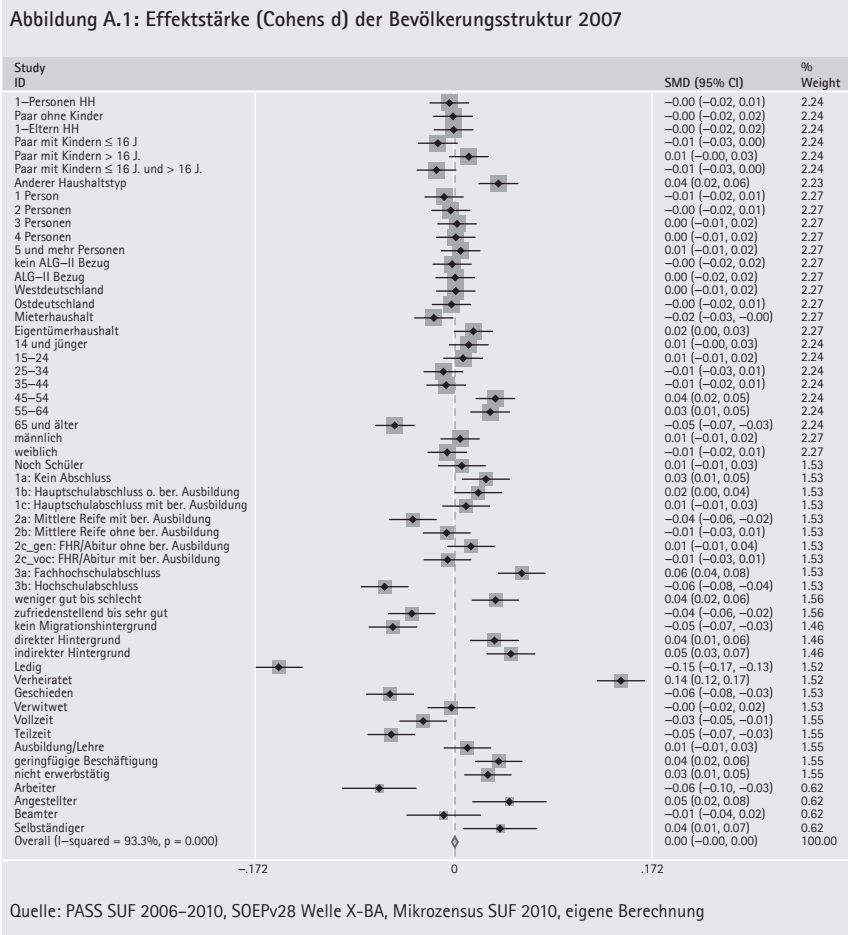
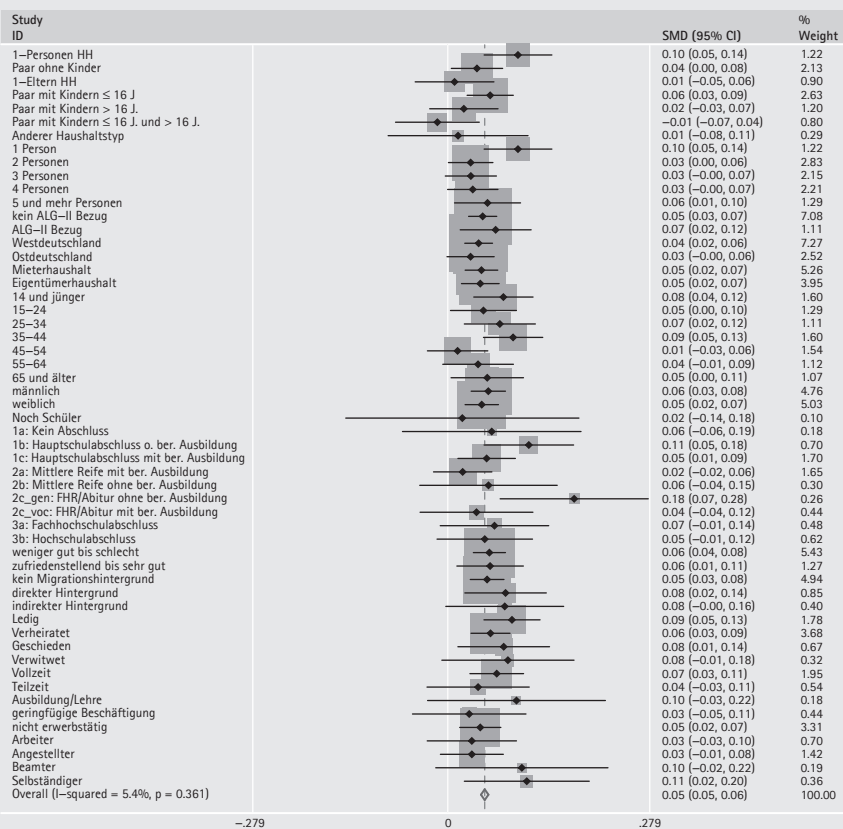
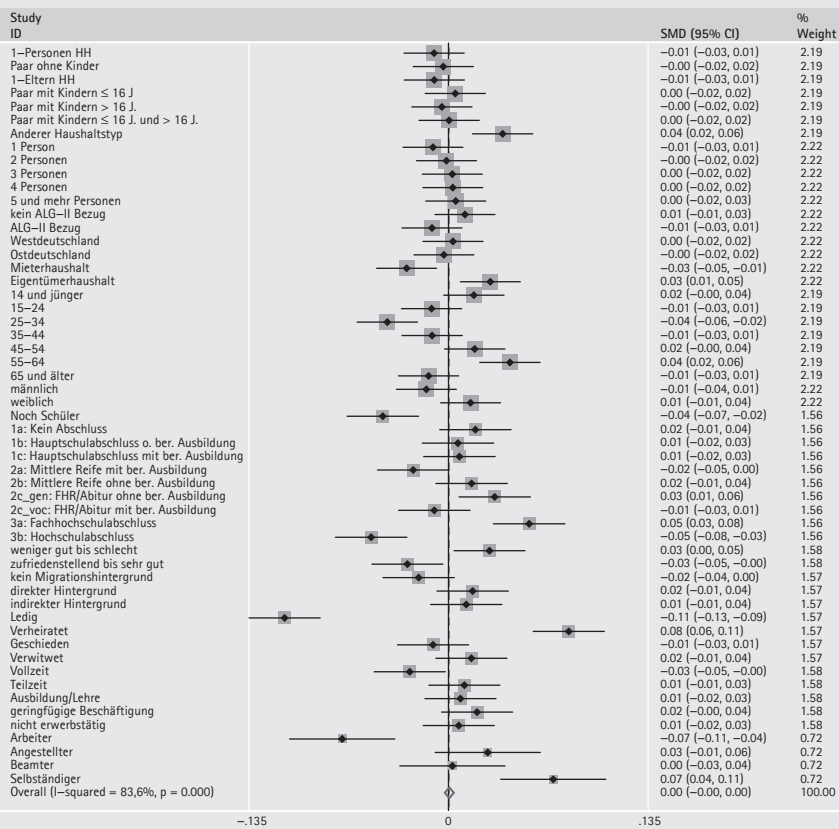


