

Armutrisiko alleinerziehend: die Bedeutung von sozialer Komposition und institutionellem Kontext in Deutschland

Hübgen, Sabine

Veröffentlichungsversion / Published Version

Monographie / phd thesis

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

Verlag Barbara Budrich

Die Publikation wurde durch den Open-Access-Publikationsfonds für Monografien der Leibniz-Gemeinschaft gefördert. / The publication was supported by the Open Access Publishing Fund of the Leibniz Association.

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Hübgen, S. (2020). *Armutrisiko alleinerziehend: die Bedeutung von sozialer Komposition und institutionellem Kontext in Deutschland*. Opladen: Budrich UniPress Ltd.. <https://doi.org/10.3224/86388818>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer CC BY-SA Lizenz (Namensnennung-Weitergabe unter gleichen Bedingungen) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier:
<https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/deed.de>

Terms of use:

This document is made available under a CC BY-SA Licence (Attribution-ShareAlike). For more information see:
<https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0>

Sabine Hübgen

Budrich
UniPress

Armutsrisiko alleinerziehend

Die Bedeutung von sozialer
Komposition und institutionellem
Kontext in Deutschland

Sabine Hübgen
Armutsrisiko alleinerziehend

Sabine Hübgen

Armutsrisiko alleinerziehend

Die Bedeutung von sozialer Komposition und
institutionellem Kontext in Deutschland

Budrich UniPress Ltd.

Opladen • Berlin • Toronto 2020

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

Die Publikation wurde durch das Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung
(WZB) und den Leibniz-Publikationsfonds für Open-Access-Monografien gefördert.

D188

© 2020 Dieses Werk ist beim Verlag Barbara Budrich erschienen und steht unter der
Creative Commons Lizenz Attribution-ShareAlike 4.0 International (CC BY-SA 4.0):
<https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/>
Diese Lizenz erlaubt die Verbreitung, Speicherung, Vervielfältigung und Bearbeitung
bei Verwendung der gleichen CC-BY-SA 4.0-Lizenz und unter Angabe der
UrheberInnen, Rechte, Änderungen und verwendeten Lizenz.



Dieses Buch steht im Open-Access-Bereich der Verlagsseite zum kostenlosen
Download bereit (<https://doi.org/10.3224/86388818>).
Eine kostenpflichtige Druckversion kann über den Verlag bezogen werden. Die
Seitenzahlen in der Druck- und Onlineversion sind identisch.

ISBN 978-3-86388-818-3
eISBN 978-3-86388-448-2
DOI 10.3224/86388818

Umschlaggestaltung: Bettina Lehfeldt, Kleinmachnow – www.lehfeldtgraphic.de
Technisches Lektorat: Anja Borkam, Jena
Druck: Books on Demand GmbH, Norderstedt
Printed in Europe

Danksagung

Dieses Buch basiert auf meiner Dissertation, welche ich im Sommer 2018 abgegeben und im November 2018 verteidigt habe. Das Schreiben einer Dissertation stellt einen langwierigen Prozess mit einigen Höhen und auch Tiefen dar. Deshalb möchte ich diese Gelegenheit nutzen, mich bei all den Personen zu bedanken, die diesen Prozess der letzten viereinhalb Jahren auf vielfältige Arten und Weisen begleitet haben. Zu allererst gilt mein größter Dank meiner Betreuerin, Heike Solga, die mir sowohl inhaltlich als auch methodisch immer wertvolle Ratschläge gegeben und mich auch weiter angespornt hat. Ohne ihre beständige Unterstützung hätte ich diese ambitionierte Dissertation nicht umsetzen können. Ebenso möchte ich mich bei Anette Fasang sehr dafür bedanken, dass sie die Zweitbetreuung dieser Dissertation übernommen und mich in den entscheidenden Momenten mit ihren gleichermaßen wertschätzenden und klaren Anmerkungen vorangebracht hat. Auch bei den restlichen Mitgliedern der Promotionskommission, Agnes Blome, Reinhard Pollak und Jürgen Schupp, möchte ich mich für ihr konstruktives Feedback bedanken. Besonderer Dank gilt auch Dave Brady, der insbesondere in der Anfangszeit ein wertvoller Mentor für mich war. Ohne seine Ermutigungen und die sehr lehrreiche Zusammenarbeit hätte ich mich womöglich nicht für eine Promotion entschieden.

Doch diese Dissertation wäre nicht das geworden, was sie heute ist, ohne all die hilfreichen Kommentare, Diskussionen sowie offenen Türen und Ohren meiner Kolleg*innen – insbesondere am WZB. Hier möchte ich mich vor allem bedanken bei Irene Böckmann, Hannah Zigel, Jan Paul Heisig, Martin Ehlert, Christoph Rogge, Anke Radenacker, Cindy Fitzner und Ellen von den Driesch. Genauso möchte ich mich für das wertvolle Feedback aus dem AAM-Doktoranden-Kolloquium sowie von verschiedenen Konferenzen bedanken. Administrative wie emotionale Unterstützung habe ich auch von meinen beiden Forschungsbeauftragten Kristin Bothur und Reinhild Wagner erhalten – besten Dank dafür!

Generell gilt mein Dank dem WZB als inspirierendem Wissenschaftsort mit hoch kompetenten Kolleg*innen, ausgezeichneter Infrastruktur und Fördermöglichkeiten für Nachwuchswissenschaftler*innen. Im Rahmen des WZB International Alumni Fellowship konnte ich bspw. für zwei Monate an der University of Toronto als Gastwissenschaftlerin zusammen mit Irene Böckmann arbeiten, was das letzte empirische Kapitel deutlich vorangebracht hat. Die Dissertation hat zudem sehr von dem Gastaufenthalt am ISER (Institute for Social and Economic Research) im Herbst 2016 profitiert, der durch einen IN-GRID visiting grant (No. 730998) der EU finanziert war. Dort konnte ich einen zentralen Teil meiner Datenaufbereitung des BHPS und UKHLS im Austausch mit den hilfsbereiten Expert*innen vor Ort durchführen.

Last but not least möchte ich mich auch bei all den lieben Menschen bedanken, die mich während der Dissertation im Privaten unterstützt haben! ‚Hertzlichen‘ Dank an Hannah, Hanna, Daniel und Felix für ein richtig wohlige Zuhause, aus dem ich immer Kraft schöpfen kann. Isabelle und Johanna möchte ich von ganzem Herzen für die geniale Unterstützung in den letzten 24h vor der Fertigstellung der Dissertation danken – obwohl sehr anstrengend, war es ein sehr schöner gemeinsamer Tag! Isabelle möchte ich auch für die vielen schönen großen und kleinen Momente mit ihr und Davi danken. Auch den anderen ‚Mannheimerinnen‘ Johanna, Corinna, Stephanie und Anna möchte ich für die langjährige Freundschaft weit über die Bachelor-Zeit hinaus danken. Es ist wundervoll, euch alle in meinem Leben zu haben. Und meinen Eltern möchte ich dafür danken, dass sie immer an mich geglaubt haben und mich in meinem Weg bedingungslos unterstützen.

Inhalt

Danksagung	5
Abbildungen	12
Abbildungen im Anhang	14
Tabellen	15
Tabellen im Anhang	16
Abkürzungsverzeichnis	18
1 Einleitung	21
2 Zentrale Begriffe und theoretischer Rahmen	30
2.1 Bestimmung der zentralen Konzepte	30
2.1.1 Alleinerziehend – Abgrenzung einer dynamischen Familienphase	30
2.1.2 Die Definition von Armut	33
2.2 Theoretische Konzepte	37
2.2.1 Die Lebensverlaufsperspektive	38
2.2.2 Das Teilsystem Familie im Lebensverlauf	39
2.2.3 Das Teilsystem Arbeitsmarkt im Lebensverlauf	41
2.2.4 Das Teilsystem Wohlfahrtsstaat im Lebensverlauf	44
2.3 Analytischer Rahmen	46
2.3.1 Ein Modell zur Erklärung des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter	46
2.3.2 Zur Modellierung des Einflusses des institutionellen Kontexts	49
3 Sozialer Wandel im Wohlfahrtsdreieck	53
3.1 Zentrale gesellschaftliche Entwicklungen in Deutschland	53
3.1.1 Krise und Konsolidierungsphase des deutschen Sozialstaats (1980-1989)	54
3.1.2 Die deutsche Wiedervereinigung und das Ende der Konsolidierung (1990-1997)	56
3.1.3 Regierungswechsel und Arbeitsmarktreformen (1998-2005)	57
3.1.4 Ausbau der Familien- und Vereinbarkeitspolitik (2007-2016)	62
3.2 Zentrale gesellschaftliche Entwicklungen im Vereinigten Königreich	67

3.2.1	Wirtschaftliche Krise und konservative Regierung (1980-1996)	68
3.2.2	Arbeitsmarktreformen und ‚New Labour‘ (1997-2007)	69
3.2.3	‚Lone Parent Obligations‘ und konservative Regierung (2008-2014)	72
3.3	Periodisierung in diesem Buch	74
4	Familiäre Prozesse und die Armut alleinerziehender Mütter	77
4.1	Forschungsstand in Deutschland	77
4.1.1	Determinanten des Übergangs ins Alleinerziehen	78
4.1.2	Mechanismen der Konsequenzen des Alleinerziehens für das Armutsrisiko	80
4.2	Forschungsstand im Vereinigten Königreich	82
4.2.1	Determinanten des Übergangs ins Alleinerziehen	82
4.2.2	Mechanismen der Konsequenzen des Alleinerziehens für das Armutsrisiko	83
4.3	Theoretische Überlegungen und Hypothesen	85
4.3.1	Die familialen Prozesse vor dem Alleinerziehen	86
4.3.2	Einfluss der sozialen Komposition für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter	88
4.3.3	Einfluss des Alleinerziehens für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter	89
5	Institutioneller Kontext und die Armut alleinerziehender Mütter ...	94
5.1	Das Zusammenspiel von sozialer Komposition und institutionellem Kontext	95
5.1.1	Forschungsstand in Deutschland	96
5.1.2	Forschungsstand im Vereinigten Königreich	99
5.1.3	Theoretische Überlegungen und Hypothesen	100
5.2	Der institutionelle Kontext beim Übergang ins Alleinerziehen	106
5.2.1	Forschungsstand in Deutschland	106
5.2.2	Forschungsstand im Vereinigten Königreich	108
5.2.3	Theoretische Überlegungen und Hypothesen	109
6	Analysestrategie, Daten, Messung und Samples	114
6.1	Analysestrategie und verwendete Methoden	114
6.1.1	Die Analyse familialer Selektionsprozesse ins Alleinerziehen	114
6.1.2	Die Analyse des institutionellen Kontexts von alleinerziehenden Müttern	118

6.2	Datengrundlage	122
6.2.1	Das Sozio-oekonomische Panel	122
6.2.2	Die British Household Panel Study und die UK Household Longitudinal Study	124
6.3	Messung der theoretischen Konstrukte	125
6.3.1	Alleinerziehende Mütter	126
6.3.2	Einkommensarmut	127
6.3.3	Individualmerkmale	129
6.4	Von der Grundgesamtheit zu den Analysesamples	132
6.4.1	Analysesample 1: Selektionsprozesse ins Alleinerziehen	133
6.4.2	Analysesample 2: Der institutionelle Kontext des Alleinerziehens	135
6.4.3	Übersicht und Selektivität der Analysesamples	139
6.5	Anhang	141
7	Soziale Komposition und die Armut alleinerziehender Mütter	142
7.1	Deskriptive Befunde in Deutschland	143
7.1.1	Das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter vor und während des Alleinerziehens	143
7.1.2	Selektionsprozesse ins Alleinerziehen	146
7.2	Der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens in Deutschland	151
7.2.1	Der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens	152
7.2.2	Heterogenität innerhalb der alleinerziehenden Mütter	154
7.2.3	Direkte und indirekte armutsverstärkende Effekte des Alleinerziehens	157
7.3	Der Vergleich mit dem Vereinigten Königreich	158
7.3.1	Selektionsprozesse und das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter	159
7.3.2	Der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens	164
7.4	Zusammenfassung der Ergebnisse	167
7.5	Anhang	170
8	Das Zusammenspiel von sozialer Komposition, institutionellem Kontext und dem Armutsrisiko alleinerziehender Mütter	186
8.1	Zentrale Entwicklungen über die drei Perioden in Deutschland	187

8.1.1	Die Armutsquote alleinerziehender Mütter	187
8.1.2	Die soziale Komposition von alleinerziehenden Müttern	190
8.1.3	Der institutionelle Kontext von alleinerziehenden Müttern	198
8.2	Dekomposition der Armut von alleinerziehenden Müttern in Deutschland	204
8.2.1	Das Abgrenzen von Kompositions- und Einkommensstruktureffekten	205
8.2.2	Die soziale Komposition und die wohlfahrtsstaatliche Armutreduktion	210
8.3	Der Vergleich mit dem Vereinigten Königreich	215
8.3.1	Entwicklung der Armut alleinerziehender Mütter	215
8.3.2	Entwicklung der wohlfahrtsstaatlichen Armutreduktion	219
8.3.3	Dekomposition der Armut von alleinerziehenden Müttern	221
8.4	Zusammenfassung der Ergebnisse	223
8.5	Anhang	226
9	Der Einfluss des institutionellen Kontexts auf den armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens	228
9.1	Der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens in drei Perioden in Deutschland	230
9.1.1	Der gesamte armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens	231
9.1.2	Direkte und indirekte armutsverstärkende Effekte des Alleinerziehens	235
9.2	Heterogenität im armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens in Deutschland	236
9.2.1	Der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens je nach Erwerbsstatus	238
9.2.2	Der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens je nach Haushaltskonstellation	240
9.3	Der Vergleich mit dem Vereinigten Königreich	243
9.3.1	Direkte und indirekte armutsverstärkende Effekte des Alleinerziehens	243
9.3.2	Heterogenität im armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens	246
9.4	Zusammenfassung der Ergebnisse	249
9.5	Anhang	255

10 Schluss	268
10.1 Zentrale Ergebnisse und eigener Beitrag	269
10.1.1 Familiäre Selektionsprozesse ins Alleinerziehen bedeutsam für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter	270
10.1.2 Das Zusammenspiel von sozialer Komposition und institutionellem Kontext	272
10.1.3 Der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens hängt vom institutionellen Kontext ab	274
10.1.4 Kernaussagen	276
10.2 Grenzen der Arbeit und Implikationen für zukünftige Forschung	277
10.3 Sozialpolitische Implikationen und Ausblick	281
Literatur	285

Abbildungen

Abbildung 2.1	Das Zusammenspiel von familialen Verläufen und dem institutionellen Kontext	48
Abbildung 4.1	Alleinerziehen als das Ergebnis eines kumulativen Prozesses	87
Abbildung 4.2	Interdependenz von familialen und erwerbsbezogenen Prozessen	87
Abbildung 5.1	Analytischer Rahmen	95
Abbildung 5.2	Grafische Darstellung der theoretischen Überlegungen	110
Abbildung 6.1	Schematische Darstellung einer Difference-in-Differences-Schätzung	118
Abbildung 6.2	Von der Grundgesamtheit zu den Analysesamples im SOEP	133
Abbildung 6.3	Beispielhafte Darstellung des Episodensplits in Treatment- und Kontrollgruppe	134
Abbildung 7.1	Armutsquoten von Alleinerziehenden und Kontrollgruppe, Deutschland	144
Abbildung 7.2	Vier Muster des Armutsverlaufs von Alleinerziehenden, Deutschland	146
Abbildung 7.3	Der armutsverstärkende Effekt je nach Weg ins Alleinerziehen, Deutschland	153
Abbildung 7.4	Kontrafaktische Komposition alleinerziehender Mütter, Deutschland	155
Abbildung 7.5	Armutsquoten von Alleinerziehenden und Kontrollgruppe, V. Königreich	161
Abbildung 7.6	Vier Muster des Armutsverlaufs von Alleinerziehenden, V. Königreich	161
Abbildung 7.7	Der armutsverstärkende Effekt je nach Weg ins Alleinerziehen, V. Königreich	165
Abbildung 8.1	Armutsquote von Alleinerziehenden über die Perioden, Deutschland	188

Abbildung 8.2	Armutquote von Alleinerziehenden ein Jahr vor dem Übergang, Deutschland	191
Abbildung 8.3	Erwerbsstatus und -volumen von Alleinerziehenden, Deutschland	192
Abbildung 8.4	Bildung von Alleinerziehenden, Deutschland	194
Abbildung 8.5	Altersstruktur von Alleinerziehenden, Deutschland	195
Abbildung 8.6	Kinderzahl und Kindesalter Alleinerziehenden, Deutschland	196
Abbildung 8.7	Erwachsenenzahl im Haushalt von Alleinerziehenden, Deutschland	196
Abbildung 8.8	Armutquote von Alleinerziehenden vor und nach Steuern/Transfers, Deutschland	200
Abbildung 8.9	Einkommenszusammensetzung von alleinerziehenden Müttern, Deutschland	201
Abbildung 8.10	Zusammensetzung der Transfereinkommen von alleinerziehenden Müttern	203
Abbildung 8.11	Ergebnisse der Kitagawa-Dekomposition, Deutschland	207
Abbildung 8.12	Armutquote von Alleinerziehenden über die Perioden, Vereinigtes Königreich	216
Abbildung 8.13	Armutquote Alleinerziehender ein Jahr vor dem Übergang, V. Königreich	218
Abbildung 8.14	Armutquote von Alleinerziehenden vor und nach Steuern/Transfers, V. Königreich	220
Abbildung 8.15	Kitagawa Dekomposition der Armutquote von Alleinerziehenden, V. Königreich	222
Abbildung 9.1	Grafische Darstellung der theoretischen Überlegungen aus Kapitel 5.2	230
Abbildung 9.2	Direkter Effekt des Alleinerziehens über die Perioden, Deutschland	237
Abbildung 9.3	Der Effekt des Alleinerziehens je nach Erwerbsstatus, Deutschland	239
Abbildung 9.4	Der Effekt des Alleinerziehens je nach Kinderzahl, Deutschland	241

Abbildung 9.5	Der Effekt des Alleinerziehens je nach Kindesalter, Deutschland	242
Abbildung 9.6	Der Effekt des Alleinerziehens je nach Erwerbsstatus, V. Königreich	247
Abbildung 9.7	Der Effekt des Alleinerziehens je nach Kinderanzahl, V. Königreich	248
Abbildung 9.8	Der Effekt des Alleinerziehens je nach Kindesalter, V. Königreich	249

Abbildungen im Anhang

Abbildung A6.1	Von der Grundgesamtheit zu den Analysesamples im BHPS/UKHLS	141
Abbildung A8.1	Alternative Darstellung der Abb.8.10, Zuordnung des ALGII zur sozialen Fürsorge	226
Abbildung A8.2	Kitagawa-Dekomposition, Sensitivitätsanalysen	227
Abbildung A9.1	Alternative Spezifikation der Kinderzahl in Abbildung 9.4, Deutschland	260
Abbildung A9.2	Alternative Spezifikation des Kinderalters in Abbildung 9.5, Deutschland	261
Abbildung A9.3	Direkter Effekt des Alleinerziehens über drei Perioden, V. Königreich	266

Tabellen

Tabelle 3.1	Schlagwortartige Übersicht der institutionellen Perioden in Deutschland	75
Tabelle 3.2	Schlagwortartige Übersicht der institutionellen Perioden im Vereinigten Königreich	76
Tabelle 4.1	Zusammenfassung der theoretischen Erwartungen für Deutschland	90
Tabelle 5.1	Erwartungen zu Kompositions- und Einkommensstruktureffekten, Deutschland	104
Tabelle 6.1	Übersicht des Analysesample 1 für Deutschland und das Vereinigte Königreich	136
Tabelle 6.2	Übersicht des Analysesample 2 für Deutschland und das Vereinigte Königreich	138
Tabelle 6.3	Übersicht der Analysesamples Alleinerziehender in beiden Ländern	139
Tabelle 7.1	Soziale Komposition zukünftiger Alleinerziehender und Kontrollgruppe, Deutschland	148
Tabelle 7.2	Heterogenität im armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens, Deutschland	156
Tabelle 7.3	Gesamter und direkter armutsverstärkender Effekt des Alleinerziehens, Deutschland	158
Tabelle 7.4	Soziale Komposition zukünftiger Alleinerziehender und Kontrollgruppe, V. Königreich	162
Tabelle 7.5	Heterogenität im armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens, V. Königreich	166
Tabelle 7.6	Gesamter und direkter armutsverstärkender Effekt des Alleinerziehens	166
Tabelle 7.7	Zusammenfassung der Hypothesen und Ergebnisse ...	168
Tabelle 8.1	Detailliertere Ergebnisse der Kitagawa-Dekomposition, Deutschland	209
Tabelle 8.2	Kontrafaktische Szenarien der wohlfahrtsstaatlichen Armutsreduktion, Deutschland	213
Tabelle 8.3	Zusammenfassung der Hypothesen und Ergebnisse ...	225

Tabelle 9.1	Der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens über drei Perioden, Deutschland	234
Tabelle 9.2	Der Effekt des Alleinerziehens über drei Perioden, Vereinigtes Königreich	245
Tabelle 9.3	Zusammenfassung der Hypothesen und Ergebnisse ...	252

Tabellen im Anhang

Tabelle A7.1	Entropy Balancing für Alleinerziehende und Kontrollgruppe: Ehe, Deutschland	170
Tabelle A7.2	Entropy Balancing für Alleinerziehende und Kontrollgruppe: NEL, Deutschland	172
Tabelle A7.3	Entropy Balancing für Alleinerziehende und Kontrollgruppe: Geburt, Deutschland	174
Tabelle A7.4	Entropy Balancing für kontrafaktische Komposition: Ehe, Deutschland	175
Tabelle A7.5	Entropy Balancing für kontrafaktische Komposition: NEL, Deutschland	176
Tabelle A7.6	Entropy Balancing für kontrafaktische Komposition: Geburt, Deutschland	178
Tabelle A7.7	Entropy Balancing für Alleinerziehende und Kontrollgruppe: Ehe, V. Königreich	179
Tabelle A7.8	Entropy Balancing für Alleinerziehende und Kontrollgruppe: NEL, V. Königreich	180
Tabelle A7.9	Entropy Balancing für Alleinerziehende und Kontrollgruppe: Geburt, V. Königreich	181
Tabelle A7.10	Entropy Balancing für kontrafaktische Komposition: Ehe, V. Königreich	182
Tabelle A7.11	Entropy Balancing für kontrafaktische Komposition: NEL, V. Königreich	183
Tabelle A7.12	Entropy Balancing für kontrafaktisch Komposition: Geburt, V. Königreich	184
Tabelle A9.1	Entropy Balancing für Alleinerziehende insgesamt, Deutschland	255

Tabelle A9.2	Entropy Balancing für Alleinerziehende aus einer Ehe, Deutschland	256
Tabelle A9.3	Entropy Balancing für Alleinerziehende aus einer NEL, Deutschland	257
Tabelle A9.4	Entropy Balancing für Alleinerziehende qua Geburt, Deutschland	258
Tabelle A9.5	Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens über die drei Perioden, Deutschland	259
Tabelle A9.6	Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens für zentrale Merkmale, Deutschland	259
Tabelle A9.7	Entropy Balancing für Alleinerziehende insgesamt, V. Königreich	262
Tabelle A9.8	Entropy Balancing für Alleinerziehende aus einer Ehe, V. Königreich	263
Tabelle A9.9	Entropy Balancing für Alleinerziehende aus einer NEL, V. Königreich	264
Tabelle A9.10	Entropy Balancing für Alleinerziehende qua Geburt, V. Königreich	265
Tabelle A9.11	Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens für zentrale Merkmale, V. Königreich	266

Abkürzungsverzeichnis

AE	Alleinerziehende
ALG I	Arbeitslosengeld I
ALG II	Arbeitslosengeld II
AM	Arbeitsmarkt
ATT	Average Treatment Effect on the Treated
BAföG	Bundesausbildungsförderungsgesetz
BGB	Bürgerliches Gesetzbuch
BHPS	British Household Panel Study
BMAS	Bundesministerium für Arbeit und Soziales
BMBF	Bundesministerium für Bildung und Forschung
BMFSFJ	Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend
BRD	Bundesrepublik Deutschland
CIA	Conditional Independence Assumption
CME	Coordinated Market Economy
CNEF	Cross-National Equivalent File
DDR	Deutsche Demokratische Republik
DE	Deutschland
DiD	Difference-in-Differences
DINK	Double Income No Kids
EB	Entropy Balancing
ESA	Employment and Support Allowance
FE	Fixed Effects
FiD	Familien in Deutschland
HH	Haushalt
IAB	Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung
IS	Income Support
JSA	Job Seekers' Allowance
ISCED	International Standard Classification of Education
KG	Kontrollgruppe
KiföG	Kinderförderungsgesetz
LAT	Living-apart-together
LME	Liberal Market Economy
LPO	Lone Parent Obligations

NEL	Nichteheliche Lebensgemeinschaft
OECD	Organisation for Economic Co-operation and Development
PAIRFAM	Panel Analysis of Intimate Relationships and Family Dynamics
PASS	Panel Arbeitsmarkt und soziale Sicherung
RE	Random Effect
SGB	Sozialgesetzbuch
SOEP	Sozio-oekonomisches Panel
TG	Treatmentgruppe
UKHLS	UK Household Longitudinal Study
USA	United States of America
VK	Vereinigtes Königreich
WS	Wohlfahrtsstaat

1 Einleitung

In einem reichen Land wie Deutschland stellt sich die Frage, wie der gesellschaftliche Wohlstand verteilt wird und warum bestimmte Bevölkerungsgruppen von diesem ausgeschlossen sind. Alleinerziehende gehören in Deutschland zu den am meisten von Armut betroffenen Bevölkerungsgruppen: Während die Armutsrisikoquote der gesamten Bevölkerung im Jahr 2016 bei 16,5% lag, waren doppelt so viele (32,5%) Alleinerziehende von Armut bedroht (Statistisches Bundesamt 2018a). Einer aktuellen Studie der Bertelsmann Stiftung zufolge liegt das Armutsrisiko von Alleinerziehenden sogar noch höher (bei 68%), wenn bei der Messung von Armut nach Einkommensgruppen differenzierte Anschaffungspotenziale und Einspareffekte berücksichtigt werden (Garbuszus et al. 2018). Boehle (2019:33) bezeichnet Alleinerziehende gar als „Risikogruppe Nummer 1 mit den durchschnittlich höchsten Armutsquoten“. Dementsprechend sind mehr als 40% der alleinerziehenden Mütter sowie ihre Kinder auf Leistungen der Grundsicherung angewiesen, bei Alleinerziehenden mit Kindern unter drei Jahren sogar 75% (Heimer et al. 2009). Dabei bezieht rund ein Viertel diese Leistungen als so genannte ‚Aufstockerinnen‘ zusätzlich zu einem unzureichenden Erwerbseinkommen (vgl. ebd. 2009). Gut die Hälfte der westdeutschen alleinerziehenden Mütter erreicht trotz Normalarbeitsverhältnis und Sozialtransfers keinen mittleren Lebensstandard (Berninger und Dingeldey 2013).

Dabei stellt Alleinerziehen bei Weitem keine seltene Lebenssituation mehr dar, sondern tritt immer häufiger zumindest als temporäre Phase im Lebensverlauf auf: Im Jahr 2016 machten Einelternfamilien ca. ein Fünftel aller Haushalte mit Kindern aus (Boehle 2019). Diese Entwicklung kann auf verschiedene Trends seit den 1970er Jahren zurückgeführt werden: Im Zuge des zweiten demografischen Übergangs ist das durchschnittliche Heiratsalter angestiegen, die Heirats- sowie Geburtenrate ist zurückgegangen und der Anteil an außerehelichen Geburten größer geworden (Huinink 1998, Konietzka und Kreyenfeld 2005). Die nichteheliche Lebensgemeinschaft hat sich sukzessive entweder als temporäre voreheliche oder langfristige alternative Beziehungsform etabliert (Kiernan 2001, Nazio und Blossfeld 2003). Gleichzeitig ist das Risiko einer Scheidung und Familientrennung gewachsen (Esser 1999), was familiäre Verläufe insgesamt nicht nur diverser (Brüderl und Klein 2003), sondern auch komplexer macht (Thomson 2014). Aufgrund des verstärkten Vorkommens von Alleinerziehendenphasen im Lebensverlauf und den damit verbundenen finanziellen Risiken wird Alleinerziehen in der vergleichenden Wohlfahrtsstaatenforschung auch als ‚neues soziales Risiko‘ bezeichnet, gegen das die meisten wohlfahrtsstaatlichen Institutionen keinen effektiven Schutz bieten (Bonoli 2005, Taylor-Gooby 2004).

Beim Alleinerziehen handelt es sich jedoch nicht um ein geschlechtsneutrales Risiko im Lebensverlauf, denn bei 90% der Alleinerziehenden handelt es sich um Frauen (Statistisches Bundesamt 2018b). Der Anteil an alleinerziehenden Vätern ist seit Mitte der 1980er Jahre (18%) sogar rückläufig, wodurch sich der Eindruck des Alleinerziehens als „weibliche Lebenslage“ (Enders-Drägässer und Sellach 2002) wieder verstärkt hat. Genauso gestaltet sich das Alleinerziehen für Mütter und Väter recht unterschiedlich, da alleinerziehende Väter überwiegend mit Kindern im Jugendalter zusammenleben. Diese sind in der Regel deutlich selbstständiger als jüngere Kinder, wodurch der alleinerziehende Elternteil einer weniger starken Doppelbelastung aus Erwerbs- und Erziehungsarbeit ausgesetzt ist. Für Deutschland gibt es keine gesicherten Zahlen zu dem Armutsrisiko alleinerziehender Väter, aber Studien aus den USA legen nahe, dass ihr Armutsrisiko deutlich unter dem alleinerziehender Mütter liegt (Eggebeen et al. 1996, Institute for Family Studies 2018). Aus diesem Grund konzentriert sich das vorliegende Buch auf die Ursachen des hohen Armutsrisikos alleinerziehender Mütter.

Obwohl der generelle Zusammenhang zwischen Alleinerziehen und Armut in der bisherigen Forschung inzwischen vielfach belegt ist, gibt es tatsächlich aber wenige Studien, die theoriegeleitet mögliche Ursachen und Mechanismen empirisch überprüfen. Deshalb lautet die auf den ersten Blick einfache übergeordnete Fragestellung dieses Buches: *„Warum sind alleinerziehende Mütter in Deutschland so stark von Armut betroffen?“*

Die naheliegende, scheinbar ebenso einfache Antwort auf diese Frage lautet: Es fehlt der männliche Hauptverdiener. Sind Mütter und ihre Kinder also „nur einen Ehemann entfernt von Armut“ (Orloff 1993), wie in den frühen 1990er Jahren von Feminist*innen oftmals kritisch angemerkt wurde? Setzt man jedoch das Armutsrisiko von alleinerziehenden Müttern ins Verhältnis zu jenem der Gesamtbevölkerung, so zeigt die vergleichende Forschung, dass der Umstand des fehlenden Partners zumindest nicht als alleinige Ursache herangezogen werden kann (Brady et al. 2017, Hübgen 2018): Denn dieses Verhältnis variiert stark zwischen den Ländern Europas. In Dänemark und Polen beispielsweise ist das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter nicht signifikant höher als das anderer Bevölkerungsgruppen. Deutschland stellt dagegen zusammen mit Luxemburg, der Tschechischen Republik und der Schweiz das Schlusslicht mit der höchsten Differenz im Armutsrisiko in Europa dar. Diese Länderunterschiede lassen vermuten, dass Armutsrisiken ebenso von Ursachen beeinflusst werden, die im institutionellen Kontext verankert sind. Dieses Buch geht deshalb insbesondere der Frage nach, auf welche genauen Ursachen das vergleichsweise hohe Armutsrisiko alleinerziehender Mütter in Deutschland zurückgeführt werden kann.

Der aktuelle Wissensstand zu dieser Forschungsfrage kann folgendermaßen zusammengefasst werden: Zum einen gibt es Studien, die auf die Bedeutung der sozialen Zusammensetzung – oder auch sozialen Komposition – der

alleinerziehenden Mütter für ihr Armutsrisiko hinweisen. Mit anderen Worten: Das hohe Armutsrisiko von alleinerziehenden Müttern kann zumindest teilweise darauf zurückgeführt werden, dass Frauen mit einem erhöhten Armutsrisiko aufgrund beispielsweise geringer Bildungsqualifikation oder Berufserfahrung gleichzeitig auch häufiger alleinerziehend werden. Ein eher deskriptiv orientierter Forschungsstrang untersucht hierbei – häufig im Auftrag von Ministerien oder der Bundesagentur für Arbeit – die Lebenssituation von Alleinerziehenden im Allgemeinen und auf dem Arbeitsmarkt im Speziellen (Achatz et al. 2013, Heimer et al. 2009, Jaehrling et al. 2011, Ott et al. 2011). Diese Studien dienen insbesondere der Politikberatung als Bestands- und Bedarfsaufnahme für bestehende oder geplante politische Maßnahmen. Sie bieten einen guten Einblick in die soziale Komposition der alleinerziehenden Mütter im Vergleich zu Müttern in Partnerschaften: Im Durchschnitt sind sie häufiger erwerbstätig, aber auch stärker von Arbeitslosigkeit betroffen (Jaehrling et al. 2011). Die meisten alleinerziehenden Mütter haben zwar einen Berufsabschluss absolviert, der Anteil der Geringqualifizierten ist jedoch höher als bei anderen Müttern. Weiterhin sind sie älter und haben auch weniger und ältere Kinder (Fux 2011, Ott et al. 2011). Diese Studien zeigen, dass alleinerziehende Mütter verstärkt Merkmale aufweisen, die mit einem erhöhten Armutsrisiko korrelieren. Inwiefern diese Merkmale der sozialen Komposition das hohe Armutsrisiko der alleinerziehenden Mütter in Deutschland jedoch erklären können, wurde bisher nicht untersucht.

Ein zweiter und bedeutend größerer Forschungsstrang konzentriert sich weniger auf die individuellen Merkmale alleinerziehender Mütter, sondern vielmehr auf die starke Doppelbelastung vieler alleinerziehender Eltern (d.h. der gleichzeitigen Hauptverantwortung für Lohn- und Erziehungsarbeit) und die institutionellen Rahmenbedingungen. Diese Studien zeigen auf, dass der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens vom institutionellen Kontext abhängig ist, in den das Alleinerziehen eingebettet ist. Deshalb untersuchen viele vergleichende Studien, inwiefern einzelne wohlfahrtstaatliche Maßnahmen oder verschiedene institutionelle Konfigurationen mit dem Armutsrisiko alleinerziehender Mütter im Zusammenhang stehen (Brady und Burroway 2012, Misra et al. 2007, Misra et al. 2012). Das Augenmerk liegt dabei oft auf den institutionellen Merkmalen des Wohlfahrtsstaates oder des Arbeitsmarkts. Neben generellen Merkmalen von Wohlfahrtsstaaten wie dem Organisationsprinzip (universell oder zielgruppenspezifisch) wird häufig die jeweilige Ausgestaltung der Familien- und Vereinbarkeitspolitik betrachtet. Das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter ist in Ländern mit universellem Leistungssystem sowie einer progressiven Familien- und Vereinbarkeitspolitik, die die Erwerbstätigkeit von Müttern und die Erziehungsarbeit von Vätern fördert, vergleichsweise gering. Mit Bezug auf den Arbeitsmarkt wiederum werden berufliche Tätigkeiten in stark frauendominierten Berufen sowie die Ausdehnung befristeter Arbeitsverträge und geringer Entlohnung als potenzielle Ursachen

für ein hohes Armutsrisiko alleinerziehender Mütter angeführt (Boehle 2019). Diese Literatur kann insgesamt als weniger theoriegeleitet bewertet werden, da die genauen Wirkungszusammenhänge zwischen Mikro- und Makroebene oft nicht näher erläutert werden. So wird überwiegend für individuelle Merkmale – also die soziale Komposition der Alleinerziehenden – lediglich statistisch ‚kontrolliert‘, anstatt diese explizit zu modellieren.

Da die meisten Studien zum Armutsrisiko alleinerziehender Mütter als zeitlicher Querschnitt angelegt sind, wird die zeitliche Dynamik sowohl des Alleinerziehens als auch des Armutsrisikos in ihrer theoretischen wie empirischen Bedeutung unterschätzt. Anhand der bisherigen Forschung bleibt unklar, wie viele alleinerziehende Mütter in Deutschland bereits vor dem Alleinerziehen von Armut betroffen waren, beziehungsweise wie viele von ihnen durch das Alleinerziehen arm geworden sind. Durch diese statische Perspektive wird die Heterogenität innerhalb der Alleinerziehenden aufgrund verschiedener Ereignisse im Lebenslauf, die das Alleinerziehen begründen, kaum berücksichtigt (Zagel 2018). Alleinerziehende Lebensphasen können zum Beispiel sowohl mit der Trennung oder dem Tod von Lebens- oder Ehepartnern, als auch mit der Geburt eines Kindes außerhalb einer Partnerschaft beginnen. Diese verschiedenen ‚Wege ins Alleinerziehen‘ beziehen sich sowohl auf die (Selbst-)Selektion ins Alleinerziehen, den Zeitpunkt des Alleinerziehens im Lebenslauf, als auch auf die wohlfahrtsstaatliche Absicherung des jeweiligen auslösenden Ereignisses. Diese unterschiedlichen Prozesse wurden bisher in der Literatur zu wenig berücksichtigt, und könnten einen wichtigen theoretischen Beitrag zur Erklärung des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter leisten.

Ein Grund für die unzureichende Berücksichtigung besteht darin, dass die beiden als zentral angesehenen Faktoren, soziale Komposition der Alleinerziehenden und institutioneller Kontext, bisher nicht fruchtbar in einem theoriegeleiteten Modell integriert wurden. Darüber hinaus bleibt aufgrund des vorherrschenden statischen Blicks auf Armut und Alleinerziehen bisher ein großes Erklärungspotenzial unausgeschöpft.

Somit bestehen drei Forschungslücken in der Literatur, die in der vorliegenden Arbeit adressiert werden sollen. Die folgenden Forschungsfragen stehen dabei im Mittelpunkt: *Erstens*: Inwiefern handelt es sich beim hohen Armutsrisiko alleinerziehender Mütter in Deutschland primär um einen tatsächlichen Effekt des Alleinerziehens oder vielmehr um einen endogenen Selektionsprozess von Frauen mit erhöhtem Armutsrisiko ins Alleinerziehen? *Zweitens*: Welchen Beitrag kann die systematische Betrachtung der verschiedenen Wege ins Alleinerziehen für die Erklärung des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter leisten? *Drittens*: Wie können Wirkungsmechanismen des institutionellen Kontexts und der Individualebene in ein theoriegeleitetes Erklärungsmodell zusammengeführt werden?