Abbildung A.2: Effektstärke (Cohens d) der Armutsrisikoquoten 2007



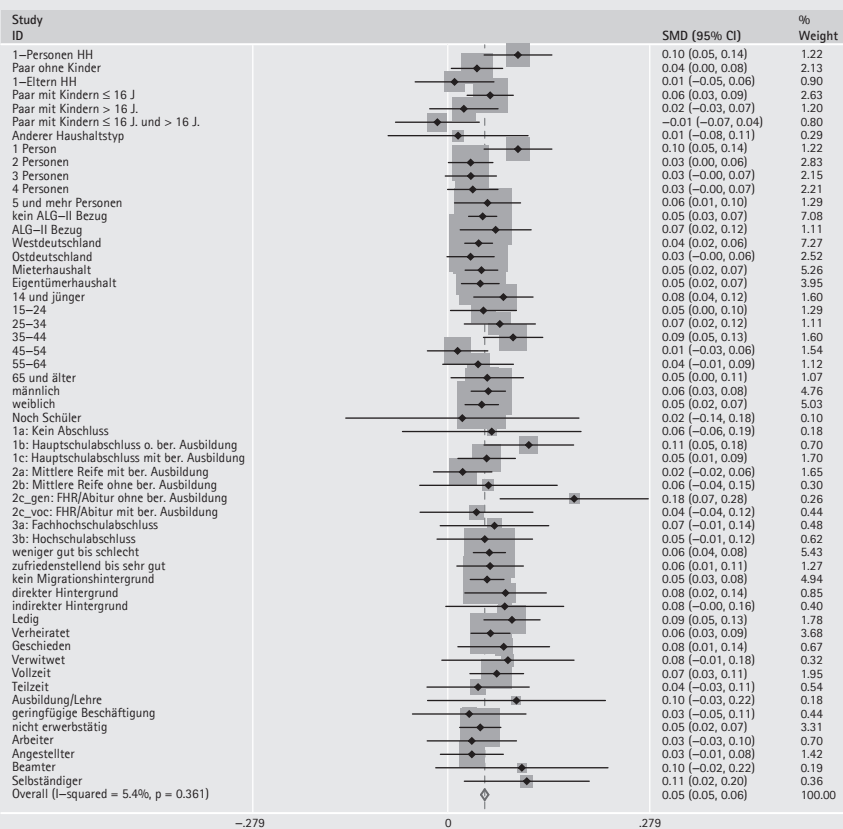
Quelle: PASS SUF 2006-2010, SOEPv28 Welle X-BA, Mikrozensus SUF 2010, eigene Berechnung

Abbildung A.3: Effektstärke (Cohens d) der Bevölkerungsstruktur 2010



Quelle: PASS SUF 2006-2010, SOEPv28 Welle X-BA, Mikrozensus SUF 2010, eigene Berechnung

Abbildung A.4: Effektstärke (Cohens d) der Armutsrisikoquoten 2010



Quelle: PASS SUF 2006-2010, SOEPv28 Welle X-BA, Mikrozensus SUF 2010, eigene Berechnung

Tabelle A.1: Zufriedenheit mit dem Lebensstandard in Abhängigkeit von Deprivation

	β	SE
Deprivationsitems		
HLS0100	-0,164	0,114
HLS0200	-0,161	0,118
HLS0300	-0,068	0,413
HLS0400	-0,378	0,434
HLS0600	-0,241+	0,127
HLS0700	-0,697***	0,121
HLS0800	-0,142*	0,063
HLS0900	0,131	0,246
HLS1000	-0,098	0,096
HLS1100	-0,432***	0,067
HLS1200	0,051	0,175
HLS1400	-0,341***	0,067
HLS1500	-0,832***	0,191
HLS1600	-0,538***	0,045
HLS1700	-0,258***	0,062
HLS1800	-0,202***	0,042
HLS1900	-0,433***	0,06
HLS2000	-0,492***	0,046
HLS2100	-0,251***	0,045
HLS2200	-0,373***	0,062
HLS2300	-0,415***	0,067
HLS2400	-0,29 *	0,141
HLS2500	-0,22	0,134
HH-Eink. (log.)	0,417***	0,035
Alter	-0,006***	0,001
Geschlecht: weiblich	0,185***	0,027
Haushaltstyp		
1-Personen HH	ref.	,
Paar o. Kinder	-0,02	0,062
1-Eltern HH	-0,101	0,101
Paar m. K. < 16 J.	-0,203*	0,099
Paar m. K. $\geq$ 16 J.	-0,154	0,099
Paar m. K. < 16J. & $\geq$ 16 J.	-0,186	0,125
Mehrgen. HH	-0,338+	0,202
Anderer HH	-0,275+	0,15
HH-Grösse	0,162***	0,03
Konstante	4,675***	0,281
R^2	0,338	
Anzahl der Fälle	81.814	
Signifikanzniveaus: + = $p < 0,1$; * = $p < 0,05$; ** = $p < 0,01$; *** = $p < 0,001$.		
Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung		

Tabelle A.2: Deprivationsindex über sechs Wellen

	β	SE
Erhebungswelle		
1	ref.	
2	0,219***	0,048
3	0,308***	0,048
4	0,507***	0,058
5	0,551***	0,059
6	0,605***	0,060
Haushaltstyp		
1-Personen HH	ref.	
Paar o. Kinder	0,356***	0,034
1-Eltern HH	-0,292***	0,05
Paar m. K. < 16 J.	0,36 ***	0,059
Paar m. K. $\geq$ 16 J.	0,432***	0,06
Paar m. K. < 16 J. & $\geq$ 16 J.	0,314***	0,081
Mehrgen. HH	0,396**	0,132
Anderer HH	0,303***	0,091
HH-Grösse	-0,071 ***	0,019
HH-Eink. (log.)	0,58 ***	0,036
Konstante	-5,057***	0,261
R^2	0,215	
Anzahl der Fälle	56.504	
Signifikanzniveaus: + = $p < 0,1$; * = $p < 0,05$; ** = $p < 0,01$; *** = $p < 0,001$.		
Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung		

Tabelle A.3: Deprivationsindex über sechs Wellen (balanciertes Panel)

	β	SE
Welle		
1	ref.	
2	0,093	0,065
3	0,225***	0,065
4	0,435***	0,073
5	0,496***	0,075
6	0,426***	0,077
R^2	0,224	
Anzahl der Fälle	19.073	
Signifikanzniveaus: + = $p < 0,1$; * = $p < 0,05$; ** = $p < 0,01$; *** = $p < 0,001$.		
Zusätzlich im Modell kontrolliert für log. äq. HH-Einkommen, Haushaltstyp und Haushaltsgröße.		
Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung		

Tabelle A.4: Zeiten in Armut

Einkommen				ALG II			Lebensstandard		
Anteil		95%-CI		Anteil		95%-CI	Anteil		95%-CI
Wellen in Armut									
0	0,713	0,678	0,747	0,851	0,824	0,878	0,755	0,723	0,788
1	0,092	0,071	0,114	0,032	0,020	0,044	0,051	0,036	0,066
2	0,061	0,043	0,080	0,016	0,011	0,021	0,043	0,030	0,055
3	0,036	0,025	0,048	0,021	0,012	0,029	0,033	0,021	0,045
4	0,032	0,015	0,049	0,015	0,008	0,022	0,042	0,023	0,061
5	0,030	0,018	0,042	0,021	0,012	0,030	0,028	0,018	0,038
6	0,035	0,024	0,046	0,044	0,032	0,057	0,049	0,035	0,063
Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung									

Tabelle A.5: Anzahl der Auf- und Abstiege

Einkommen				ALG II			Lebensstandard		
Anteil		95%-CI		Anteil		95%-CI	Anteil		95%-CI
Aufstiege									
0	0,226	0,159	0,292	0,443	0,385	0,501	0,360	0,283	0,438
1	0,554	0,466	0,642	0,513	0,455	0,571	0,517	0,437	0,597
2	0,220	0,133	0,307	0,044	0,024	0,064	0,123	0,044	0,202
Abstiege									
0	0,844	0,817	0,870	0,951	0,936	0,967	0,873	0,846	0,900
1	0,122	0,098	0,146	0,044	0,029	0,060	0,100	0,077	0,122
2	0,034	0,022	0,047	0,005	0,002	0,007	0,027	0,011	0,043
Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung									