Um diese Fragen zu beantworten, stellt die Lebensverlaufsperspektive einen fruchtbaren theoretischen Rahmen dar: Das Alleinerziehen kann als

vielfältige und dynamische Lebensphase konzipiert werden, welche durch verschiedene Ereignisse ausgelöst (Trennung, Kindesgeburt, Tod des Partners) und wieder beendet wird (neue Partnerschaft, Volljährigkeit des jüngsten Kindes). Dies erlaubt die systematische Einbettung des Alleinerziehens als intra-individuellen Verlauf in eine Mehrebenenstruktur von familialen Prozessen und ihren interdependenten Wechselwirkungen mit anderen gesellschaftlichen Teilsystemen wie dem Arbeitsmarkt oder dem Wohlfahrtsstaat (Fasang et al. 2016). Da es sich beim Alleinerziehen weitestgehend um eine „weibliche Lebenslage“ (Enders-Drägässer und Sellach 2002:18) handelt, wird der Lebensverlaufsansatz um eine gendersensible Perspektive ergänzt. Damit werden biografische wie strukturelle Ungleichheiten zwischen den Geschlechtern systematisch in die Erklärung des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter mit aufgenommen.

Diese Vorgehensweise erlaubt es, zunächst das Alleinerziehen in die zeitlich vorgelagerten Phasen und Übergänge im Lebensverlauf einzubetten, die die Alleinerziehendenphase begründen. Welche Frauen werden überhaupt alleinerziehend und von welchen familialen Verläufen sind sie geprägt? Generell wird eine Alleinerziehendenphase durch vier Lebensereignisse begründet: die Familientrennung, die Geburt eines ersten Kindes bei einer partnerlosen Frau, der Tod des Partners sowie der dauerhafte Umzug eines ‚abhängigen‘ Kindes von einem Elternteil zum anderen (Bernardi und Larenza 2018). Während bis in die 1970er Jahre der frühe Tod des Partners den vorrangigen Übergang ins Alleinerziehen markiert hat, sind es heutzutage die Lebensereignisse Familientrennung und die Geburt eines ersten Kindes außerhalb einer festen Partnerschaft.

Rund 80% der alleinerziehenden Mütter in Deutschland leben zuvor mit ihren Kindern und einem Partner in einem gemeinsamen Haushalt (Ott et al. 2011). In der Regel tragen immer noch Frauen die Hauptverantwortung für die Erziehung und Sorge der gemeinsamen Kinder, was sich auch in niedrigeren Beschäftigungs- und höheren Teilzeitquoten von Müttern niederschlägt. Einem Gutachten für den Zweiten Gleichstellungsbericht der Bundesregierung zufolge beträgt der „Gender Care Gap“, die Ungleichverteilung täglicher unbezahlter Arbeit zwischen den Geschlechtern, derzeit 52% (Kocher 2017). Der männliche Partner ist in der Regel in Vollzeit erwerbstätig und erwirtschaftet das Haupteinkommen. Aus diesem Grund tragen Frauen ein verdecktes Armutsrisiko, welches im Falle einer Familientrennung offenbar wird: Frauen tragen weiterhin die Hauptverantwortung für die gemeinsamen Kinder, verlieren jedoch den direkten Zugang zur bisherigen Haupteinkommensquelle der Familie. Verschiedene Studien zeigen, dass Frauen im Zuge einer Familientrennung deutlich höhere Einkommensverluste verzeichnen als Männer (Andreß et al. 2003, Andreß et al. 2006, Bröckel und Andreß 2015, DiPrete und McManus 2000, Radenacker 2011). Oftmals können diese Einkommenseinbußen selbst über Jahre nicht durch eigene Erwerbstätigkeit, Sozial-

leistungen und Unterhaltszahlungen des Ex-Partners ausgeglichen werden (Radenacker 2016). Dabei erholen sich Mütter aus einer nichtehelichen Lebensgemeinschaft finanziell schneller von einer Trennung als zuvor verheiratete Mütter, was mit Unterschieden in der Beziehungsdauer und der damit einhergehenden geschlechertypischen Arbeitsteilung zusammenhängen kann (ebd. 2016).

Für Frauen, die außerhalb einer festen Partnerschaft ihr erstes Kind bekommen, gestaltet sich das Alleinerziehen häufig anders: Im Durchschnitt findet die Alleinerziehendenphase zu einem früheren Zeitpunkt im Lebensverlauf statt als bei getrennten Alleinerziehenden. Diese Frauen sind oftmals Berufseinsteigerinnen und leben entweder alleine oder bei ihren Eltern. Zwar ist der finanzielle Bedarf von Kleinkindern in der Regel geringer als jener von älteren Kindern, allerdings fällt die Betreuungsintensität deutlich höher aus. Je nach Weg ins Alleinerziehen werden alleinerziehende Mütter also vor verschiedene Herausforderungen im Alltag gestellt, die sich auch in heterogenen Armutsrisiken ausdrücken könnten.

Daran anknüpfend soll im Rahmen der vorliegenden Arbeit untersucht werden, in welchen institutionellen Kontext diese Selektionsprozesse ins Alleinerziehen eingebettet sind. Einerseits können bestimmte institutionelle Anreizstrukturen oder Barrieren diese Selektionsprozesse und damit die soziale Komposition der alleinerziehenden Mütter beeinflussen. In der bisherigen Forschung konnte gezeigt werden, dass der Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter andererseits stark von der Ausgestaltung des institutionellen Kontexts abhängt. Zum einen beeinflussen Strukturen des Arbeitsmarkts den Zugang alleinerziehender Mütter zur Erwerbsarbeit und somit zu einem ausreichenden Erwerbseinkommen für sich und die Kinder. Zum anderen hängt das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter auch vom System der sozialen Sicherung ab: Wie stark werden Familien finanziell (Steuererleichterungen, Kindergeld) aber auch infrastrukturell in Form von Kinderbetreuungsplätzen unterstützt? Gibt es spezifische Ansprüche für Alleinerziehende?

Auch hierbei spielen Geschlechterungleichheiten eine zentrale Rolle, denn Frauen – insbesondere Mütter – erleben systematische Benachteiligungen auf dem Arbeitsmarkt, was sich beispielsweise in einem niedrigeren Erwerbsvolumen sowie einem geschlechertypischen Lohngefälle (21,5% für das Jahr 2016¹) niederschlägt. Diese Nachteile akkumulieren über den Lebensverlauf besonders stark in einem erwerbsbezogenen Sozialversicherungssystem wie in Deutschland, in dem die Leistungen der Arbeitslosen- und der Rentenversicherung proportional zur Dauer und Höhe der entrichteten Beiträge festgelegt sind. Fasang et al. (2013) finden beispielsweise, dass ledige Frauen ein höheres Renteneinkommen erzielen als kontinuierlich verheiratete Frauen. Weiterhin

1 Eurostat (2018b).

mangelt es aufgrund bestehender Geschlechternormen häufig an adäquaten öffentlichen Kinderbetreuungseinrichtungen, welche die Vereinbarkeit von Beruf und Familie verbessern können.

Weiterhin kann davon ausgegangen werden, dass die verschiedenen Ereignisse, die eine Alleinerziehendenphase begründen, auch sozialstaatlich unterschiedlich abgesichert werden: Während im Familienrecht die gegenseitigen Ansprüche auf Geschiedenen-, Betreuungs- sowie Kindesunterhalt nach einer Trennung geregelt sind, greifen im Falle des Alleinerziehens qua Kindesgeburt zunächst einmal die Regeln des Mutterschafts- und Erziehungsurlaubs. Dadurch könnten kompositionsbedingte Unterschiede im Armutsrisiko alleinerziehender Mütter institutionell entweder weiter verschärft oder abgemildert werden.

Der institutionelle Kontext eines Landes kann jedoch auch nicht als ein starres Gebilde verstanden werden. Der starke soziale Wandel der letzten 40 Jahre hat die westlichen Wohlfahrtsstaaten vor enorme Herausforderungen gestellt (Bonoli 2005, Taylor-Gooby 2004), die sich in bedeutsamen politischen Paradigmenwechseln sowohl in der Arbeitsmarkt- als auch in der Familienpolitik niedergeschlagen haben. Die Untersuchung dieser Veränderungen in den institutionellen Opportunitäten und Barrieren über die Zeit kann zu einem tieferen Verständnis der Bedeutung des institutionellen Kontexts für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter führen. Deshalb wird für einen Teil der Analysen auf das Forschungsdesign des Periodenvergleichs innerhalb Deutschlands zurückgegriffen. Dies hat zudem den Vorteil, dass grundsätzlichere Merkmale des politischen oder ökonomischen Systems sowie fortdauernde gesellschaftliche Normen ‚konstant gehalten‘ werden. Für diesen Periodenvergleich werden zunächst verschiedene institutionelle Perioden identifiziert, wobei insbesondere die große Arbeitsmarktreform in den frühen 2000er Jahren sowie die etwas später einsetzende Expansion in der Familien- und Vereinbarkeitspolitik von primärem Interesse sind. Anhand dieses Designs kann zum einen das Zusammenspiel von sozialer Komposition und institutionellem Kontext in seiner Bedeutung für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter über institutionelle Perioden hinweg untersucht werden. Zum anderen können anhand der simultanen Betrachtung intraindividuelle Verläufe sowie institutioneller Kontexte sich über die Perioden wandelnde Wirkungsmechanismen aufgedeckt werden.

Dieses Forschungsvorhaben wird mittels verschiedener quantitativer Methoden untersucht, wobei Verfahren der Panelregression, die das Modellieren zeitlich dynamischer Prozesse erlauben, im Vordergrund stehen. Die Datengrundlage für Deutschland bildet das Sozio-ökonomische Panel (SOEP), das für den hier untersuchten Zeitraum der 1980er Jahre bis heute qualitativ hochwertige Längsschnittinformationen bietet (Wagner et al. 2007). Um den zeitlichen Periodenvergleich innerhalb Deutschlands, der in gewisser Weise ein ‚most similar case‘-Design darstellt, sinnvoll zu komplementieren, wird zu-

sätzlich ein ‚most dissimilar case‘-Vergleich in Form eines Ländervergleichs mit dem Vereinigten Königreich durchgeführt. Hierfür werden Daten der British Household Panel Study (BHPS) sowie der UK Household Longitudinal Study (UKHLS) herangezogen (Institute for Social and Economic Research et al. 2017). Das Vereinigte Königreich ist aus mehreren Gründen ein interessantes und gewinnbringendes Vergleichsland: Zum einen stellt Alleinerziehen auch hier eine bedeutsame Familienform dar, die mit einem vergleichsweise hohen Armutsrisiko einhergeht. Der institutionelle Kontext hingegen kann in beiden Ländern als sehr verschieden angesehen werden. Während Deutschland eher den Typ der koordinierten Marktwirtschaft kombiniert mit einem konservativen Wohlfahrtsstaat repräsentiert, gilt das Vereinigte Königreich als vergleichsweise deregulierte liberale Marktwirtschaft mit einem relativ gering ausgeprägten Wohlfahrtsstaat (Esping-Andersen 1990, Hall und Soskice 2001). Dennoch sind beide Länder mit ähnlichen demografischen wie ökonomischen Herausforderungen konfrontiert, auf die sie in ähnlicher Weise reagiert haben.

Aus diesem Grund kann dieser Ländervergleich Aufschluss auf institutionelle Einflussfaktoren geben, welche die Erfahrung von Lebensphasen des Alleinerziehens und das damit verbundene Armutsrisiko mitprägen. Darüber hinaus liefert der Periodenvergleich neue Erkenntnisse zur zeitlichen Entwicklung des Zusammenspiels von sozialer Komposition und institutionellem Kontext in seiner Bedeutung für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter. Das Ziel der vorliegenden Arbeit ist, zum Wissensstand in der Familiensoziologie in Bezug auf die Heterogenität familialer Verläufe von Alleinerziehenden beizutragen und damit unser Verständnis des relativ hohen Armutsrisikos von alleinerziehenden Müttern in Deutschland zu erweitern. Weiterhin kann durch den Perioden- und Ländervergleich auch ein wichtiger Beitrag zur vergleichenden Wohlfahrtsstaatenforschung geleistet werden.

Das vorliegende Buch ist folgendermaßen aufgebaut: In den Kapiteln 2 bis 5 wird das theoretische Fundament der Arbeit gelegt. Dafür werden in *Kapitel 2* zunächst die zentralen Begriffe dieser Arbeit sowie die verwendeten theoretischen Konzepte näher erläutert, um dann einen analytischen Rahmen abzuzeichnen. In *Kapitel 3* werden die zentralen Phasen der gesellschaftlichen Entwicklung in Deutschland und dem Vereinigten Königreich seit 1980 nachgezeichnet und daraus institutionelle Perioden für die Untersuchung des Einflusses des institutionellen Kontexts abgeleitet.

In *Kapitel 4* werden anhand des analytischen Rahmens und des bestehenden Forschungsstands theoretische Erwartungen für den ersten Teil der Analysen zu dem Einfluss von heterogenen Selektionsprozessen ins Alleinerziehen sowie des Alleinerziehens an sich auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter entwickelt. *Kapitel 5* umfasst analog dazu die theoretischen Erwartungen für den zweiten Analyseteil, der Bedeutung des institutionellen Kontexts für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter. Dabei wird davon ausgegangen,

dass die soziale Komposition alleinerziehender Mütter und der institutionelle Kontext nicht exogen zueinander sind, sondern sich vielmehr wechselseitig beeinflussen. Aus diesem Grund befasst sich ein erster Teil mit theoretischen Überlegungen zum Zusammenspiel dieser beiden Ursachen für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter in den hier betrachteten institutionellen Perioden. Darauf aufbauend werden weitere theoretische Erwartungen zum Einfluss des institutionellen Kontexts auf den Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter herausgearbeitet.

In *Kapitel 6* wird die Basis für die anschließenden empirischen Analysen geschaffen: Es werden zunächst die in den empirischen Analysen verwendeten Datensätze (SOEP, BHPS und UKHLS) vorgestellt sowie die Messung der theoretischen Konstrukte dargelegt. Daraufhin werden das Forschungsdesign sowie die Analysestrategie zur Beantwortung der Forschungsfragen entwickelt sowie die dafür benötigten Analysesamples erläutert.

In den Kapiteln 7 bis 9 werden dann die empirischen Analysen präsentiert. Aufgrund der verschiedenen Vergleichsdimensionen (drei Wege ins Alleinerziehen, drei institutionelle Perioden sowie Ländervergleich) werden zunächst die Befunde für Deutschland besprochen und danach den Ergebnissen im Vereinigten Königreich gegenübergestellt.

Dabei werden in *Kapitel 7* die familialen Selektionsprozesse ins Alleinerziehen in ihrer Bedeutung für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter untersucht. Diese Analysen beruhen auf einem quasi-experimentellen Forschungsdesign mit konditionalen Difference-in-Differences-Modellen als Schätzverfahren. Daran schließt dann in *Kapitel 8* ein empirisches Kapitel zum Zusammenspiel der sozialen Komposition alleinerziehender Mütter und des institutionellen Kontexts in seiner Bedeutung für die Entwicklung der Armutsquote alleinerziehender Mütter über die institutionellen Perioden an. In diesem Kapitel werden deskriptive Analysen sowie zwei verschiedene Dekompositionsverfahren angewendet. Das 9. *Kapitel* dagegen konzentriert sich auf den moderierenden Einfluss des institutionellen Kontexts auf den Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter. Methodisch wird dies anhand von Hybridregressionen umgesetzt, die eine gleichzeitige Modellierung von intra-individuellen sowie zeitkonstanten Effekten erlaubt.

In *Kapitel 10* werden zunächst die zentralen Ergebnisse zusammengefasst. Dann wird das theoretische wie empirische Vorgehen kritisch diskutiert und auf die Grenzen der Arbeit hingewiesen. Am Ende wird der Forschungsbeitrag reflektiert und die Ergebnisse in die bestehende Forschung eingeordnet. Ausblickend werden anknüpfende neue Forschungsfragen aufgeworfen.

2 Zentrale Begriffe und theoretischer Rahmen

In diesem Kapitel wird das theoretische Fundament erarbeitet. Dies erfolgt in zwei Schritten. Zunächst werden bestehende soziologische Konzepte von ‚Alleinerziehen‘ und ‚Armut‘ vorgestellt und dann die konkrete Konzeption in der vorliegenden Arbeit begründet. Im Anschluss daran werden dann die verwendeten theoretischen Ansätze erläutert sowie daraus ein analytischer Rahmen für die vorliegende Arbeit entwickelt. Auf dessen Basis werden dann in den Kapiteln 4 und 5 die konkretisierten Forschungsfragen sowie die theoretischen Erwartungen für die empirischen Analysen abgeleitet.

2.1 Bestimmung der zentralen Konzepte

Im Zentrum dieses Buchs stehen zwei komplexe soziale Phänomene: Alleinerziehen, und Armut. Bevor diese beiden sozialen Tatbestände miteinander in Bezug gesetzt werden können, bedarf es einer soziologischen Definition und Abgrenzung dieser Begriffe.

2.1.1 *Alleinerziehend – Abgrenzung einer dynamischen Familienphase*

In der öffentlichen wie wissenschaftlichen Debatte wird ganz selbstverständlich von „den Alleinerziehenden“ gesprochen. Eine einheitliche Definition dafür, was alleinerziehend eigentlich bedeutet, gibt es jedoch nicht. Um die Genese des Begriffes ‚alleinerziehend‘ besser nachvollziehen zu können, bedarf es zunächst einmal einer soziologischen Definition der ‚Familie‘. Bis in die 2000er Jahre wurde unter ‚Familie‘ vor allem die so genannte Kernfamilie bestehend aus zwei heterosexuellen Eheleuten sowie deren biologischen Kindern verstanden (Huinink und Konietzka 2007). Diese Definition beruht auf dem bürgerlichen Familienmodell, welches vornehmlich in den 1950er und 1960er Jahren – dem so genannten ‚golden age of marriage‘ (Blossfeld und Drobnic 2001) – vorherrschte. Folglich wurden alle anderen Familienkonstellationen als deviant oder unvollständig kategorisiert oder gar nicht als Familie anerkannt – so auch Alleinerziehende. Historisch gesehen markierte diese Zeit allerdings lediglich eine kurze Ausnahmephase, in der die oben beschriebene Kernfamilie sehr dominant vertreten war (Huinink und Konietzka 2007). Vor dieser Zeit existierte eine Vielfalt an Familien- und Haushaltsformen, die für ca. zwei Jahrzehnte unterbrochen wurde.

Seit den 1970er Jahren findet wieder eine Verschiebung weg von der (lebenslangen) Ehe mit Kindern und hin zu verschiedensten Eltern-Kind-Beziehungen statt (Nave-Herz 1997). Um diesen Verschiebungen Rechnung zu tragen, hat das Statistische Bundesamt (2005) ein Lebensformenkonzept entwickelt, welches auf dem Haushaltsprinzip basierend vier grundsätzliche Lebensformen entlang der Achsen Partnerschaft und Elternschaft vorsieht: In einem Haushalt zusammenlebende Paare mit (1) und ohne (2) Kinder sowie alleinstehende Personen mit (3) und ohne (4) Kinder. Demnach werden alle Eltern-Kind-Gemeinschaften, die zusammen in einem Haushalt leben, als Familie definiert – losgelöst von Anzahl, Sexualität oder Familienstand der Eltern und des genauen Kindschaftsverhältnisses (leiblich, adoptiert, sozial). Diese Erneuerung der familialen Kategorien ist insbesondere auch für die vorliegende Arbeit wichtig, denn zuvor wurden Frauen in nichtehelichen Lebensgemeinschaften mit Kindern in der Regel auch in der Kategorie der Alleinerziehenden subsumiert, sodass diese faktisch zwei sehr verschiedene Lebensrealitäten abbildete.

Die Lebensform ‚alleinerziehend‘ hat also zwei konzeptionelle Bestandteile: das Erziehen von Kindern sowie dafür ‚alleine‘ verantwortlich zu sein. Wie diese beiden konzeptionellen Bestandteile definiert werden, hängt einerseits mit dem Bereich zusammen, in dem der Begriff ‚alleinerziehend‘ verwendet wird –im juristischen Sinne oder in der Sozialstatistik (Lenze und Funcke 2016). Andererseits verändern sich die Definitionen im Laufe der Zeit, ebenso die Bezeichnung an sich. So wurden Alleinerziehende in der amtlichen Statistik der 1960er Jahre noch als ‚ledige Personen mit Kind(ern)‘ bezeichnet, zwischen Ende der 1970er Jahre bis 2002 als ‚alleinstehende‘ Mütter und Väter und erst seit 2002 wird von Alleinerziehenden oder auch Ein-Elternfamilien gesprochen (Ministerium für Arbeit, Soziales, Frauen und Familie des Landes Brandenburg 2009).

Was bedeutet ‚alleinerziehend‘ und wie sind ‚Kinder‘ definiert?

Wie wird der Bestandteil ‚alleine‘ in ‚alleinerziehend‘ definiert? Innerhalb des juristischen Bereichs gibt es wiederum zwei unterschiedliche Definitionen von alleinerziehend: Im BGB (§§ 1626 ff) ist der Sorgerechtsstatus des Kindes oder der Kinder entscheidend dafür, ob ein Elternteil als alleinerziehend gilt oder nicht. Nur wenn das alleinige Sorgerecht bei einem Elternteil liegt, wird von alleinerziehend gesprochen – unabhängig von der konkreten Haushaltskonstellation. Bis zur Reform des Kindschaftsrechts 1998 hatte eine ledige Mutter automatisch das alleinige Sorgerecht inne – auch wenn sie mit einem Partner unverheiratet zusammenlebte. Somit galten bis dahin auch Mütter in nichtehelichen Lebensgemeinschaften als alleinerziehend.

Im SGB II (§21, Absatz 3) hingegen gelten solche Elternteile als alleinerziehend, die ein Kind oder Kinder ohne die Hilfe anderer erziehen. Nach dieser

Definition muss es sich nicht zwangsweise um einen leiblichen Elternteil handeln. Sind beide Elternteile in die Erziehung involviert, so gilt der Elternteil als alleinerziehend, bei dem das Kind seinen Lebensmittelpunkt hat und der die überwiegende Verantwortung übernimmt. Wenden die nicht zusammenlebenden Elternteile das so genannte Wechselmodell an, in dem sich beide Elternteile gleichberechtigt die Sorgearbeit für das Kind teilen, gelten streng genommen beide nicht als alleinerziehend (Wersig 2010).

Von diesen juristischen Definitionen ist die sozialstatistische Definition zu trennen. Hier steht die tatsächliche Haushaltskonstellation der Familie im Fokus (vgl. Lebensformenkonzept des Mikrozensus). Demnach gelten solche Personen als alleinerziehend, die mit Kindern zusammenleben, nicht aber mit einem Partner. Innerhalb dieses Haushaltskonzepts werden Alleinerziehende im engeren Sinne (nur eine erwachsene Person im Haushalt) von Alleinerziehenden im weiteren Sinne (kein Partner, aber andere erwachsene Personen dürfen im Haushalt leben) unterschieden.

Im Hinblick auf den zweiten Bestandteil von Alleinerziehen – des Erziehens – sind nicht sämtliche Eltern-Kind-Beziehungen von Bedeutung, sondern nur solche, bei denen eine grundsätzliche ‚Abhängigkeit‘ der Kinder von den Eltern besteht. Dies wird im Wesentlichen über das Alter der Kinder bestimmt, wobei hier Unterschiede im Verständnis von Abhängigkeit existieren. Häufig wird die offizielle Volljährigkeit (18 Jahre) als Altersgrenze verwendet, manchmal aber auch höhere (EU, OECD: bis 24 Jahren bei ökonomischer Inaktivität²) oder niedrigere (UK, US: bis 15 Jahre³).

Der Wandel des Alleinerziehens im Laufe der Zeit

Ein weiterer Grund, der die klare Abgrenzung des Begriffs erschwert, besteht im Wandel des Alleinerziehens selbst. So haben sich die zentralen Lebensereignisse, die eine Alleinerziehendenphase begründen, seit den 1970er Jahren stark gewandelt. War es zuvor noch primär der Tod des Ehepartners, wodurch ein Elternteil alleinerziehend wurde, so hat sich der Trend immer mehr zu ehelichen wie nichtehelichen Trennungen sowie ersten Kindesgeburten außerhalb einer festen Partnerschaft verschoben (Bernardi et al. 2018). Jedoch ist das Alleinerziehen nicht einfach nur ‚anders‘ geworden, sondern auch komplexer: Alleinerziehende durch den Tod des Partners gehen im Durchschnitt seltener oder erst nach längerer Zeit eine neue Partnerschaft ein als andere Alleinerziehende (Letablier und Wall 2018). Wenn immer mehr Paarfamilien getrennt werden und es für Getrennte auch immer wahrscheinlicher wird, neue Partnerschaften einzugehen, werden die entstehenden Haushalts- und Familienkonstellationen immer komplexer (Thomson 2014). Dadurch sinkt auch in jüngeren

2 Eurostat (1999) beispielsweise folgt dieser breiten Definition.

3 Diese Altersgrenze kann auf Altersrestriktionen in zentralen Sozialleistungen für Alleinerziehende zurückgeführt werden.

Kohorten die durchschnittliche Dauer, die Eltern als Alleinerziehende verbringen (Bernardi et al. 2018). Dieser Trend legt eine dynamische Perspektive auf das Alleinerziehen nahe, da es sich dabei weniger um eine Familien- oder Lebensform, sondern vielmehr um eine Familien- bzw. Lebensphase handelt (ebd. 2018, Schneider 2003).

Die Definition von Alleinerziehenden in der vorliegenden Arbeit

In Anlehnung an die sozialstatistische Definition wird das Haushaltskonzept als Definitionsgrundlage verwendet. Demnach gelten alle Frauen als alleinerziehend, die mit minderjährigen Kindern, nicht aber mit einem Partner zusammenleben. Diese Definition umfasst insofern Alleinerziehende im weiteren Sinne, dass Alleinerziehende in Mehrgenerationenhaushalten auch berücksichtigt werden. Das (erneute) Zusammenleben mit den eigenen Eltern kann insbesondere für junge Alleinerziehende eine wichtige Bewältigungsstrategie darstellen, die im Rahmen dieser Arbeit auch erfasst werden soll. Partnerschaft hingegen wird hier eher eng gefasst im Sinne einer festen Partnerschaft mit gemeinsamer Haushaltsführung. Die zugrundeliegende Annahme ist, dass bei weniger institutionalisierten Partnerschaften eine regelmäßige Übernahme von Betreuungs- oder finanzieller Versorgungsverpflichtungen eher unwahrscheinlich ist. Demzufolge gelten Mütter weiterhin als alleinerziehend, wenn sie einen neuen Partner ‚daten‘, jedoch nicht mit ihm zusammenleben. Weiterhin wird ‚alleinerziehend sein‘ in Anlehnung an die Lebensverlaufsperspektive als zeitlich dynamische Familienphase im Lebensverlauf und weniger als feste Familienform verstanden.

2.1.2 Die Definition von Armut

Auch Armut ist ein viel beachtetes Thema in der öffentlichen Diskussion, bezeichnet sie in modernen Wohlfahrtsstaaten doch eine extreme und unerwünschte Form von sozialer Ungleichheit. Unter sozialer Ungleichheit wird dabei verstanden, „wenn Menschen (immer verstanden als Zugehörige sozialer Kategorien) einen ungleichen Zugang zu sozialen Positionen haben und diese sozialen Positionen systematisch mit vorteilhaften oder nachteiligen Handlungs- und Lebensbedingungen verbunden sind“ (Solga et al. 2009:15).

Arme Personen haben also eine soziale Position inne, die systematisch mit nachteiligen Lebensbedingungen verbunden ist. Demnach kann Armut als eine soziale Lage definiert werden, „die durch einen erheblichen Mangel an Ressourcen geprägt ist, der es den Betroffenen nicht mehr erlaubt, in angemessener Weise am gesellschaftlichen Leben teilzunehmen“ (Groh-Samberg und Voges 2013:58). Doch diese Definition von Armut enthält noch weiteren Klärungsbedarf: Denn was ist ein ‚erheblicher‘ Mangel oder eine ‚angemessene‘ Weise

der gesellschaftlichen Teilhabe? Der Referenzrahmen zur Armutsbestimmung kann ein absoluter oder ein relativer sein. In Ländern des globalen Südens ist ein absoluter Armutsbegriff verbreitet, der das absolute physische Existenzminimum (Wasser, Lebensmittel, Kleidung und Obdach) erfasst. In wohlhabenden industrialisierten Wohlfahrtsstaaten des globalen Nordens wird Armut zu meist⁴ zum gegenwärtigen Wohlstand einer Gesellschaft – also einem sozio-kulturellen Existenzminimum – in Relation gesetzt (Hauser 2008). Die Definition von Armut geht deshalb immer auch mit normativen Grenzziehungen (Mangel an welchen Ressourcen? Wo ist die Armutsschwelle?) einher, die sich zwischen Gesellschaften unterscheiden oder auch über die Zeit⁵ verändern können.

Soziologische Konzepte der relativen Armut

Groh-Samberg und Voges (2013) zufolge können grundsätzlich vier Konzepte von Armut unterschieden werden, die hier kurz skizziert werden sollen: Ein *politisch definierter Armutsbegriff* entspricht den gesetzlichen Bestimmungen der Mindestsicherung eines Landes und die Armutsgrenze entspricht der Einkommensgrenze, ab der eine Person als anspruchsberechtigt gilt (Bedürftigkeitsprüfung). Diese Einkommensgrenze wiederum wurde lange anhand eines expertenbasierten Warenkorbmodells festgelegt, welches im Laufe der Zeit weitgehend durch ein statistisches Modell ersetzt wurde (ebd. 2013). Da anhand der Mindestsicherung das definierte sozio-kulturelle Existenzminimum gewährleistet wird, wird im politischen Diskurs auch von ‚bekämpfter Armut‘ gesprochen (Groh-Samberg 2009). Ungefähr zwei Fünftel der Anspruchsberechtigten nehmen die Leistungen der Mindestsicherung nicht wahr, was als ‚verdeckte Armut‘ bezeichnet wird (Becker 2015, Becker et al. 2005). Ein Vorteil dieser Definition liegt in ihrer Einfachheit, da der Bezug von Mindestsicherung sehr gut dokumentiert ist. Diese Definition birgt jedoch auch Nachteile bei der Interpretation von Veränderungen im Leistungsniveau: Würden die Mindestsicherungsleistungen zwecks wohlfahrtsstaatlicher Einsparungen gekürzt, würde dies fälschlicherweise als sinkende Armutsquote interpretiert werden (Piachaud 1992). Dieser Aspekt erschwert auch den Länder- oder Zeitvergleich anhand dieser Definition, da restriktive Systeme die niedrigeren Armutsquoten aufweisen würden.

Im so genannten *Ressourcenansatz* hingegen werden hauptsächlich das Einkommen und zunehmend das Vermögen zur Bestimmung der Armut herangezogen. Um dies zu kennzeichnen, wird dann auch von Einkommensarmut gesprochen (Hauser 2008). Bei einer solchen Definition steht weniger der

4 Mit Ausnahme der USA, die eine absolute Armutsgrenze anhand eines expertenbasierten Warenkorbmodells festlegen (US Census Bureau 2019).

5 Für eine historische Genese des Armutsverständnisses siehe zusammengefasst bei Groh-Samberg und Voges (2013) sowie ausführlicher bei Oexle (1986).

tatsächliche Bedarf oder das Vorhandensein bestimmter grundlegender Güter im Vordergrund, sondern eine angemessene Ressourcenausstattung, die den Konsum von Gütern ermöglicht. Es wird davon ausgegangen, dass diese Ressourcenausstattung in einer kapitalistischen Marktwirtschaft ausreichend gut in Form von Einkommen repräsentiert werde (Groh-Samberg und Voges 2013). Die normative Grenzziehung orientiert sich hier an der Einkommensverteilung und dem durchschnittlichen Einkommen von Haushalten (ebd. 2013). Weicht das Einkommen eines Haushalts zu weit nach unten vom durchschnittlichen Haushaltseinkommen ab, so gilt der Haushalt als arm. Hierfür müssen zwei weitere Konventionen gefunden werden: Wird der Median oder das arithmetische Mittel als Durchschnitt herangezogen? Und welcher anteilige Prozentsatz vom Durchschnitt wird herangezogen, um die Armutsgrenze zu bestimmen (40%, 50%, 60%)? Die EU hat folgenden Standard zur Definition von einkommensbezogenem Armutsrisiko gesetzt: Ein Haushalt gilt als arm, wenn das verfügbare bedarfsgewichtete Haushaltseinkommen niedriger ist als 60% des Median aller bedarfsgewichteter Haushaltsnettoeinkommen. Vorteile dieser Definition von Armut liegen zum einen in der breiten Datenverfügbarkeit, da das Einkommen in den meisten Befragungen standardmäßig erhoben wird. Genauso ermöglicht das Einkommen relativ einfache Vergleiche zwischen Ländern und über die Zeit. Gleichzeitig wird Armut aber auf eine einzelne Dimension reduziert, was dem mittlerweile unumstrittenen multidimensionalen Verständnis von Armut nicht gerecht wird (Groh-Samberg 2004, 2009).

Als dritten Ansatz wird von Groh-Samberg und Voges (2013) der *Lebensstandard-Ansatz* eingeführt, dem das Konzept der materiellen Deprivation zuzuordnen ist. Bei diesem Ansatz wird der durchschnittliche Lebensstandard nicht anhand des Einkommens ermittelt, sondern anhand von bestimmten Gütern sowie Aktivitäten, die in einer Gesellschaft als notwendig erachtet werden (Townsend 1979). Anhand von subjektiven oder expertenbasierten Befragungen wird dann ein Katalog von Kriterien erstellt (Beispiele: finanzielle Probleme bei Miete, Heizen, Urlaub, etc.). Wenn ein Haushalt über eine bestimmte Anzahl dieser Kriterien aus finanziellen Gründen nicht verfügt, kann von Deprivation gesprochen werden. Die EU hat zur Bestimmung von Armut und sozialer Ausgrenzung beispielsweise das subjektive Maß der materiellen Deprivation anhand von neun Kriterien entwickelt (Eurostat 2016). Demnach liegt (erhebliche) materielle Deprivation dann vor, wenn mindestens drei (vier) der neun Kriterien nicht erfüllt sind. Ein Vorteil dieses Ansatzes liegt darin, dass er direkt auf verfügbare Ressourcen und Konsumverhalten abzielt und diese nicht nur indirekt über das Einkommen abfragt. Ähnlich wie beim Ressourcenansatz besteht der Nachteil darin, dass auch hier Armutsschwellen willkürlich definiert werden, finanzielle Ressourcen das entscheidende Kriterium darstellen und andere Dimensionen wie Bildung oder Gesundheit vernachlässigt werden. (Groh-Samberg und Voges 2013). Weiterhin ist es nicht ganz unstrittig,

ob alle Kriterien das gleiche Gewicht erhalten sollten (Beispiel: Verfügbarkeit eines Farbfernsehers im Vergleich zu ausgewogener Ernährung).

Der *Lebenslagenansatz* dagegen ist per definitionem ein multidimensionales Konzept der Armut (Glatzer und Hübinger 1990, Hübinger 1996). Neben der ökonomischen Dimension werden auch soziale (Netzwerke), kulturelle (Bildung) sowie auch subjektive Aspekte berücksichtigt. Ähnlich wie beim ‚capabilities‘-Ansatz von Sen (1999) geht es beim Lebenslagenkonzept weniger um die konkrete Ressourcenausstattung, sondern vielmehr um Handlungsspielräume, die Personen aufgrund verschiedener Ressourcen sowie ihrer Fähigkeiten für ihr Wohlbefinden nutzen können (Groh-Samberg und Voges 2013). Da solche Handlungsspielräume in der Regel sehr schwer empirisch zu ermitteln sind, werden in der empirischen Forschung häufig eher so genannte ‚Versorgungslagen‘ gemessen, die die tatsächliche gegenwärtige Versorgungslage von Personen erfassen (Hauser 2008). Hierbei können vielfältige Dimensionen abgefragt werden: der Ernährungs-, Kleidungs- sowie Gesundheitszustand, Vermögensbesitz, Erwerbstätigkeit im gewünschten Ausmaß, räumliche Mobilität, Wohnverhältnisse und Wohnumgebung, etc. In der Regel werden dann die Dimensionen aufaddiert, in denen eine Unterversorgung stattfindet, wobei auch hier die Grenze der Unterversorgung entweder anhand von Expert*innen und/oder durch subjektive Einschätzungen definiert werden (ebd. 2008). Der Vorteil dieses Ansatzes liegt klar in den Bemühungen, Armut als mehrdimensionale Lebenslage zu erfassen. Gleichzeitig besteht darin aber auch ein Nachteil für die empirische Umsetzung: Wird ein additiver Index bestehend aus mehreren Dimensionen gebildet, kann nicht mehr nachvollzogen werden, in welchen der berücksichtigten Dimensionen ein Armutsrisiko besteht. Damit kann festgehalten werden, dass alle Konzepte der Armut ihre spezifischen Vor- und Nachteile haben, die Auswahl hängt letzten Endes von der Fragestellung der Forschungsarbeit ab.

Die Definition von Armut in der vorliegenden Arbeit

Armut soll in der vorliegenden Arbeit nicht als ein unveränderliches strukturelles Merkmal von Individuen oder Haushalten verstanden werden. Wie beim Alleinerziehen wird Armut vielmehr als eine temporäre Phase im Lebensverlauf betrachtet, die durch bestimmte Ereignisse ausgelöst und wieder beendet wird (Leisering und Buhr 2012). Dies ermöglicht es auch, von Armut betroffenen Personen eine gewisse Handlungsfähigkeit (‚agency‘) einzuräumen, anhand derer sie Armutsphasen auch erfolgreich überwinden können. Genauso können Faktoren untersucht werden, die zu einer persistenten Armutserfahrung für Individuen oder Haushalten führen. Hier konzentriere ich mich dabei auf die Bedeutung solcher Ereignisse, die eine Alleinerziehendenphase begründen, und inwiefern diese auch auf das Armutsrisiko wirken. Weiterhin soll die Bedeutung des institutionellen Kontexts, der diese Ereignisse und Armuts-

phasen rahmt, untersucht werden. Dementsprechend befasst sich ein großer Teil der vorliegenden Arbeit mit der zeitlichen Dynamik von Armut, zum einen in Form von individuellen Armutsverläufen und zum anderen mit der Entwicklung des Armutsrisikos über bestimmte institutionelle Perioden hinweg.

Für diese Art der Analysen ist die Definition von Armut als relative Einkommensarmut besonders adäquat, da die Armutsgrenze als ein festgelegter Prozentsatz des durchschnittlichen Einkommens über die Zeit hinweg leicht vergleichbar ist und für Schwankungen in der Inflation über die Zeit hinweg einfach korrigiert werden kann. Gleichzeitig stellt Einkommen ein fester Bestandteil des Fragekatalogs der meisten Längsschnittstudien dar und wird dementsprechend auch in allen Wellen erfasst. Es würde jedoch den Rahmen der vorliegenden Arbeit sprengen, ein zeitlich dynamisches mehrdimensionales Armutskonzept theoretisch zu definieren und empirisch messbar zu machen. Denn manche zentralen Dimensionen (wie Ernährungszustand, Wohnumgebung) werden entweder überhaupt nicht oder nur in einem bestimmten Turnus in den generell relevanten Datensätzen abgefragt. Diese konzeptionelle wie empirische Herausforderung könnte den Ausgangspunkt für ein zukünftiges Forschungsprojekt mit einem stärkeren survey-methodologischen Fokus bilden.

2.2 Theoretische Konzepte

Generell ist der theoretische Rahmen der vorliegenden Arbeit stark an die Lebensverlaufsperspektive angelehnt, um die zeitliche Dynamik sowohl des Alleinerziehens als auch des Armutsrisikos adäquat zu erfassen. Da ca. 90% der Alleinerziehenden Frauen sind, werden die theoretischen Überlegungen der Lebensverlaufsforschung um eine geschlechtersensible Perspektive erweitert. Dabei wird Geschlecht nicht als biologisches askriptives Merkmal verstanden, sondern vielmehr im Sinne von ‚gender‘ als eine sozial konstruierte Strukturkategorie (Becker-Schmidt 1987, 2010, Beer 1990, Krüger 1995). Denn das Geschlecht strukturiert grundsätzlich Machtverhältnisse und Lebenschancen in einer Gesellschaft, wobei Frauen systematisch benachteiligt werden (Aulenbacher 2008). Aus diesem Grund erfolgen die theoretischen Überlegungen zu Lebensläufen sowie dem rahmenden institutionellen Kontext aus einer gendersensiblen Perspektive.

Im Folgenden wird zunächst das Konzept des Lebensverlaufs als theoretisches Grundgerüst kurz skizziert. Daran schließt sich ein ebenso kurzer Umriss der drei hier betrachteten gesellschaftlichen Teilsysteme – Familie, Arbeitsmarkt und Wohlfahrtsstaat – an, bevor dann der analytische Rahmen vorgestellt wird.

2.2.1 Die Lebensverlaufsperspektive

Der Lebensverlauf kann Mayer (1998:438) zufolge als „Abfolge von Aktivitäten und Ereignissen in verschiedenen Lebensbereichen bzw. Handlungsfeldern von der Geburt bis zum Tod“ definiert werden. In kapitalistischen Gesellschaften ist der Lebenslauf rund um den Arbeitsmarkt organisiert, was sich unter anderem in der klassischen Dreiteilung des Lebenslaufs in Ausbildungs-, Erwerbs- und Ruhephase verdeutlicht (Kohli 1985). In der Lebensverlaufsforschung werden Lebensläufe als eigenständige Strukturdimensionen bzw. soziale Tatsachen verstanden (ebd. 1985). Hierbei werden grundsätzlich vier zentrale Grundprinzipien von Lebensverläufen unterschieden:

Erstens wird der Lebensverlauf als ein selbstreferentieller Prozess definiert (Huinink 1998). Selbstreferentiell bedeutet dabei, dass individuelle Handlungen pfadabhängig aufeinander aufbauen, Erlebtes in der Vergangenheit wird in gegenwärtige Entscheidungen mit einbezogen und prägt somit zugleich die Zukunft. In diesem Zusammenhang haben DiPrete und Eirich (2006) das Konzept der kumulativen Vorteile und Nachteile („cumulative advantages and disadvantages“) basierend auf den Ideen des so genannten Matthäus-Effekts⁶ entwickelt. Demnach wirken soziale Ungleichheiten schon in der frühen Kindheit entweder begünstigend oder benachteiligend auf die Lebenschancen von Individuen. Diese anfänglichen Ungleichheiten wirken sich dann selbst verstärkend auf den weiteren Lebensverlauf aus („Stratifizierung über den Lebensverlauf“, Dewilde 2003).

Dieses Prinzip soll an einem Beispiel für Deutschland veranschaulicht werden: Das individuelle Armutsrisiko einer erwachsenen Person hängt in einer kapitalistischen Gesellschaft zentral vom eigenen Erwerbsstatus ab (Giesecke 2013, Kaiser 2008). Erwerbstätige Personen haben also in der Regel ein niedrigeres Armutsrisiko als Arbeitslose oder Inaktive (z.B. Rentner*innen). Der Zugang zu Erwerbstätigkeit generell und zu wünschenswerten Jobs ist wiederum stark an den Erwerb von Bildungsqualifikationen gekoppelt (Solga 2005). Demnach weisen auch Individuen mit keinem oder nur einem vergleichsweise niedrigen Bildungsabschluss ein erhöhtes Armutsrisiko auf. Bildungschancen wiederum sind zumindest in Deutschland ungleich verteilt und stark an die sozio-ökonomische Herkunft einer Person gekoppelt (Becker 2009, Solga 2005). Folglich verfügen Eltern unterer sozialer Schichten über weniger⁷ „Kapital“ – ökonomisches, kulturelles sowie soziales (Bourdieu 1983) –, mit dem sie ihre Kinder fördern und unterstützen können. Kinder sind also von Geburt an unterschiedlichen Startbedingungen ausgesetzt, die sich über den Lebensverlauf noch weiter verstärken. So kann sich ein niedriger

6 Dieser Terminus wurde von Merton (1968, 1973) geprägt.

7 Im Sinne von Quantität und Qualität.

Bildungsabschluss in einer schlechteren Beschäftigungsstabilität und einem erhöhten Arbeitslosigkeitsrisiko niederschlagen.

Zweitens wird der Lebensverlauf als ein multidimensionaler Prozess angesehen, wonach verschiedene Lebensbereiche in einem interdependenten Verhältnis zueinander stehen (Elder et al. 2003). Um bei dem gerade genannten Beispiel zu bleiben, können sich erwerbsbezogene Ereignisse wie Arbeitsplatzverlust oder Entfristung entweder nachteilig oder begünstigend auf familiäre Prozesse, wie die Geburt eines ersten oder weiterer Kinder sowie Familientrennung, auswirken (Sayer et al. 2011). Genauso können sich umgekehrt familiäre Ereignisse, wie die Geburt eines Kindes oder Familientrennung, sowohl kurz- als auch langfristig auf die Erwerbsverläufe von Individuen auswirken (Leisering und Walker 1998, Rowlingson und McKay 2005, Sayer et al. 2011, Zigel 2013).

Drittens können individuelle Lebensverläufe als „Teil und Produkt eines gesellschaftlichen, historisch angelegten Mehrebenenprozess[es]“ (Leisering und Walker 1998:438) verstanden werden. Denn anhand verschiedener Phasen im Lebensverlauf werden Individuen in Form von gesellschaftlichen Positionen bzw. als Mitglieder in institutionellen Ordnungen sozialstrukturell in eine Gesellschaft eingebettet. Die jeweilige Mitgliedschaft und Verweildauer werden von gesellschaftlichen Institutionen, wie dem Bildungssystem oder dem Wohlfahrtsstaat, geregelt (Mayer und Müller 1989). Beispielsweise regelt die Schulpflicht, bis zu welchem Lebensalter junge Menschen obligatorische Mitglieder der Institution Schule sind. Genauso werden in den Regelungen zur Elternzeit Normen und Handlungsspielräume gesetzt, wie lange geburtsbedingte Erwerbsunterbrechungen andauern sollen.

Viertens können individuelle Lebensverläufe in ihrem Aggregat bestehende gesellschaftliche Strukturen entweder reproduzieren oder auch zu deren Wandel beitragen.

2.2.2 *Das Teilsystem Familie im Lebensverlauf*

Zum zweiten genannten Grundprinzip der Lebensverlaufsperspektive, dem Lebensverlauf als Mehrebenenprozess, zählt auch die Einbettung von individuellen Lebensläufen in weitere soziale Beziehungen – auch bezeichnet als ‚linked lives‘ (Elder 1998, Elder et al. 2003). Hierbei kommt der Familie eine zentrale Bedeutung zu. Familie wird dabei als einer der interdependenten Lebensbereiche individueller Lebensverläufe verstanden (Mayer 1998):

„Das Konzept des Familienverlaufs beschreibt die Entwicklung im Bereich der Familie als Phasen, Übergänge und Abfolgen unterschiedlicher Lebensformen über die Zeit. Es lässt alle Möglichkeiten der Abfolge und Dauer unterschiedlicher Phasen zu, ohne von einem angenommenen Normalverlauf auszugehen“ (Zigel 2018:22).

Individuen treffen demnach Entscheidungen nicht nur im Hinblick auf ihre individuellen Opportunitäten und Restriktionen, sondern zumeist in einem Familien- oder Haushaltskontext, der die eigenen Interessen sowie Handlungsspielräume prägt. So werden Entscheidungen, die den Familien- aber auch den Erwerbzbereich betreffen, zwischen Familienmitgliedern verhandelt. Die Familie kann demnach als eine Beziehungs- sowie Wirtschaftseinheit verstanden werden. In der Familiensoziologie werden grundsätzlich vier Funktionen der modernen Familie unterschieden: die Befriedigung emotionaler Bedürfnisse, Sozialisation und Erziehung der heranwachsenden Generation, Regeneration sowie gegenseitige (finanzielle) Unterstützung (Huinink und Konietzka 2007). Für die Untersuchung von Armutsrisiken ist insbesondere die zuletzt genannte Funktion relevant, auf die sich deshalb im Folgenden konzentriert wird. Wird die Familie als gemeinsamer Haushalt betrachtet, so werden innerhalb dieses Haushalts die zur Verfügung stehenden Ressourcen und Güter zum Wohlergehen aller geteilt.

Das Zusammenleben mit Kindern birgt in zweierlei Hinsicht ein potenzielles Armutsrisiko für Familien: Das direkte finanzielle Risiko besteht darin, dass durch die Geburt eines Kindes der Haushalt Zuwachs erfährt und sich der Verbrauch von Ressourcen erhöht bei gleichbleibender Zahl an Erwachsenen, die das Haushaltseinkommen erwirtschaften können. Weiterhin beeinflusst die Anwesenheit von Kindern das Armutsrisiko indirekt, indem durch die entstehende Betreuungs- und Sorgearbeit – insbesondere wenn sie noch jung sind und intensive Betreuung benötigen – das Erwerbspotenzial von mindestens einem Elternteil eingeschränkt wird. Das kann sich zusätzlich negativ auf das Haushaltseinkommen auswirken.

Diese Aufteilung der Erwerbs- und Sorgearbeit verläuft allerdings nicht geschlechterneutral, sondern gerade in Deutschland stark nach dem männlichen Verdiennermodell. Zwar hat die Frauen- und Müttererwerbstätigkeit im Zuge des zweiten demografischen Übergangs deutlich zugenommen, doch dies hat zunächst lediglich zu einer „doppelte[n] Vergesellschaftung von Frauen“ (Becker-Schmidt 2010:65) geführt: Frauen verrichten nun neben ihrer traditionellen Funktion der Regeneration sowie Reproduktion von Arbeitskräften (einfache Vergesellschaftung) zunehmend auch produktive Arbeit (Lohnarbeit). Trotz dieser Angleichung von ‚männertypischen‘ wie ‚frauentypischen‘ Lebensverläufen kann ein Retraditionalisierungsprozess über den Beziehungsverlauf hinweg konstatiert werden, welcher häufig mit der Geburt des ersten Kindes einsetzt (Krüger 1995, Wippermann 2010, 2017). Durch den Übergang in Elternschaft differenzieren sich die Lebensverläufe von Männern und Frauen aus. Denn Frauen übernehmen immer noch den Großteil der Sorgearbeit für Kinder und kehren – selbst bei höherem Erwerbspotenzial – häufig erst nach längerer Unterbrechung wieder in Teilzeit in den Arbeitsmarkt zurück (Fasang et al. 2016). Die Geburt eines Kindes geht in Deutschland also immer noch mit deutlichen Einkommensverlusten für Mütter einher, wobei diese für

abhängig Beschäftigte höher als für Selbstständige einzuschätzen sind (Blicmeister 2015).

Diese Retraditionalisierung kann entweder freiwillig aufgrund internalisierter traditioneller Gendernormen geschehen. Eine weitere Ursache können bestehende Geschlechterungleichheiten im Arbeitsmarkt und im Wohlfahrtsstaat sein (Daly 2000, Orloff und Skocpol 1984), die die Position von Müttern im Arbeitsmarkt systematisch schwächen und dadurch Paaren oftmals wenig finanziellen Spielraum lassen (Dieckhoff et al. 2016, Solga und Rusconi 2007). Die bisherige Forschung weist in diesem Zusammenhang auf die besondere Bedeutung der Familien- und Vereinbarkeitspolitik hin (Grunow 2013, Kühhirt 2012). Diese institutionellen Aspekte werden in den beiden folgenden Abschnitten näher erläutert.

2.2.3 *Das Teilsystem Arbeitsmarkt im Lebensverlauf*

Der Arbeitsmarkt wird definiert als das Teilsystem der Gesellschaft, wo „im Zuge des Aufeinandertreffens von Arbeitsangebot und –nachfrage Arbeitsleistung und Erwerbseinkommen verteilt [werden, SH]“ (Giesecke 2013:40). Wie weiter oben beschrieben, wird dem Arbeitsmarkt bei der individuellen Wohlfahrtsproduktion aufgrund der starken Erwerbszentriertheit kapitalistisch geprägter Gesellschaften eine Schlüsselrolle zuteil: Ob, in welchem Umfang und in welcher Position eine Person erwerbstätig ist, hat grundlegende Auswirkungen auf ihre Lebenschancen und somit auf ihr Armutsrisiko (Brülle 2018). Auf dem Arbeitsmarkt werden die Entlohnungsstruktur von Berufen sowie der Zugang zu Arbeitsplätzen festgelegt. Damit kommt dem Arbeitsmarkt auch eine zentrale Rolle in der Produktion und Reproduktion von Ungleichheiten zu (Giesecke 2013), wobei im Folgenden ein Fokus auf Geschlechterungleichheiten gesetzt wird.

Die berufliche Geschlechtersegregation

Arbeitsmärkte und Arbeitsplätze sind nicht geschlechterneutral, sondern reproduzieren mehr oder weniger implizit geschlechtertypische Stereotype von Fähigkeiten sowie Machtverhältnisse (Acker 1990, 2006). Im Rahmen der vorliegenden Arbeit soll dabei auf die Bedeutung der *beruflichen Geschlechtersegregation* für das Armutsrisiko von alleinerziehenden Müttern fokussiert werden. An ihr wird die unterschiedliche institutionelle Differenzierung der Lebensverläufe von Frauen und Männern besonders veranschaulicht (Krüger 2010). Bei der beruflichen Geschlechterungleichheit werden dabei eine horizontale und eine vertikale Dimension unterschieden. Die horizontale Dimension umfasst dabei die ungleiche Selbst- und Fremdselektion von Frauen und Männern in verschiedene Berufe, während die vertikale Dimension die un-

gleiche Allokation von Frauen und Männern auf hierarchische Positionen im Arbeitsmarkt beschreibt (Dressel und Wanger 2010). Die berufliche Geschlechtersegregation ist in Deutschland⁸ vergleichsweise stark ausgeprägt und wie in vielen anderen westlichen Ländern auch seit einigen Jahrzehnten persistent (Charles und Grusky 2004, Hausmann und Kleinert 2014, Hausmann et al. 2015).

Als Ursache dafür wird unter anderem das hochgradig standardisierte wie differenzierte Berufsbildungssystem gewertet, welches Frauen und Männer früh in unterschiedliche Ausbildungswege lenkt (Trappe 2006). Im Hinblick auf die horizontale berufliche Geschlechtersegregation bedeutet dies beispielsweise, dass im Jahr 2010 fast 60% der abhängig Beschäftigten ihren Beruf wechseln müssten, um ein ausgeglichenes Geschlechterverhältnis in allen Berufen herzustellen (Hausmann und Kleinert 2014). Das liegt unter anderem auch daran, dass Frauen in einem viel eingeschränkteren Berufsspektrum vertreten sind als Männer: 52% der erwerbstätigen Frauen arbeiteten 2012 in einem so genannten ‚Frauenberuf‘ (der Frauenanteil liegt bei mindestens 70%), die jedoch nur 15,2% aller Berufe ausmachen (Busch-Heizmann 2015).

Der Fakt, dass Frauen und Männer in unterschiedlichen Berufen erwerbstätig sind, stellt per se noch keine Geschlechterungleichheit dar. Jedoch gibt es empirische Evidenz für die so genannte Entwertungsthese, der zufolge bei einem steigenden Frauenanteil die Löhne in einem Beruf sinken – allerdings nur für die Frauen in diesem Beruf (Hausmann et al. 2015). Außerdem findet die Allokation in Berufe nicht zufällig statt, sondern nach verschiedenen ungleichheitsrelevanten Merkmalen: Frauen sind überproportional in den nicht-manuellen Berufen vertreten und dabei wiederum stark in den personenbezogenen Dienstleistungen (bspw. Erzieherin, Krankenschwester oder Altenpflegerin). Diese Berufe sind in der Regel gewerkschaftlich nicht gut organisiert und gehen häufig mit hierarchisierenden Komponenten wie niedrigeren Löhnen, schlechteren Arbeitsbedingungen und einer niedrigeren Beschäftigungsstabilität einher (Krüger 2010). Weiterhin werden diese Berufe häufig im schulischen System ausgebildet, welches eher dem Grundmuster der Ausbildung für Assistenzberufe oder solchen mit eingeschränkten Mobilitätschancen folgt (ebd. 2010).

Die vertikale berufliche Geschlechtersegregation besteht hingegen darin, dass Frauen systematisch seltener höhere Positionen bekleiden: 2014 waren in der Privatwirtschaft gerade einmal 25% der obersten Führungsebene und 39% der zweiten Führungsebene mit Frauen besetzt – was im ersten Fall einem Anstieg von nur einem Prozentpunkt seit 2004 entspricht (Holst und Friedrich 2017). Dabei herrscht wiederum starke Varianz zwischen Branchen und Unternehmensgröße: Frauen bekleiden vornehmlich in kleinen und Kleinst-

8 Hier wird die berufliche Geschlechtersegregation nur für Deutschland seit der Wiedervereinigung dargestellt. Für eine Gegenüberstellung der BRD und der DDR siehe Trappe (2006).

unternehmen Führungspositionen (ebd. 2017). Ebenso ist auffällig, dass selbst in Branchen mit hohem Frauenanteil, wie dem Gesundheits- und Sozialwesen (Frauenanteil ca. 67%) oder aber auch bei Finanz- und Versicherungsdienstleistungen (Frauenanteil 50%), Frauen überproportional selten die Führungspositionen innehaben (ebd. 2017, Charles und Grusky 2004). Als eine mögliche Ursache für diese so genannte ‚gläserne Decke‘ werden in einer Studie für das BMFSFJ die diskriminierenden Mentalitätsmuster der männlichen Führungskräfte aufgezeigt, welche in der Funktion von so genannten ‚Gatekeepers‘ einen egalitären Aufstieg von Frauen verhindern (Wippermann 2010).

Frauen erfahren also systematische Benachteiligungen auf dem Arbeitsmarkt, wobei auch das Arbeitszeitvolumen eine zentrale Rolle spielt. Insgesamt arbeiten Frauen deutlich häufiger in Teilzeit als Männer, bei Eltern ist diese geschlechterbezogene Differenz noch stärker ausgeprägt. Dies wird auch als ‚Arbeitszeitlücke‘ von Frauen bezeichnet (Wanger 2011). Berechnungen des IAB zufolge hat die Beschäftigungsquote von Frauen seit 1990 um 16% zugenommen, während das Arbeitsvolumen in der gleichen Zeit lediglich um 4% gestiegen ist. Das fast gleiche Arbeitsvolumen wird nun also von mehr Frauen geleistet. Dabei wünscht sich ungefähr die Hälfte der in Teilzeit beschäftigten Frauen eine höhere Stundenzahl (ebd. 2011). Bei erwerbstätigen Müttern ist der Wunsch nach Ausdehnung des Arbeitsvolumens am stärksten ausgeprägt: 36% der verpartnerten Mütter mit einem Kleinkind im Haushalt würden gern ihre Wochenarbeitszeit um mehr als vier Stunden erhöhen. Auf Alleinerziehende mit Kindern im Vorschulalter trifft dies sogar in 44% der Fälle zu (Lietzmann und Wenzig 2017).

Folgen der beruflichen Geschlechtersegregation

In der Konsequenz sind die Erwerbsverläufe von Frauen in Deutschland weiterhin deutlich stärker im mittleren Prestigebereich konzentriert, wo sie von hoher Beschäftigungsinstabilität (Unterbrechungen) gekennzeichnet sind, während sie im oberen Prestigebereich seltener vertreten sind (Aisenbrey und Fasang 2017). Darüber hinaus erzielen Frauen deutlich niedrigere Löhne als Männer, der Gender Pay Gap liegt aktuell bei 21% (Eurostat 2018b). Dieser hängt wiederum mit der spezifischen Benachteiligung von Müttern auf dem Arbeitsmarkt zusammen, was in der englischsprachigen Forschung als ‚motherhood penalty‘ bezeichnet wird (Budig et al. 2012, England et al. 2016, Gangl und Ziefle 2009). Dabei findet Diskriminierung zum einen aufgrund des bloßen Mutterschaftsstatus und damit assoziierten niedrigeren Kompetenzen sowie Kommitment statt. Zum anderen werden stark karriereorientierte Mütter als weniger herzlich und unbeliebt wahrgenommen, was ihnen genauso den Zugang zu Arbeitsplätzen erschwert (Benard und Correll 2010).

2.2.4 Das Teilsystem Wohlfahrtsstaat im Lebensverlauf

Der Wohlfahrtsstaat als drittes Teilsystem kann folgendermaßen definiert werden:

„Wohlfahrtsstaatliche Politik ist derjenige Teil der Staatstätigkeit, der darauf gerichtet ist, vor den Wechselfällen des Lebens und vor Verelendung zu schützen und/oder die Gleichheit der Lebensführungschancen zu befördern. Sie erfolgt sowohl durch Eingriffe in die Einkommensverteilung (insbesondere im Falle von Arbeitslosigkeit, Alter, Unfall, Invalidität, Krankheit oder Mutterschaft) als auch durch Dienstleistungen und Güterproduktion sowie durch Gebote und Verbote“ (Schmidt und Ostheim 2007:21).

Die zentrale Aufgabe des Wohlfahrtsstaats besteht also darin, einerseits bestehende Ungleichheiten auszugleichen sowie andererseits absolute wie relative Armutsrisiken zu vermeiden bzw. zu bekämpfen. In Anlehnung an die Lebensverlaufsforschung kann Sozialpolitik auch als Lebensverlaufspolitik in Form eines lebensphasenspezifischen „Risiko-Management“ (Leisering und Leibfried 1999) verstanden werden: Wohlfahrtsstaatliche Institutionen rahmen und normieren die einzelnen konsekutiven Lebensphasen und damit auch den gesamten Lebensverlauf (Leisering 2003, Leisering und Leibfried 1999). Für die Untersuchung des Armutsrisikos von alleinerziehenden Müttern sind die bestehenden Normen zum ‚Normallebensverlauf‘ der mittleren Lebensphase, also der Familien- und Erwerbsphase, sowie dem entsprechenden Risiko-Management von zentraler Bedeutung.

Grundsätzlich gilt der deutsche Sozialstaat als Pionier der sozialen Sicherung: Ende des 19. Jahrhunderts wurde hier ein stark von Bismarck geprägtes Sozialversicherungssystem eingeführt, welches die (abhängig beschäftigte) Erwerbsbevölkerung gegenüber den zentralen Armutsrisiken eines (männlichen) Industriearbeiters schützen soll: Arbeitslosigkeit, Alter, Unfall, Invalidität oder Krankheit (Schmidt und Ostheim 2007, Taylor-Gooby 2004). Dabei handelt es sich um eine durch Arbeitgeber sowie Arbeitnehmer finanzierte und selbst verwaltete Pflichtversicherung, die auf dem Äquivalenzprinzip beruht und damit primär das Ziel der Statussicherung verfolgt (Schommer 2008:53). Eine vertikale Umverteilung findet moderat über allgemeine Steuern statt. Im Laufe der Zeit wurde das Sozialversicherungssystem auf immer breitere Bevölkerungsteile ausgedehnt, sodass (Leisering 2009) zufolge von einem ‚quasi-universellen‘ Wohlfahrtsregime gesprochen werden kann. Der deutsche Sozialstaat galt bis in die frühen 2000er Jahre als *das* Beispiel für einen konservativen bzw. korporatistischen Wohlfahrtsstaat mit vergleichsweise niedriger Einkommensungleichheit und Armut (Hinrichs 2010). Esping-Andersen (1990) zufolge zeichnet sich dieser insbesondere durch einen hohen Grad an *Dekommodifizierung* aus – also die durch wohlfahrtsstaatliche Leistungen gewährleistete ökonomische Unabhängigkeit vom (Arbeits-) Markt.

Die feministische Wohlfahrtsstaatsforschung kritisiert das Konzept der Dekommodifizierung als geschlechterblind, da eine Dekommodifizierung eine vorherige Kommodifizierung, also Erwerbstätigkeit, voraussetzt und dadurch (temporär) inaktive Frauen nicht berücksichtigt werden (Lewis 2001, Lewis und Ostner 1994, Orloff 1996, Sainsbury 1999). Dies bedeutet, dass Individuen außerhalb des Arbeitsmarktes oftmals nachrangige oder abgeleitete soziale Anspruchsrechte genießen (Haller et al. 2011). Je stärker also ein männliches Alleinernährer-Modell in einem solchen erwerbsbezogenen Wohlfahrtsregime vorherrscht, umso stärker weichen die institutionalisierten ‚Normallebensverläufe‘ von Männern und Frauen voneinander ab, was faktisch in ungleichen sozialen Anspruchsrechten für Frauen und Männer resultiert (Allmendinger 1994, Daly 1994, Hobson 1994, Lewis et al. 2008, Lewis und Ostner 1994, Sainsbury 1994, 1999).

Deshalb sollten verstärkt auch die *Struktur von wohlfahrtsstaatlichen Anspruchsrechten* auf systematische Geschlechterungleichheiten untersucht werden (Sainsbury 1999). Anspruchsrechte können zum Beispiel entweder auf der Basis von Erwerbstätigkeit (Sozialversicherungssystem) oder von Staatsbürgerschaft bestehen. Weiterhin ist entscheidend, ob es ein individuelles Recht auf Sozialleistungen gibt oder ob es von spezifischen geschlechtertypischen Rollen (‚Ernährer‘, ‚Mutter‘) abhängt. Während Männer aufgrund ihrer Erwerbstätigkeit zu vergleichsweise höheren Sozialleistungen Zugang haben, verfügen Frauen entweder vorrangig über von ihren erwerbstätigen Ehemännern abgeleitete Sozialrechte (Krankenversicherung, Witwenrente, etc.) oder über Sozialrechte als Mütter (Kindergeld, Elterngeld, etc.). Dabei sind Leistungen für Mütter in der Regel niedriger als erwerbsbezogene Sozialleistungen (Daly 2000, Orloff 1993, Sainsbury 1999). Daraus folgen für Frauen in Deutschland aufgrund familienbedingter Unterbrechungen oder überwiegender Teilzeitarbeit häufig über den Lebenslauf kumulierende Nachteile bei Lohnersatzleistungen – beispielsweise im Arbeitslosengeld oder in der Altersrente (Allmendinger 1994).

Darüber hinaus wurde in der feministischen Wohlfahrtsstaatsforschung das Konzept der *Defamilisierung* geprägt, um das Teilsystem der Familie – und damit Frauen – stärker in die Analyse von Wohlfahrtsstaaten einzubinden (Orloff 1993, Ruth 1994). Darunter wird die Unabhängigkeit von Individuen von familialen (Macht-)Beziehungen für die Realisierung eines durchschnittlichen Lebensstandards entweder durch Erwerbsarbeit oder Sozialtransfers verstanden. Dieses Konzept wird jedoch nicht sehr einheitlich verwendet: Im engeren Sinne wird darunter auch der Grad der Unabhängigkeit von familialer Sorgearbeit durch die Bereitstellung entsprechender sozialer Dienste, um einer Erwerbstätigkeit nachgehen zu können, gefasst (Lohmann und Zagel 2016). Diese sozialen Dienste umfassen dabei genauso die Pflege von alten oder kranken Familienangehörigen wie die Betreuung von Kindern (Zagel 2018). Die Einordnung von Ländern hängt dabei sehr von den berücksichtigten politi-

sehen Maßnahmen und dem Zeitpunkt ab. In Deutschland hat es im Rahmen der Familien- und Vereinbarkeitspolitik der letzten zehn Jahre widersprüchliche Reformen gegeben: Während manche eine Defamilisierung vorantreiben (Ausbau der Kinderbetreuung, Kürzung der Elternzeit), stärken andere, wie das Betreuungsgeld, wiederum die Sorgearbeit innerhalb der Familie. Dennoch stellt der Grad Defamilisierung ein wichtiges Konzept dar, um die wohlfahrtsstaatlich organisierte Vereinbarkeit von Beruf und Familie zu untersuchen.

Neben der Dekommodifizierung können also auch die Struktur wohlfahrtsstaatlicher Anspruchsrechte und der Grad der Defamilisierung als relevante Merkmale des Wohlfahrtsstaats angesehen werden, die das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter beeinflussen. Generell wird das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter in der feministischen Wohlfahrtsstaatsforschung als „Lackmus-Test“ für bestehende Geschlechterungleichheiten in einer Gesellschaft angeführt (Hobson 1994:185), inwiefern eine Frau in einer bestimmten Gesellschaft in der Lage ist, ohne einen Partner einen durchschnittlichen Lebensstandard für sich und ihre Kinder zu erreichen.

2.3 Analytischer Rahmen

Die generelleren Überlegungen aus den beiden vorangegangenen Unterkapiteln werden nun für die weitere Ausarbeitung der theoretischen Erwartungen zusammengetragen und bilden damit den analytischen Rahmen. Das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter in Deutschland soll anhand eines zeitlich dynamischen und geschlechtersensiblen Modells erklärt werden, welches zum einen die sozial stratifizierten familialen Prozesse ins Alleinerziehen sowie die Interdependenz dieser Prozesse mit dem Erwerbsverlauf berücksichtigt. Darüber hinaus werden diese biografischen Verläufe auf der Individualebene explizit in den sie prägenden institutionellen Kontext eingebettet. Im Rahmen der vorliegenden Arbeit konzentriere ich mich dabei im Sinne des Wohlfahrtsdreiecks auf die Kerninstitutionen Wohlfahrtsstaat und Arbeitsmarkt.

2.3.1 *Ein Modell zur Erklärung des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter*

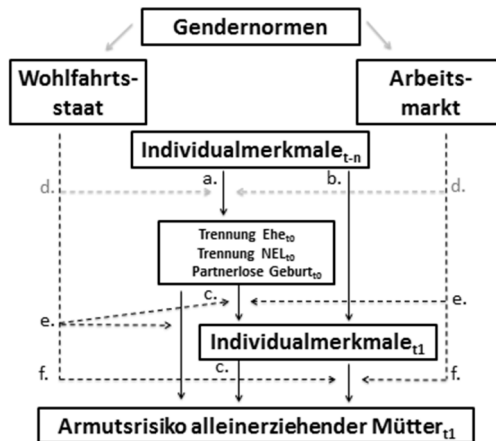
Das Zusammenspiel dieser biografischen wie institutionellen Faktoren für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter ist in Abbildung 2.1 dargestellt. In einem ersten Analyseteil wird zunächst auf der Individualebene untersucht, wie die familialen Verläufe vor dem und der Übergang ins Alleinerziehen mit dem Armutsrisiko alleinerziehender Mütter zusammenhängen. Die theoretischen Überlegungen sind dabei stark an das Konzept der ‚trigger events‘ von DiPrete

(2002) aus der Lebensverlaufsforchung angelehnt. Er unterscheidet zwischen solchen Mechanismen, die zum Eintreten kritischer Lebensereignisse führen, und den Mechanismen der Konsequenzen dieser Lebensereignisse. Diese Differenzierung zwischen auslösenden Ereignissen ermöglicht es einerseits, die Heterogenität familialer Selektionsprozesse ins Alleinerziehen systematisch zu untersuchen (a.). Andererseits können anhand des Konzepts auch Effekte der sozialen Komposition von Alleinerziehenden (b.) von solchen des auslösenden Ereignisses – also des Übergangs ins Alleinerziehen – (c.) voneinander abgegrenzt werden. Diese theoretischen Überlegungen werden in Kapitel 3 genauer ausgeführt.

In einem nächsten Schritt wird die Individualebene um den institutionellen Kontext erweitert. Auch wenn im Rahmen dieser Arbeit die Bedeutung bestehender Gendernormen nicht explizit empirisch untersucht wird (graue Pfeile), soll an dieser Stelle zumindest ihre theoretische Bedeutung kurz skizziert werden. Denn bestehende Gendernormen haben einerseits in Form von internalisierten Geschlechterrollenbildern auf der Individualebene einen Einfluss auf familiäre Verläufe und damit auf die soziale Komposition zukünftiger Alleinerziehender. Andererseits prägen diese Gendernormen auch die konkrete Ausgestaltung des institutionellen Kontexts, was sich beispielsweise in Anspruchsrechten im Wohlfahrtsstaat oder im Ausmaß der beruflichen Geschlechtersegregation niederschlägt (Boeckmann et al. 2015, Pfau-Effinger 2005a, b).

Wohlfahrtsstaaten wie Arbeitsmärkte können die eben dargelegten Prozesse auf der Individualebene an den drei folgenden Punkten beeinflussen: *Erstens* werden familiäre Entscheidungen und damit Verläufe von bestehenden institutionellen Anreiz- und Restriktionsstrukturen geprägt, die dadurch die Selektivität von Familientrennung und Kindesgeburten außerhalb einer Partnerschaft mitbestimmen (d. in Abbildung 2.1). Hier kann als Beispiel die Privilegierung der Ehe sowohl im Steuer- als auch im Familienrecht genannt werden, was einen selektiven Übergang in verschiedene Partnerschaftsformen fördert. Genauso kann die konkrete Ausgestaltung des Arbeitsmarkts – der generelle Zugang als auch die Positionierung darin – für Frauen und Mütter den Übergang ins Alleinerziehen entweder begünstigen oder erschweren. Dieser Zusammenhang zwischen institutionellem Kontext und der sozialen Komposition von alleinerziehenden Müttern wird im Rahmen dieser Arbeit nicht näher untersucht, sondern vielmehr als gegeben betrachtet.

Abbildung 2.1: Das Zusammenspiel von familialen Verläufen und dem institutionellen Kontext



Quelle: Eigene Abbildung.

Anmerkung: Graue Pfeile sind theoretisch bedeutsam, werden aber im Rahmen der Arbeit nicht explizit untersucht, sondern werden als gegeben betrachtet. Gestrichelte Pfeile markieren Makro-Mikro-Zusammenhänge.

Zweitens spielen sowohl der Wohlfahrtsstaat als auch der Arbeitsmarkt eine zentrale Rolle dafür, inwiefern die auslösenden Ereignisse Familientrennung und die Geburt eines Kindes außerhalb einer Partnerschaft überhaupt ein Armutsrisiko darstellen (e. in Abbildung 2.1). Dabei moderiert der Wohlfahrtsstaat insbesondere den direkten Einfluss der auslösenden Ereignisse, während beide Institutionen den indirekten Einfluss dieser Ereignisse über eine Anpassung im Erwerbs- oder Fertilitätsverhalten moderieren. So hängt der direkte Einfluss beispielsweise mit Regelungen im Unterhalt, der Elternzeit oder im Kindergeld zusammen. Indirekt prägen der Wohlfahrtsstaat und der Arbeitsmarkt den Handlungsspielraum für alleinerziehende Mütter, sich der neuen Situation anzupassen: Inwiefern eine Erwerbstätigkeit beispielsweise aufgenommen oder ausgedehnt werden kann, hängt auch vom Angebot an adäquater Kinderbetreuung sowie dem Ausmaß der beruflichen Geschlechtersegregation ab.

Drittens moderieren beide Institutionen den Zusammenhang zwischen bestimmten Individualmerkmalen alleinerziehender Mütter und dem Armutsrisiko (f. in Abbildung 2.1). So haben unter anderem das Organisationsprinzip des Wohlfahrtsstaats oder die Ausgestaltung der Mindestsicherung sowie die Zugänglichkeit des Arbeitsmarkts oder das Ausmaß des Niedriglohnsektors einen Einfluss darauf, inwiefern sich beispielsweise das (temporäre) Merkmal Arbeitslosigkeit auf das Armutsrisiko auswirkt.

2.3.2 *Zur Modellierung des Einflusses des institutionellen Kontexts*

Diese Modellierung zeigt bereits sehr deutlich die Komplexität institutioneller Faktoren in ihrem Zusammenspiel mit der sozialen Komposition und dem Armutsrisiko alleinerziehender Mütter. Es würde den Rahmen der vorliegenden Arbeit sprengen, den Einfluss dieser verschiedenen Faktoren einzeln zu untersuchen. Vielmehr soll es bei der Untersuchung des institutionellen Kontexts um die Erfassung der institutionellen Konfiguration gehen, die den Handlungsspielraum von alleinerziehenden Müttern prägt. Um den Einfluss des institutionellen Kontexts für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter zu identifizieren, bedarf es einer gewissen ‚Varianz‘ in der institutionellen Konfiguration. Diese Varianz kann entweder durch die Betrachtung eines Landes über einen längeren Zeitraum oder die Betrachtung verschiedener Länder geschaffen werden. Hier werden beide Forschungsdesigns verwendet, um ein möglichst umfassendes Bild des Einflusses des institutionellen Kontexts auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter zu erzeugen. Im Folgenden werden die Vorteile des jeweiligen Forschungsdesigns aufgezeigt und ihre Implementierung in diesem Buch dargelegt.

Der Zeitvergleich innerhalb eines Landes

Bei einem Zeitvergleich innerhalb eines Landes handelt es sich im weiteren Sinne um ein ‚most similar case‘-Design (Przeworski und Teune 1970), da sich grundlegende Institutionen nur sehr langsam wandeln und anhand eines Periodenvergleichs beispielsweise graduelle Veränderungen innerhalb eines pfadabhängigen Prozesses abgebildet werden können. Dadurch könnten konstatierte Unterschiede im untersuchten Outcome auf spezifische Reformen zurückgeführt werden. Insbesondere in den letzten 35 Jahren standen sowohl Wohlfahrtsstaat als auch Arbeitsmarkt unter enormem ökonomischem wie demografischem Anpassungsdruck, der sich in markanten Reformperioden niedergeschlagen hat. Aus diesem Grund soll der Einfluss des institutionellen Kontexts für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter anhand eines Periodenvergleichs untersucht werden.