Tabelle A.6: Dauern vor und nach Abstiegen in Armut

		bis			nach		
		Anteil	95%-CI		Anteil	95%-CI	
Einkommen							
1 Jahr	exakt	0,278	0,251	0,305	0,218	0,193	0,243
	mindestens	0,273	0,246	0,299	0,433	0,403	0,463
2 Jahre	exakt	0,080	0,064	0,096	0,051	0,038	0,065
	mindestens	0,092	0,075	0,109	0,119	0,100	0,139
3 Jahre	exakt	0,108	0,089	0,126	0,054	0,041	0,068
	mindestens	0,039	0,028	0,051	0,046	0,034	0,059
4 Jahre	exakt	0,043	0,031	0,056	0,015	0,008	0,023
	mindestens	0,016	0,009	0,024	0,033	0,022	0,044
5 Jahre	exakt	0,071	0,056	0,086	0,029	0,019	0,039
	mindestens	0,000			0,000		
ALG-II							
1 Jahr	exakt	0,307	0,264	0,351	0,190	0,153	0,227
	mindestens	0,240	0,200	0,280	0,205	0,167	0,243
2 Jahre	exakt	0,116	0,086	0,146	0,044	0,025	0,064
	mindestens	0,050	0,029	0,070	0,122	0,091	0,153
3 Jahre	exakt	0,109	0,080	0,139	0,133	0,101	0,165
	mindestens	0,039	0,021	0,057	0,096	0,068	0,124
4 Jahre	exakt	0,029	0,013	0,044	0,080	0,054	0,105
	mindestens	0,016	0,004	0,028	0,020	0,007	0,033
5 Jahre	exakt	0,093	0,066	0,121	0,110	0,080	0,139
	mindestens	0,000			0,000		
Lebensstandard							
1 Jahr	exakt	0,285	0,255	0,315	0,136	0,113	0,159
	mindestens	0,269	0,240	0,299	0,339	0,308	0,371
2 Jahre	exakt	0,092	0,073	0,111	0,069	0,052	0,086
	mindestens	0,076	0,058	0,093	0,143	0,120	0,166
3 Jahre	exakt	0,168	0,143	0,193	0,085	0,066	0,103
	mindestens	0,018	0,009	0,026	0,077	0,059	0,094
4 Jahre	exakt	0,049	0,035	0,064	0,047	0,032	0,061
	mindestens	0,015	0,007	0,023	0,054	0,039	0,069
5 Jahre	exakt	0,028	0,017	0,039	0,051	0,037	0,066
	mindestens	0,000			0,000		
Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung							

Tabelle A.7: Dauern vor und nach Aufstiegen aus Armut

			bis		nach			
			Anteil	95%-CI		Anteil	95%-CI	
Einkommen								
1 Jahr	exakt	0,221	0,198	0,244	0,173	0,152	0,194	
	mindestens	0,405	0,378	0,433	0,203	0,180	0,226	
2 Jahre	exakt	0,103	0,086	0,120	0,113	0,095	0,131	
	mindestens	0,102	0,085	0,119	0,064	0,050	0,078	
3 Jahre	exakt	0,035	0,025	0,046	0,109	0,091	0,126	
	mindestens	0,024	0,015	0,032	0,058	0,045	0,071	
4 Jahre	exakt	0,062	0,048	0,075	0,155	0,134	0,175	
	mindestens	0,015	0,008	0,021	0,038	0,027	0,049	
5 Jahre	exakt	0,034	0,023	0,044	0,088	0,072	0,104	
	mindestens	0,000			0,000			
ALG-II								
1 Jahr	exakt	0,283	0,252	0,314	0,163	0,137	0,188	
	mindestens	0,162	0,137	0,188	0,157	0,132	0,182	
2 Jahre	exakt	0,147	0,122	0,171	0,156	0,131	0,181	
	mindestens	0,087	0,068	0,107	0,035	0,022	0,047	
3 Jahre	exakt	0,089	0,069	0,108	0,117	0,095	0,139	
	mindestens	0,076	0,058	0,094	0,033	0,021	0,046	
4 Jahre	exakt	0,104	0,083	0,125	0,124	0,101	0,146	
	mindestens	0,007	0,001	0,013	0,022	0,012	0,032	
5 Jahre	exakt	0,046	0,031	0,060	0,194	0,167	0,222	
	mindestens	0,000			0,000			
Lebensstandard								
1 Jahr	exakt	0,178	0,153	0,202	0,188	0,163	0,213	
	mindestens	0,320	0,290	0,350	0,170	0,146	0,194	
2 Jahre	exakt	0,124	0,103	0,145	0,229	0,202	0,255	
	mindestens	0,127	0,106	0,148	0,099	0,080	0,118	
3 Jahre	exakt	0,038	0,026	0,051	0,087	0,069	0,105	
	mindestens	0,086	0,068	0,104	0,038	0,026	0,051	
4 Jahre	exakt	0,074	0,057	0,091	0,084	0,066	0,102	
	mindestens	0,023	0,013	0,032	0,035	0,023	0,047	
5 Jahre	exakt	0,030	0,019	0,041	0,070	0,053	0,086	
	mindestens	0,000			0,000			
Quelle: PASS SUF 2006–2012, eigene Berechnung								

Tabelle A.8: Einfluss von Einkommen auf Lebensstandard (*Negativ-Binomial-Regression*)