Hierfür wird in Kapitel 3 der soziale Wandel seit 1980 mit einem Fokus auf relevanten Paradigmenwechseln und Reformen kurz skizziert, um analytisch sinnvolle institutionelle Perioden für die empirischen Analysen abzuleiten. Anhand dieser Periodisierung werden dann in Kapitel 5 die theoretische Argumentation sowie konkrete Hypothesen weiter ausgearbeitet. Dabei soll in einem ersten Schritt überlegt werden, welche Rolle jeweils Kompositions- und institutionelle Effekte spielen, um Veränderungen im Armutsrisiko alleinerziehender Mütter über die Perioden hinweg zu erklären. Darauf aufbauend werden

dann genauere Mechanismen des moderierenden institutionellen Kontexts ausgearbeitet.

Der Ländervergleich

Trotz dieser Vorteile hat ein Periodenvergleich über wenige Dekaden innerhalb eines Landes nur ein begrenztes Potenzial, die Bedeutung des institutionellen Kontexts für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter zu erfassen. Deshalb sollen die Erkenntnisse des ‚most similar case‘-Designs noch mit einer adäquaten Kontrastfolie, einem ‚most dissimilar case‘-Vergleich, komplementiert werden. In Anlehnung an die differenzielle Lebensverlaufsforschung (Aisenbrey und Fasang 2017, Aisenbrey und Fasang 2010, Fasang 2012, Mayer 2005) erscheint hierfür ein Fallstudienvergleich sinnvoller als ein Regimevergleich mit vielen Ländern: Grundsätzlich können in einem Fallstudienvergleich die spezifischen institutionellen Konfigurationen von zwei Ländern einander konkret gegenübergestellt werden, während die Analyse von Regimen oftmals oberflächlicher bleibt und die Varianz innerhalb von Regimen vernachlässigt. So ermöglicht der Fallstudienvergleich die genaue Betrachtung derjenigen institutionellen „Pakete“ (Aisenbrey und Fasang 2010, 2017, Fasang 2012), die auch konkret an den zu untersuchenden Lebensverlaufsprozessen beteiligt sind. Diese Vorgehensweise erlaubt eine theoretisch sowie empirisch genauere Modellierung der Wirkungszusammenhänge zwischen intraindividuellen Verläufen und dem institutionellen Kontext. Dabei ist der Ländervergleich von der folgenden Forschungsfrage geleitet: *Inwiefern verändert sich das Zusammenspiel zwischen Kompositionseffekten und dem Effekt des Alleinerziehens in seiner Bedeutung für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter in einem grundsätzlich anderen institutionellen Kontext?*

Als sinnvolle Kontrastfolie zu Deutschland bietet sich das Vereinigte Königreich an. Beide Länder werden in der vergleichenden Forschung stets als Beispiele verschiedener Idealtypen gegenübergestellt: Während Deutschland wie in Kapitel 2.2.4 beschrieben dem konservativen Wohlfahrtsregime zugeordnet wird, gilt das Vereinigte Königreich als Vertreter des liberalen Typs (Esping-Andersen 1990). Dieser liberale Typ zeichnet sich durch die zentrale Bedeutung des Teilsystems Markt aus, in dem Individuen in großer Eigenverantwortung ihr eigenes Wohlergehen sicherstellen sollen. Soziale Sicherung von staatlicher Seite spielt eine untergeordnete Rolle. Daraus folgt ein sehr hoher Druck zur Kommodifizierung der eigenen Arbeitskraft bei gleichzeitig vergleichsweise geringer Dekommodifizierung. Auch im ‚Varieties-of-Capitalism‘-Ansatz werden die beiden Länder verschiedenen Typen zugeordnet (Hall und Soskice 2001): Deutschland gilt als so genannte ‚coordinated market economy‘ (CME), in der ökonomische Handlungen zwischen Akteuren stark koordiniert sind, meistens auf der Ebene von Gewerkschaften und Unternehmensverbänden. In einer ‚liberal market economy‘ (LME) wie dem

Vereinigten Königreich hingegen steht die Eigentümerfunktion im Vordergrund aller ökonomischer Handlungen, wodurch der Einfluss sowohl einer sozialpartnerschaftlichen Koordination als auch staatlicher Intervention begrenzt ist. In der Folge zeichnet sich das Vereinigte Königreich sowohl durch eine höhere Einkommensungleichheit als auch Armutsquote aus, wobei sich die Trends über die letzten zehn Jahre anzugleichen scheinen (Eurostat 2018a).

Trotz dieser grundsätzlichen institutionellen Unterschiede bestehen im Hinblick auf die drei gesellschaftlichen Teilsysteme Familie, Arbeitsmarkt und Wohlfahrtsstaat auch gewichtige Ähnlichkeiten: *Erstens* stellen Alleinerziehende im Vereinigten Königreich eine numerisch bedeutsame Familienform bzw. -phase dar, die auch häufig Gegenstand des öffentlichen, politischen wie wissenschaftlichen Diskurses ist. Sie machen rund ein Viertel aller Familien mit abhängigen Kindern aus, wobei auch hier der Anteil von alleinerziehenden Müttern bei 90% liegt (Office for National Statistics 2015). Weiterhin weisen beide Länder in den letzten Jahren ein ähnlich hohes Armutsrisiko für Alleinerziehende auf und befinden sich damit am oberen Ende im europäischen Vergleich (Hübgen 2018).

Zweitens sind beide Gesellschaften historisch von einem ‚male breadwinner‘-Modell geprägt, wobei dies in Deutschland länger das vorherrschende Familienmodell dargestellt hat. So hat sich in beiden Ländern die Erwerbsbeteiligung von Müttern vergleichsweise spät normalisiert: 1994-1999 waren im Vereinigten Königreich ca. 64% der Mütter erwerbstätig (Paull et al. 2002), während dies 1996 in Deutschland nur auf rund die Hälfte (50,4%) der Mütter zutrif (Geisler und Kreyenfeld 2006). Bei alleinerziehenden Müttern jedoch lag die Erwerbsbeteiligung in Deutschland in den 1990er Jahren mit 67% rund 25%-Punkte höher als im Vereinigten Königreich (Kilkey und Bradshaw 1999). Gleichzeitig sind sowohl die horizontale berufliche Geschlechtersegregation wie auch der Gender Pay Gap in beiden Ländern vergleichsweise stark ausgeprägt: Der Dissimilaritätsindex lag in Deutschland im Jahr 2008 bei 0,56 (Busch 2013) und im Vereinigten Königreich etwas niedriger bei 0,52 (Brynin und Perales 2016), der Gender Pay Gap im Jahr 2017 jeweils bei über 20% (Eurostat 2017). Weiterhin war die außerfamiliäre Kinderbetreuung in beiden Ländern für lange Zeit vergleichsweise gering ausgeprägt (Dieckhoff et al. 2016). Dieser Umstand geht in Deutschland allerdings auf ein generell eingeschränktes Angebot an Betreuungsplätzen und im Vereinigten Königreich auf ein unzureichendes Angebot an bezahlbarer Betreuung zurück. Dies wiederum hat in beiden Ländern dazu geführt, dass Mütter vornehmlich in Teilzeit erwerbstätig sind. Generell gehen mit Teilzeiterwerbstätigkeit gewisse Lohn einbußen einher, die im Vereinigten Königreich jedoch stärker ausgeprägt sind als in Deutschland (McGinnity und McManus 2007). So hat sich in beiden Ländern über die letzten beiden Jahrzehnte ein Eineinhalbverdienermodell etabliert, in dem Männer nach wie vor die Rolle des Hauptverdieners

übernehmen und Frauen zusätzlich zu der Hauptverantwortung für die Kindererziehung oftmals als Zuverdienerinnen in Teilzeit erwerbstätig sind.

Drittens gibt es deutliche Anzeichen dafür, dass sich die real existierenden Wohlfahrtssysteme immer weniger klar den bestehenden Idealtypen zuordnen lassen. Dies kann teilweise auch an Einflüssen supranationaler Gebilde (wie der Europäischen Union) liegen, die in gewissen Bereichen zu einer Annäherung verschiedener Länder geführt haben (Jüttner et al. 2011). Darüber hinaus finden Lernprozesse zwischen Gesellschaften statt, sodass zum Beispiel für ein bestimmtes identifiziertes politisches Problemfeld erfolgreiche Policy-Elemente aus Ländern eines anderen Regimetyps im eigenen Land eingeführt werden. So sind die unterschiedlichen Systeme in Deutschland sowie im Vereinigten Königreich mit ähnlichen ökonomischen wie demografischen Herausforderungen konfrontiert, was zu manchen ähnlichen Reformen in den letzten 20 Jahren geführt hat (Clasen 2011b). Dies trifft in besonderem Maße auf Reformen des Arbeitsmarktes sowie den Ausbau der Familienpolitik zu, was in der Literatur auch als ‚duale Transformation des Wohlfahrtsstaats‘ bezeichnet wird (Ferragina et al. 2013). Kern dieser Reformen war in beiden Ländern zum einen die Kürzung der Leistungshöhe sowie -dauer des Arbeitslosengeldes und zum anderen die stärkere Aktivierung erwerbsfähiger Personen. In beiden Ländern folgte darauf eine Phase des Ausbaus der Familien- sowie Vereinbarkeitspolitik, um Eltern – allen voran Mütter – besser in den Arbeitsmarkt zu integrieren. Aufgrund dieser dargelegten Unterschiede wie Ähnlichkeiten stellt das Vereinigte Königreich eine interessante Kontrastfolie zu Deutschland dar. Der Ländervergleich wird folgendermaßen integriert: In jedem theoretischen wie empirischen Kapitel wird es einen zusätzlichen Abschnitt zum Vereinigten Königreich geben, in dem auf die Gemeinsamkeiten und Unterschiede zu Deutschland fokussiert wird.

3 Sozialer Wandel im Wohlfahrtsdreieck

Seit den 1950er und 1960er Jahren hat ein grundlegender sozialer Wandel in allen gesellschaftlichen Teilsystemen stattgefunden. Inwiefern sich dieser soziale Wandel auch auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter auswirkt, wird im zweiten Analyseteil der vorliegenden Arbeit untersucht. Deshalb zeichnet dieses Kapitel die zentralen Aspekte dieses sozialen Wandels – auf die Fragestellung der vorliegenden Arbeit zugespißt – als Basis für die weitere Untersuchung nach. Ausgangslage sind die gesellschaftlichen Gegebenheiten der 1980er Jahre, die nach den großen ökonomischen wie demografischen Umwälzungen seit den 1960er Jahren eine Neuorientierung in allen Teilsystemen markierten. Dabei geht es in der vorliegenden Arbeit nicht darum, jahresgenaue Veränderungen zu skizzieren, sondern vielmehr grundlegende Veränderungen in der institutionellen Konfiguration zu systematisieren und zu bündeln. Im Folgenden werden die zentralen gesellschaftlichen Entwicklungen seit 1980 je für Deutschland und das Vereinigten Königreich skizziert und dann daraus institutionelle Perioden für die folgenden Analysen abgeleitet.

3.1 Zentrale gesellschaftliche Entwicklungen in Deutschland

In der Literatur werden generell für Deutschland vier Phasen der gesellschaftlichen Entwicklung seit 1980 identifiziert (Schmidt et al. 2007, Schommer 2008): 1980 bis 1989, die deutsche Wiedervereinigung 1990 bis 1997, der rot-grüne Regierungswechsel 1998 zusammen mit den Arbeitsmarktreformen bis 2006 sowie ein Paradigmenwechsel in der Familien- und Vereinbarkeitspolitik ab 2007. Im Zuge dieser jüngsten Paradigmenwechsel in der Arbeitsmarkt- sowie der Familienpolitik wird für den deutschen Sozialstaat eine Abkehr vom klassischen Bismarck-Modell hin zu einem Hybrid mit Elementen aus liberalem („workfare“) und sozialdemokratischem („dual-earner model“) Wohlfahrtsstaat konstatiert (Hinrichs 2010).

Im Folgenden werden diese vier Phasen kurz skizziert – mit einem Fokus auf für Alleinerziehende relevante Entwicklungen. Daraus wird die Periodisierung für die Untersuchung des institutionellen Kontexts in der vorliegenden Arbeit abgeleitet.

3.1.1 *Krise und Konsolidierungsphase des deutschen Sozialstaats (1980-1989)*

Die 1980er Jahre sind stark geprägt von der wirtschaftlichen Krise der 1970er Jahre: Ab Mitte der 1970er Jahre zeichnen sich wirtschaftliche Einbrüche ab, das Wachstum sinkt und die Arbeitslosigkeit steigt. Viele Industrien wandern in andere Länder ab, was zunächst noch durch den neu aufstrebenden Dienstleistungssektor kompensiert wird. Dies ist insbesondere auf die Bildungsexpansion und die resultierende steigende Frauenerwerbstätigkeit zurückzuführen, die vorrangig in personen- bzw. haushaltsnahen Dienstleistungsberufen stattfand (Nollmann 2008). Mit dieser „Kommodifizierung reproduktiver Familienarbeit“ (ebd. 2008:297) geht der so genannte ‚zweite demografische Übergang‘ einher, welcher sich wiederum durch sinkende Geburtenraten bei gleichzeitig steigenden Scheidungs- sowie Kohabitationsquoten auszeichnet (Huinink und Komietzka 2007). Die Wirtschaftskrise kulminiert in der Ölkrise von 1979, die zum ersten Mal seit dem Zweiten Weltkrieg strukturelle und anhaltende Arbeitslosigkeit auslöste. In der Konsequenz finden seit den 1980er Jahren bis heute große Reformen des deutschen Arbeitsmarkts sowie des Sozialstaates statt.

Die strukturelle Abwanderung von Industriesektoren bei gleichzeitiger Ausdehnung von Dienstleistungsberufen führt nun auch in Deutschland zu einer Tertiarisierung des *Arbeitsmarktes*, mit der auch ein grundsätzlicher Wandel der Erwerbsstrukturen einsetzt. Der wachsende Dienstleistungssektor kann dabei als sehr polarisiert charakterisiert werden, da ihm einerseits hochqualifizierte und gut bezahlte Finanz- und Produktionsdienstleistungen sowie andererseits auch einfache personen- und haushaltsnahe Dienstleistungen mit geringerer Entlohnung angehören (Nollmann 2008). Dadurch verliert auch das ‚lebenslange‘ Normalarbeitsverhältnis zunehmend an Bedeutung, Befristungen sowie Niedriglohnsektor hingegen werden ausgeweitet, wovon insbesondere (alleinerziehende) Mütter betroffen sind (Heinze et al. 1981). In der Konsequenz steigt die Lohnungleichheit insgesamt, wobei sie zwischen Frauen stärker zunimmt als zwischen Männern (Boehle 2019, Brülle 2018).

Gleichzeitig sind auch weitere Veränderungen im Teilsystem der *Familie* zu beobachten: In der Nachkriegszeit hat sich die bürgerliche Kernfamilie mit einer geschlechertypischen Arbeitsteilung als Ideal durchgesetzt, was mit einem sinkenden durchschnittlichen Heiratsalter und einer steigenden Geburtenrate einherging. Diese Zeit entspricht – zumindest für Männer – am ehesten dem idealtypischen fordistischen Modell des „dreigeteilten Lebenslaufs“ (Kohli 1985) bestehend aus Ausbildung, kontinuierlicher Erwerbsbiografie und Ruhestand. Als Folge der Bildungsexpansion streben nun vermehrt Frauen auf den Arbeitsmarkt, aber vorrangig in personen- bzw. haushaltsnahe Dienstleistungsberufe (Nollmann 2008). Mit dieser „Kommodifizierung reproduktiver Familienarbeit“ (ebd. 2008:297) geht der so genannte ‚zweite demogra-

fische Übergang‘ einher, welcher sich wiederum durch sinkende Geburtenraten bei gleichzeitig steigenden Scheidungs- sowie Kohabitationsquoten auszeichnet. Der Rückgang ‚klassischer‘ Familienarrangements führt zu einem zunehmend höheren Anteil von temporären bzw. instabileren Familienformen und -phasen (z.B. Alleinerziehende).

Der *Wohlfahrtsstaat* wiederum steht in dieser Zeit stark unter Druck, auf diese gesellschaftlichen Veränderungen adäquat zu reagieren und die aufkommenden Instabilitäten in den beiden anderen Teilsystemen abzufedern. Im Gegensatz zu dem vielbeschworenen ‚sozialen Rückbau‘ kann diese Periode vielmehr als Konsolidierung des Wohlfahrtsstaates bezeichnet werden (Hinrichs 2010, Schommer 2008: 79). Zwar werden einerseits Ausgabenbegrenzungen für die Sozialkassen eingeführt, Kürzungen in manchen Sozialversicherungsleistungen (vorrangig Arbeitslosengeld und -hilfe⁹) vorgenommen sowie der Berufsschutz abgeschafft. Ab Mitte der 1980er Jahre ist andererseits auch der Beginn eines Paradigmenwechsel weg vom reinen male breadwinner-Modell und einem weiblichen Familialismus (Leitner 2003) hin zu einem ‚dual-earner‘-Modells mit einer pro-natalistischen und Geschlechtergleichheit fördernden Familienpolitik zu verzeichnen (Bleses und Seeleib-Kaiser 2004, Hinrichs 2010).

Im Hinblick auf Geschlechtergleichheit spielt dabei zunächst der Zugang zu Erwerbstätigkeit mit flexiblen Arbeitszeiten die zentrale Rolle, während die Kindererziehung weiterhin in der Hauptverantwortung der Frauen liegt (Hinrichs 2010, Leitner et al. 2008, Lewis et al. 2008). Aus dieser so genannte ‚Versorgerehe‘ (Pfau-Effinger 2000) ergibt sich eine starke Doppelbelastung für Frauen durch gleichzeitige (Teilzeit-)Erwerbstätigkeit und Kindererziehung. In diesem Sinne wird 1986 zusätzlich zum bestehenden Mutterschaftsurlaub ein bezahlter Erziehungsurlaub von bis zu 10 Monaten eingeführt, welcher in den folgenden Jahren sukzessive auf bis zu 3 Jahre erhöht wird. Gleichzeitig wurden in dieser Zeit der Kündigungsschutz im Mutterschutzgesetz sowie das Rückkehrrecht in die alte Anstellung gestärkt. Darüber hinaus wurden erstmalig die Erziehungszeiten von Frauen für die Rentenberechnung berücksichtigt, was die eigenen Rechtenansprüche der Frauen zumindest leicht stärkt.

In dieser Phase wird zwar die Gleichberechtigung von Frauen mit Männern generell gestärkt, allerdings wird Alleinerziehenden in der Regel weiterhin primär die Mutterrolle zugeschrieben. Dies drückt sich in einer recht eingeschränkten Erwerbsobliegenheit bei gleichzeitigem Anspruch auf nahehehlichen Unterhalt der alleinerziehenden Mütter aus (Ostner 1997). Die Zumutbarkeit einer (Vollzeit-)Erwerbstätigkeit ist nicht an ein bestimmtes Alter des jüngsten Kindes gebunden, sondern wird gerichtlich unter Berücksichtigung der allgemeinen Lebensbedingungen (bspw. Kinderbetreuungssituation und bestehendem Jobangebot) festgelegt. Dadurch bleibt oftmals auch nach der

9 Stärkere Kürzung für Kinderlose als für Eltern.

Scheidung eine finanzielle Abhängigkeit der Alleinerziehenden von dem Ex-Partner bestehen. Gleichzeitig verbessern sich die Arbeitsmarktopportunitäten für Mütter im Allgemeinen leicht, da Teilzeiterwerbstätigkeit rechtlich der Vollzeiterwerbstätigkeit gleichgestellt wird und zumindest für Kinder ab dem dritten Lebensjahr ein Betreuungsplatz zur Verfügung steht.

3.1.2 Die deutsche Wiedervereinigung und das Ende der Konsolidierung (1990-1997)

Mit der deutschen Wiedervereinigung hat die Konsolidierungsphase ihr Ende gefunden: Nach dem kurzen ‚Vereinigungsboom‘ direkt nach der Wende ist ein großer Teil der ostdeutschen Wirtschaft zusammengebrochen, weshalb die Arbeitslosenzahlen stark angestiegen sind. In der Folge ist eine starke Binnenmigration von Ost- nach Westdeutschland zu beobachten. Zeitgleich findet ein enormer Zustrom von Spätaussiedler*innen von bis zu 400.000 Personen pro Jahr statt, die auch in den Arbeitsmarkt integriert werden sollen (Teitzer et al. 2014).

Diese Entwicklungen machen einen enormen Finanztransfer von Westdeutschland nach Ostdeutschland notwendig, um den Übergang der DDR-Planwirtschaft in das marktwirtschaftliche System der BRD sozial abzufedern. Dabei steigen sowohl die Verschuldung als auch die Beitragssätze der Sozialversicherungen auf ein Rekordniveau. Die Sozialleistungsquote steigt 1992 auf „internationale und historische einmalige 55,4%“ (Ostheim und Schmidt 2007:197). In der Konsequenz werden von der konservativen Regierung verschiedene sozialstaatliche Einschnitte durchgeführt: Zum einen wird der Kündigungsschutz gelockert und die Lohnfortzahlung im Krankheitsfall gekürzt. Zum anderen wird Ende 1997 eine Rentenreform durchgesetzt, die letztendlich eine Senkung im Rentenniveau bewirkte (Schommer 2008, Ostheim und Schmidt 2007).

Im Hinblick auf die Gleichstellung von Männern und Frauen bzw. auf die Vereinbarkeit von Familie und Beruf sind in dieser Phase insbesondere drei Aspekte hervorzuheben: Erstens wird 1995 der Rechtsanspruch auf einen (Teilzeit-)Kindergartenplatz für Kinder ab dem vollendeten 3. Lebensjahr eingeführt. Auch wenn das Betreuungsangebot für jüngere Kinder in Westdeutschland weiterhin marginal bleibt, stellt dies bereits eine erhebliche Verbesserung der Vereinbarkeitssituation dar. Zweitens wird 1996 das Kindergeld stark erhöht, was zu einer deutlichen Armutsreduktion für Familien geführt hat (Boehle und Voges 2013). Drittens wird die Berücksichtigung von Erziehungszeiten sowie eigener Erwerbstätigkeit von Frauen in den Rentenansprüchen weiter gestärkt (Ostheim und Schmidt 2007).

Durch die Wiedervereinigung mussten nicht nur zwei verschiedene Wirtschaftssysteme zusammengeführt¹⁰ werden, sondern auch zwei verschiedene Wertesysteme bezüglich Mutterschaft und Erwerbsarbeit. In der DDR wurde die Erwerbsarbeit von Frauen und Müttern institutionell gefördert, deshalb ist das Kinderbetreuungssystem in Ostdeutschland nach der Wiedervereinigung vergleichsweise gut ausgebaut (Trappe et al. 2015). Gleichzeitig sind nichteheliche Lebensgemeinschaften insgesamt und mit Kindern weiter verbreitet, auch der Anteil an Alleinerziehenden ist höher (Bastin et al. 2013, Schnor 2014). Durch die Wiedervereinigung findet also eine weitere Verschiebung weg von ehelichen Lebensgemeinschaften hin zu verschiedenen Familienphasen statt.

3.1.3 *Regierungswechsel und Arbeitsmarktreformen (1998-2005)*

Insbesondere der Regierungswechsel zu Rot-Grün markiert eine Neujustierung des deutschen Wohlfahrtsstaates. Dabei stellt die Abkehr vom reinen Bedarfsprinzip hin zu einem Budgetprinzip die „wesentliche Veränderung bisher gültiger Strukturprinzipien des deutschen Sozialstaates“ (Ostner et al. 2001:35) dar, wobei arbeitsmarktpolitische Ziele eine starke Aufwertung erfahren und deutliche Leistungseinschnitte beschlossen werden (Ostheim und Schmidt 2007). Neben der Rentenform von 2001, die das Herabsenken des Rentenniveaus zukünftiger Renten und die Stärkung der privaten Vorsorge zur Folge hat, steht in dieser Periode eine umfassende *Arbeitsmarktreform* (2003-2005) im Zentrum. Deutschland stand bis dahin in einer langen Tradition einer eher passiven Arbeitsmarktpolitik, die hauptsächlich die ökonomischen Konsequenzen von Arbeitslosigkeit abfedert (Eichhorst und Marx 2011, Hassel und Schiller 2010). Dazu gehörten insbesondere Instrumente wie das lohnbezogene Arbeitslosengeld sowie die Frühverrentung.

Als Antwort auf die anhaltende Massen- sowie Langzeitarbeitslosigkeit werden verschiedene Wege eingeschlagen: Einerseits findet eine weitere Flexibilisierung des Arbeitsmarktes bei Teilzeit-, Leih-, Kurzarbeit, Befristung von Arbeitsverhältnissen sowie in Form eines gesenkten Kündigungsschutzes statt. Dies begünstigt das Wachstum von solchen Arbeitsmarktsegmenten, in denen durchschnittlich schlechtere Arbeitsbedingungen und niedrigere Löhne vorherrschen (Teitzer et al. 2014). Es gibt empirische Hinweise darauf, dass Mütter häufiger marginal und befristet beschäftigt sind als kinderlose Frauen (Dieckhoff et al. 2015).

Andererseits wird ein Paradigmenwechsel hin zur aktivierenden Arbeitsmarktpolitik des ‚Förderns und Forderns‘ vollzogen. Nach Vorbild der angel-

10 Bzw. eines an das andere angepasst werden.

sächsischen ‚from welfare to work‘ -Strategien wurden Anreize zu einer Erwerbsaufnahme gestärkt und Leistungsansprüche in der sozialen Fürsorge nicht mehr lediglich an Bedürftigkeit, sondern auch an aktives Bemühen gekoppelt (Ostheim und Schmidt, Schommer 2008). Diese Reformen hatten Folgendes zum Ziel: bestehende Dienstleistungen und Instrumente wie Arbeitsvermittlung¹¹, Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen oder Existenzgründungen zu verbessern, Arbeitslose verbessert wieder in den Arbeitsmarkt zu integrieren sowie die Arbeitskräftenachfrage durch Arbeitsmarktderegulierung anzukurbeln (Jacobi und Kluge 2007).

Die Arbeitsmarktreformen

Kernelemente dieser so genannten Hartz-Reformen waren einerseits die Kürzung der Bezugsdauer vom lohnbezogenen Arbeitslosengeld auf 12 Monate (umbenannt in Arbeitslosengeld I) und andererseits die Zusammenlegung von Arbeitslosenhilfe und Sozialhilfe im neuen Arbeitslosengeld II. In dem neuen zweistufigen System tritt das frühere Ziel der Statussicherung weiter in den Hintergrund, während die Absicherung von Übergängen zwischen Erwerbsepisoden oder auch Erwerbs- und Nichterwerbsepisoden – „Passagensicherung“ (Ostner 1995:80) – immer weiter an Bedeutung gewinnt (Kronauer und Linne 2005). Es wird auch von einem Paradigmenwandel von Erwerbsstabilität hin zu Erwerbsbefähigung („employability“) gesprochen (ebd. 2005). Arbeitslose mit Anspruch auf lohnbezogenes Arbeitslosengeld I erhalten für 12 Monate eine Lohnersatzrate von 60 bzw. 67%¹² des letzten Lohns und ihnen wird eine weitestgehend selbstbestimmte Arbeitssuche mit optionaler Unterstützung zugestanden (Dingeldey 2007).

Beim Arbeitslosengeld II hingegen handelt es sich um eine Leistung der Grundsicherung für erwerbsfähige Personen. Dementsprechend wird ein einheitlicher Grundbetrag von 399€ (Stand 2015) für alle gezahlt, der ggf. durch weitere Leistungen wie Kinderbedarfe, Kosten der Unterkunft, Sozialgeld für nicht erwerbsfähige Erwachsene in der Bedarfsgemeinschaft, etc. ergänzt werden kann. Alleinerziehende erhalten einen Mehrbedarf von bis zu 60% des Regelbedarfs in Abhängigkeit von Anzahl und Alter der Kinder (BMAS 2018). So wird einer Alleinerziehenden mit einem Kind unter sieben Jahren oder zwei Kindern unter 16 Jahren beispielsweise ein Mehrbedarf von 36% gewährt, einer Alleinerziehenden mit einem Kind über sieben Jahren hingegen nur ein Mehrbedarf von 12%. Häufig stellt diese Zusammenlegung von vorheriger Arbeitslosen- und Sozialhilfe eine finanzielle Schlechterstellung für vorherige

11 Dem Leitgedanken ‚Hilfe zur Selbsthilfe‘ folgend wird die Arbeitsvermittlung durch auf individuelle Problemlagen ausgerichtetes Fallmanagement neu ausgerichtet (Schröter 2013).

12 Die Lohnersatzrate beträgt für Kinderlose 60% und für Personen mit Kindern im steuerrechtlichen Sinn 67% (Bundesagentur für Arbeit 2018).

Empfänger*innen der Arbeitslosenhilfe dar, da das Leistungsniveau an die niedrigere Sozialhilfe angeglichen wurde (Schommer 2008).

Im Zuge dieser Reformen wurden also dekommodifizierende Leistungen (Arbeitslosengeld I) zurückgefahren und stattdessen die Kommodifizierung von (insbesondere jungen) Arbeitskräften anhand von Befähigung und Arbeitszwang vorangetrieben (Dingeldey 2007). Typische Elemente des verstärkten Arbeitszwangs wiederum sind

„ein niedriges Dekommodifizierungsniveau bzw. Kürzungen von Transferleistungen für Arbeitslose (Dauer und Höhe), die Verschärfung der Zugangskriterien oder die zunehmende Konditionalisierung von Transferleistungen und die Einführung von Prüfungen hinsichtlich der Arbeitsbereitschaft, obligatorische Arbeitsmaßnahmen oder andere Verschärfungen im Sinne eines Zwangs zur Arbeitsaufnahme“ (Dingeldey 2007:193).

Unter Befähigung wiederum sind sämtliche Dienstleistungen gefasst, die einerseits der Arbeitsberatung oder -vermittlung dienen oder die andererseits arbeits- bzw. berufsspezifische Fähigkeiten der Arbeitssuchenden (weiter) ausbilden – wie zum Beispiel Bildungsgutscheine (Schommer 2008). Im weiteren Sinne zählen auch soziale Dienstleistungen im Bereich der Kinderbetreuung zu Befähigungsmaßnahmen, deren Ausbau u.a. im Zuge der Arbeitsmarktreformen vorangetrieben wurde (Dingeldey 2007, Hinrichs 2010, Schommer 2008). Diese ‚Befähigung‘ kann insbesondere für sehr junge Alleinerziehende von großer Bedeutung sein, da sie oftmals entweder erst gar keine berufliche Ausbildung beginnen oder sie aufgrund der Kindererziehung abbrechen (Kull et al. 2007). Um diese Alleinerziehenden und andere junge Eltern zu qualifizieren, wurde 2005 im Berufsbildungsgesetz ein Recht auf Teilzeitberufsausbildungen verankert und das System wurde insgesamt flexibler und durchlässiger gestaltet (bspw. durch die Anerkennung von Vor- und Zusatzausbildungen oder die Einführung von Stufenausbildungen (ebd. 2007:62f.). Darüber hinaus erhalten Alleinerziehende einen Betreuungskostenzuschuss von 113€ pro Kind, wenn sie im Rahmen des so genannten Meister-BAföG eine Aufstiegsfortbildung absolvieren (BMFSFJ: 2012). Allerdings gibt es Hinweise darauf, dass gerade Empfängerinnen mit Kleinkindern entweder gar nicht oder nur unzureichend in Befähigungsmaßnahmen überführt werden (Betzelt und Bothfeld 2011).

Bei der theoretischen Einordnung dieser Arbeitsmarktreformen stehen sich generell zwei Sichtweisen gegenüber: Auf der einen Seite wird von einem Trend in Richtung Dualisierung des Arbeitsmarkts gesprochen, der die Erwerbsbevölkerung verstärkt in ‚insider‘ (Normalarbeitsverhältnis) und ‚outsider‘ (atypische Beschäftigung, Arbeitslosigkeit) splittet (Eichhorst und Marx 2011, Fleckenstein 2012, Palier und Thelen 2012). Andererseits werden die Arbeitsmarktreformen lediglich als Teil einer breiteren Wirtschafts deregulierung mit Einschnitten bei Leistungsumfang und der Anspruchsberechtigung angesehen, die allerdings keine Dualisierung zur Folge hat (Clasen und Clegg

2014). Clasen und Clegg (2014: 198) zufolge „geht die Entwicklung [der deutschen Arbeitslosensicherung] in Richtung eines Hybrids zwischen den politischen Ansätzen, die traditionell als angelsächsisches Modell (d.h. Leistungen in Höhe einer Grundsicherung) bzw. skandinavisches Modell (d.h. umfassende Aktivierung) bezeichnet werden“. Jenseits einer theoretischen Einordnung ist Fakt, dass im Zuge der Arbeitsmarktreformen Befristungen, (sozialversicherungsfreie) Beschäftigungen im Niedriglohnsektor (Mini- und Midi-Jobs) sowie Leih- und Kurzarbeit systematisch ausgedehnt wurden, was einen Anstieg von Armut trotz Erwerbstätigkeit (,working poor‘) nach sich zog (Andreß und Seeck 2007, Lohmann 2010).

Auswirkungen auf Familien und Familienpolitik

Dieser Paradigmenwechsel in der Arbeitsmarktpolitik wirkt sich auch auf das Teilsystem *Familie* aus: Zum einen werden Familien stärker in die finanzielle Pflicht genommen, für (temporär) erwerbslose Familienmitglieder zu sorgen: *Erstens* wird die Berechnungseinheit vom Individuum zum Haushalt verlagert (Schommer 2008:). Dadurch verlieren insbesondere Frauen ihren individuellen Leistungsanspruch aufgrund der Anwesenheit eines erwerbstätigen Partners in der Bedarfsgemeinschaft, dessen Einkommen bei der Bedürftigkeitsprüfung voll angerechnet wird. Umgekehrt setzt dies für Alleinerziehende Anreize, nicht mit einem neuen Partner zusammenzuziehen, um den Leistungsanspruch nicht zu verlieren und sich nicht in eine finanzielle Abhängigkeit vom neuen Partner zu begeben.

Mit der Reform der Sozialhilfe wird *zweitens* auch der Begriff der ‚Bedarfsgemeinschaft‘ in die Sozialgesetzgebung aufgenommen, welcher einen weiten Familienbegriff vertritt und daraus gegenseitige finanzielle Obliegenheiten ableitet. Demnach gehören zu einer Bedarfsgemeinschaft nicht lediglich erwachsene erwerbsfähige Personen mit etwaigen (Ehe-)Partner*innen sowie deren abhängigen Kindern. Ist die erwerbsfähige erwachsene Person jünger als 25 Jahren und unverheiratet, so werden im Haushalt lebende Eltern(teile) auch als Teil der Bedarfsgemeinschaft gewertet – losgelöst von der tatsächlichen Wirtschaftsweise. Zu einer Bedarfsgemeinschaft zählen auch andere erwachsene Personen ohne partnerschaftliches Arrangement, für die „nach verständiger Würdigung der wechselseitige Wille anzunehmen ist, Verantwortung füreinander zu tragen und füreinander einzustehen“ (SGB II §7 (3)). Diese Neuregelung könnte unter anderem dazu führen, dass Leistungsempfänger*innen seltener mit neuen Partner*innen einen gemeinsamen Haushalt gründen, um einem Leistungsausfall vorzubeugen. Gerade im Falle von alleinerziehenden Müttern würde in diesem Fall potenziell eine finanzielle Abhängigkeit vom neuen Partner eintreten.

Zum anderen fördert die neue Aktivierungspolitik auch ganz explizit die Erwerbstätigkeit von Frauen und Müttern. Dadurch können bestehende

geschlechtertypische Rollenbilder aufweichen und so auch zu mehr ökonomischer Unabhängigkeit sowie Gleichberechtigung zwischen Männern und Frauen führen. In diesem Sinne wurde die Altersgrenze des jüngsten Kindes, bis zu der eine Erwerbstätigkeit der Mutter rechtlich als nicht zumutbar galt, im Laufe der Jahre immer weiter auf momentan das dritte Lebensjahr herabgesetzt (Schommer 2008). Empirisch gesehen hatten die Arbeitsmarktreformen tatsächlich eine Aktivierung insbesondere bei Frauen und Müttern zur Folge, wobei diese vorrangig Bereich der Teilzeit- oder geringfügigen Beschäftigung stattfand. Lietzmann (2014) zeigt darüber hinaus mit Daten des PASS¹³, dass zwar insbesondere alleinerziehende Mütter nach kurzer Dauer im Grundsicherungsbezug eine Erwerbstätigkeit aufnehmen, die jedoch aufgrund der niedrigen Bezahlung den Leistungsbezug lediglich verringert anstatt zu überwinden. Weiterhin nehmen Alleinerziehende überproportional häufig an Maßnahmen der beruflichen Weiterbildung teil, bei betrieblichen Maßnahmen mit höheren Eingliederungschancen sind sie jedoch unterrepräsentiert (Achatz et al. 2013).

Diese Entwicklungen sind insofern beunruhigend, da die Bezahlung in Teilzeitjobs signifikant schlechter ist als in Vollzeitjobs (Datenreport 2013). Dies hängt auch mit dem weiterhin stark (vertikal wie horizontal) geschlechtersegregierten Arbeitsmarkt zusammen, der Frauen und insbesondere Mütter tendenziell in schlechter bezahlte Segmente selektiert. Weiterhin erhöht sich die Lohnungleichheit zwischen Frauen stärker als zwischen Männern (Haupt 2014). Bröckel und Andreß (2015) zeigen zudem für geschiedene Frauen in Deutschland, dass ihre Reallöhne seit 2000 trotz steigender Erwerbsbeteiligung sinken. Diese Entwicklungen erschweren es gerade den Alleinerziehenden, einen ausreichend hohen Familienlohn zu erwirtschaften (Hausmann et al. 2015, Klammer et al. 2011, Liebeskind 2004).

Trotz dieser steigenden Erwerbsbeteiligung bleibt das Angebot öffentlicher Kinderbetreuung (für Kleinkinder) nach wie vor stark hinter der Nachfrage zurück, sodass Mütter und insbesondere Alleinerziehende oftmals entweder gar nicht oder nicht im gewünschten Umfang erwerbstätig sein können. Dies zusammen mit einer weiterhin vorrangig von Müttern verrichteten Reproduktionsarbeit – denn der Erziehungsurlaub wird weiterhin fast nur von Müttern in Anspruch genommen – lässt geschlechtertypische Benachteiligungen im erwerbszentrierten Wohlfahrtsstaat in Form von niedrigeren Lohnersatzleistungen bei Arbeitslosigkeit oder Verrentung fortbestehen (Kull et al. 2007). Alleinerziehende sind davon noch einmal stärker betroffen, da diese individuelle Benachteiligung nicht im Haushaltskontext durch einen Partner ausgeglichen wird.

13 PASS steht für „Panel Arbeitsmarkt und soziale Sicherung“ des IAB, welches jährlich ca. 10.000 Haushalte im Grundsicherungsbezug zu ihrer sozialen Lage befragt (Promberger 2007).

Im Falle einer geringentlohten Erwerbstätigkeit kann zusätzlich Arbeitslosengeld II in Form eines Kombilohns („Aufstockung“) bezogen werden (ebd. 2007). Dieses Instrument wird insbesondere von Alleinerziehenden in Anspruch genommen. Für erwerbstätige Alleinerziehende, die keinen Anspruch auf Leistungen aus der Grundsicherung haben, kann Wohngeld eine wichtige weitere Einkommensquelle darstellen. Hier wird Alleinerziehenden ein Einkommensfreibetrag von 600€ für jedes Kind unter zwölf Jahren gewährt (Lenze und Funcke 2016).

In dieser Periode der Arbeitsmarktreformen finden auch einige wichtige Reformen in der *Familienpolitik* für Alleinerziehende statt: Neben sukzessiven Kindergelderhöhungen werden seit 1998 auch Ganztagschulen sowie andere Formen der Nachmittagsbetreuung für Schulkinder weiter ausgebaut, was gerade Alleinerziehende bei der Aus- oder Weiterbildung bzw. in der Erwerbstätigkeit unterstützt (Schmidt und Ostheim 2007). Darüber hinaus gibt es seit 2005 für erwerbstätige Eltern mit niedrigem Einkommen – zu denen Alleinerziehende häufig gehören – einen Kinderzuschlag¹⁴ von bis zu 140€ im Monat. Dieser wird Alleinerziehenden ab einem eigenen Erwerbseinkommen von 600€ gewährt, um einen gleichzeitigen Leistungsbezug aus der Grundsicherung¹⁵ zu vermeiden (Blome et al. 2009, Bundesagentur für Arbeit 2008). Bis 2003 gab es einen steuerlichen Entlastungsbetrag für alle Alleinerziehende, mit dem sie ähnlich hohe Steuervergünstigungen erzielen konnten wie mit dem Ehegattensplitting. Dieser wurde allerdings als verfassungswidrig erklärt, da er Alleinerziehende besserstelle als eheliche Gemeinschaften (Blome et al. 2009). Seit 2004 gilt daher ein deutlich niedrigerer Entlastungsbetrag, dessen Begünstigtenkreis insofern verkleinert wurde, dass nur noch Alleinerziehende, die ausschließlich mit ihren Kindern einen Haushalt formieren, von dieser Steuerentlastung profitieren dürfen (ebd. 2009). Diese Einschränkung trifft also in besonderem Maße Alleinerziehende qua Kindesgeburt, die häufig noch mit ihren Eltern zusammenleben.

3.1.4 *Ausbau der Familien- und Vereinbarkeitspolitik (2007-2016)*

Der Beginn dieser Phase ist durch das Aufkommen der Finanzkrise ab 2008 geprägt, wobei die negativen Konsequenzen auf dem deutschen *Arbeitsmarkt* vergleichsweise gering ausfielen (Walwei 2010). Die Beschäftigung ging in dieser Zeit insbesondere im verarbeitenden Gewerbe und bei der Zeitarbeit

14 Für eine kritische Bewertung des Kinderzuschlags siehe Haller et al. (2011): Der Geldbetrag sei zu niedrig, um wirklich effektiv zu sein, und diene in der Konsequenz primär dazu, die Empfängerzahlen von ALG II niedriger zu halten.

15 Bei Leistungsbezug aus der Grundsicherung kann gleichzeitig kein Kinderzuschlag beantragt werden, stattdessen wird Alleinerziehenden ein gewisser Mehrbedarf gewährt.

zurück, wovon überproportional Männer betroffen waren. Im Dienstleistungsbereich hingegen, wo eine vergleichsweise hohe Teilzeitbeschäftigung von Frauen vorherrscht, konnte auch während der Krise Wachstum beobachtet werden (Wanger 2011). Dementsprechend blieben die Armuts- sowie Arbeitslosenquoten in den Jahren 2008 bis 2010 recht stabil (Mai 2010).

Weiterhin fällt mit der Einführung eines gesetzlichen Mindestlohns zum 1. Januar 2015 eine bedeutungsvolle politische Maßnahme in diese Periode. Seit seiner Einführung vor drei Jahren ist die Zahl der Gesamtbeschäftigten und dabei insbesondere die der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten gestiegen (vom Berge et al. 2018). Der stärkste Anstieg war direkt nach der Einführung zu beobachten. Gleichzeitig nimmt die Zahl derer, die trotz Erwerbstätigkeit Grundsicherungsleistungen beziehen, seit 2014 kontinuierlich ab. Genauso hält für Frauen der rückläufige Trend einer ausschließlichen geringfügigen Beschäftigung auch nach Einführung des Mindestlohns weiter an (ebd. 2018). Trotz dieser allgemein positiven Entwicklung zeigt eine Studie des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung, dass auch nach der Einführung des Mindestlohns rund 1,8 Millionen Beschäftigte einen niedrigeren vertraglichen Bruttostundenlohn erhalten (Burauel et al. 2017). Frauen sind ungefähr doppelt so häufig von einem vertraglichen Bruttostundenlohn unter 8,50€ betroffen als Männer, diese Differenz hat sich aufgrund der Einführung des Mindestlohns nicht verändert. Dennoch kann für Alleinerziehende eine positive Wirkung erwartet werden, da sie überproportional häufig von Niedriglöhnen betroffen sind und durch die Einführung des Mindestlohns eine Einkommenssteigerung oder zumindest eine geringere Abhängigkeit von Grundsicherungsleistungen erfahren sollten (Ehrentraut et al. 2010).

Da die Einführung des Mindestlohns im Jahr 2015 am Ende dieser Periode stattfindet, hat sie für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter in dieser Periode nur beschränkte Auswirkungen. Zentral dagegen ist der vorrangig in dieser Periode vorangetriebene Ausbau in der *Familien- und Vereinbarkeitspolitik*, während viele Bereiche der Sozialpolitik einen mehr oder weniger starken Rück- oder zumindest Umbau erfahren haben (Siegel 2007). Dabei kann seit Anfang der 2000er Jahre eine im Sinne einer ‚social investment‘¹⁶-Strategie stärker auf soziale Dienstleistungen ausgerichtete Familien- und Vereinbarkeitspolitik konstatiert werden (Lewis et al. 2008).

Reformen in der Vereinbarkeitspolitik

Insbesondere die Einführung des Elterngelds und der Ausbau der öffentlichen Kinderbetreuung für Kleinkinder markieren den bereits angesprochenen

16 Die Social-Investment-Strategie beruht auf dem Ziel, Individuen für die sich wandelnden Arbeitsbedingungen in postindustriellen Arbeitsmärkten zu rüsten. Dabei stellen (Aus-)Bildungsinvestitionen in Kinder sowie qualitativ hochwertige Kinderbetreuung eine Schlüsseldimension dar (Esping-Andersen 2002, van Lancker et al. 2015).

Paradigmenwechsel in der deutschen Familienpolitik weg vom männlichen Alleinverdienermodell. Um die Arbeitsmarktintegration von Müttern weiter zu stärken, wurde 2007 der Erziehungsurlaub durch die Elternzeit mit einkommensbezogenen Elterngeld ersetzt, welches gezielt Einkommensverluste aufgrund der Geburt eines Kindes abfedern soll. Die Höhe des Elterngeldes liegt bei 65-67% des vorherigen Einkommens, aber maximal bei 1800€ im Monat (Henninger et al. 2008). Bei vorheriger Arbeitslosigkeit oder Inaktivität wird ein Basissatz von 300€ monatlich gezahlt. Die Elternzeit kann jederzeit nach dem Mutterschaftsurlaub bis zum 8. Lebensjahr des Kindes in Anspruch genommen werden, wobei das reguläre Elterngeld für eine Dauer von bis zu 12 Monaten gezahlt wird. Dadurch wird die Dauer der bezahlten Elternzeit verkürzt, um den Wiedereinstieg in den Arbeitsmarkt zu verbessern (ebd. 2008, Boeckmann et al. 2015, Ziefle 2004b). Gleichzeitig wurde mit dieser Reform eine verstärkte Beteiligung der Väter an der Erziehungsarbeit angestrebt, indem das Elterngeld für zwei zusätzliche Monate für den zweiten Elternteil gezahlt wird¹⁷. Alleinerziehende können diese beiden Extramonate zusätzlich in Anspruch nehmen (Böhmer et al. 2014).

An der Reform wird jedoch kritisiert, dass vor allem Familien mit mittleren und hohen Einkommen profitieren, während Familien ohne vorheriges Erwerbseinkommen aufgrund der kürzeren Bezugsdauer finanziell sogar schlechter gestellt seien als zuvor (Henninger et al. 2008, O'Connor 2015). Elternzeitregelungen weisen ebenfalls heterogene Effekte für verschiedene Bildungsgruppen auf, wobei Geringqualifizierte eher das Nachsehen haben (Grunow et al. 2011). Außerdem wird seit 2011 das Elterngeld auf Leistungen der Grundsicherung angerechnet, sodass das Elterngeld als finanzielle Leistung quasi entfällt (Bröckel und Andreeß 2015, Wrohlich et al. 2012). Wird beispielsweise eine erwerbslose Frau mit der Geburt eines Kindes alleinerziehend, war sie vor der Elternzeitreform von 2007 durch das Erziehungsgeld zusammen mit anrechnungsfreier Sozialhilfe für die ersten beiden Lebensjahre des Kindes vergleichsweise gut abgesichert (Kull et al. 2007). Demgegenüber deckt das aktuelle Elterngeld einen deutlich kürzeren Zeitraum ab. Andererseits gibt es empirische Hinweise darauf, dass es seit der Einführung der Elternzeit für Alleinerziehende wahrscheinlicher ist im zweiten Jahr nach der Geburt des Kindes vollzeiterwerbstätig zu sein als zuvor (Geyer et al. 2013, Wrohlich et al. 2012). Gleichzeitig hat die Wahrscheinlichkeit einer Teilzeitbeschäftigung im zweiten Jahr abgenommen. Ebenso findet Zagel (2018) eine abmildernde Wirkung der Reform auf den armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens auf das Einkommen alleinerziehender Mütter – insbesondere bei Kindern unter drei Jahren im Haushalt.

Eine schnelle Rückkehr von Müttern nach der Geburt eines Kindes in den Arbeitsmarkt kann zusätzlich nur dann gelingen, wenn qualitativ gute sowie

17 Bünning (2015) zufolge war die Reform insofern erfolgreich, dass Väter nach einer Elternzeit auch weiterhin stärker in der Kindererziehung involviert bleiben.

bezahlbare Kinderbetreuung in ausreichendem Umfang bereitgestellt wird (Spieß und Wrohlich 2005). 2008 wird im Kinderförderungsgesetz (KiföG) vereinbart, dass bis zum Jahr 2013 für jedes dritte Kind unter drei Jahren ein Betreuungsplatz bereitstehen soll (Hinrichs 2010). Dabei wird erwerbstätigen Eltern ein bevorzugter Zugang zu Betreuungsplätzen eingeräumt. Darüber hinaus besteht für Alleinerziehende kein bevorzugter Zugang. Dieses Vorrecht erschwert es allerdings insbesondere arbeitssuchenden Alleinerziehenden eine Arbeitsstelle anzunehmen, weil sie zu dem Zeitpunkt noch keine Erwerbstätigkeit nachweisen können und dementsprechend einen nachrangigen Zugang zu Betreuung haben (BMFSJF 2011). Es bestehen allerdings regionale Unterschiede weiterhin fort, in welchem Maß die Nachfrage nach (Vollzeit-)Betreuungsplätzen gedeckt werden kann. Zwei Drittel der Kinderbetreuungskosten (maximal 4.000€ jährlich) können von erwerbstätigen Elternpaaren und Alleinerziehenden von der Steuer abgesetzt werden (Blome et al. 2009, BMFSJF 2011). Generell erhalten Alleinverdienerpaare mit Kindern im Jahr 2008 jedoch mehr monetäre Familienleistungen als Alleinerziehende (van Lancker et al. 2015).

Reform im Unterhaltsrecht

Neben diesen Reformen verschiedener Transfer- und Dienstleistungen zur Verminderung des finanziellen Risikos durch das Zusammenleben mit Kindern wurden 2008 auch Teile des Ehe- und Familienrechts reformiert, die die gegenseitigen Rechte und Pflichten im Falle von Familientrennungen regeln. Dabei muss grundsätzlich zwischen Kindesunterhalt und nachehelichem Unterhalt unterschieden werden. Der *Kindesunterhalt* ist gleichwertig aufgeteilt in Betreuungs- und Barunterhalt (Haller et al. 2011, Lenze und Funcke 2016). Lebt das Kind überwiegend oder vollkommen bei nur einem Elternteil (meistens der Mutter), so ist der andere Elternteil primär für die Erbringung des Barunterhalts verantwortlich. In der Regel wird der Kindesunterhalt privat arrangiert und bei Konflikten können das Jugendamt¹⁸ oder das Familiengericht hinzugezogen werden (Skinner et al. 2007). Kindesunterhalt ist eine prioritäre Zahlung, die vom unterhaltspflichtigen Elternteil bis zur Volljährigkeit des Kindes bzw. während der Erstausbildung erbracht werden muss. Davon ist der zahlungspflichtige Elternteil nur dann ausgenommen, wenn durch die Unterhaltszahlungen das eigene Existenzminimum¹⁹ gefährdet wäre.

18 Das Jugendamt unterstützt vorrangig unverheiratete Mütter bei der Vaterschaftsfeststellung und der Festlegung des Unterhalts (Skinner et al. 2007:32).

19 Dieses Existenzminimum ist in Form eines Selbstbehalts gestaffelt nach Einkommen und Erwerbsstatus festgelegt: mind. 1.080€ für erwerbstätige und 880€ für nichterwerbstätige Elternteile (http://www.olg-duesseldorf.nrw.de/infos/Duesseldorfer_Tabelle/Tabelle-01_08_2015/index.php, letzter Aufruf am 04.09.2019).

Durch diese Regelung wird letztlich das finanzielle Wohlergehen des barunterhaltspflichtigen Elternteils stärker geschützt als das des Kindes, welches dann gegebenenfalls Anspruch auf den geringeren Unterhaltsvorschuss hat (Lenze und Funcke 2016). Diese Leistung orientiert sich an einem festgelegten Mindestunterhalt, der jedem Kind abzüglich des Kindergelds zusteht (Alter 0-6 Jahre: 144€; ab 7 Jahren: 192€). Der Unterhaltsvorschuss ist eine so genannte vorrangige Sozialleistung, d.h. andere Sozialleistungen (bspw. nach dem SGB II) können nur dann zusätzlich bezogen werden, wenn der Bedarf des Haushalts durch eigenes Erwerbseinkommen, den Unterhaltsvorschuss und andere vorrangige Leistungen (wie Arbeitslosen- oder Elterngeld) nicht gedeckt werden kann. Mit der Reform wird die Zahlung des Unterhaltsvorschusses auf bis zu sechs Jahre und bis zum 12. Lebensjahres des Kindes begrenzt, was zu einer Benachteiligung von älteren Kindern führen kann²⁰. Trennen sich Eltern beispielsweise erst, wenn das jüngste Kind zehn Jahre alt ist, so besteht lediglich ein Anspruch auf Unterhaltsvorschuss von zwei Jahren. Außerdem wird das Kindergeld vollständig auf den Unterhaltsvorschuss angerechnet, wodurch die armutsreduzierende Wirkung dieser Leistungen für Alleinerziehende sinkt (Haller et al. 2011, Lenze und Funcke 2016).

Darüber hinaus können nach einer Trennung auch *Unterhaltsverpflichtungen der Partner* zueinander in Abhängigkeit vom Familienstand, der Beziehungsdauer sowie der Anwesenheit und dem Alter von Kindern fortbestehen. Für alle getrennten Eltern losgelöst vom Familienstand gilt, dass der betreuende Elternteil bis zum dritten Lebensjahr²¹ des jüngsten Kindes von einer Erwerbspflicht entbunden und zu einem Betreuungsunterhalt des barpflichtigen Elternteils berechtigt ist, falls dieser leistungsfähig ist. Da die Ehe in Deutschland als Familienform stark privilegiert wird, bestehen zusätzliche Unterhaltsformen lediglich für getrennte Ehepartner²²: Zunächst besteht für den wirtschaftlich schwächeren Teil ein Recht auf Trennungsunterhalt im Trennungsjahr, um den Übergang in die ökonomische Eigenverantwortlichkeit abzufedern.

Verfügt der wirtschaftlich stärkere Ehepartner über ein anrechnungsfähiges Nettoeinkommen von mehr als 1.200€ im Monat (Selbstbehalt), so hat der unterhaltsberechtignte Partner einen Anspruch auf $\frac{3}{7}$ dieses Einkommens bzw. auf den Differenzbetrag bei eigenem Erwerbseinkommen. Mit der rechts-

20 Diese Begrenzung wurde zum 1.07.2017 aufgehoben. Der Anspruch auf Unterhaltsvorschuss wird ohne zeitliche Einschränkungen bis zum 18. Lebensjahr gewährt werden, wenn entweder gar keine Leistungen nach SGB II bezogen werden oder diese Leistungen zusätzlich zu einem bestehenden Erwerbseinkommen von mindestens 600€ bezogen werden (Kleffmann und Kleffmann 2018).

21 In Einzelfällen kann eine Verlängerung geprüft werden (vgl. www.unterhalt.net, letzter Aufruf am 04.09.2019).

22 Seit den 1990er Jahren werden die Rechte und vor allem Pflichten von Vätern, die mit der Kindesmutter nicht verheiratet waren, im Sinne des Subsidiaritätsprinzips (Bahle 2008) sukzessive gestärkt (Ostner 1997).

kräftigen Scheidung muss erneut geprüft werden, ob darüber hinaus ein Anspruch auf nachehelichen Unterhalt besteht. Bis 2008 wurde eine Erwerbstätigkeit der geschiedenen Mutter vor dem 12. Lebensjahr des jüngsten Kindes als nicht zumutbar erachtet (Ostner 1997). Mit der Gesetzesänderung 2008 wurde die Eigenverantwortlichkeit und somit die Erwerbsobliegenheit beider Elternteile gestärkt, sodass Geschiedenen- bzw. Aufstockungsunterhalt eher die Ausnahme darstellen soll und nachrangig zum Kindesunterhalt gezahlt wird (Haller et al. 2011). Diese Ausnahmen umfassen beispielsweise eine geringfügige oder Nichterwerbstätigkeit aufgrund der Versorgung von mehreren minderjährigen Kindern sowie der Ausgleich von so genannten ehebedingten Nachteilen. Darunter fallen primär berufliche Karriereeinbußen aufgrund von hauptverantwortlicher Kindererziehung und werden in Abhängigkeit von der Ehedauer berücksichtigt. Durch diese Gesetzesänderung werden deutlich mehr Alleinerziehende und auch für einen längeren Zeitraum Anspruch auf Unterhaltsvorschuss erhalten, was sich kurz- sowie langfristig positiv auf ihre Einkommenssituation auswirken wird.

3.2 Zentrale gesellschaftliche Entwicklungen im Vereinigten Königreich

Im folgenden Abschnitt werden die zentralen Entwicklungen des institutionellen Kontexts im Vereinigten Königreich zwischen 1980 und 2014 nachgezeichnet. Dabei wird kein Anspruch der Vollständigkeit erhoben, sondern der Fokus liegt vielmehr auf der Zusammenstellung der relevanten politischen Entwicklungen für das ökonomische Wohlergehen von Alleinerziehenden und für den Vergleich zu Deutschland.

Wie bereits erwähnt zählt das Vereinigte Königreich zu den liberalen Wohlfahrtsregimen und Marktwirtschaften. Im Vergleich zu Deutschland wurden hier wohlfahrtsstaatliche Maßnahmen erst kurz vor Beginn des Ersten Weltkriegs und damit recht spät entwickelt (Schommer 2008). Dabei gehen die Anfänge des britischen Wohlfahrtsstaats auf die zuvor existierenden Armenhäuser zurück (Spicker 1992). Das primäre wohlfahrtsstaatliche Ziel war also seit jeher das der Armutsbekämpfung oder -prävention und nicht wie in Deutschland das der Absicherung von Lebensstandards. Im Zuge des Beveridge Reports 1942 nahm der britische Wohlfahrtsstaat Gestalt an: Es wurde ein einheitliches öffentliches Transfersystem zur Absicherung eines Existenzminimums mit einer einheitlich organisierten Sozialversicherung für alle eingeführt (Schommer 2008). Dieses System hat einen universellen Charakter mit einheitlichen Beiträgen wie Leistungen, wobei die Transfers auf eine Mindestsicherung abzielen („flat rate principle“) und lediglich eine moderat dekommodifizierende Wirkung erreichen (Esping-Andersen 1990).

Im Hinblick auf das Wohlfahrtsdreieck liegt in diesem Wohlfahrtssystem der Schwerpunkt auf dem (Arbeits-)Markt, der sich durch vergleichsweise starke Flexibilität, Deregulierung und einer marktbasierter Koordination auszeichnet (Clasen 2011b). Neben universellen Elementen bei der Absicherung von Arbeitslosigkeit, Gesundheit sowie Alter ist das ‚Targeting‘, also zielgruppenspezifische Anspruchsrechte zu bedürftigkeitsgeprüften Sozialleistungen, von großer Bedeutung. Die Familie dagegen gilt als Privatangelegenheit und liegt nicht wie in Deutschland als wichtige gesellschaftliche Institution unter besonderem staatlichem Schutz (Lewis et al. 2008, Ostner 1997). Dementsprechend hat sich im Vereinigten Königreich historisch gesehen nie eine Familienpolitik „sui generis“ (Mätzke und Ostner 2010:388) entwickelt. Der Grad an Defamilisierung oder auch Selbstbestimmung ist dementsprechend niedrig ausgeprägt (Esping-Andersen 2002, Orloff 1993). Auch der Ausbau in der Familienpolitik des letzten Jahrzehnts verfolgt eher ‚funktionalistische‘ Ziele wie der Förderung von Müttererwerbstätigkeit, Erwerb von Fähigkeiten sowie Armutsreduktion (Daly 2010, 2011, Jüttner et al. 2011). In diesem wohlfahrtsstaatlichen Kontext sind alleinerziehende Mütter traditionell vergleichsweise schlecht gegen Einkommensarmut abgesichert (Kilkey und Bradshaw 1999).

3.2.1 Wirtschaftliche Krise und konservative Regierung (1980-1996)

Auch der britische Wohlfahrtsstaat leidet unter der Ölkrise und ihren wirtschaftlichen Folgen, insbesondere der hohen Arbeitslosigkeit in den 1980er Jahren. Die konservative Regierung Margaret Thatchers setzt daraufhin einige Sparmaßnahmen und Reformen um, die das Wirtschaftswachstum wieder ankurbeln sollen: Es finden eine starke Privatisierung von Renten sowie sozialen Diensten und eine Entmachtung der Gewerkschaften statt, zusammen mit einer Absenkung des Spitzensteuersatzes und der Kapitalsteuer (Taylor-Gooby und Larsen 2004). Es folgen der unvollständige Abbau der lohnbezogenen Zusatzleistungen und eine Stärkung der fiskalen Wohlfahrt beim Kranken- und Arbeitslosengeld. Letzteres wird darüber hinaus zum ersten Mal seit seinem Bestehen besteuert. Gleichzeitig wurden Kinderzuschläge zum Arbeitslosengeld gestrichen sowie Einkünfte aus Betriebsrenten auf das Arbeitslosengeld angerechnet (Schommer 2008).

Im Hinblick auf Familienpolitik herrscht in den 1980er Jahren das ideologische Ziel vor, die Position der Familie in der Gesellschaft zu stärken. In der Folge werden Jugendlichen und jungen Erwachsenen der Zugang zur Nationalversicherung erschwert sowie Sozialhilfeleistungen gekürzt, um einen längeren Verbleib in der Herkunftsfamilie zu forcieren. Gleichzeitig werden Mutterschaftsleistungen geschwächt, indem das Rückkehrrecht sowie der Begünstigtenkreis der lohnbezogenen Leistungen eingeschränkt und die darauf fol-

gende Einheitszahlung gekürzt werden. Angesichts der 1992er EU-Direktive zu Mutterschaftsregelungen müssen allerdings einige Kürzungen wieder zurückgenommen werden: Es werden ein 14-wöchiger Erziehungsurlaub eingeführt sowie das Mutterschaftsgeld wieder erhöht. Außerdem wird das Kindergeld für das erste Kind etwas erhöht.

Trotz der schwach ausgebildeten Familienpolitik sind die meisten Alleinerziehenden in dieser Zeit finanziell vergleichsweise gut abgesichert: Da sie als Vollzeitsorgerinnen für Kinder unter 16 Jahren anerkannt sind, erhalten sie soziale Fürsorge und einige Zuschläge, es gibt weniger institutionelle Stigmatisierung oder Diskriminierung als in anderen Sozialversicherungssystemen dieser Zeit (Lewis und Hobson 1997). Anstatt Alleinerziehende zur Aufnahme einer Erwerbsarbeit zu ermutigen bzw. zu befähigen, wird versucht die Väter nach der Trennung stärker in die finanzielle Pflicht zu nehmen²³. Anfang der 1990er Jahre wird sogar eine eigens dafür zuständige Behörde eingerichtet, die die Umsetzung der Zahlungen realisiert (ebd. 1997, Schommer 2008). Ein Anstieg staatlicher Investitionen in die frühe Bildung von Kindern bleibt allerdings aus (Wright 2011).

Die Kinderbetreuung ist im Vereinigten Königreich traditionell stark privatwirtschaftlich organisiert, was zu starken Qualitätsschwankungen und hohen Preisen führt (Misra et al. 2007). Vorrangig besser verdienende Paare können sich qualitativ hochwertige Kinderbetreuung leisten, was die Aufnahme einer Erwerbstätigkeit in dieser Periode insbesondere für Alleinerziehende erschwert und sie finanziell auch weniger lohnend macht. Die Integration von alleinerziehenden Müttern in den Arbeitsmarkt ist weder politisches noch gesellschaftliches Ziel in dieser Zeit, sodass die Erwerbsbeteiligung dieser Gruppe im Vergleich zu den alleinerziehenden Erwerbspionierinnen in anderen Ländern (auch Deutschland) deutlich niedriger ausfällt (Gregg et al. 2009, Wright 2011).

3.2.2 *Arbeitsmarktreformen und ‚New Labour‘ (1997-2007)*

Der Beginn der großen Arbeitsmarktreformen kann im Vereinigten Königreich mit der Einführung der ‚Jobseeker’s Allowance‘ (JSA) Ende 1996 markiert werden, die ganz ähnlich wie die Hartz-Reformen in Deutschland beitragsfinanzierte Arbeitslosen- und steuerfinanzierte Sozialhilfe in ein gemeinsames System zusammenführt (Dingeldey 2007). Dabei wird der Anspruch auf Versicherungsleistungen von zwölf auf sechs Monate gekürzt, bei gleichzeitig herabgesetzter Lohnersatzrate. Im Anschluss an diese sechs Monate kann eine

23 Ende der 1980er Jahre erhält nur ein Drittel der Alleinerziehenden Unterhaltszahlungen vom Vater. Mit dem child support act (1991) werden Väter nicht mehr nur für Kinder innerhalb einer Ehe, sondern für alle biologischen Kinder unterhaltspflichtig (Lewis 1997).

bedürftigkeitsgeprüfte Transferzahlung beantragt werden (ebd. 2007:205). Ganz im Sinne des ‚workfare‘-Gedankens werden hohe finanzielle Arbeitsanreize gesetzt sowie bereits bestehende Sanktions- und Kontrollmechanismen (‚Jobseeker’s Direction‘) verschärft. Maßnahmen zur Arbeitsbefähigung, wie Umschulungen oder Weiterbildungen, wurden dagegen vergleichsweise wenig ausgebaut. Ganz im Gegenteil: 1997 wird die staatliche Unterstützung für Studierende zurückgefahren, indem eine Bedürftigkeitsprüfung mit eigenen einkommensabhängigen Beiträgen zu den Studiengebühren eingeführt wird (Callender und Kemp 2000). Mit dieser Änderung erhöhen sich den Autor*innen zufolge die eigenen finanziellen Risiken eines Studiums, was insbesondere für alleinerziehende Mütter sowohl den Zugang zu höherer Bildung erschwert als auch ihr Verschuldungsrisiko ansteigen lässt.

Die Arbeitsmarktreformen des ‚New Deal‘

Die Ziele der 1998 gewählten Labour-Regierung können mit den folgenden Schlagworten zusammengefasst werden: ‚work first‘, ‚make work pay‘ und ‚war on child poverty‘. Im Hinblick auf das erste Ziel (‚work first‘) folgt die neue Regierung dem Kurs der vorherigen Regierung und konzentriert sich primär auf das Ziel, Arbeitslose und andere Leistungsempfänger*innen wieder dem Arbeitsmarkt zuzuführen (Clasen 2011a). Dafür werden zahlreiche Arbeitsmarktprogramme unter dem Titel ‚New Deal‘ aufgesetzt, die zunächst insbesondere für junge Erwachsene und Langzeitarbeitslose verpflichtend sind. Bei Abweichungen vom mit dem Jobcenter-Angestellten vereinbarten ‚Individual Action Plan‘ greifen sofort Sanktionen in Form von Leistungskürzungen. Dadurch wird die klassische Sozialhilfe (‚Income Support‘) zur Restkategorie für all diejenigen, die nicht als erwerbsfähig klassifiziert werden und deren andere Hilfen nicht ausreichend sind (zum Beispiel Alleinerziehende mit Kleinkindern, Menschen im Ruhestand oder mit Behinderung).

Um das zweite Ziel (‚make work pay‘) umzusetzen, werden zunächst ein nationaler Mindestlohn und dann später auch verstärkt Lohnsubventionen (‚Work Tax Credits‘) eingeführt (Esping-Andersen 2002). Dies zusammen mit dem niedrigen Transferniveau soll große Arbeitsanreize schaffen und die Anzahl der Leistungsempfänger*innen senken (Schommer 2008). Insgesamt bedeuten diese Reformen eine weitere Stärkung des ‚Targeting‘ als Prinzip der wohlfahrtsstaatlichen Organisation und damit eine weitere Abkehr vom ursprünglich universell angelegten Beveridge-Modell.

Lohnsubventionen bilden auch die zentrale Maßnahme, um das dritte Ziel (‚war on child poverty‘) zu verfolgen. Im Jahre 1999 lebte ein Viertel aller Kinder im Vereinigten Königreich in Armut (Waldfoegel 2010). Aus diesem Grund ist die Familienpolitik stärker in den Fokus politischer Handlungen gerückt, allerdings vorrangig aus Gründen der Armutsprävention (Jüttner et al. 2011). Die Expansion der Familienpolitik fand insbesondere in zwei Bereichen

statt: Der Steigerung der Erwerbsbeteiligung von Eltern im unteren Einkommensbereich sowie einer wachsenden Investition in (frühkindliche) Betreuung und Bildung (Daly 2010, Daly und Scheiwe 2010, Lewis et al. 2008). So wird zum einen der ‚Family Credit‘ durch den ‚Working Family Tax Credit‘ ersetzt, der sich durch höhere Leistungssätze, Einkommensgrenzen sowie Kinderfreibeträge auszeichnet. Gleichzeitig gehen mit dem Bezug von JSA je nach Haushaltskonstellation auch weitere Anspruchsrechte einher, wie z.B. Anspruch auf kostenloses Schulessen, die Befreiung von Arzt- wie Rezeptkosten sowie das maximale Level an Wohngeld (Clasen 2011a).

Darüber hinaus werden finanzielle Familienleistungen, die Vereinbarkeit von Erwerbs- und Familienleben sowie unterstützende Familiendienste stark verbessert (Daly 2010, Schommer 2008, Waldfogel 2010). Zum Beispiel werden weitere 13 Wochen unbezahlter Erziehungsurlaub pro Elternteil zusammen mit einer erhöhten Mutterschaftsbeihilfe („Sure Start Maternity Grant“) gewährt. Seit 2006 ist es zudem möglich, Teile des Mutterschaftsurlaubs auf den Vater zu transferieren, wobei die Anreize dafür aufgrund der gezahlten Basislohnersatzrate noch recht gering sind (Lewis und Campbell 2007, Lewis et al. 2008). Weiterhin wird das Recht auf flexible Arbeitszeiten für Eltern kleiner bzw. Kindern mit Behinderung eingeräumt. Genauso ist Kinderbetreuung für Kleinkinder ein besonderer Fokus der Labour-Regierung, um einerseits das Erwerbspotenzial der Eltern zu stärken und andererseits in die frühkindliche Bildung sozial benachteiligter Kinder zu investieren. 2004 wird ein ‚Child Care Tax Credit‘ eingeführt, der bis zu 80% der Kosten subventioniert. In England wird 2005 sogar die bis dato kostenlos bereitgestellte Teilzeitbetreuung für Vierjährige auf Dreijährige ausgeweitet.

Insgesamt kann bei diesen Reformen von einem Paradigmenwechsel in der Familienpolitik gesprochen werden (Lewis et al. 2008), obwohl sie hauptsächlich das Ziel der Prävention von Kinderarmut verfolgt. Hinter einem ähnlichen Expansionstrend der Familienpolitik in Deutschland ab Mitte der 2000er liegt jedoch eher ein wirtschaftliches und demografisches Kalkül: Um das Wirtschaftswachstum zu fördern, sollen nun verstärkt auch Mütter aktiviert und dem Arbeitsmarkt zugeführt werden. Außerdem werden durch den Ausbau von Kinderbetreuungseinrichtungen neue Arbeitsplätze in diesem Sektor geschaffen. Weiterhin werden politische Maßnahmen wie das Elterngeld ergriffen, um die Fertilität insbesondere von höher gebildeten Frauen zu fördern (Jüttner et al. 2011).

Dadurch findet eine Neupositionierung der Familie in der Gesellschaft mit deutlich größerer Nähe zum Arbeitsmarkt statt (Daly 2010). Davon sind auch Alleinerziehende – wenn auch in geringerem Ausmaß – betroffen. Denn zu allererst wurden im Zuge der Einführung von JSA die Zuschläge für Alleinerziehende gestrichen. Alleinerziehend zu sein verliert damit grundsätzlich den Status eines legitimen Grundes für eine Nichterwerbstätigkeit (Wright 2011). Dies ist einerseits auf die wachsende Wahrnehmung von Alleinerziehenden als

gesellschaftliche Bedrohung („social threat“) zurückzuführen. Andererseits ist die Kinderarmut in Alleinerziehendenfamilien besonders hoch, was diese Gruppe verstärkt in den Fokus politischen Handelns rückt (May 2006).

Der ‚New Deal for Lone Parents‘

In der Konsequenz wird der ‚New Deal for Lone Parents‘ eingeführt, um mehr Alleinerziehende aus dem Leistungsbezug in die Erwerbstätigkeit zu bringen. Dabei waren viele Programme zu Beginn freiwilliger Natur bzw. an ein bestimmtes Alter des jüngsten Kindes gekoppelt, welches im Laufe der Zeit immer weiter herabgesetzt wurde (Dingeldey 2007, Schommer 2008). Tatsächlich sind in den Jahren nach den Reformen und der Einführung des Mindestlohns sowie verschiedener Lohnsubventionen steigende Erwerbstätigkeit sowie Haushaltseinkommen bei Alleinerziehenden zu beobachten (Francesconi und van der Klaauw 2007, Waldfogel 2010). Allerdings ist das Angebot an Weiterqualifizierung sowie bezahlbarer Kinderbetreuung für Alleinerziehende weiterhin unzureichend (Taylor-Gooby und Larsen 2004, Waldfogel 2010).

Darüber hinaus wird seit 2004 für Alleinerziehende ein ‚In-work Credit‘ (IWC) von wöchentlich 40£ für die maximale Dauer von 52 Wochen gezahlt, wenn eine Alleinerziehende aus der sozialen Fürsorge in eine bezahlte Arbeit von mindestens 16 Stunden pro Woche wechselt²⁴. Einer vergleichenden Studie zu Kinderleistungen zufolge werden erwerbstätige Alleinerziehende im Jahr 2008 bezüglich Kinderleistungen besser gestellt als Paarfamilien, während in Deutschland Alleinverdienerpaare klar bevorteilt werden (van Lancker et al. 2015).

3.2.3 ‚Lone Parent Obligations‘ und konservative Regierung (2008-2014)

Diese institutionelle Periode ist primär durch die Einführung der so genannten ‚Lone Parent Obligations‘ (LPO) im Jahr 2008 und des Regierungswechsels von Labour zu einer liberal-konservativen Koalition geprägt. Mit der Einführung der LPO werden sukzessive die obligatorischen Elemente im ‚New Deal for Lone Parents‘ ausgeweitet: Sobald das jüngste Kind das 13. Lebensjahr vollendet, ist der alleinerziehende Elternteil dazu verpflichtet, einer Erwerbsarbeit nachzugehen (Daly 2010). Diese Altersgrenze für das jüngste Kind wird im Jahr 2009 auf zehn Jahre, 2010 auf sieben Jahre und 2012 auf fünf Jahre gesenkt (Churchill 2012). Durch diese Reform fallen Alleinerziehende bei

24 Quelle: <https://www.gov.uk/government/collections/in-work-credit-statistics-on-start-ups--3>.

erfolgloser Arbeitssuche aus dem allgemeinen Sozialhilfesystem („Income Support“) und sind nun Bestandteil des aktivierenden JSA-Systems.

Seit dem Regierungswechsel im Jahr 2010 wird im Vereinigten Königreich wieder stärker eine Austeritätspolitik mit deutlich geringeren Sozialausgaben verfolgt. Neben der selbsterklärten Abkehr von einem universalen wohlfahrtsstaatlichen Organisationsprinzip sollen insbesondere Familienleistungen wieder gekürzt werden (Churchill 2012). In diesem Sinne wird 2011 mit dem Nachfolgeprogramm der New Deals, dem „Work Programme“²⁵, ein weiterer Schritt in Richtung workfare unternommen, da nun stärkere Sanktionen bei Nichtaufnahme einer Erwerbstätigkeit greifen (Deeming 2015). Dieses von lokalen Jobcentern verwaltete Programm wird das zentrale „welfare-to-work“-Programm für alle Empfänger*innen von JSA oder der „Employment and Support Allowance“ (ESA)²⁶ für eine Dauer bis zu zwei Jahren (Dar 2016). Es soll speziell Langzeitarbeitslose gezielter unterstützen und dadurch wieder erfolgreich in den Arbeitsmarkt integrieren.

Außerdem wird 2010 der „Universal Credit“ eingeführt, der sukzessive sechs bestehende Leistungen²⁷ ersetzen soll, um die Vielfalt und daraus entstandene Unübersichtlichkeit der Leistungen zu reduzieren (Brewer et al. 2012). Darüber hinaus wird 2012 das Unterhaltsrecht reformiert, um den unterhaltspflichtigen Elternteil stärker als bisher in die Pflicht zu nehmen und getrennte Eltern bei der Festlegung und Umsetzung der Unterhaltszahlungen zu unterstützen. Weiterhin wird in England 2013 die kostenlose Kinderbetreuung (Teilzeit) für Niedrigeinkommensfamilien auf zweijährige Kinder ausgedehnt, was zumindest in England die Aufnahme einer Erwerbstätigkeit für Alleinerziehende mit Kleinkindern erleichtert.