	between-Effekte		within-Effekte	
	Koef.	z	Koef.	z
HH-Einkommen (Ln)	1,498	65,06***	0,297	27,67***
HH-Einkommen (Ln) in der Vorwelle	0,088	11,51***		
Ersparnisse > 20.000 Euro	0,541	22,90***	0,168	19,87***
Schulden > 20.000 Euro	-0,486	-23,77***	-0,067	-7,55***
Wohnbesitz: Wohneigentum (abgez.)	0,353	16,73***		
Selbstwirksamkeitserwartung	0,058	15,60***	0,024	13,04***
Anzahl der Freunde	0,012	6,58***	-0,000	-0,45
Gesundheitliche Einschränkungen	-0,210	-10,15***	-0,031	-2,91**
Partner im HH	0,232	12,82***	0,217	10,48***
Anzahl der Kinder im HH	-0,007	-0,81	-0,046	-3,81***
Weitere Erwachsenen im HH	0,004	0,20	0,016	0,98
Geschlecht: Frau	-0,118	-7,44***		
Alter				
25 bis 64 Jahre	Ref.		Ref.	
35 bis 44 Jahre	0,030	1,77+		
45 bis 54 Jahre	0,039	2,06*		
55 bis 64 Jahre	0,087	4,02***		
Bildungszeit in Jahren	0,021	6,55***		
Migrationshintergrund	-0,104	-5,29***		
Ostdeutschland	-0,070	-4,04***		
Konstante	16,777	-0,23		
/ln r	16,382			
/ln s	0,604			
Anzahl an Beobachtungen	41.562		41.562	
Anzahl an Personen	12.134		12.134	
Signifikanzniveaus: + = $p < 0,1$; * = $p < 0,05$; ** = $p < 0,01$; *** = $p < 0,001$.				
Quelle: PASS SUF 2006–2013, eigene Berechnung				

Tabelle A.9: Kurzzeit-Effekte von Einkommenszuwächsen und -abnahmen

	Einkommenszuwächse	Einkommensabnahmen
	β	β
HH-Einkommen (Ln)	0,0023***	-0,0013***
HH-Einkommen quad.	0 ***	0 ***
HH-Einkommen (Ln) in der Vorwelle	0,0002***	-0,0001*
Ersparnisse > 20.000 Euro	0,5825***	-0,5724***
Schulden > 20.000 Euro	-0,3025***	0,2417***
Wohnbesitzverhältnisse		
<i>Mietzahlungen</i>	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>
<i>abgezahltes Wohneigentum</i>	0,0518	-0,1882+
<i>Wohneigentum (Kreditzahlungen)</i>	-0,0239	-0,0888
Partner im HH	0,4344***	-0,7170***
Anzahl der Kinder	-0,0547	-0,0235
Weitere Erwachsenen im HH	0,101 +	-0,1418+
Selbstwirksamkeitserwartung	0,0862***	-0,1248***
Anzahl der Freunde	0,0108**	-0,0049
Gesundheitliche Einschränkungen	-0,2066***	0,2823***
Geschlecht: Frau	0,8073	-1,1145
Alter		
<i>25 bis 64 Jahre</i>	<i>Ref.</i>	
<i>35 bis 44 Jahre</i>	0,1438	-0,1006
<i>45 bis 54 Jahre</i>	0,1681	-0,0539
<i>55 bis 64 Jahre</i>	0,2284	0,0098
Bildungszeit in Jahren	0,1816*	-0,0095
Migrationshintergrund	0	0
Region: Ostdeutschland	-0,3826	0,0151
Erhebungswelle	<i>Ref.</i>	<i>Ref.</i>
<i>2008</i>		
<i>2009</i>	0,2467***	-0,2034***
<i>2010</i>	0,4406***	-0,3988***
<i>2011</i>	0,6573***	-0,5609***
<i>2012</i>	0,8380***	-0,6838***
<i>2013</i>	0,9438***	-0,6996***
<i>R²</i>	0,163	0,091
<i>BIC</i>	65.477	45.782
<i>Anzahl an Beobachtungen</i>	21.874	15.923
<i>Anzahl an Personen</i>	10.016	7.958

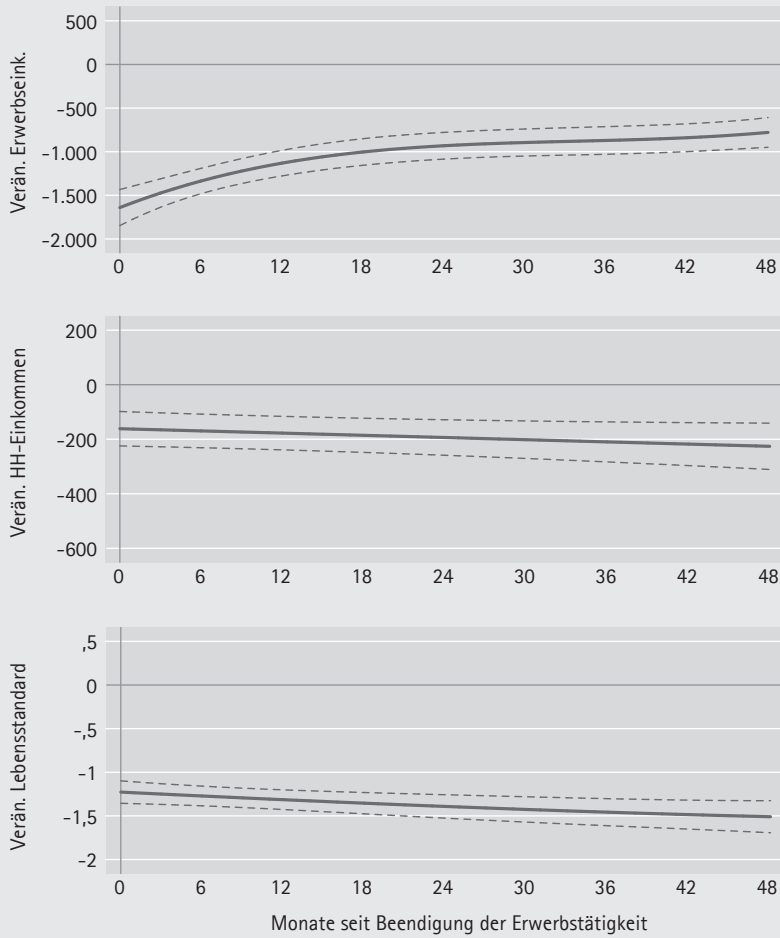
Signifikanzniveaus: + = $p < 0,1$; * = $p < 0,05$; ** = $p < 0,01$; *** = $p < 0,001$.
 Quelle: PASS SUF 2006–2013, eigene Berechnung