Erste Evaluationsstudien zu den LPO kommen zu unterschiedlichen Schlussfolgerungen: Avram et al. (2013) bewerten die politische Maßnahme generell als positiv und effektiv. Schon neun Monate nach Ende des Sozialhilfanspruchs steigt die Zahl der Alleinerziehenden, die eine Erwerbstätigkeit aufnehmen um zehn Prozentpunkte. Gleichzeitig hat sich der Anteil der Alleinerziehenden mit nicht-erwerbsbezogenen Leistungen deutlich reduziert. Allerdings wird im Rahmen dieser Evaluationsstudie nicht untersucht, wie langfristig Alleinerziehende in Erwerbsarbeit verbleiben oder ob diese Erwerbstätigkeit ein Haushaltseinkommen oberhalb der Armutsgrenze sichert. Die zwischen Mitte der 2000er Jahre und 2014 sinkende Armutquote für Alleinerziehende könnte jedoch ein Hinweis für die Effektivität dieser Reform sein (Nieuwenhuis und Maldonado 2018). Haux (2013) bewertet dagegen das Alter des jüngsten Kindes als alleiniges Merkmal zur Anspruchsfeststellung als zu eindimensional, weil dadurch andere nachteilige Lebenslagen wie

25 Dieses Programm wurde April 2017 wieder abgeschafft, weil es zu ineffektiv war.

26 Dabei handelt es sich um eine Leistung für Menschen mit Behinderung.

27 Und zwar: Income Support, Wohngeld, einkommensbasierte JSA oder ESA, Child Tax Credit und Working Tax Credit.

geringe Qualifikation, physische und psychische Gesundheitsprobleme sowie ein wirtschaftlich schwacher regionaler Kontext in den Hintergrund rücken. Weiterhin weisen Rabindrakumar und Dewar von Gingerbread (2018), der führenden Charity-Organisation für Alleinerziehende in England und Wales, auf die negativen Konsequenzen der verstärkten Sanktionen mit der Einführung des Universal Credit hin. Dem Bericht zufolge seien Arbeitsanforderungen an Alleinerziehende aufgrund eines Mangels an Kinderbetreuungsinfrastruktur sowie Jobangeboten mit flexiblen Arbeitszeiten häufig unrealistisch. In der Konsequenz werden Sanktionen in Form von Leistungskürzungen vergleichsweise schnell verhängt, was gerade Alleinerziehende sehr schnell in finanzielle Engpässe bringt (Rabindrakumar und Dewar 2018).

3.3 Periodisierung in diesem Buch

Es kann festgehalten werden, dass Deutschland sowie das Vereinigte Königreich mit ähnlichen ökonomischen wie demografischen Herausforderungen konfrontiert waren, die zum einen zu aktivierenden Arbeitsmarktreformen in Richtung Flexibilisierung geführt haben. Andererseits schloss sich in beiden Ländern eine Phase der Expansion der Familienpolitik mit einem Fokus auf einer stärkeren Arbeitsmarktintegration von Eltern sowie frühkindlicher Bildung an. Diese ähnlichen Reformtrends haben aber aufgrund der sehr unterschiedlichen wohlfahrtsstaatlichen Ausgangslage nicht zu einer wirklichen Konversion der Systeme geführt (Schommer 2008). Vielmehr ist in der Literatur immer häufiger von ‚hybriden‘ Elementen im Wohlfahrtsstaat die Rede, um spezifischen Entwicklungen Rechnung zu tragen, die dem eigentlichen Regimtyp nicht entsprechen (Clasen et al. 2016, Hinrichs 2010).

Das Ziel dieses Abschnitts ist es, anhand der vorgestellten Phasen der gesellschaftlichen Entwicklung seit 1980 in Deutschland und dem Vereinigten Königreich adäquate Perioden für die Analyse des institutionellen Kontexts in seiner Bedeutung für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter abzuleiten. Hierfür sind Perioden wichtig, die sich in ihrer institutionellen Konfiguration möglichst deutlich voneinander unterscheiden.

Auch wenn die Phase der deutschen Wiedervereinigung eine herausragende Zäsur in der deutschen Geschichte darstellt, hat sie sich nicht in einem unmittelbaren und für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter relevanten Paradigmenwechsel im institutionellen Kontext niedergeschlagen. Vielmehr hat sie sich auf das Vorkommen und die soziale Komposition der alleinerziehenden Mütter ausgewirkt. Da in der vorliegenden Arbeit Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland nicht im Vordergrund stehen, sollen diese Veränderungen in der sozialen Komposition nicht in den institutionellen

Perioden erfasst werden. Sie werden jedoch im Rahmen von Sensitivitätsanalysen berücksichtigt.

Tabelle 3.1: Schlagwortartige Übersicht der institutionellen Perioden in Deutschland

	Periode 1 (1980-1997)	Periode 2 (1998-2006)	Periode 3 (2007-2016)
	Ausgangspunkt	Arbeitsmarkt-reformen	Vereinbarkeitspolitik
Familie	„male breadwinner“ niedrige Mütter- erwerbsquote	„dual earner-female ca- rer“ steigende Mütterer- erwerbsquote, kurze Teil- zeit	„dual earner-dual carer“ steigende Mütter- erwerbsquote, lange Teil- zeit
Arbeits- markt	hohe Arbeitslosig- keit passive Arbeitsmarktpolitik hohe berufliche Geschlechter- segregation ^a	moderate Arbeitslosig- keit Aktivierung, Flexibilisierung hohe berufliche Geschlechtersegregati- on ^a	niedrige Arbeitslosigkeit Kontinuität hohe berufliche Geschlechter- segregation ^a
Wohl- fahrts- staat	hohe Dekommodifizie- rung geringe Defamilisierung	sinkende Dekommodifizierung steigende Defamilisierung	sinkende Dekommodifizierung moderate Defamilisierung

^a: Sowohl der standardisierte Dissimilaritätsindex als auch der Gender Pay Gap bleiben stabil über den Zeitraum 1993-2010 (Busch 2013, Finke et al. 2017).

Quelle: Eigene Abbildung.

Infolge dieser Entscheidung ergeben sich für Deutschland die folgenden drei institutionelle Perioden: 1980-1997, 1998-2006, 2007-2016. Für das Vereinigte Königreich werden die drei oben dargelegten Phasen beibehalten. In Tabelle 3.1 und 3.2 sind für beide Länder die drei institutionellen Perioden mit den jeweiligen zentralen Aspekten für die drei Teilsysteme schlagwortartig zusammengefasst. Diese Übersicht dient in den folgenden Kapiteln der leichteren Nachvollziehbarkeit der theoretischen Argumentation.

Tabelle 3.2: Schlagwortartige Übersicht der institutionellen Perioden im Vereinigten Königreich

	Periode 1 (1980-1996)	Periode 2 (1997-2007)	Periode 3 (2008-2014)
	Ausgangspunkt	Arbeitsmarkt- und Familienpolitik	Lone Parent Obligations
Familie	„male breadwinner“ moderate Müttererwerbsquote	„dual earner-female carer“ moderate Müttererwerbsquote, Teilzeit	„dual earner-female carer“ moderate Müttererwerbsquote, Teilzeit
Arbeitsmarkt	hohe Arbeitslosigkeit hohe berufliche Geschlechtersegregationa	niedrige Arbeitslosigkeit Aktivierung, Flexibilisierung sinkende berufliche Geschlechtersegregation ^a	moderate Arbeitslosigkeit Kontinuität sinkende berufliche Geschlechtersegregationa
Wohlfahrtsstaat	moderate Dekommodifizierung geringe Defamilisierung	sinkende Dekommodifizierung steigende Defamilisierung	sinkende Dekommodifizierung steigende Defamilisierung

^a: Sowohl der standardisierte Dissimilaritätsindex (horizontal) als auch der Gender Pay Gap sinken über den Zeitraum 1993-2008 (Brynon und Perales 2016).

Quelle: Eigene Abbildung.

4 Familiäre Prozesse und die Armut alleinerziehender Mütter

Ziel dieses Kapitels ist es, den in Kapitel 2 dargelegten analytischen Rahmen im Hinblick auf den Zusammenhang von familialen Prozessen und dem Armutsrisiko von alleinerziehenden Müttern weiterzuentwickeln. Konkret wird untersucht, inwiefern diese Selektionsprozesse – also die Wege ins Alleinerziehen – und die daraus resultierende soziale Komposition alleinerziehender Mütter eine Ursache für das erhöhte Armutsrisiko darstellen. Dabei sind die folgenden theoretischen Überlegungen von zwei zentralen Forschungsfragen geleitet:

1. Welche Rolle spielen die soziale Komposition der alleinerziehenden Mütter und das Alleinerziehen für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter?
2. Inwiefern führen verschiedene Wege ins Alleinerziehen auch zu Unterschieden im Armutsrisiko alleinerziehender Mütter?

Ein zentraler Fokus der vorliegenden Arbeit besteht also in der Berücksichtigung der Heterogenität von Selektionsprozessen ins Alleinerziehen, die sich auch in Unterschieden im Armutsrisiko ausdrücken können. Um diesen Zusammenhang systematisch zu untersuchen, werden im folgenden Unterkapitel sowohl die bisherigen Befunde zu den Selektionsprozessen in Familientrennung und Kindesgeburt außerhalb einer Partnerschaft („Mechanismen für den Übergang ins Alleinerziehen“) als auch die Literatur zu den ökonomischen Folgen dieses Übergangs dargelegt. Anhand dieser Befunde werden dann der analytische Rahmen aus Kapitel 2.3 weiter ausgearbeitet und daraus dann die theoretischen Erwartungen für die empirischen Analysen abgeleitet.

4.1 Forschungsstand in Deutschland

Grundsätzlich kann zum Stand der Forschung in Deutschland in diesem Bereich konstatiert werden, dass die Selektionsprozesse ins Alleinerziehen bisher umfassender untersucht wurden als die ökonomischen Folgen des Übergangs ins Alleinerziehen. Innerhalb dieser Forschung stellt die Ehescheidung das dominierende auslösende Ereignis dar, während insbesondere Kindesgeburt außerhalb einer Partnerschaft noch ein recht unerforschtes Phänomen darstellt. Im Folgenden werden die Befunde zu den Mechanismen des Übergangs ins Alleinerziehen und den Mechanismen der Folgen des Übergangs getrennt behandelt, um dann in den theoretischen Überlegungen wieder zusammengeführt zu werden.

4.2.1 Determinanten des Übergangs ins Alleinerziehen

Der Blick auf die Mechanismen des Eintretens ins Alleinerziehen ist in zweifacher Hinsicht von großer Bedeutung: *Erstens* öffnet er den Blick für den umgekehrten Zusammenhang von Alleinerziehen und Armut. Denn ein bestehendes Armutsrisiko oder andere sozio-ökonomische Nachteile erhöhen die Wahrscheinlichkeit, überhaupt alleinerziehend zu werden – ganz im Sinne der kumulierten Nach- bzw. Vorteile über den Lebensverlauf (DiPrete und McManus 2000, DiPrete und Eirich 2006). Diese ‚Stratifizierung über den Lebensverlauf‘ (Dewilde 2003, O’Rand 1996) bezieht sich auf die sozio-ökonomische Herkunft von Individuen, aufgrund derer sie entweder systematische Vorteile oder Nachteile erfahren, die sich über den Lebensverlauf verstärken. Demnach haben Kinder mit niedriger sozio-ökonomischer Herkunft geringere Bildungschancen als Kinder mit höherer sozio-ökonomischer Herkunft. Diese geringeren Bildungs- sowie Ausbildungschancen führen häufig auch zu schlechteren Positionen auf dem Arbeitsmarkt, was mit Lohneinbußen und/oder höheren Arbeitslosigkeitsrisiken einhergeht. Diese Nachteile in der Erwerbsbiografie wirken sich jedoch auch auf andere Lebensbereiche, wie beispielsweise den der Familie, aus. Die Interdependenz dieser Lebensbereiche zeigt sich unter anderem darin, dass der Arbeitsplatzverlust des männlichen Partners die Wahrscheinlichkeit einer Trennung signifikant erhöht (Franzese und Rapp 2013, Sayer et al. 2011). Weiterhin weisen verschiedene Studien auf eine intergenerationale Vererbung von Scheidung bzw. Familientrennung allgemein hin, welche stark mit der sozialen Klasse zusammenhängt (für DE: Raab 2017; für die USA: Amato und Patterson 2016, Teachman 2002).

Zweitens ermöglicht diese Perspektive, die Heterogenität innerhalb der Alleinerziehenden aufgrund von Unterschieden im auslösenden Lebensereignis und des Timings systematisch zu betrachten. Zum einen bedeutet dies, zwischen Familientrennung und der Geburt eines Kindes außerhalb einer Partnerschaft zu unterscheiden. Zum anderen treten die unterschiedlichen Selektionsprozesse in diese auslösenden Lebensereignisse in den Vordergrund.

Familientrennung von Ehen und nichtehelichen Lebensgemeinschaften

Bei Familientrennungen²⁸ ist zu unterscheiden zwischen der Trennung einer Ehe mit Kindern und einer nichtehelichen Lebensgemeinschaft (NEL) mit Kindern. Diese Differenzierung ist insofern von Bedeutung, dass die Selektion in eine Ehe bzw. NEL mit Kindern sozial strukturiert ist, was zu einem höheren Anteil von sozial benachteiligten Personen in NEL führt. In Deutschland

28 Schneider et al. (2001) zufolge können innerhalb der Familientrennung vier empirische Typen je nach Freiwilligkeit der Trennung unterschieden werden. Für die vorliegende Arbeit ist diese Differenzierung jedoch nicht weiter bedeutsam.

besteht eine Selbstselektion von stabilen Partnerschaften in die Ehe – spätestens rund um den Zeitpunkt der Geburt des ersten Kindes. Dabei ist dieser Zusammenhang in Westdeutschland stärker ist als in Ostdeutschland (Bastin et al. 2013). Dies bedeutet, dass die Geburt von Kindern in NEL häufiger ungeplant und in weniger stabilen Beziehungen vorkommt, was wiederum zumindest teilweise die häufig beobachtete höhere Trennungswahrscheinlichkeit in NEL erklären kann (Barg und Beblo 2012, Bastin et al. 2013, Lyngstad und Jalovaara 2010, McLanahan und Percheski 2008, Pelletier 2016, Thomson und McLanahan 2012). Mit dieser Selbstselektion in die Ehe geht allerdings auch häufig eine Selbstselektion in eine geschlechtertypische Arbeitsteilung einher (Barg und Beblo 2012, Huinink und Konietzka 2007), was sich negativ auf das Erwerbsverhalten von Frauen auswirkt. Dabei ist die Ehestabilität in Ehen mit einer hochgradig spezialisierten Arbeitsteilung, in der die Frau gar nicht erwerbstätig ist, am höchsten – insofern die Frau mit dieser Rolle zufrieden ist (Hartmann 2015).

Gleichzeitig zeigt Radenacker (2016) erstmalig für Deutschland, dass zukünftig geschiedene Mütter im Durchschnitt höher gebildet und häufiger erwerbstätig sind sowie über ein höheres individuelles Erwerbseinkommen verfügen als zukünftig getrennte Mütter aus einer NEL. Das sind empirische Hinweise dafür, dass innerhalb der Gruppe der Verheirateten mit Kindern diejenigen, die sich wieder trennen, eine eher selektive Gruppe bilden (Pailhé et al. 2014): So weisen bspw. Personen mit geringerer Lebenszufriedenheit eine höhere Scheidungswahrscheinlichkeit auf (Lucas 2007, Naess et al. 2015). (Gemeinsames) Wohneigentum dagegen senkt die Wahrscheinlichkeit einer Scheidung (Grinstein-Weiss et al. 2015, Lersch und Vidal 2014).

Der Effekt von Bildung auf die Trennungswahrscheinlichkeit dagegen ist in der Forschung zumindest nicht eindeutig: Manche empirische Studien zeigen einen positiven Bildungseffekt im Sinne der Unabhängigkeitsthese, dass höher gebildete Mütter auch häufiger über ein höheres eigenes Einkommen verfügen, was es ihnen erleichtert, ein von einem Partner finanziell unabhängiges Leben zu führen (Lyngstad und Jalovaara 2010, Wagner und Weiß 2003). Dem gegenüber stehen Ergebnisse, die entweder einen negativen oder keinen Effekt der Bildung oder eigenen Erwerbstätigkeit finden (Cooke et al. 2013, Härkönen und Dronkers 2006, Vignoli et al. 2018). Studien im Länder- sowie Zeitvergleich legen nahe, dass sich der Bildungsgradient für geschiedene Frauen im Laufe der Zeit von positiv zu negativ umgedreht hat, aber insgesamt immer mehr an Bedeutung verliert (für Spanien: Bernardi und Martínez-Pastor 2011, für Kanada: Pelletier 2016).

Dieser Wandel über die Zeit kann in ähnlicher Weise auch für die NEL beobachtet werden, die in ihrer Komposition immer weniger selektiv wird (Pelletier 2016, Schnor 2014). Heutzutage wählen immer mehr qualifizierte und gut situierte Paare in Deutschland diese Form der Lebensgemeinschaft ohne Trauschein (Konietzka and Kreyenfeld 2005). Dies ist vor allem auf

einen Wandel der Paare in Westdeutschland zurückzuführen, da NEL mit Kindern in Ostdeutschland schon seit vielen Jahren üblich und auch stabil sind (Bastin et al. 2013; Schnor 2014). Nichtsdestotrotz bestehen weiterhin Unterschiede zwischen Müttern, die sich aus einer Ehe lösen und solchen aus einer NEL: Zuvor verheiratete Mütter sind im Durchschnitt älter und haben ältere Kinder zum Zeitpunkt der Scheidung (Ott et al. 2011). Zudem werden NEL nach kürzerer Dauer wieder getrennt als Ehen, sodass paarspezifische Arrangements – wie etwa eine geschlechterspezifische Arbeitsteilung – stärkere Konsequenzen für geschiedene Frauen haben können. Im Vereinigten Königreich und den USA hingegen scheint die Selektion eher sozial benachteiligter Personen in die NEL persistent zu sein (Kiernan et al. 2011).

Kindesgeburt außerhalb einer festen Partnerschaft

Neben der Familientrennung wird eine Alleinerziehendenphase heutzutage auch häufiger durch die Geburt eines Kindes außerhalb einer festen Partnerschaft begründet. Ott et al. (2011) zufolge kann ihr Anteil an den Alleinerziehenden immerhin auf ca. 12% der alleinerziehenden Mütter zwischen 1984 und 2009 beziffert werden. Dieses auslösende Ereignis ins Alleinerziehen wurde in der deutschen Forschung bislang kaum berücksichtigt, was auch mit der schwierigen Abgrenzung dieses Wegs ins Alleinerziehen zusammenhängt (Bastin 2012). Viele Frauen, die bei Geburt des ersten Kindes ohne einen Partner im Haushalt leben, führen eine so genannte Living-apart-together-Beziehung und ziehen häufig im Laufe der ersten Monate mit dem Kindesvater zusammen (ebd. 2012). Für Frauen, die zum Zeitpunkt der Geburt tatsächlich keine Partnerschaft haben, sieht die Situation ganz anders aus: Da die meisten (62%) von ihnen bis zur Geburt des Kindes keine Partnerschaft mit dem Kindesvater eingegangen sind, wird es in den meisten Fällen auch nach der Geburt nicht zu einer Verfestigung des Intimverhältnisses kommen (ebd. 2012). Da für diese Frauen die Partnersuche im Gegensatz zu den Frauen in einer LAT-Beziehung erneut beginnt, sind jene auch nach der Geburt längere Zeit partnerlos (ebd. 2012) – und damit alleinerziehend im Sinne der vorliegenden Arbeit. Diese Alleinerziehenden sind zumeist vergleichsweise jung, weisen oftmals ein niedriges bis mittleres Bildungsniveau auf und hatten noch keine längere Partnerschaft (ebd. 2012). Die Einkommenssituation dieser alleinerziehenden Mütter wurde bisher allerdings nicht untersucht.

4.1.2 Mechanismen der Konsequenzen des Alleinerziehens für das Armutsrisiko

Die bisherige soziologische Armutsforschung zu Alleinerziehenden konzentriert sich vorrangig auf die Mechanismen der Konsequenzen der ,trigger

events‘ ins Alleinerziehen. Dabei untersuchen die meisten Studien die negativen Folgen von Familientrennung, meistens Scheidung, für das Einkommen der getrennten Partner (Andreß et al. 2003, 2006, Andreß und Lohmann 2000, Bröckel und Andreß 2015, DiPrete und McManus 2000, Kohler et al. 2012, Page und Stevens 2004, Radenacker 2011, Vandecasteele 2011). Diese Studien zeigen grundsätzlich, dass Frauen häufig ein verdecktes Armutsrisiko innerhalb eines Familienhaushalts aufweisen, welches sich nach einer Trennung in deutlich größeren Einkommens- und Lebensstandardverlusten als bei Männern äußert. Dies kann einerseits auf eine geschlechtertypische Arbeitsteilung des Paares während der Partnerschaft sowie andererseits auf einen Verbleib der Kinder bei der Mutter nach der Trennung zurückgeführt werden. Aus dieser Kontinuität der Hauptverantwortlichkeit für die Kindererziehung resultieren Vereinbarkeitsprobleme, die weitere spezifische Nachteile für Alleinerziehende auf dem Arbeitsmarkt – wie Beschäftigungsinstabilität, Niedriglohnssektor sowie Befristung – nach sich ziehen (Beste und Lietzmann 2012, Jaehrling et al. 2015).

Allerdings sind geschiedene Mütter, die vor der Trennung lediglich geringfügig beschäftigt waren, im Durchschnitt ökonomisch schlechter gestellt als solche, die während der Ehe überhaupt nicht erwerbstätig waren (Andreß et al. 2003). Dies wird mit höheren Unterhaltszahlungen für den letzteren Fall erklärt. Im Ländervergleich scheinen die unmittelbaren ökonomischen Folgen der Trennung für deutsche Mütter besonders gravierend zu sein, langfristig erholen sie sich jedoch schneller von diesem Einschnitt als in anderen westlichen Ländern (Andreß et al. 2006; DiPrete und McManus 2000; Kohler et al. 2012; Radenacker 2011). DiPrete und McManus (2000) führen dazu als Erklärung an, dass deutsche Mütter – im Gegensatz zu den zumeist zuvor bereits in Vollzeit arbeitenden US-amerikanischen – ein größeres Potenzial haben, ihr Erwerbsvolumen nach einer Trennung zu erhöhen. Dadurch können sie weitere Einkommensverluste abfedern.

In der bisherigen Forschung wurde das Wissen über die Mechanismen für das Eintreten ins Alleinerziehen kaum in die Untersuchung der Mechanismen für die Folgen dieses Übergangs integriert. Dadurch werden Kompositionseffekte vernachlässigt. Weiterhin fokussieren die meisten Studien nur auf einen Weg ins Alleinerziehen (und dabei auf Scheidungen), was Unterschiede sowohl in den Kompositions- als auch in den Effekten der auslösenden Ereignisse verdeckt. Diese Forschungslücke bezeichnet einen zentralen Beitrag der vorliegenden Arbeit: die Heterogenität der Wege ins Alleinerziehen und die daraus resultierenden heterogenen ökonomischen Folgen in theoretischer wie auch empirischer Hinsicht zu beleuchten.

4.2 Forschungsstand im Vereinigten Königreich

In der Funktion einer Kontrastfolie kann an dieser Stelle die gesamte Fülle des wissenschaftlichen Diskurses zum Armutsrisiko von Alleinerziehenden im Vereinigten Königreich nicht wiedergegeben werden. Deshalb werden lediglich bestehende Arbeiten zu der Bedeutung von familialen Selektionsprozessen ins Alleinerziehen einerseits und des institutionellen Kontexts für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter andererseits in Kürze dargelegt.

4.2.1 *Determinanten des Übergangs ins Alleinerziehen*

Im öffentlichen Diskurs wird Alleinerziehen im Vereinigten Königreich ähnlich wie in den USA häufig als ‚soziale Bedrohung‘ gerahmt (Hobson und Takahashi 1997, Zagel 2013). Auch die (angelsächsische) Familiensoziologie ist zum Teil stark normativ behaftet, da oftmals zwischen „intakten“ (verheiratete Paare mit Kindern), „zerbrechlichen“ (unverheiratete Paare mit Kindern) und „unvollständigen“ Familien (Alleinerziehenden) differenziert wird. In der Folge liegt der inhaltliche Fokus weniger auf der Erklärung des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter, sondern Alleinerziehen wird oftmals als Prädiktor verwendet, um negative Outcomes – wie Armut, psychische Probleme oder schlechtere Schulleistungen bei Kindern zu erklären (Holmes und Kiernan 2010, Kiernan et al. 2011). Während der wissenschaftliche Diskurs rund um das Alleinerziehen in Deutschland auf biografische Aspekte (Timing, Alter der Mutter und der Kinder) fokussiert, ist er im Vereinigten Königreich stark von ‚social class‘ geprägt (Zagel 2013). Alleinerziehen wird demnach als ein Phänomen der unteren sozialen Klassen betrachtet, die aufgrund ihres niedrigen Bildungsniveaus weniger in der Lage sind, stabile Partnerschaften zu führen und ein ausreichendes Erwerbseinkommen zu erzielen (Rowlingson und McKay 1998, 2005). Damit kann in der britischen Forschung ein größerer Fokus auf der sozialen Komposition alleinerziehender Mütter konstatiert werden als in Deutschland, wobei die soziale Komposition im britischen Kontext theoretisch auch als individuelles (Fehl-)Verhalten bzw. ‚Kultur der Armut‘ gerahmt wird (Harkness et al. 2012).

Die Verknüpfung zwischen selektivem Übergang ins Alleinerziehen und hohem Armutsrisiko dieser Gruppe wurde empirisch erstmals 1990 untersucht: Jenkins et al. (1990) fanden empirische Evidenz für die Selektionshypothese, der zufolge Frauen mit zukünftigen Alleinerziehungsphasen überproportional Merkmale aufweisen, die auch mit einem höheren Armutsrisiko korrelieren. Auch spätere Studien betonen die Bedeutung von Selektionsprozessen für die Erklärung des Armutsrisikos von Alleinerziehenden (Böheim und Ermisch 2004, Harkness et al. 2012, Jenkins 2008, Kiernan et al. 2011, Rowlingson und McKay 2005). So fassen Harkness et al. (2012:8) in ihrem Bericht die kom-

plexen Ursache-Wirkungs-Mechanismen zwischen Alleinerziehenden und Armut folgendermaßen zusammen:

“[...] first, groups such as lone parents or teenage mothers may have a greater risk of being in poverty not because of their family status per se but because they are more likely to have other characteristics, such as low educational attainment, which raise the risk of poverty. Second, family structures may not only be a cause but also a consequence of poverty.”

Auch hier wird die Rolle von niedriger Bildung besonders hervorgehoben. Härkönen (2018) zufolge weisen im Jahr 2010 36% der alleinerziehenden Mütter im Vereinigten Königreich ein niedriges Bildungslevel auf, während dies in Deutschland auf lediglich 24% der alleinerziehenden Mütter zutrifft. Dieser hohe Anteil an Geringqualifikation schlägt sich wiederum in einer deutlich geringeren Erwerbsquote von alleinerziehenden Müttern verglichen mit anderen Müttern im Vereinigten Königreich aus (Gregg et al. 2009, Harkness 2018, Horemans und Marx 2018).

Trotz des höheren Vorkommens von alleinerziehenden Müttern im Vereinigten Königreich gibt es auch hier nur wenige Studien, die die verschiedenen Wege ins Alleinerziehen systematisch in den Fokus ihrer Untersuchung stellen. Kiernan et al. (2011) untersuchen die Selektion in Ehe und NEL mit Kindern sowie Unterschiede in der Partnerschaftsstabilität im Vereinigten Königreich sowie den USA. Die Ergebnisse weisen auf eine ‚negative‘ Selektion in eine NEL mit Kindern hin, die im Durchschnitt auch weniger stabil sind. Diese Befunde sind in den USA jedoch deutlich stärker ausgeprägt als im Vereinigten Königreich. Daraus kann ähnlich wie für Deutschland geschlussfolgert werden, dass Mütter aus einer NEL häufiger alleinerziehend werden als Mütter aus einer Ehe, was sich in einer stärker sozial benachteiligten Komposition der Alleinerziehenden niederschlägt. Dabei werden hier Frauen häufiger in Folge von Trennung einer NEL sowie einer außerpartnerschaftlichen Kindesgeburt alleinerziehend, als dies in Deutschland der Fall ist (Harkness und Salgado Fernández 2018). 11% der Neugeborenen im Jahr 2000 wurden von partnerlosen Frauen geboren, die durch diese Geburt alleinerziehend wurden (Harkness 2018). Im Vereinigten Königreich ist diese Gruppe der Alleinerziehenden besonders stark benachteiligt, ein hoher Anteil verfügt nur über ein geringes Maß an Bildung, sie wohnen verstärkt noch im Elternhaus und ihre Erwerbsbeteiligung ist niedriger als die von anderen Alleinerziehenden oder verpartnerten Müttern (Harkness 2016).

4.2.2 Mechanismen der Konsequenzen des Alleinerziehens für das Armutsrisiko

Im Hinblick auf den Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter konzentrieren sich auch im Vereinigten Königreich die

meisten Studien auf die ökonomischen Folgen einer Scheidung. Dabei zeigen vergleichende Studien für Frauen in Deutschland sowie für das Vereinigte Königreich ähnliche Verläufe von vergleichsweise hohen kurzfristigen Einkommensverlusten sowie guten mittelfristigen Einkommensentwicklungen (Andreß et al. 2006, de Vaus et al. 2015). Harkness (2016) hat die Konsequenzen von Trennung (einer Ehe und NEL) und der Geburt eines ersten Kindes außerhalb einer festen Partnerschaft für das Erwerbsverhalten und Löhne einander gegenübergestellt: Es wurden zwischen den beiden Gruppen keine signifikanten Unterschiede gefunden, was die Wahrscheinlichkeit erwerbstätig zu sein betrifft. Allerdings weisen getrennte Alleinerziehende in Vollzeitberufstätigkeit größere Lohnverluste auf als vergleichbare ‚birth lone mothers‘. Dies wird mit einem langanhaltenden negativen ‚wage penalty‘ der Ehe für Frauen erklärt.

Ob diese Lohnverluste tatsächlich spezifisch auf das Merkmal Ehe zurückzuführen sind oder vielmehr negative Folgen einer geschlechtertypischen Arbeitsteilung in Paarhaushalten generell (also auch NEL) darstellen, wurde bisher jedoch nicht empirisch untersucht. Nach Kenntnisstand der Autorin gibt es zurzeit lediglich ein Arbeitspapier, in dem die Folgen einer Trennung für das Einkommen von zuvor verheirateten Frauen denen von zuvor kohabierenden Frauen gegenübergestellt wurden: Fisher und Low (2017) zeigen in ihrer Analyse, dass trennungsbedingte Einkommensverluste für zuvor verheiratete Frauen signifikant höher ausfallen als für zuvor kohabierende Frauen. Diese Befunde bleiben selbst dann stabil, wenn mit der Hilfe von Propensity Score Matching beobachtbare Merkmale zwischen den beiden Gruppen konstant gehalten werden. Die Autoren führen dieses Ergebnis auf unterschiedliche Bewältigungsstrategien der beiden Gruppen zurück. Denn zuvor kohabierende Frauen ziehen häufiger zurück in die Herkunftsfamilie oder in Wohngemeinschaften als geschiedene Frauen. Ähnlich dazu finden Feijten und van Ham (2010, 2013), dass bei geschiedenen Frauen die Wohnqualität stärker als bei zuvor kohabierenden sinkt, weil jene häufiger von Wohneigentum in Mietwohnungen wechseln. Inwiefern sich diese Unterschiede in den Einkommensverlusten in Folge von Trennung auch in Unterschieden im trennungsbedingten Armutsrisiko niederschlagen, ist jedoch unbekannt.

Es kann zusammenfassend festgehalten werden, dass die Rolle von Selektionsprozessen ins Alleinerziehen – insbesondere der ‚social class‘ – sowie die Kindesgeburt außerhalb einer festen Partnerschaft als ein zentraler Weg ins Alleinerziehen im Vereinigten Königreich stärker im wissenschaftlichen Diskurs verankert sind als in Deutschland. Diese erhöhte Aufmerksamkeit hat jedoch nicht zu systematischen Untersuchungen der Ursachen des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter geführt. Es bleibt also weiterhin unklar, ob Frauen mit einer zukünftigen Alleinerziehendenphase bereits vor dem Übergang ins Alleinerziehen von Armut betroffen waren oder die Armut durch den Übergang ‚getriggert‘ wurde. Wie in Deutschland fehlt zudem eine gemeinsame

Betrachtung und Gegenüberstellung der drei zentralen Wege ins Alleinerziehen.

Diese Forschungslücken werden in den folgenden Analysen zum Einfluss von Selektionsprozessen auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter adressiert. Die Analysen sollen Aufschluss darüber geben, in welchem Ausmaß das hohe Armutsrisiko alleinerziehender Mütter auf Kompositionseffekte oder Effekte des Alleinerziehens zurückgeführt werden kann. Deshalb sind die folgenden empirischen Untersuchungen nicht nur als Referenzpunkt für die Befunde in Deutschland zu bewerten, sondern leisten einen eigenständigen Beitrag zum bestehenden Forschungsfeld.

4.3 Theoretische Überlegungen und Hypothesen

In diesem Unterkapitel soll theoretisch erarbeitet werden, inwiefern das hohe Armutsrisiko alleinerziehender Mütter in Deutschland durch das Alleinerziehen per se oder anhand von Kompositionseffekten erklärt werden kann. Diese theoretischen Überlegungen fokussieren auf Deutschland, am Ende des Kapitels werden zudem theoretische Annahmen für den Vergleich mit dem Vereinigten Königreich formuliert.

Eine Alleinerziehendenphase wird als das Ergebnis eines selbstreferenziellen und kumulativen Prozesses im Lebensverlauf konzipiert, welche durch ein bestimmtes Ereignis ausgelöst wird. In Anlehnung an das Konzept der ‚trigger events‘ von DiPrete (2002) können Kompositions- und Effekte des auslösenden Ereignisses auf das Armutsrisiko folgendermaßen definiert werden: Kompositionseffekte entstehen dabei infolge sozial stratifizierter Selektionsprozesse, die zu einem bestimmten auslösenden Ereignis und damit zum Übergang ins Alleinerziehen führen. Aufgrund dieser familialen Selektionsprozesse könnten Alleinerziehende eher Merkmale aufweisen, die auch mit einem höheren Armutsrisiko assoziiert sind. Der reine Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko dagegen besteht ‚lediglich‘ im Zusammenhang des auslösenden Ereignisses mit dem Armutsrisiko. Dabei rückt der Fokus auf die auslösenden Ereignisse einer Alleinerziehendenphase auch potenzielle heterogene Effekte des Alleinerziehens stärker in den Vordergrund. Wie in der Einleitung erläutert wurde, konzentriere ich mich hierbei auf die Ereignisse Familientrennung und Geburt eines ersten Kindes ohne Partnerschaft, da Verwitwung²⁹ und ein verzögerter permanenter Umzug zur Mutter (heutzutage) selten vorkommen und deshalb wenig zur Erklärung des hohen Armutsrisikos alleinerziehender Mütter beitragen können. Die Selektionsprozesse in eine Fami-

29 Ott et al. (2011) zufolge betrifft dieses Ereignis nur rund 5% der Alleinerziehenden zwischen 1984 und 2009.

lientrennung können sich grundlegend von denen in eine Kindesgeburt außerhalb einer festen Partnerschaft unterscheiden, was einerseits in einer spezifischen sozialen Komposition für die jeweiligen Alleinerziehenden resultiert. Andererseits kann das *Timing* des Übergangs ins Alleinerziehen auch die soziale Komposition der alleinerziehenden Mütter beeinflussen.

4.3.1 *Die familialen Prozesse vor dem Alleinerziehen*

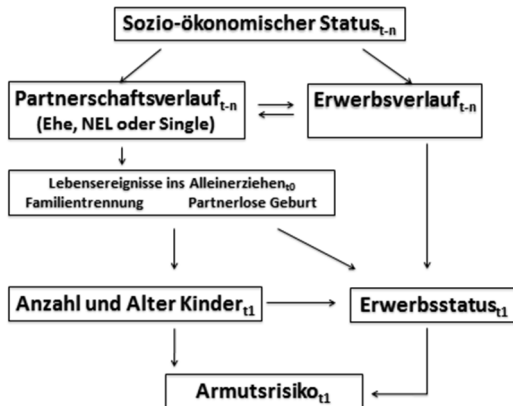
In Abbildung 4.1 sind die entsprechenden (Selbst-)Selektionsprozesse ins Alleinerziehen dargestellt, wodurch das Alleinerziehen in die zeitlich vorangehende Statuspassage im Lebenslauf eingebettet wird: Wer geht eine Partnerschaft ein (oder nicht), heiratet (oder nicht), bekommt Kinder (oder nicht) und trennt sich wieder (oder nicht)? Dabei ist aus der bisherigen Forschung bekannt, dass diese (Selbst-)Selektion in bestimmte Familienverläufe nicht zufällig geschieht, sondern sozial stratifiziert ist (Dewilde 2003, Vandecasteele 2011). Während gut gebildete Individuen mit hohem sozio-ökonomischen Status häufiger eine stabile Partnerschaft mit anschließender Elternschaft eingehen, weisen Individuen mit niedrigerem sozio-ökonomischen Status eine höhere Wahrscheinlichkeit sowohl für Familientrennung als auch für die Geburt eines ersten Kindes außerhalb einer Partnerschaft auf. An dieser Stelle wird bereits die in Kapitel 2.1.1 theoretisierte Interdependenz zwischen Familien- und Erwerbsverläufen deutlich, wobei letztere einen zentralen Einfluss auf das Armutsrisiko haben. Denn der sozio-ökonomische Status prägt nicht nur die familialen Selektionsprozesse, sondern auch die Erwerbsverläufe von Individuen (vgl. Abbildung 4.2). In der Folge können alleinerziehende Mütter im Durchschnitt mehr Merkmale aufweisen, die auch mit einem höheren Armutsrisiko einhergehen (arbeitslos, geringqualifiziert, etc.), als solche Frauen, die nicht alleinerziehend werden (Kompositionseffekte). Diese Merkmale beeinflussen jedoch nicht nur die Eintrittswahrscheinlichkeit eines solchen kritischen Lebensereignisses, sondern auch die Häufigkeit und die Dauer der darauf folgenden Statuspassage (z.B. Alleinerziehen, Arbeitslosigkeit). So hat Kraus (2014) gezeigt, dass es für inaktive oder arbeitslose Alleinerziehende deutlich schwieriger ist, eine neue feste Partnerschaft einzugehen, als für erwerbstätige Alleinerziehende. Aufgrund dieser Interdependenzen kann von bedeutsamen Unterschieden zwischen Alleinerziehenden nach Familientrennung und solchen qua Kindesgeburt ausgegangen werden, die im Folgenden näher erläutert werden: Für die allermeisten alleinerziehenden Mütter stellt *die Familientrennung* das konstituierende Ereignis dar. Dies bedeutet, dass sie zuvor in einer Paarbeziehung mit einer mehr oder weniger geschlechertypischen Arbeitsteilung gelebt haben. Solange der Familienhaushalt besteht, hat diese für Frauen oftmals keine unmittelbare armutssteigernde Wirkung.

Abbildung 4.1: Alleinerziehen als das Ergebnis eines kumulativen Prozesses



Quelle: Eigene Abbildung.

Abbildung 4.2: Interdependenz von familialen und erwerbsbezogenen Prozessen



Quelle: Eigene Abbildung.

Wenn Frauen allerdings systematisch eher diejenigen sind, die über längere Zeit nicht oder nur eingeschränkt erwerbstätig sind, tragen sie ein latentes Armutsrisiko. Dieses latente Armutsrisiko wird in dem Moment manifest, wenn eine Trennung oder Scheidung vollzogen wird, insbesondere weil die Hauptverantwortung für die Kinder auch nach der Trennung in den allermeisten Fällen bei den Müttern liegt (Sellach 2010). *Alleinerziehende qua Kindesgeburt* wiederum sind in der Regel jünger beim Übergang ins Alleinerziehen, was mit dem Timing des auslösenden Ereignisses der Kindesgeburt zusammenhängt

(Bastin et al. 2013). Deshalb kann davon ausgegangen werden, dass diese Frauen vor der Geburt häufig entweder Arbeitsmarkteinsteigerinnen sind oder bisher wenig Erwerbserfahrung gesammelt haben. Gleichzeitig ist aus anderen Studien bekannt, dass kinderlose Frauen häufiger in Vollzeit erwerbstätig sind als Mütter (Dieckhoff et al. 2015). Deshalb kann davon ausgegangen werden, dass diese Frauen – insofern sie erwerbstätig sind – eine vergleichsweise hohe Vollzeiterwerbsquote aufweisen. Dies könnte weiterhin durch den Umstand ihrer Partnerlosigkeit begünstigt werden, wodurch sie weniger einem geschlechtertypischen Rollenverständnis ausgesetzt sind.

Die soziale Komposition der alleinerziehenden Mütter beim Übergang ins Alleinerziehen wird also maßgeblich über die vorgeschalteten Selektionsprozesse bestimmt, die zwischen den Alleinerziehenden variieren können.

4.3.2 Einfluss der sozialen Komposition für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter

Nach dem Übergang ins Alleinerziehen sind alle alleinerziehenden Mütter grundsätzlich einer starken Doppelbelastung ausgesetzt, da sie nun gleichzeitig die Rolle der Hauptverdienerin sowie der Hauptfürsorgenden übernehmen. Das Ausmaß dieser Doppelbelastung und damit auch letztendlich das Armutsrisiko hängen dabei stark von der jeweiligen sozialen Komposition der alleinerziehenden Mütter ab. So leben Alleinerziehende qua Kindesgeburt per Definition mit einem Kleinkind zusammen, das einer sehr intensiven Betreuung bedarf. Da nichteheliche Lebensgemeinschaften im Durchschnitt weniger stabil sind als Ehen, sind Alleinerziehende aus einer NEL durchschnittlich auch jünger und leben mit jüngeren Kindern zusammen. Im Falle von jungen Alleinerziehenden beispielsweise ist ein Rückzug in den elterlichen Haushalt wahrscheinlicher, um das finanzielle Risiko abzufedern und auch Unterstützung in der Kindesbetreuung zu erhalten. Wenn Frauen dagegen eher später alleinerziehend werden, sind auch die Kinder meistens schon älter und bereits in der Schule. Theoretisch können diese Alleinerziehenden allein aufgrund ihres Alters über eine größere Erwerbserfahrung verfügen – je nach Grad der geschlechtertypischen Arbeitsteilung im vorherigen Partnerschaftsverlauf. Gleichzeitig müssen sie wahrscheinlich höhere Geldbeträge für die finanziellen Bedarfe ihrer Kinder aufwenden.

Im Hinblick auf Alleinerziehende nach Familientrennung sind deutliche Unterschiede zwischen solchen aus einer Ehe und solchen aus einer NEL zu erwarten, die auch für das Armutsrisiko relevant sind. Denn es bestehen sozio-ökonomische Unterschiede aufgrund von Selbstselektion in beide Partnerschaftsformen bereits vor dem Übergang ins Alleinerziehen. Diese Unterschiede werden einerseits durch das im Durchschnitt frühere Timing des Übergangs ins Alleinerziehen aus einer NEL noch weiter verstärkt. Andererseits ist

zu erwarten, dass sich auch die weiteren familialen Beziehungen (Herkunftsfamilie) hinsichtlich ihrer finanziellen und wohnräumlichen Möglichkeiten zur Unterstützung unterscheiden. Aus diesem Grund wird im Folgenden systematisch zwischen Alleinerziehenden aus einer Ehe und solchen aus einer NEL differenziert.

4.3.3 Einfluss des Alleinerziehens für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter

Wenn die bisher beschriebenen Mechanismen den Einfluss der sozialen Komposition auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter abbilden, besteht der Einfluss des Alleinerziehens streng genommen in dem Zusammenhang des auslösenden Ereignisses mit Armut. Zum einen wirkt sich der Übergang ins Alleinerziehen direkt in Form von Einkommensverlusten und finanziellem Mehrbedarf auf das Armutsrisiko aus. Zum anderen kann sich Alleinerziehen indirekt über einen Anpassungsdruck in der sozialen Komposition (v.a. Erwerbsstatus) auf das Armutsrisiko auswirken. Dabei wird davon ausgegangen, dass der direkte Einfluss bei einer Familientrennung stärker auf das Haushaltseinkommen und damit auf das Armutsrisiko der alleinerziehenden Mütter auswirkt als die Geburt eines Kindes außerhalb einer Partnerschaft. Dies lässt sich folgenermaßen plausibilisieren: Bei einer Familientrennung fällt überwiegend das durch den männlichen Partner erwirtschaftete Haupteinkommen weg. Gleichzeitig geht mit dem Beziehungsende auch in den allermeisten Fällen eine räumliche Trennung einher. Dann muss entweder der in der Wohnung verbleibende Elternteil die Kosten alleine tragen oder es kann zur Auflösung des gemeinsamen Wohnraumes und Umzug führen. Diese Prozesse erfordern häufig zumindest temporär einen nicht unerheblichen finanziellen Mehrbedarf. Bei der Geburt eines ersten Kindes außerhalb einer festen Partnerschaft hingegen vergrößert sich der Haushalt. Zwar geht damit auch ein erhöhter finanzieller Bedarf einher, der zumindest in den ersten Lebensjahren des Kindes aber eher moderate Auswirkungen haben sollte³⁰. Auch der kurzfristige Bedarf nach neuem Wohnraum wird hier geringer eingeschätzt.

Aus den bisherigen theoretischen Überlegungen können theoretische Erwartungen zum Einfluss der sozialen Komposition der Alleinerziehenden sowie des direkten und indirekten Einflusses des auslösenden Ereignisses auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter abgeleitet werden. Diese sind in Tabelle 4.1 zusammengefasst.

30 Berechnungen des Statistischen Bundesamts (2015) zufolge steigen bei Alleinerziehenden 2008 mit dem Alter des Kindes auch das Haushaltsnettoeinkommen sowie die kindbezogenen Ausgaben.

Tabelle 4.1: Zusammenfassung der theoretischen Erwartungen für Deutschland

	Trennung Ehe	Trennung NEL	Kindesgeburt ohne Partner
Armutrisiko vor dem Alleinerziehen	unter-durchschnittlich	über-durchschnittlich	über-durchschnittlich
<i>Komposition beim Übergang</i>			
Alter Mutter	älter	jünger	jung
Anzahl Kinder	mehrere Kinder	ein Kind	ein Kind
Alter Kinder	Schulalter	Kindergartenalter	Kleinkind
Erwerbserfahrung	gering	moderat	hoch
<i>Ereignis - direkter Einfluss</i>	hohe Einkommensverluste	moderate Einkommensverluste	geringe Einkommensverluste
<i>Ereignis - indirekter Einfluss</i>			
Erwerbspotenzial	gut	moderat	gering
Betreuungsintensität	gering	moderat bis hoch	hoch
<i>institutionelle Abfederung</i>	moderat	gering	hoch
<i>Veränderung im Armutsrisiko durch Alleinerziehen</i>	hoch	moderat	moderat

Anmerkung: Die Relationen beziehen sich auf den Vergleich der Wege ins Alleinerziehen untereinander.

Quelle: Eigene Tabelle.

Obwohl der institutionelle Kontext nicht im Fokus dieses Analyseteils steht, wird auf bestehende Unterschiede in der institutionellen Abfederung der auslösenden Ereignisse verwiesen. Dies ist insbesondere für den Vergleich von Alleinerziehenden aus einer Ehe und solchen aus einer NEL sinnvoll. Für Alleinerziehende aus einer *Ehe mit Kindern* wird angenommen, dass das Armutsrisiko vor dem Übergang ins Alleinerziehen ähnlich niedrig ist wie das von verheirateten Müttern ohne Trennung. Aufgrund der höheren Partnerschaftsstabilität ist das Timing des Alleinerziehens später im Lebensverlauf als bei Alleinerziehenden aus einer NEL. Dadurch sind diese Alleinerziehenden im Durchschnitt älter und leben auch mit mehreren sowie älteren Kindern zusammen, was einen höheren finanziellen Bedarf bei gleichzeitig besseren Betreuungsmöglichkeiten mit sich bringt. Der durchschnittlich höhere Anteil mit traditionell gelebter Arbeitsteilung während der Ehe sollte sich in einer vergleichsweise geringen Erwerbserfahrung aufgrund längerer Unterbrechungen und/ oder geringfügiger Beschäftigung niederschlagen. Aufgrund dieser Arbeitsteilung in der Ehe sollten diese Alleinerziehenden unmittelbar den größten

Einkommensverlust im Zuge des Übergangs ins Alleinerziehen erleben, bei gleichzeitig höchstem finanziellem Kinderbedarf. Weiterhin besteht für diese Alleinerziehenden ein vergleichsweise gutes Erwerbspotenzial, da sie in der Regel über gute Bildungsqualifikationen verfügen und aufgrund der vergleichsweise geringen Betreuungsintensität ihr Erwerbsvolumen deutlich ausdehnen könnten (Ziefle 2004a). Darüber hinaus bestehen bestimmte Privilegien der Ehe auch nach der Trennung bzw. Scheidung weiter: So leistet der finanziell besser gestellte Partner in der Regel ab dem Moment der Trennung einkommensabhängig Trennungs-, Betreuungs- sowie Kindesunterhalt, wenn die Kinder nicht bei ihm leben. Zudem kann die kostengünstige Familienversicherung der Krankenkasse bis zur Scheidung weitergeführt werden.

Für Alleinerziehende aus einer *NEL mit Kindern* hingegen ist zu erwarten, dass sie aufgrund der in Kapitel 4.1 beschriebenen Selektionsprozesse bereits vor dem Alleinerziehen ein überdurchschnittliches Armutsrisiko aufweisen. Genauso werden NEL nach kürzerer Dauer getrennt, wodurch diese Alleinerziehenden beim Übergang im Durchschnitt jünger sind als Alleinerziehende aus einer Ehe und tendenziell weniger, aber dafür auch jüngere Kinder mit höherem Betreuungsbedarf haben. Weiterhin sollten diese Alleinerziehenden über mehr Berufserfahrung verfügen und während der Partnerschaft einen höheren Anteil zum Haushaltseinkommen beitragen. Deshalb sollte für diese Alleinerziehenden der direkte Einfluss der Familientrennung auf das Einkommen eher moderat ausfallen. Gleichzeitig sind diese Frauen im Durchschnitt schlechter qualifiziert und haben deshalb verstärkt Zugang zu schlechteren Jobs, was ihr Potenzial schmälert den Einkommensbedarf nach der Trennung alleine zu bewältigen. Außerdem sollten diese Frauen bereits vor dem Alleinerziehen ein höheres Erwerbsvolumen aufweisen, was zusammen mit der durchschnittlich hohen Betreuungsintensität der Kinder das Ausdehnungspotenzial der Arbeitsstunden schmälert. Darüber hinaus erfahren sie im Gegensatz zu Alleinerziehenden aus einer Ehe weniger institutionelle Unterstützung, da es keine finanziellen Verpflichtungen des Ex-Partners der Mutter gegenüber gibt, die über das dritte Lebensjahr des jüngsten Kindes (Betreuungsunterhalt) hinausgehen. Aufgrund der vergleichsweise schlechteren ökonomischen Ausgangslage dieser Alleinerziehenden vor dem Alleinerziehen, wird von einer eher moderaten armutsverstärkenden Veränderung im Armutsrisiko durch den Übergang ins Alleinerziehen ausgegangen.

Alleinerziehen durch die *Geburt eines ersten Kindes* stellt ein noch recht unerforschtes Phänomen dar. Diese Alleinerziehenden sollten im Durchschnitt am jüngsten sein beim Übergang ins Alleinerziehen. Wegen ihres jungen Alters und des niedrigen Qualifikationsniveaus kann jedoch von einem überdurchschnittlichen Armutsrisiko bereits vor dem Alleinerziehen ausgegangen werden – insofern sie nicht noch im Elternhaus leben. Es kann davon ausgegangen werden, dass diese Alleinerziehenden entweder noch ganz am Beginn ihrer Erwerbsbiografie stehen oder eher einer gering entlohnten Beschäftigung

nachgehen. Beides spricht für ein absolut gesehen eher geringes eigenes Erwerbseinkommen vor der Geburt des Kindes.

Die direkten Einkommensverluste beim Übergang ins Alleinerziehen sollten im Vergleich zu den anderen beiden Alleinerziehendengruppen jedoch deutlich geringer ausfallen, da das Ereignis per se mit einem finanziellen Mehrbedarf und nicht notwendigerweise mit Einkommensverlusten einhergeht. Denn ob und in welchem Ausmaß durch die Geburt des Kindes ein Erwerbseinkommen wegfällt, hängt sowohl von dem Erwerbsstatus der Frau vor der Geburt des Kindes als auch von den rechtlichen Rahmenbedingungen zu Mutterschaftsurlaub und Elternzeit ab³¹. Aufgrund der vergleichsweise guten Arbeitsmarktintegration dieser Frauen vor der Geburt des Kindes, sollten sie gute Chancen haben, wieder in den Arbeitsmarkt einzusteigen. Ob sie diese tatsächlich realisieren können, hängt allerdings auch von den zur Verfügung stehenden Betreuungsarrangements ab. Da das finanzielle Risiko durch das Zusammenleben mit Kindern in Deutschland anhand von Kindergeld, Kindesunterhalt (bzw. Unterhaltsvorschuss) sowie Elterngeld für die ersten ein bis zwei Jahre recht gut abgedeckt wird, kann eine moderate Veränderung im Armutsrisiko erwartet werden.

Aus diesen theoretischen Überlegungen werden zwei Sets an Hypothesen für Deutschland abgeleitet, die in den anschließenden Analysen empirisch überprüft werden: Im ersten Set steht das Armutsrisiko der alleinerziehenden Mütter vor und während des Alleinerziehens im Fokus:

***H7.1:** Zukünftige alleinerziehende Mütter weisen bereits vor dem Übergang ins Alleinerziehen ein höheres Armutsrisiko auf als solche Frauen, die nicht alleinerziehend werden.*

***H7.2a:** Alleinerziehende aus einer Ehe haben das niedrigste Armutsrisiko vor und während des Alleinerziehens.*

***H7.2b:** Alleinerziehende aus einer NEL haben das höchste Armutsrisiko vor und während des Alleinerziehens.*

Die zwei folgenden Hypothesen hingegen zielen auf die Veränderung des Armutsrisikos durch den Übergang ins Alleinerziehen ab.

***H7.3:** Durch den Übergang ins Alleinerziehen erhöht sich das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter signifikant.*

31 In den USA beispielsweise besteht lediglich ein eingeschränktes Recht auf Elternzeit, die ohne Lohnersatz für bis zu 3 Monaten genommen werden kann. In der Konsequenz steigen viele Mütter sehr früh nach der Geburt des Kindes wieder in den Arbeitsmarkt ein (Berger und Waldfogel 2004).

H7.4a: Alleinerziehende aus einer Ehe weisen den größten direkten armutsverstärkenden Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen auf.

H7.4b: Alleinerziehende qua Kindesgeburt weisen den größten indirekten armutsverstärkenden Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen auf.

Auf Basis der dargelegten Literatur für das Vereinigte Königreich können folgende theoretischen Erwartungen für den Ländervergleich formuliert werden:

V7.1a: Im Vereinigten Königreich sind zukünftige alleinerziehende Mütter häufiger sowohl vor als auch nach dem Übergang ins Alleinerziehen von Armut betroffen als in Deutschland.

V7.1b: Die soziale Komposition der alleinerziehenden Mütter im Vereinigten Königreich korreliert stärker mit einem Armutsrisiko als in Deutschland.

Weiterhin besteht im Vereinigten Königreich wie in Kapitel 3 dargestellt zwar eine grundsätzlich geringere wohlfahrtsstaatliche Absicherung, die die ökonomischen Folgen von Familientrennung sowie Kindesgeburt außerhalb einer festen Partnerschaft abfedern. Dennoch kann aufgrund der erwarteten stärkeren Selektivität weiter davon ausgegangen werden, dass das Armutsrisiko dieser Frauen aufgrund des Alleinerziehens im Durchschnitt weniger stark erhöht wird als in Deutschland. Deshalb wird folgende Hypothese zum Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter im Vereinigten Königreich formuliert:

V7.2: Im Vereinigten Königreich ist der armutsverstärkende Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter substantiell niedriger als in Deutschland.

5 Institutioneller Kontext und die Armut alleinerziehender Mütter

In Kapitel 4 ist bereits die Bedeutung des institutionellen Kontexts angeklungen. Diese soll nun auf dem analytischen Rahmen basierend (Kapitel 2.3.2, vgl. Abbildung 5.1) in Form eines Periodenvergleichs explizit in das theoretische Modell integriert werden. Somit lassen sich anschließend die theoretischen Erwartungen für die empirischen Analysen ableiten. Wie in Kapitel 3 gezeigt wurde, haben sich neben massiven Veränderungen im Wohlfahrtsstaat und auf dem Arbeitsmarkt in Deutschland auch familiäre Verläufe und damit wahrscheinlich auch die soziale Komposition alleinerziehender Mütter gewandelt. Beispielsweise können eine stärkere institutionelle Förderung von Müttererwerbstätigkeit insgesamt sowie die fortschreitende Tertiarisierung auch das Erwerbsverhalten von Alleinerziehenden positiv beeinflussen, sodass der Anteil an arbeitslosen oder inaktiven Alleinerziehenden sinkt (Pfeile d. in Abbildung 5.1). Aufgrund dieser parallelen Entwicklungen ist die Berücksichtigung potenzieller Kompositionseffekte für die Untersuchung der Einflüsse des institutionellen Kontexts auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter über die institutionellen Perioden hinweg notwendig. Daher soll in einem ersten Schritt das Zusammenspiel dieser beiden Faktoren in seiner Bedeutung für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter in den drei institutionellen Perioden untersucht werden (Pfeile f). Dieser Teil ist von zwei zentralen Forschungsfragen geleitet:

1. Wie haben sich das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter, ihre soziale Zusammensetzung sowie der institutionelle Kontext über die institutionellen Perioden hinweg entwickelt?
2. Sind diese Entwicklungen im Armutsrisiko alleinerziehender Mütter eher auf Kompositionseffekte oder Effekte des institutionellen Kontexts zurückzuführen?

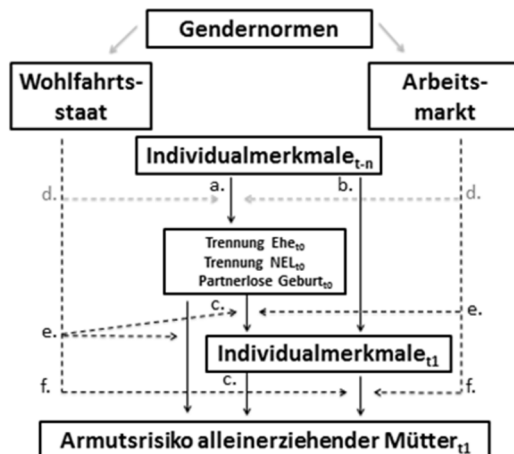
Mit der Beantwortung dieser Forschungsfragen soll ein tieferes Verständnis der zeitlichen Entwicklung des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter und eine Abgrenzung von Kompositionseffekten und institutionellen Effekten geschaffen werden. In einem nächsten Schritt soll dann explizit die Rolle des institutionellen Kontexts für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter identifiziert und untersucht werden. Konkret geht es darum, inwiefern sich der moderierende Einfluss des institutionellen Kontexts auf den direkten und indirekten armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens (Abbildung 5.1, Pfeile e.) im Zuge der beiden Reformphasen (1998-2006, 2007-2016) verändert hat. Weiterhin hat der institutionelle Kontext einen Einfluss darauf, inwiefern eine Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens für zentrale Merkmale wie Er-

werbsstatus oder Haushaltskonstellation besteht. Es schließen sich daher zwei weitere zentrale Forschungsfragen an:

3. Hat sich der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter im Zuge der Reformen des Arbeitsmarkts und der Familien- sowie Vereinbarkeitspolitik verändert?
4. Gibt es heterogene Effekte des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter je nach Erwerbsstatus bzw. Haushaltskonstellation und verändern sich diese über die Perioden?

Zur Beantwortung dieser Forschungsfragen wird nachfolgend zunächst der bisherige Wissensstand für Deutschland und das Vereinigte Königreich zusammengetragen. Auf Grundlage dessen werden anhand des analytischen Rahmens konkrete theoretische Erwartungen für die empirischen Analysen für Deutschland und den Ländervergleich mit dem Vereinigten Königreich formuliert.

Abbildung 5.1: Analytischer Rahmen



Quelle: Eigene Abbildung, identisch zu Abbildung 2.1, S. 32.

5.1 Das Zusammenspiel von sozialer Komposition und institutionellem Kontext

Grundsätzlich kann für Deutschland konstatiert werden, dass es bisher kaum Forschung zur zeitlichen Entwicklung des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter gibt. Ebenso wie für den Effekt des Alleinerziehens auf das Armuts-

risiko. Dies liegt mitunter daran, dass ein Großteil der bestehenden Forschungsliteratur zum Einfluss des institutionellen Kontexts auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter in der vergleichenden Wohlfahrtsstaatenforschung verortet werden kann. Die meisten Studien dieser Tradition untersuchen in einem Querschnittsdesign mit vielen Ländern, welche wohlfahrtsstaatlichen Merkmale mit einem höheren oder niedrigeren Armutsrisiko assoziiert sind (Brady und Burroway 2012, Christopher 2002, Huber et al. 2009, Hübgen 2018, Kilkey und Bradshaw 1999, Misra et al. 2007, Misra et al. 2012). Deshalb werden im folgenden Abschnitt auch Studien vorgestellt, die die Ursachen des allgemeinen Trends im Armutsrisiko mit Bezug auf Alleinerziehende untersuchen.

5.1.1 Forschungsstand in Deutschland

In Westdeutschland weist das allgemeine Armutsrisiko zwischen 1962 und 2015 einen U-förmigen Verlauf auf, wobei der Anstieg des Armutsrisikos ungefähr ab Mitte der 1970er Jahre einsetzt (Boehle 2019, Groh-Samberg und Voges 2013). Als potenzielle Ursachen für den ersten ansteigenden Armutstrend in den 1970er Jahren werden in der bestehenden Literatur auch häufig der Anstieg an Scheidungsquoten und Alleinerziehenden angeführt (Esping-Andersen 1990, 2002, Whelan und Maître 2010). Dies wird insbesondere in der „new social risks“-Debatte der vergleichenden Wohlfahrtsstaaten deutlich, in der bei Alleinerziehenden und kinderreichen Familien, geringere Qualifikationen sowie niedrigere Entlohnung als zentrale Armutsrisikofaktoren identifiziert werden (Bonoli 2005, Taylor-Gooby 2004). Von diesem allgemeinen Anstieg im Armutsrisiko sind Familienhaushalte – und dabei insbesondere Alleinerziehende überproportional häufig betroffen. Boehle (2019) identifiziert fünf Phasen im Armutstrend Alleinerziehender³² in Westdeutschland zwischen 1962 und 2008, von denen drei für den Zeitraum der vorliegenden Arbeit relevant sind: Zwischen 1962 und 1972 sinkt das Armutsrisiko von Alleinerziehenden. Nach einer Phase steigender familialer Armut (1973-1985), von der Alleinerziehende besonders stark betroffen sind, stagniert das Armutsrisiko zwischen Mitte der 1980er und Mitte der 1990er auf diesem hohen Niveau. Zwischen 1996 und 2006 ist ein Rückgang im Armutsrisiko – auch bei den Alleinerziehenden – zu verzeichnen, der allerdings ab 2007 wieder von einem erneuten Anstieg abgelöst wird.

Dabei wird der besonders starke Anstieg im Armutsrisiko bei Familienhaushalten in den 1970er Jahren auch auf das Wachstum von kinderlosen Zweiverdienerpaaren zurückgeführt, wodurch sich die relative ökonomische Position von Familien verschlechtert (Boehle 2019). Von dieser Entwicklung

32 In dieser Studie werden sowohl weibliche als auch männliche Alleinerziehende berücksichtigt.

sind wiederum Alleinerziehende besonders stark betroffen, da sie im Gegensatz zu Paarfamilien maximal ein Erwerbseinkommen erzielen können. In Untersuchungen zu längeren Armutstrends werden Alleinerziehende üblicherweise als „Risikogruppe Nummer 1“ (Boehle 2019: 33) genannt, deren Armutsrisiko im Durchschnitt doppelt bis dreifach so hoch ausfällt als das der Gesamtbevölkerung (Becker et al. 2005, Grabka und Frick 2010, Hauser und Becker 2003). Demnach wachsen zwar auch für Alleinerziehende die Äquivalenzeinkommen an, allerdings relativ gesehen viel schwächer als das in Paarfamilien oder gar kinderlosen Haushalten der Fall ist. Außerdem wird die zunehmende Bildungs- und Heiratshomogamie als Ursache für steigende Armutsquoten angeführt, da bestehende Einkommensungleichheiten immer weniger innerhalb von Haushalten ausgeglichen werden (Boehle 2019).

Während diese Befunde eher deskriptiv sind, gibt es auch einzelne Studien, die die Ursachen für den anhaltenden Wiederanstieg im allgemeinen Armutsrisiko seit den 1970er Jahren systematisch untersuchen – nicht zuletzt auch im Rahmen der Armuts- und Reichtumsberichterstattung der Bundesregierung (Biewen und Juhasz 2012, Bönke et al. 2012, Bundesministerium für Arbeit und Soziales 2017, Grabka und Frick 2010). Dabei wird diskutiert, wie groß der Einfluss von Kompositionsveränderungen (relative Häufigkeit eines bestimmten Merkmals) im Vergleich zu so genannten „Einkommensstruktureffekten“ (Haupt und Nollmann 2014:606) auf die Entwicklung im Armutsrisiko ist. Unter Einkommensstruktureffekten wird dabei die Korrelation eines Merkmals mit höherem oder niedrigerem Einkommen verstanden. Weiterhin kommen Studien zu unterschiedlichen Ergebnissen, welches Teilsystem (Familie, Arbeitsmarkt oder Wohlfahrtsstaat) die größte Erklärungskraft für den Armutstrend hat: So führt eine Studie der OECD (2008) die wachsende Armut seit Mitte der 1970er Jahre in Deutschland primär auf Verschiebungen in den Alters- und Haushaltsstrukturen (Komposition) zurück. Genauso zeigt Brülle (2018) anhand von Dekompositionsanalysen, dass der Anstieg im Armutsrisiko zwischen den Perioden 1992-1996 und 2009-2012 auch auf einen Anstieg der Anzahl von Haushalten mit nur einer erwerbstätigen Person – häufig Alleinerziehende – zurückgeführt werden kann.

Dagegen finden Haupt und Nollmann (2014) hauptsächlich Effekte des Arbeitsmarkts: im Rahmen einer unbedingten Quantilregression mit anschließender Dekompositionsanalyse sind die größten Einflussfaktoren für das gestiegene allgemeine Armutsrisiko seit den frühen 1990er Jahren sowohl Kompositions- als auch Einkommensstruktureffekte von Arbeitslosigkeit, Niedriglohnarbeit, instabiler Beschäftigung sowie Teilzeitbeschäftigung. Im Vergleich dazu erweisen sich die Effekte von „Scheidung“ oder „Frau als Vorstand“ als weniger zentral. Dabei können beide Indikatoren auch als Proxy für Alleinerziehende gewertet werden. Im Falle der Scheidung handelt es sich um einen armutssteigernden Kompositionseffekt, während der Einkommensstruktureffekt gleich geblieben ist. Hingegen verhält es sich bei einem weiblichen

Haushaltsvorstand genau umgekehrt: Der Anteil dieser Gruppe hat sich kaum verändert, hängt aber 2009/2011 deutlich stärker mit Armut zusammen als dies noch 1992/1994 der Fall war. Ähnlich findet Brülle (2018) empirische Evidenz in dieser Zeit für ein steigendes Armutsrisiko bei Erwerbstätigen („working poor“) und eine sinkende wohlfahrtsstaatliche Armutsreduktion.

Während die zuletzt vorgestellten Studien nur bedingt Aussagen über den Armutstrend von Alleinerziehenden und den Ursachen dafür zulassen, werden diese von Boehle (2019) zum Wandel familialer Armut in Deutschland zwischen 1962 und 2009 näher beleuchtet. Hierfür stellt Boehle die Entwicklungen in Familienhaushalten denen in kinderlosen Haushalten gegenüber und differenziert darüber hinaus innerhalb von Familienhaushalten in Alleinerziehende³³ und Paarfamilien. Dabei untersucht sie deskriptiv die Entwicklung von verschiedenen armutsrelevanten Merkmalen: Erwerbsintensität, Bildung, Alter, Anzahl und Alter der Kinder. Demnach nimmt die Erwerbsintensität von Alleinerziehenden in Deutschland seit Mitte der 1980er Jahre zunehmend ab. Der Anteil an Alleinerziehenden mit Kindern unter 3 Jahren im Haushalt weist einen umgekehrt U-förmigen Verlauf auf, mit einem Höhepunkt in den 1990er Jahren. Dagegen haben sich das Qualifikationsniveau sowie das Durchschnittsalter von Alleinerziehenden erhöht. Dieser Anstieg war jedoch weniger stark als in anderen Haushaltsformen. Dadurch entsteht auch für diese Faktoren eine relative Benachteiligung. Insgesamt hebt Boehle die Bedeutung des wachsenden Anteils an DINK³⁴-Haushalten seit den 1980er Jahren hervor, der einen signifikant armutsverstärkenden Einfluss auf den Trend Alleinerziehender hat.

Dieses Argument der zunehmend schlechteren relativen Einkommenssituation von Alleinerziehenden wird auch bei Jaehrling et al. (2014, 2015) angeführt. In den Arbeiten wird das ‚Paradox‘ der Aktivierungspolitik behandelt. Diese Politik hatte nämlich zur Folge, dass zwar insgesamt die Erwerbsbeteiligung von Frauen und Müttern zunahm, aber gleichzeitig das Armutsrisiko von Alleinerziehenden nicht zurückging. Den Autor*innen zufolge kann dieses Paradox zum Teil auf eine veränderte Komposition – nämlich eine wachsende Erwerbsbeteiligung – von Müttern in Paarfamilien zurückgeführt werden, wodurch ebenso das Mediankommen sowie die relative Armutsgrenze ansteigen. Bleibt das Erwerbsverhalten der Alleinerziehenden unverändert, verschlechtert sich automatisch ihre relative ökonomische Position.

33 Dieser Vergleich muss allerdings mit Vorsicht betrachtet werden, da in beiden Familienformen jeweils die Merkmale der Haushaltsvorstände miteinander verglichen werden. Dadurch werden im Wesentlichen weibliche Alleinerziehende mit den Vätern in Paarfamilien verglichen, was aufgrund von Geschlechterungleichheiten bei Bildung, Berufswahl, Arbeitsmarktopportunitäten sowie Erziehungsverantwortung problematisch ist.

34 ‚DINK‘ ist ein Akronym für Haushalte mit „Double Incomes, No Kids“.

Im Hinblick auf den Einfluss des institutionellen Kontexts haben sich bisher folgende drei Faktoren als bedeutsam für den Armutstrend von Alleinerziehenden herausgestellt: Die Ausdehnung instabiler Beschäftigungsverhältnisse im Niedriglohnssektor, die steigende Arbeitslosigkeit und die insgesamt sinkenden Sozialtransfers (Boehle 2019, Jaehring 2014, 2015). Gleichzeitig konnten armutssenkende Reformen identifiziert werden, wie die Erhöhung des Kindergelds Mitte der 1990er Jahre, der Ausbau an Kinderbetreuungsplätzen ab Mitte der 2000er Jahre und die wachsende Tertiarisierung des Arbeitsmarkts (Boehle 2019). Dabei wird letzteres damit begründet, dass durch den Jobzuwachs im Dienstleistungssektor vielen Alleinerziehenden überhaupt erst der Zugang zu Jobs in Teilzeit ermöglicht wurde (ebd. 2017).

Anhand der bisherigen Literatur kann Folgendes festgehalten werden: Die soziale Komposition der Alleinerziehenden hat sich seit den 1980er Jahren nur bei wenigen Merkmalen verschlechtert, bei vielen ist sie entweder stabil geblieben oder hat sich sogar verbessert. Dabei fällt insbesondere ins Gewicht, dass Alleinerziehende ihre Vorreiterinnenrolle als erwerbstätige Mütter verloren haben und vermehrt mit anderen Müttern um Arbeitsplätze konkurrieren. Diese können allerdings aufgrund ihrer Partner (zumindest theoretisch) auf mehr Unterstützung bei der Vereinbarkeit von Beruf und Familie zurückgreifen als die Alleinerziehenden. In der bisherigen Forschung ist für Deutschland dagegen noch nicht untersucht worden, inwiefern sich vorherige Familienverläufe der Alleinerziehenden verändert haben. Weiterhin gibt es in Deutschland bisher keine systematische Untersuchung des komplexen Zusammenspiels von Kompositions- und Einkommensstruktureffekten für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter, wie es die Untersuchung von Haupt und Nollmann (2014) für zeigen konnten. Demnach kann festgehalten werden, dass weiterer Forschungsbedarf in Bezug auf Kompositionseffekte als potenzielle Ursache für einen Wandel im Armutsrisiko alleinerziehender Mütter und auf das Zusammenspiel dieser Kompositionseffekte mit dem institutionellen Kontext besteht. Die vorliegende Arbeit möchte einen Beitrag leisten, diese Lücken zu schließen.

5.1.2 Forschungsstand im Vereinigten Königreich

In diesem Abschnitt wird die bestehende Forschung zur zeitlichen Entwicklung des Armutsrisikos von alleinerziehenden Müttern im Vereinigten Königreich sowie die Bedeutung der sozialen Komposition und des institutionellen Kontexts für diese Entwicklung diskutiert. Grundsätzlich muss wie für Deutschland festgestellt werden, dass dieser Bereich ziemlich unerforscht ist. Es gibt keine explizite Forschung zu der Entwicklung des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter im Zeitverlauf, die über deskriptive Statistiken hinausgeht. Im Vereinigten Königreich ist das Armutsrisiko von Paarfamilien mit

einem sowie mehreren Kindern zwischen 1994 und 2014 recht stabil bei 22 Prozent geblieben. Gleichzeitig hat sich das Armutsrisiko von Alleinerziehenden insgesamt deutlich verändert: Zwischen 1994 und 2010 ist es von 58 Prozent auf 41 Prozent gesunken und seitdem wieder leicht angestiegen (Joseph Rowntree Foundation 2017). Dieser Rückgang des Armutsrisikos von Alleinerziehenden im Vereinigten Königreich ist in Zeiten steigender Einkommensungleichheiten in den meisten wohlhabenden westlichen Ländern erstaunlich. Dementsprechend überraschend ist es, dass die Ursachen für diese Entwicklung bisher nicht explizit untersucht wurden.

Ebenso gibt es zu der Entwicklung der sozialen Komposition von Alleinerziehenden im Vereinigten Königreich bisher keine umfassenden Untersuchungen. Vielmehr konzentriert sich der Großteil bisheriger Studien auf die Wirkung einzelner Reformen auf die Lebensumstände alleinerziehender Mütter. Da die meisten Reformen der letzten Jahrzehnte explizit oder implizit eine steigende Erwerbsbeteiligung von Alleinerziehenden zum Ziel hatten, werden insbesondere die Auswirkungen auf das Erwerbsverhalten untersucht. So haben beispielsweise verschiedenste Studien die Auswirkungen der Wohlfahrtsreformen von 1999, die Einführung des ‚Working Family Tax Credits‘ und des ‚New Deals for Lone Parents‘ untersucht (Brewer et al. 2009, Francesconi und van der Klaauw 2007, Gregg et al. 2009, Harkness 2016). Das einhellige Ergebnis ist, dass die Reformen insofern effektiv waren, dass die Erwerbsbeteiligung von Alleinerziehenden in den Folgejahren der Reform stärker angestiegen ist als für andere Frauen (Harkness 2016). Diese positive Entwicklung wird mitunter auf die neu eingeführten steuerlichen Kinderbetreuungssubventionen zurückgeführt (Brewer et al. 2014). Ob diese Subventionen auch den Zugang zu Aus- und Weiterbildungsmaßnahmen für Alleinerziehende vereinfacht haben, bleibt zu bezweifeln: Im Jahr 2015 war immer noch jede dritte Alleinerziehende im Vereinigten Königreich geringqualifiziert (Taulbut et al. 2016).

5.1.3 Theoretische Überlegungen und Hypothesen

Der theoretische Beitrag dieser Arbeit besteht darin, für die Entwicklung des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter über die drei identifizierten institutionellen Perioden in Deutschland konkrete theoretische Erwartungen zum Zusammenspiel von sozialer Komposition der Alleinerziehenden und institutionellem Kontext herauszuarbeiten. Danach werden zusätzliche Hypothesen im Vergleich zum Vereinigten Königreich formuliert.

Konzeptionell ist dieses Kapitel an die Arbeiten von Haupt und Nollmann (2014, 2017) angelehnt: Es wird grundsätzlich zwischen Kompositions- und Einkommensstruktureffekten differenziert. Dabei beziehen sich Kompositionseffekte auf die Häufigkeit eines armutsrelevanten Merkmals in der Gruppe

der alleinerziehenden Mütter. Einkommensstruktureffekte bilden hingegen ab, inwiefern ein bestimmtes Merkmal überhaupt mit Armut korreliert. Die Stärke dieser Korrelation wird vorrangig von Institutionen des Wohlfahrtsstaats und des Arbeitsmarkts moderiert.