Tabelle A.10: Effekt des Verlusts der Erwerbstätigkeit

	Lebenstandard	Haushaltseink.	Erwerbseink.
	β	β	β
Jobverlust	-0,1507***	-0,0595***	-0,4531***
Monate seit Jobverlust	-0,0035+	0,0005*	0,0179***
Monate seit Jobverl. (quadr.)	0,0001		-0,0005**
Monate seit Jobverl. (kub.)			0 **
Ersparn. > 20.000 Euro	0,1375***	0,0188***	0,0186***
Schulden > 20.000 Euro	-0,0561***	0,0036	0,0001
Wohnbesitz			
Mieter	Ref.	Ref.	Ref.
Eigent. (Kred.)	0,0198	0,0087	-0,0010
Eigent. (abgez.)	0,0615*	-0,0048	-0,0090
Gesund. Einschr.	-0,0716***	-0,0027	-0,0186**
Alter	0,0126	-0,0004	0,0043
Alter (quadr.)	-0,0006***	-0,0002***	-0,0003***
Partner im Haushalt	0,1560***	0,0798***	0,0041
Anzahl Kinder im HH	-0,0180	-0,0624***	-0,0009
Weitere Erw. im HH	-0,0153	-0,0545***	0,0020
Anzahl der Freunde	-0,0014	0,0002	0,0004
Erhebungswelle			
2007	Ref.	Ref.	Ref.
2008	-0,0111	-0,0336***	-0,0183***
2009	-0,0033	-0,0204**	-0,0073
2010	-0,0113	-0,0113	-0,0094
2011	0,0508	0,0054	0,0141
2012	0,0258	0,0143	0,0150
2013	0,0902	-0,0023	0,0128
Konstante	-0,7396***	0,7173***	0,6741***
R^2	0,048	0,072	0,180
BIC	6.786	22.212	20.737
Beobachtungen	11.524	11.524	11.524
Personen	3.047	3.047	3.047
Ereignisse	782	782	782

Signifikanzniveaus: + = $p < 0,1$; * = $p < 0,05$; ** = $p < 0,01$; *** = $p < 0,001$.

Quelle: PASS SUF 2006–2013, eigene Berechnung

Abbildung A.5: Effekt des Verlusts der Erwerbstätigkeit (*Negativ-Binomial-Regression*)

Anm.: Effekte stammen aus einem Modell mit weiteren unabhängigen Variablen. Zusätzlich dargestellt sind die 95%-Konfidenzbänder. Quelle: PASS SUF 2006–2013, eigene Berechnung

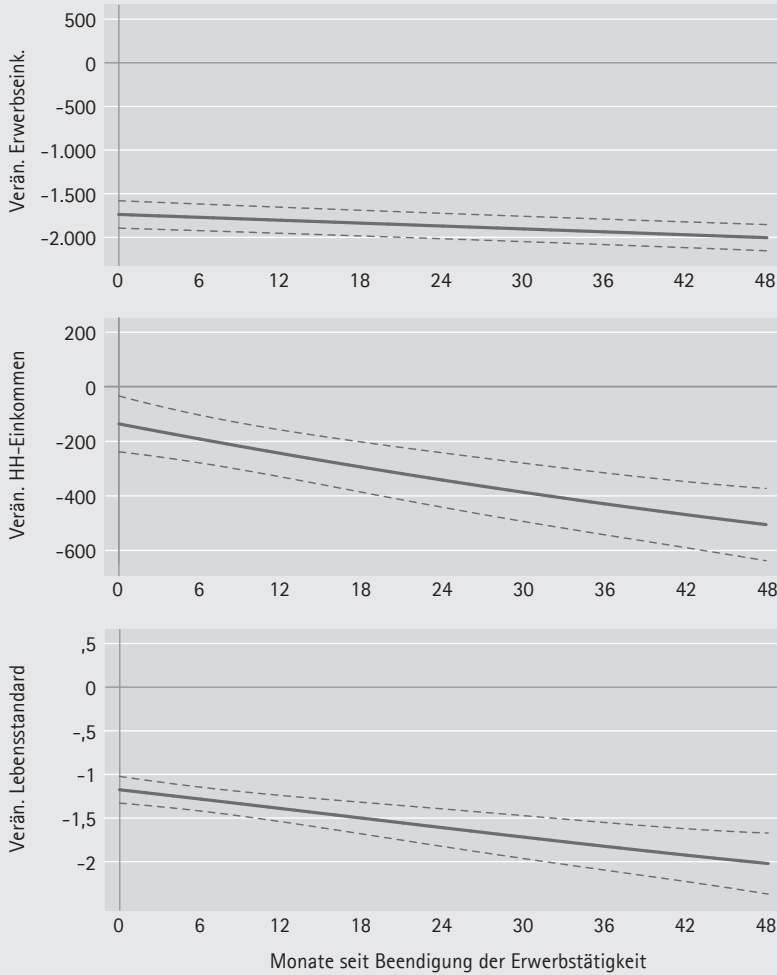
Tabelle A.11: Effekt des Verlusts der Erwerbstätigkeit bei Verbleib in Arbeitslosigkeit

	Lebenstandard	Haushaltseink.	Erwerbseink.
	β	β	β
Jobverlust	-0,1429**	-0,0514***	-0,4885***
Monate seit Jobverlust	-0,0136**	-0,0021*	-0,0004
Monate seit Jobverl. (quadr.)	0,0001*	0,0000	
Monate seit Jobverl. (kub.)			
Ersparn. > 20.000 Euro	0,12***	0,0136*	0,0067+
Schulden > 20.000 Euro	-0,0426***	0,007+	0,0044
Wohnbesitz			
Mieter			
Eigent. (Kred.)	0,0151	0,0098	0,0050
Eigent. (abgez.)	0,0796**	0,0039	0,0005
Anzahl der Freunde	-0,0022*	0,0002	0,0006*
Gesund. Einschr.	-0,0648***	0,0041	0,0012
Alter	0,0024	-0,0007	-0,0012
Alter (quadr.)	-0,0004*	-0,0002**	-0,0003***
Partner im Haushalt	0,1023***	0,0659***	0,0065
Anzahl Kinder im HH	-0,0182	-0,0669***	0,0034
Weitere Erw. im HH	-0,0234+	-0,0598***	0,0018
Erhebungswelle			
2007			
2008	0,0034	-0,0357***	-0,0118**
2009	0,0291	-0,0194*	0,0011
2010	0,0251	-0,0072	0,0069
2011	0,0985*	0,0098	0,0319*
2012	0,0790	0,0180	0,0410**
2013	0,1537*	-0,0010	0,0451*
Konstante	-0,6585***	0,7633***	0,6956***
R-Square	0,045	0,082	0,323
BIC	4.412	19.768	24.746
Beobachtungen	9.833	9.833	9.833
Personen	2.796	2.796	2.796
Ereignisse	446	446	446

Signifikanzniveaus: + = $p < 0,1$; * = $p < 0,05$; ** = $p < 0,01$; *** = $p < 0,001$.

Quelle: PASS SUF 2006–2013, eigene Berechnung

Abbildung A.6: Effekt des Verlusts der Erwerbstätigkeit bei Verbleib in Arbeitslosigkeit
(Negativ-Binomial-Regression)



Anm.: Effekte stammen aus einem Modell mit weiteren unabhängigen Variablen. Zusätzlich dargestellt sind die 95 %-Konfidenzbänder. Quelle: PASS SUF 2006–2013, eigene Berechnung

Kurzfassung

In der Armutsforschung werden verschiedene Messkonzepte parallel verwendet, wodurch die Befunde zur Armutsbetroffenheit voneinander variieren können. Dies führt zwangsläufig zu einem uneinheitlichen Bild der Armutsproblematik. Zu den am häufigsten verwendeten Ansätzen zählen der Ressourcenansatz, welcher nur das zur Verfügung stehende Einkommen berücksichtigt, der institutionelle Ansatz, bei dem die bekämpfte Armut über den Bezug von staatlichen Transferleistungen definiert wird und der Lebensstandardansatz, der die tatsächliche Ausstattung eines Haushalts betrachtet.

Da alle drei Ansätze zur wissenschaftlichen Untersuchung von Armut alternativ wie auch komplementär verwendet werden, ist es von Bedeutung, die Beziehung zwischen diesen Ansätzen der Armutsmessung genauer zu untersuchen. Ziel dieser Arbeit ist es, verschiedene Erscheinungsformen von Armut zu beschreiben, Gemeinsamkeiten und Unterschiede zu benennen und Aussagen über ihre Zusammenhänge zu machen. Als Datenbasis dient die seit 2006 jährlich durchgeführte Panelstudie „Arbeitsmarkt und soziale Sicherung“ (PASS).

Um das genannte Ziel zu erreichen, werden im Rahmen dieser Arbeit mehrere Aspekte der Messung von Armut nach den drei Ansätzen beleuchtet. Bei einem Vergleich der erfassten Armut zwischen PASS und dem Sozio-oekonomischen Panel können, neben vielen Gemeinsamkeiten, auch Unterschiede in relevanten Armutskenziffern festgestellt werden. Dies betont die Bedeutung von Replikationen wissenschaftlicher Arbeiten für die Einschätzung von Forschungsergebnissen, was auch für Befunde zu Armut auf Basis von Befragungsdaten gilt.

In dieser Arbeit gilt der dynamischen Betrachtung ein besonderes Augenmerk. Es zeigen sich größtenteils die gleichen bedeutsamen Einflussfaktoren bei den Übergängen im Armutsbereich. Unterschiede sind vorrangig bei den Auswirkungen von Ereignissen im Lebensverlauf erkennbar. Beim Umwandlungsprozess von Einkommen in Lebensstandard wird deutlich, dass neben der finanziellen Situation auch die Bildung, soziale Unterstützungsnetzwerke, Persönlichkeitsmerkmale sowie der gesundheitliche Zustand einer Person eine Rolle spielen, während der Einfluss regionaler Preisniveaus überraschenderweise gering ausfällt.

Berücksichtigt man zusätzlich den zeitlichen Zusammenhang wird erkennbar, dass kurzzeitige temporäre Veränderungen geringere Auswirkungen auf den Lebensstandard haben als die dauerhafte Einkommenssituation. Dabei finden Anpassungen an die neue Einkommenssituation bei Einkommenszuwächsen schneller statt als bei Einkommenseinbußen. Der Verlust der Erwerbstätigkeit führt zu deutlichen Verschlechterungen im Lebensstandard, welche direkt zu Beginn des Ereignisses auftreten, aber auch noch über die Zeit andauern und teilweise noch

zunehmen. Besonders in Arbeitslosigkeit sinkt der Lebensstandard über Jahre hinweg ab. Es wird dabei deutlich, dass Differenzen der erfassten Armut nach den verschiedenen Ansätzen stark durch Ereignisse im Lebensverlauf getrieben werden.

Fasst man die Ergebnisse dieser Arbeit zusammen, wird die Notwendigkeit deutlich, Armut anhand verschiedener Ansätze aus unterschiedlichen Perspektiven zu betrachten, um so ein umfassenderes Bild dieses Phänomens zu erhalten.

Analysen, Daten und Fakten zum deutschen Arbeitsmarkt

➤ wbv.de/arbeitsmarkt



■ Aktuelle Befunde des IAB
zum deutschen Arbeitsmarkt

■ Für Wissenschaft und Praxis

Der Band liefert eine umfassende Bestandsaufnahme des deutschen Arbeitsmarkts für Wissenschaft und Praxis. Präzise Texte und klare Infografiken informieren über die Forschungsergebnisse des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB).

Joachim Möller, Ulrich Walwei (Hg.)

Arbeitsmarkt kompakt

Analysen, Daten, Fakten

IAB-Bibliothek, 363

2017, 174 S., 39,90 € (D)

ISBN 978-3-7639-4113-1

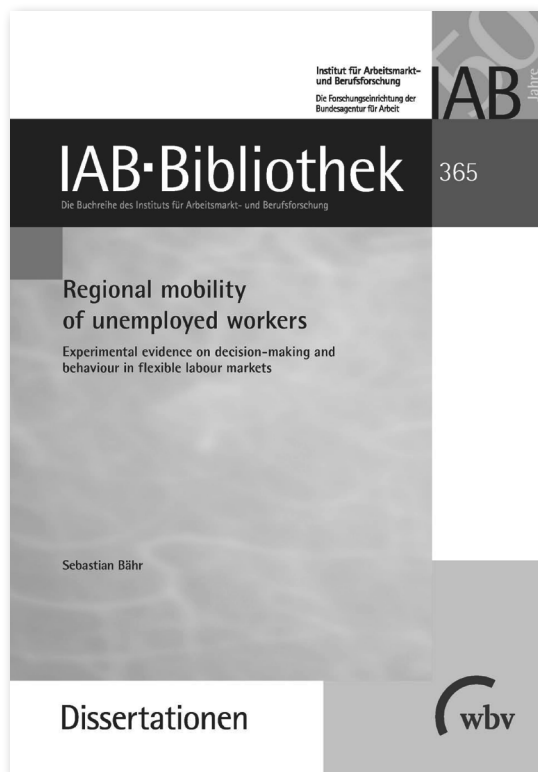
Kostenloser Download:

wbv-open-access.de

Flexibilität im Stellensuchprozess

Überregionale Mobilität von Arbeitsuchenden

➔ wbv.de/arbeitsmarkt



- Zusammenhang von Flexibilitätsanforderungen auf dem Arbeitsmarkt und Mobilität
- Aktuelle ökonometrische Analyse aufgrund breiter Datenlage

Moderne Arbeitsmärkte erfordern ein hohes Maß an Flexibilität von Arbeitskräften und insbesondere von Arbeitslosen. Dabei kommt der Bereitschaft zur regionalen Mobilität im Zuge der tiefgreifenden Hartz-Reformen des deutschen Arbeitsmarktes eine zentrale Rolle zu. Vor diesem Hintergrund untersucht diese Forschungsarbeit die Bedeutung überregionaler Mobilität im Stellensuchprozess von Arbeitslosen. Basierend auf innovativen experimentellen Forschungsdesigns, reichhaltigen administrativen und Befragungsdaten und unter Verwendung aktueller ökonometrischer Analysen leistet Sebastian Bähr einen wichtigen Beitrag zur aktuellen Debatte über die Wirkung von Flexibilisierung auf soziale Ungleichheit am Arbeitsmarkt.

Sebastian Bähr

Regional mobility of unemployed workers

Experimental evidence on decision-making and behaviour in flexible labour markets

IAB-Bibliothek (Dissertationen), 365
2017, 172 S., 24,90 € (D)
ISBN 978-3-7639-4116-2
Als E-Book bei wbv.de

Die Armutsforschung arbeitet mit verschiedenen Messkonzepten und Datenquellen. Jonas Beste beleuchtet die am häufigsten verwendeten Ansätze auf Grundlage des Panels „Arbeitsmarkt und soziale Sicherung“ im Vergleich zu anderen Paneldaten. Er benennt Gemeinsamkeiten und Unterschiede bei der Messung von Armut und beschreibt die verschiedenen Erscheinungsformen von Armut. Damit eröffnet er Einblick in folgende Zusammenhänge:

- Welchen Einfluss hat die verwendete Datenbasis auf das Ergebnis von Armutsanalysen?
- Wie lässt sich Deprivation im Lebensstandard bestimmen?
- Wie unterscheidet sich die Armutsdynamik nach verschiedenen Armutskonzepten?
- Welche Faktoren beeinflussen eine Veränderung des Lebensstandards?
- Wie erfolgt die Umwandlung von Ressourcen in Lebensstandard und welche Rolle spielen die finanzielle Situation eines Haushalts (Erwerbstätigkeit), individuelle Merkmale einer Person oder regionale Unterschiede?

W. Bertelsmann Verlag