Die folgenden theoretischen Überlegungen umfassen die Individualmerkmale, die in der bestehenden Forschung als besonders relevant erachtet werden und die von den im weiteren Verlauf dieser Arbeit untersuchten Reformen ‚betroffen‘ sind: Zum einen umfassen die Merkmale den Erwerbsstatus, das Bildungsniveau sowie die Anzahl und das Alter der Kinder. Zum anderen werden die Ereignisse ins Alleinerziehen – Trennung einer nichtehelichen Lebensgemeinschaft (NEL) sowie Kindesgeburt außerhalb einer Partnerschaft im Vergleich zu Trennung einer Ehe – berücksichtigt, um auch Erwartungen zu potenziellen heterogenen Effekten je nach Weg ins Alleinerziehen formulieren zu können. Dabei werden sowohl Kompositions- als auch Einkommensstruktureffekte für die Entwicklung des Armutsrisikos von einer institutionellen Periode zur nächsten formuliert.

Für eine bessere Übersichtlichkeit werden zunächst die zentralen Eckpunkte der ersten Periode (1980-1997) im Hinblick auf Arbeitsmarktstrukturen, Wohlfahrtsstaat und die daraus abgeleitete soziale Komposition der alleinerziehenden Mütter skizziert (siehe Tabelle 3.1 in Kapitel 3). In einem nächsten Schritt werden die Veränderungen in den drei Teilsystemen in der zweiten Periode (1998-2006) herausgearbeitet und daraus sowohl Kompositions- wie Einkommensstruktureffekte der Entwicklung im Armutsrisiko alleinerziehender Mütter abgeleitet. Dies wird danach analog für die Veränderungen der zweiten und dritten Periode (2007-2016) durchgeführt.

Die *erste Periode* (1980-1997) ist gekennzeichnet durch einen angespannten Arbeitsmarkt mit struktureller Arbeitslosigkeit und einer Jobverlagerung in den Dienstleistungsbereich. Ersteres erschwert den Zugang zum Arbeitsmarkt aufgrund der größeren Konkurrenz um Arbeitsplätze. Gleichermaßen eröffnet letzteres insbesondere Müttern neue Arbeitsmarktchancen, da diese Verlagerung mit einem größeren Angebot an Teilzeitjobs einhergeht. Die soziale Absicherung gegen Arbeitslosigkeit ist in der ersten Periode im Vergleich zu den Folgeperioden gut. Familien werden jedoch kaum durch Betreuungsinfrastruktur, sondern primär monetär unterstützt und Alleinerziehende aus einer Ehe haben Anspruch auf Geschiedenenunterhalt. Dieser makrostrukturelle Kontext geht mit folgender Komposition der Alleinerziehenden einher: In dieser Zeit trennen sich tendenziell die besser gebildeten verheirateten Mütter mit guten Arbeitsmarktchancen und älteren Kindern („Unabhängigkeitsthese“, siehe Kapitel 4.1.1). Gleichzeitig existieren weniger, dafür deutlich instabilere NEL mit einem oder mit mehreren Kindern (Bastin et al. 2013, Barg und Beblo 2012, Lyngstad and Jalovaara 2010). In der Konsequenz ist der Anteil an Alleinerziehenden aus einer NEL in dieser Periode gering, wobei diese alleinerziehenden Mütter in der Regel jünger sind und dementsprechend häufig mit

Kleinkindern zusammenleben. Zu dem Vorkommen von Alleinerziehenden qua Kindesgeburt existieren bisher keine längeren Zeitreihen. Es kann allerdings davon ausgegangen werden, dass auch ihr Anteil in der ersten Periode im Vergleich zu den nachfolgenden am niedrigsten ist. Die armutsverstärkende Wirkung des auslösenden Ereignisses dagegen sollte in dieser Periode aufgrund unzureichender sozialstaatlicher Absicherung in der Familien- und Vereinbarkeitspolitik vergleichsweise hoch sein.

Für die Entwicklung des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter von der ersten Periode (1980-1997) zu der *zweiten Periode* (1998-2006) wird deshalb Folgendes erwartet (siehe Tabelle 5.1): Im Hinblick auf *Erwerbstätigkeit* wird aufgrund der gezielten wirtschaftlichen Aktivierung von Müttern von einer generell steigenden Erwerbsbeteiligung alleinerziehender Müttern ausgegangen, was sich in einem armutssenkenden Kompositionseffekt niederschlagen sollte. Aufgrund der mangelnden Vereinbarkeitspolitik sowie einer durch die Arbeitsmarktreformen begünstigten Ausdehnung des Niedriglohnsektors findet in der zweiten Periode der Anstieg in der Erwerbsbeteiligung vornehmlich in der geringfügigen und (kurzen) Teilzeitbeschäftigung statt. Deshalb wird gleichzeitig ein Rückgang in der armutssenkenden Wirkung von Erwerbstätigkeit für diese Periode angenommen (Einkommensstruktureffekt). Darüber hinaus wird erwartet, dass zwar einige Alleinerziehende durch die Reformen aus der Inaktivität dem Arbeitsmarkt zugeführt werden, aber aufgrund der generell hohen Arbeitslosenquote nicht unbedingt einen Job finden können. Dies sollte sich in einem armutsverstärkenden Kompositionseffekt von *Arbeitslosigkeit* ausdrücken. Genauso kann von einem armutsverstärkenden Einkommensstruktureffekt von Arbeitslosigkeit ausgegangen werden, da die Reformen mit finanziellen Einschnitten im beitragsbezogenen Arbeitslosengeld I und in der Grundversicherung (ALG II) einhergehen.

Darüber hinaus wird anhand der bestehenden Literatur von einer sinkenden Selektion ins Alleinerziehen in der zweiten Periode ausgegangen, was sich in einem durchschnittlich höheren *Bildungsniveau* und damit armutssenkenden Kompositionseffekt niederschlagen sollte. Aufgrund steigender Polarisierungstendenzen auf dem deutschen Arbeitsmarkt wird zudem von einem armutsverstärkenden Einkommensstruktureffekt von Geringqualifikation ausgegangen.

Darüber hinaus ist zwar der Anteil alleinerziehender Mütter mit mehr als zwei *Kindern* in der zweiten Periode gesunken (armutssenkender Kompositionseffekt), jedoch kann aufgrund eines wachsenden Anteils von Alleinerziehenden aus NELs und qua Kindesgeburt auch ein erhöhter Anteil an Alleinerziehenden mit Kindergarten- und Kleinkindern erwartet werden (armutsverstärkender Kompositionseffekt). Das finanzielle Risiko durch das Zusammenleben mit vielen oder kleinen Kindern sollte im Zuge der deutlichen Kindergelderhöhung Ende der 1990er Jahre allerdings sinken (armutssenkende Einkommensstruktureffekte). Der rückläufige Anteil an Alleinerziehenden aus

einer Ehe geht mit einem armutsverstärkenden Kompositionseffekt für die Ereignisse Trennung einer NEL und Kindesgeburt außerhalb einer Partnerschaft einher. Da sich an der Privilegierung der Alleinerziehenden aus einer Ehe in dieser Periode nichts substantiell verändert, sollte der Einkommensstruktureffekt der Trennung einer NEL gleichbleiben. Der Einkommensstruktureffekt der Kindesgeburt wiederum sollte aufgrund der Kindergelderhöhungen sinken.

Anhand dieser Ausführungen können folgende Hypothesen zu Kompositions- und Einkommensstruktureffekten für die Entwicklungen im Armutsrisiko alleinerziehender Mütter zwischen der ersten und zweiten Periode abgeleitet werden:

H8.1: *Das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter ist in der zweiten institutionellen Periode höher als in der ersten Periode.*

H8.2a: *Dieser Anstieg ist überwiegend auf armutsverstärkende Kompositions- und Einkommensstruktureffekte zurückzuführen.*

Ergänzend zu Hypothese Z2a folgt die Annahme, dass die armutsverstärkenden Einkommensstruktureffekte die arbeitsmarktbezogenen Merkmale von Alleinerziehenden betreffen, während die armutsverstärkenden Kompositionseffekte verstärkt auf familiäre Prozesse zurückgehen. Deshalb wird zusätzlich Folgendes erwartet:

H8.2b: *Die armutsverstärkenden Kompositionseffekte sind größer als die armutsverstärkenden Einkommensstruktureffekte.*

In der *dritten Periode* (2007-2016) kann dagegen von insgesamt verbesserten Bedingungen im institutionellen Kontext für Alleinerziehende ausgegangen werden. Die Erwerbchancen stiegen aufgrund der besseren wirtschaftlichen Lage³⁵, dem Ausbau der Kinderbetreuung sowie der Elternzeitreform. Daher wird angenommen, dass die (Vollzeit-)Erwerbstätigkeit weiterhin ansteigt, während weniger Alleinerziehende von Arbeitslosigkeit betroffen sein sollten (armutsenkende Kompositionseffekte). Gleichzeitig wird von einem verbesserten Zugang zu Jobs mit höherer Entlohnung oder höherem Stellenumfang ausgegangen, was sich armutsvermeidend auswirken sollte. Aufgrund der verschärften Erwerbsobliegenheiten und damit einhergehenden Einschränkungen im Geschiedenenunterhalt sollte eine etwaige Arbeitslosigkeit finanziell weniger gut durch andere Einkommensquellen kompensiert werden können (armutsverstärkender Einkommensstruktureffekt). Da die institutionellen Veränderungen in der dritten Periode nicht auf das Bildungsniveau der Alleinerziehenden abzielen und in dem kurzen Zeitraum keine substantiellen Veränderungen in den Selektionsprozessen ins Alleinerziehen erwartet werden, kann nicht von bedeutsamen Einflüssen des Bildungsniveaus ausgegangen werden.

35 Die Arbeitslosigkeit ist im Zuge der Finanzkrise 2008 nicht angestiegen, sondern sogar leicht gesunken (Bundesagentur für Arbeit 2016).

Tabelle 5.1: Erwartungen zu Kompositions- und Einkommensstruktureffekten, Deutschland

	Kompositionseffekte	Einkommensstruktureffekte
<i>Periode 2 im Vergleich zu Periode 1</i>		
Erwerbstätigkeit	-	+
Arbeitslosigkeit	+	+
Geringqualifikation	-	+
Mehr als 2 Kinder im Haushalt	-	-
Kind < 3 Jahren im Haushalt	+	-
Kind < 6 Jahren im Haushalt	+	-
Ereignis: Trennung NEL ^a	+	=
Ereignis: Kindesgeburt ^a	+	-
<i>Periode 3 im Vergleich zu Periode 2</i>		
Erwerbstätigkeit	-	-
Arbeitslosigkeit	-	+
niedrige Bildung	=	=
Mehr als 2 Kinder im Haushalt	-	=
Kind < 3 Jahren im Haushalt	-	-
Kind < 6 Jahren im Haushalt	-	-
Ereignis: Trennung NEL ^a	+	-
Ereignis: Kindesgeburt ^a	+	-

Anmerkungen: ‚+‘: armutsverstärkend, ‚-‘: armutssenkend, ‚=‘: unverändert. ^a: im Vergleich zu Trennung einer Ehe.

Quelle: Eigene Tabelle.

Anhand der Analysen von Boehle (2019) ist hingegen ein Rückgang in der Kinderanzahl und im Anteil junger Kinder von der zweiten zur dritten Periode zu erwarten (armutssenkender Kompositionseffekt), obwohl der Anteil an Alleinerziehenden aus einer NEL und qua Kindesgeburt weiter ansteigen sollte (armutsverstärkender Kompositionseffekt). Gleichzeitig sollte die steigende Defamilisierung im Zuge des Ausbaus der Familien- und Vereinbarkeitspolitik das finanzielle Risiko durch das Zusammenleben mit Kindern generell verringern (armutssenkende Einkommensstruktureffekte). Aufgrund der Einschränkungen im Geschiedenenunterhalt und der Einführung des Elterngeldes sollte auch die armutsverstärkende Wirkung der Ereignisse Trennung einer NEL sowie Kindesgeburt sinken. Aus diesen theoretischen Überlegungen lassen sich folgende Hypothesen zu den Veränderungen der dritten Periode im Vergleich zur zweiten ableiten:

H8.3: *Das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter ist in der dritten institutionellen Periode niedriger als in der zweiten Periode.*

H8.4a: *Dieser Rückgang ist überwiegend auf armutssenkende Kompositions- und Einkommensstruktureffekte zurückzuführen.*

H8.4b: *Die armutssenkenden Einkommensstruktureffekte sind größer als die armutssenkenden Kompositionseffekte.*

Darüber hinaus kann im Hinblick auf das Verhältnis des Armutsrisikos der drei Alleinerziehendengruppen untereinander Folgendes angenommen werden:

H8.5: *Der Vorteil der Alleinerziehenden aus einer Ehe sollte über die Perioden abnehmen und zu einer Konvergenz im Armutsrisiko führen.*

Anhand dieser Überlegungen sowie den Befunden aus der bisherigen Forschung im Vereinigten Königreich können im Hinblick für die Entwicklung im Armutsrisiko alleinerziehender Mütter im Vereinigten Königreich folgende theoretische Erwartungen aufgestellt werden:

V8.1a: *Das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter sinkt in der der Periode der Arbeitsmarktformen (zweite Periode).*

V8.1b: *Dieser Rückgang im Armutsrisiko in der zweiten Periode kann durch armutssenkende Kompositionseffekte erklärt werden.*

V8.1c: *Der Rückgang im Armutsrisiko in der zweiten Periode besteht trotz armutsverstärkender Einkommensstruktureffekte von Nichterwerbstätigkeit.*

In der dritten institutionellen Periode ab 2008 stehen im Vereinigten Königreich im Vergleich zu Deutschland die gestiegenen Erwerbsobliegenheiten, der restriktivere Zugang zu ‚in-work benefits‘ („Universal Credit“) sowie weitere Einschnitte in Sozialleistungen im Vordergrund. Gleichzeitig wird im Vergleichsland das Angebot an kostenloser beziehungsweise subventionierter frühkindlicher Betreuungsinfrastruktur weiter ausgebaut, was die Vereinbarkeit von Beruf und Familie für alleinerziehende Mütter weiterhin erleichtern sollte. Insgesamt sollten sich die wohlfahrtsstaatlichen Einschnitte jedoch deutlicher auswirken als die verbesserte Vereinbarkeit. Dementsprechend wird Folgendes für diese Periode erwartet:

V8.2a: *Das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter bleibt in der Periode der verstärkten Erwerbsobliegenheit (dritte Periode) konstant.*

V8.2b: *In der Periode der verstärkten Erwerbsobliegenheit (dritte Periode) liegen armutssenkende Kompositionseffekte vor.*

V8.2c: *Gleichzeitig steigen in dieser Periode armutsverstärkende Einkommensstruktureffekte.*

5.2 Der institutionelle Kontext beim Übergang ins Alleinerziehen

Zusätzlich zu der Bedeutung des Zusammenspiels von sozialer Komposition und institutionellem Kontext für die Entwicklung im Armutsrisiko alleinerziehender Mütter soll untersucht werden, ob sich der Effekt des Alleinerziehens (direkt wie indirekt) auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter je nach Ausgestaltung des institutionellen Kontexts verändert. Konkret wird untersucht, ob sich dieser im Zuge der beiden Reformperioden verändert hat (Abbildung 5.1, Pfeile e.). Analog zum Vorgehen im vorherigen Unterkapitel wird zunächst die bestehende Literatur zusammengetragen sowie die Forschungslücke identifiziert. Darauf aufbauend werden konkrete Hypothesen für die empirischen Analysen abgeleitet.

5.2.1 Forschungsstand in Deutschland

Aus Kapitel 3.1 ist bereits bekannt, dass nur wenige Studien den Effekt des Alleinerziehens auf die Veränderung im Armutsrisiko alleinerziehender Mütter untersuchen. Der bisherige Wissensstand schrumpft weiter, wenn innerhalb dieses Feldes nur Studien mit Bezug zu unterschiedlichen institutionellen Perioden oder politischen Reformen betrachtet werden. Grundsätzlich sind für Fragestellungen der Wirkung institutioneller Faktoren auf intraindividuelle Verläufe zwei Vorgehensweisen möglich: Zum einen kann die Wirkung einer spezifischen Reform auf den Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko analysiert werden. Zum anderen kann der Fokus vielmehr auf der Wirkung der institutionellen Konfiguration, in Form von Periodeneffekten, auf den Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko liegen.

Im Hinblick auf den ersten Ansatz kann die Arbeit von Geyer et al. (2013) genannt werden. Sie haben beispielsweise die spezifischen Auswirkungen der Elternzeitreform 2007 auf das Erwerbsverhalten von Müttern in Paarfamilien sowie alleinerziehenden Müttern untersucht. Den Autor*innen zufolge hat die Reform die Wahrscheinlichkeit für Alleinerziehende erhöht, zwei Jahre nach der Geburt eines Kindes vollzeiterwerbstätig zu sein. Gleichzeitig sinkt die Wahrscheinlichkeit für Alleinerziehende, zu diesem Zeitpunkt in Teilzeit erwerbstätig zu sein. Die Reform könnte folglich den Wiedereinstieg Alleinerziehender nach Geburt eines Kindes in eine Vollzeiterwerbstätigkeit verbessert haben und dadurch das Armutsrisiko dieser mittelfristig senken. Damit trifft die Studie implizit Aussagen über die Veränderung des indirekten Effekts des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko aufgrund der Elternzeitreform, vermittelt über eine Veränderung im Erwerbsstatus.

Für den zweiten Ansatz können zwei Studien angeführt werden: Bröckel und Andreß (2015) vergleichen auf der Basis der SOEP-Daten die ökonomische Situation von geschiedenen Frauen und Männern zwischen 2000 und 2010 mit Ergebnissen ihrer früheren Arbeiten für den Zeitraum von 1984 bis 1999 (Andreß und Bröckel 2007). Ein zentrales Ergebnis dieser Studie ist, dass geschiedene Mütter (in den allermeisten Fällen alleinerziehend) seit 2000 größere Einkommensverluste und eine stärkere finanzielle Abhängigkeit von Sozialleistungen aufweisen. Dabei konnten die größten Unterschiede zwischen geschiedenen Männern und Frauen bei den unteren Einkommensgruppen identifiziert werden. In anderen Worten: Bei Scheidungen ist das Armutsrisiko von Frauen aus den unteren Einkommensgruppen besonders hoch. Da für potenzielle Kompositionseffekte über die Zeit nicht kontrolliert wurde, können diese Befunde nicht klar den Veränderungen im institutionellen Kontext zugeschrieben werden.

Radenacker (2016)³⁶ beschäftigt sich ebenso mit den ökonomischen Folgen der Familientrennung (Ehe sowie NEL) für Mütter und Väter in Deutschland, allerdings im Vergleich mit den USA. Dabei differenziert die Autorin den Untersuchungszeitraum von 1985 bis 2008 in vier Sechs-Jahres-Perioden (1985-90, 1991-96, 1997-02, 2003-08). Die Arbeit untersucht die Konsequenzen einer Trennung für das Einkommen und das Armutsrisiko von Müttern und Vätern. Dabei wird für potenzielle Kompositionseffekte zwischen Müttern mit Trennung und solchen ohne Trennung sowie über die Perioden hinweg anhand von Matching-Verfahren kontrolliert. Die zentralen Ergebnisse der Arbeit können folgendermaßen zusammengefasst werden: Die Wahrscheinlichkeit, durch eine Trennung noch im Trennungsjahr arm zu werden, liegt in den ersten beiden Perioden (1985-90, 1991-96) stabil bei ca. 5%, während sie zwischen 1997 und 2002 auf 15% ansteigt und in der letzten Periode (2003-08) wieder auf ca. 5% sinkt. Für das zweite Jahr nach einer Trennung zeigt sich ein anderes Bild: In der ersten Periode beträgt das Armutsrisiko im zweiten Jahr nach einer Trennung ca. 10%. Diese Wahrscheinlichkeit sinkt zwischen 1991 und 1996 auf ca. -3%, geht in der folgenden Periode (1997-2002) wieder auf das Ausgangsniveau von 10% zurück. In der letzten Periode (2003-2008) sinkt die Wahrscheinlichkeit, aufgrund von Trennung arm zu werden, wieder leicht auf 8%.

Ferner berechnet die Autorin für jede Periode das Armutsrisiko vor und nach Steuern sowie Transfers, um die Effektivität des Wohlfahrtsstaates zu quantifizieren. Wie bereits Bröckel und Andreß (2015) anhand ihrer Ergebnisse der sinkenden Reallöhne deutlich machen konnten, zeigt auch Radenacker (2016), dass das Armutsrisiko vor dem wohlfahrtsstaatlichen Einwirken über die Perioden hinweg ansteigt, aber in allen Perioden effektiv vom

36 Ein Teil der Ergebnisse wurde schon vorab mit weiteren Autor*innen in einem Zeitschriftenartikel (Kohler et al. 2012) veröffentlicht. Da in dem Artikel keine zusätzlichen relevanten Analysen enthalten sind, wird an dieser Stelle vorrangig auf die ausführlicheren Ergebnisse der Dissertation (Radenacker 2016) verwiesen.

Wohlfahrtsstaat reduziert wird und eher stabil bleibt. Dennoch kann kein deutlicher Rückgang im Armutsrisiko aufgrund von Familientrennung konstatiert werden (Radenacker 2016, Kohler et al. 2012). Dieses Ergebnis steht konträr zum so genannten ‚Umbau des Sozialstaats auf neue soziale Risiken‘ (Bleses und Seeleib-Kaiser 2004, Bonoli 2005), den manche Autoren postulieren.

In diesem Kontext besteht allerdings noch ein großer Forschungsbedarf. Die wenigen existierenden Studien konzentrieren sich auf das auslösende Ereignis Familientrennung, was auch den geringen Fallzahlen für Alleinerziehende qua Kindesgeburt geschuldet ist. In theoretischer Hinsicht kann angemerkt werden, dass der Periodenvergleich bisher nicht stark analytisch eingebettet ist, sodass die genaueren Zusammenhänge zwischen individuellen Verläufen und institutionellem Kontext unklar bleiben. Zwar wird diese theoretische Einbettung des institutionellen Kontexts in der Arbeit von Boehle (2019) sehr ausführlich vorgenommen, allerdings werden weder die Selektionsmechanismen ins Alleinerziehen noch die intraindividuelle Veränderung im Armutsrisiko alleinerziehender Mütter berücksichtigt. Es bedarf also insbesondere einer stärker theoriegeleiteten Untersuchung von Periodeneffekten auf die Armutsverläufe alleinerziehender Mütter. Außerdem decken die bisherigen Arbeiten den Zeitraum des massiven Ausbaus in der Familienpolitik ab 2007 nur in seinen Anfängen ab.

5.2.2 *Forschungsstand im Vereinigten Königreich*

Auch für das Vereinigte Königreich gibt es ähnlich wie für Deutschland bisher kaum Studien, die die Auswirkungen des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter über einen längeren Zeitraum beobachten. Der Autorin der vorliegenden Arbeit ist lediglich eine einzige Studie bekannt, die die negativen ökonomischen Folgen einer Scheidung in den Kontext der Arbeitsmarktreformen der 1990er Jahre im Vereinigten Königreich eingebettet hat: Jenkins (2008) zeigt, dass die unmittelbaren sowie die mittelbaren Einkommensverluste bei alleinerziehenden Müttern im Zuge der Reformen deutlich zurückgegangen sind – von -30% in den Jahren 1991-1997 auf -12% in den Jahren 1998–2004. Ob spätere Reformen ähnlich effektiv auf das Einkommen von Alleinerziehenden gewirkt haben, kann zurzeit nicht beantwortet werden. Weiterhin bleibt unklar, ob die Reformen heterogene Effekte für Alleinerziehende je nach Weg ins Alleinerziehen hatten. Aus diesem Grund werden die folgenden theoretischen Erwartungen für das Vereinigte Königreich weniger auf Basis der bestehenden Literatur, sondern stärker anhand der in Kapitel 3 dargelegten institutionellen Entwicklungen abgeleitet (vgl. Tabelle 3.2).

Wie in Deutschland ist die zweite institutionelle Periode auch im Vereinigten Königreich stark von den Arbeitsmarktreformen, Einschnitten bei der wohlfahrtsstaatlichen Absicherung des Risikos Arbeitslosigkeit geprägt.

Früher als in Deutschland wird bereits in dieser Periode ein Mindestlohn eingeführt. Gleichzeitig setzt auch der Ausbau der Familien- und Vereinbarkeitspolitik bereits parallel zu den Arbeitsmarktreformen ein. Die ergriffenen Maßnahmen sind zwar im Vergleich zu den Entwicklungen in Deutschland weniger umfangreich und noch stärker erwerbsbezogen (,in-work benefits‘, ,childcare subsidies‘), erleichtern aber dennoch substanziell den Zugang zum Arbeitsmarkt für alleinerziehende Mütter. Aufgrund der großen Forschungslücke in diesem Feld kann die vorliegende Arbeit den Wissensstand zu der Wirkung institutioneller Kontexte auf den Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter im Vereinigten Königreich substanziell erweitern.

5.2.3 Theoretische Überlegungen und Hypothesen

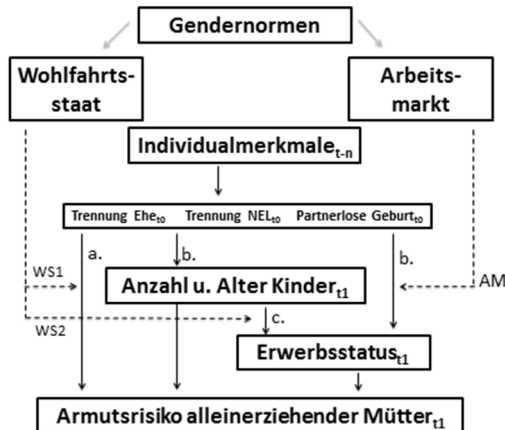
Die vorliegende Arbeit hat unter anderem zum Ziel, einen theoretischen Beitrag zur bestehenden Forschung zum moderierenden Einfluss des institutionellen Kontexts auf den Effekt des Alleinerziehens für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter zu leisten. Im Kontrast zum vorangegangenen Unterkapitel steht nun nicht mehr das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter an sich im Zentrum der Analyse, sondern die Veränderung im intraindividuellen Armutsrisiko aufgrund des Übergangs ins Alleinerziehen in einer bestimmten institutionellen Konfiguration. Dadurch werden nicht nur Verschiebungen in der sozialen Komposition alleinerziehender Mütter über die institutionellen Perioden berücksichtigt, sondern gleichzeitig auch die Selektivität des Übergangs ins Alleinerziehen. Wie in den Kapiteln zuvor werden an dieser Stelle die theoretischen Überlegungen für Deutschland ausführlich ausgeführt und am Ende des Abschnitts zusätzlich Hypothesen für den Vergleich mit dem Vereinigten Königreich abgeleitet.

Da die genauen Wirkmechanismen des institutionellen Kontexts auf die intraindividuellen Verläufe von alleinerziehenden Müttern noch nicht untersucht wurden, werden sie hier theoretisch erarbeitet. Die theoretischen Überlegungen beginnen wie in Kapitel 4 beim Übergang ins Alleinerziehen und der damit verbundenen auslösenden Ereignisse (Trennung einer Ehe oder NEL, Kindesgeburt außerhalb einer Partnerschaft). Es werden also werden die theoretischen Überlegungen zu dem Einfluss des auslösenden Ereignisses auf die Anzahl und das Alter der Kinder sowie den Erwerbsstatus von alleinerziehenden Müttern aus Kapitel 3 mit den theoretischen Überlegungen zu den entsprechenden Moderationseffekten des institutionellen Kontexts verbunden. Diese Überlegungen sind in Abbildung 5.2 zusammengefasst: Soziale Selektionsprozesse beeinflussen den Eintritt der Lebensereignisse Familientrennung oder Kindesgeburt außerhalb einer Partnerschaft. Inwiefern sich diese Ereignisse *direkt* auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter auswirken (Abbildung

5.2, Pfeil a.), hängt stark von der sozialstaatlichen Absicherung dieser Lebensereignisse ab (Abbildung 5.2, Pfeil WS1). In diesem Zusammenhang sind familienrechtliche Regelungen zum nachehelichen und zum Kindesunterhalt von großer Bedeutung, genauso wie familienpolitische Maßnahmen rund um die Geburt eines Kindes (Elternzeit, Kindergeld, etc.).

Weiterhin wirken sich diese Ereignisse *indirekt* über den Erwerbsstatus sowie die Anzahl und das Alter der Kinder auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter (Abbildung 5.2, Pfeil b.) aus. Das heißt, Alleinerziehen wirkt sich verstärkend auf die finanzielle Notwendigkeit aus, einer eigenen Erwerbstätigkeit nachzugehen bzw. eine bestehende weiter auszudehnen. Kann dies realisiert werden, sollte die Veränderung im Armutsrisiko geringer ausfallen. Wird bzw. bleibt eine Alleinerziehende hingegen arbeitslos, so sollte sich das Armutsrisiko nach Übergang in das Alleinerziehen stark erhöhen. Ob eine (ausgedehnte) Erwerbstätigkeit realisiert werden kann, hängt neben individuellen Merkmalen wie Bildungsqualifikation und Berufserfahrung auch von Strukturen des Arbeitsmarktes ab. Hierbei spielt die in Kapitel 2.2.3 erläuterte berufliche Geschlechtersegregation ebenso eine Rolle wie die Arbeitsmarktreformen der 2000er Jahre (Abbildung 5.2, Pfeil AM). Darüber hinaus wird der Erwerbsstatus einer alleinerziehenden Mutter auch von der Betreuungsintensität der Kinder, also der Anzahl sowie dem Alter der Kinder, beeinflusst (Abbildung 5.2, Pfeil c.). Dieser Zusammenhang wird von der Ausgestaltung der Vereinbarkeitspolitik moderiert (Abbildung 5.2, Pfeil WS2).

Abbildung 5.2: Grafische Darstellung der theoretischen Überlegungen



Quelle: Eigene Abbildung, basierend auf Abbildung 5.1, S. 83.

Der *direkte* Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter wird von monetären Familienleistungen sowie dem Unterhaltsrecht

moderiert. Während erstere über die drei Perioden sukzessive erhöht wurden, gab es in der dritten Periode Einschnitte im nahehelichen Unterhalt (vgl. Kapitel 3). Da der Ausbau der Familienleistungen aber auch stark in dieser Periode stattfindet, wird von einem kontinuierlichen Rückgang im direkten Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter ausgegangen. Daher lässt sich folgende Hypothese ableiten:

H9.1a: *Der direkte Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter sinkt über die drei institutionellen Perioden.*

Weiterhin wird davon ausgegangen, dass Alleinerziehende qua Kindesgeburt stärker von diesem Ausbau in der Familienpolitik profitieren als Alleinerziehende aus einer Ehe oder NEL. Dies kann dadurch begründet werden, dass von dem Ereignis Kindesgeburt generell ein geringerer direkter Effekt auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter erwartet wird als von dem Wegebrechen des Partnereinkommens. Der Ausbau an monetären Familienleistungen kann hier besonders effektiv wirken.

H9.1b: *Für alleinerziehende Mütter qua Kindesgeburt ist der Rückgang im direkten Effekt des Alleinerziehens über die Perioden am stärksten.*

Im Zuge der aktivierenden Arbeitsmarktformen sowie der vorangetriebenen Vereinbarkeitspolitik kann genauso von einem Rückgang des *indirekten* Effekts des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter ausgegangen werden. Dieser Rückgang sollte in der Periode der Vereinbarkeitspolitik (2007-2016) stärker ausgeprägt sein. Deshalb lautet die folgende Hypothese:

H9.2: *Der indirekte Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter sinkt über die drei Perioden, in der Periode der Vereinbarkeitspolitik stärker als in der Periode der Arbeitsmarktformen.*

Im Hinblick auf die heterogenen Effekte des Alleinerziehens je nach Erwerbsstatus und der Haushaltskonstellation wird Folgendes erwartet: In der zweiten Periode (1998-2006) sollten sich die Arbeitsmarktformen auf den Zusammenhang von Alleinerziehen und Erwerbsstatus auswirken: Zum einen sollte sich aufgrund der sinkenden dekommodifizierenden Wirkung des Arbeitslosengeldes der Effekt für arbeitslose Alleinerziehende erhöhen. Zum anderen sollte der Effekt des Alleinerziehens für erwerbstätige Alleinerziehende steigen, da insgesamt mit einem abnehmenden Schutz von Erwerbstätigkeit zu rechnen ist.

Bezüglich des Kindesalters kann aufgrund des Rechtsanspruchs auf einen Kindergartenplatzes ab Mitte der 1990er Jahre erwartet werden, dass sich das Zusammenleben mit einem Kind im Kindergartenalter weniger nachteilig auf den Erwerbsstatus einer alleinerziehenden Mutter auswirkt als noch in der

ersten Periode. Der analoge Effekt eines Kleinkindes sollte indes unverändert bleiben. Daraus lassen sich folgende Hypothesen ableiten:

H9.3: *In der Periode der Arbeitsmarktrefor­men sinkt die Heterogenität im Ef­fekt des Alleinerziehens auf das Armut­risiko je nach Erwerbsstatus weniger stark ausgeprägt als in der ersten Periode.*

In der Periode der Vereinbarkeitspolitik wiederum sollte der armutssenkende Effekt einer Erwerbstätigkeit aufgrund des verbesserten Kinderbetreuungsangebots wieder zunehmen und dadurch die Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens je nach Erwerbsstatus wieder erhöhen. Gleichzeitig sollte die Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens auf das Armut­risiko alleinerziehender Mütter je nach Haushaltskonstellation sinken. Dementsprechend werden folgende Hypothesen aufgestellt:

H9.4: *In der Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik bleiben die heterogenen Effekte des Alleinerziehens auf das Armut­risiko je nach Erwerbsstatus unverändert auf dem Niveau der zweiten Periode.*

H9.5: *In der Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik nimmt die Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens auf das Armut­risiko je nach Haushaltskonstellation im Vergleich zu den ersten beiden Perioden ab.*

Für den Ländervergleich mit dem Vereinigten Königreich werden folgende theoretische Erwartungen formuliert: In der Periode der Arbeitsmarktrefor­men (1997-2007) können sinkende Effekte des Alleinerziehens auf das Armut­risiko alleinerziehender Mütter erwartet werden. Denn einerseits wurde der Zugang zum Arbeitsmarkt für alleinerziehende Mütter substanziell verbessert, so dass der indirekte Effekt des Alleinerziehens sinken sollte. Andererseits werden seit dieser Periode auch unterhaltspflichtige Elternteile stärker in die finanzielle Pflicht genommen, was zum Rückgang im direkten und indirekten Effekt führen sollte:

V9.1a: *Der direkte Effekt des Alleinerziehens auf das Armut­risiko alleinerziehender Mütter sinkt im Vereinigten Königreich über die drei Perioden weniger als in Deutschland.*

V9.1b: *Dieser Rückgang im direkten Effekt des Alleinerziehens ist für Alleinerziehende aus einer Ehe am stärksten ausgeprägt.*

V9.2: *Der indirekte Effekt des Alleinerziehens auf das Armut­risiko alleinerziehender Mütter sinkt im Vereinigten Königreich in der Periode der Arbeitsmarktrefor­men stärker als in Deutschland.*

Mit Bezug auf die Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens auf das Armut­risiko alleinerziehender Mütter kann Folgendes erwartet werden: Da der Ausbau in der Familien- und Vereinbarkeitspolitik im Vereinigten Königreich

zeitlich näher an die Arbeitsmarktformen gekoppelt ist als in Deutschland, sollte die Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens je nach Erwerbsstatus unverändert bleiben. Gleichzeitig sollte die Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens je nach Haushaltskonstellation bereits in der zweiten Periode abnehmen. Anhand dieser Überlegungen können folgende Hypothesen formuliert werden:

V9.3: Im Kontrast zu Deutschland bleibt die Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko über die Perioden je nach Erwerbsstatus bestehen.

V9.4: Im Kontrast zu Deutschland sinkt die Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko über die Perioden je Haushaltskonstellation bereits in der zweiten Periode.

Das Ziel dieses Kapitels war es, auf der Basis der bestehenden Forschung sowie eigenen Überlegungen theoretische Erwartungen für zwei verschiedene Fragekomplexe zu entwickeln: Zum einen für das Zusammenspiel von sozialer Komposition und institutionellem Kontext in seiner Bedeutung für die Entwicklung im Armutsrisiko alleinerziehender Mütter über die institutionellen Perioden. Zum anderen für den Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter über die drei institutionellen Perioden. Die hierfür abgeleiteten Hypothesen werden in den Kapiteln 8 und 9 jeweils empirisch überprüft.

6 Analysestrategie, Daten, Messung und Samples

Dieses Kapitel stellt die Brücke zwischen den theoretischen Überlegungen und den empirischen Analysen dar. In vier Unterkapiteln werden die Analysestrategie und die statistischen Verfahren für die Überprüfung der Hypothesen sowie die Datengrundlage für die empirischen Analysen, die Messkonzepte der theoretischen Konstrukte und die Definition der Analysesamples dargelegt.

6.1 Analysestrategie und verwendete Methoden

Ziel dieses Unterkapitels ist es, die allgemeine Analysestrategie sowie die verwendeten Methoden darzulegen. Die übergeordnete Fragestellung dieses Buchs zielt auf die Ursachen für das überproportional hohe Armutsrisiko alleinerziehender Mütter in Deutschland ab. Dabei werden alleinerziehende Mütter in theoretischer Hinsicht aus einer Lebensverlaufsperspektive in die drei gesellschaftlichen Teilsysteme Familie, Arbeitsmarkt sowie Wohlfahrtsstaat eingebettet. Im Rahmen der vorliegenden Arbeit werden diese drei Teilsysteme in zwei großen Analyseblöcken behandelt: Im ersten Analyseblock geht es um das Teilsystem Familie, insbesondere um familiäre Prozesse vor dem Übergang ins Alleinerziehen und wie diese das Armutsrisiko während des Alleinerziehens beeinflussen. Der zweite Analyseblock untersucht die Rolle des institutionellen Kontexts in Form von Arbeitsmarktstrukturen und Wohlfahrtsstaatsystemen für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter.

Anhand dieser inhaltlichen Schwerpunkte der Analyseblöcke ergeben sich unterschiedliche methodische Herangehensweisen sowie Analysesamples (genauer dazu Abschnitt 6.4), die in den beiden nachfolgenden Abschnitten näher erläutert werden.

6.1.1 *Die Analyse familialer Selektionsprozesse ins Alleinerziehen*

In diesem Analyseblock (Kapitel 7) stehen die familialen Verläufe vor dem Alleinerziehen in ihrer Bedeutung für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter im Vordergrund. Konkret geht es um Selektionsprozesse in verschiedene Partnerschaftsformen und in Elternschaft sowie um die Frage, unter welchen Umständen der Übergang aus diesen Lebenssituationen ins Alleinerziehen stattfindet. Daher wird einerseits untersucht, inwiefern das hohe Armutsrisiko alleinerziehender Mütter in Deutschland auf einen selektiven Übergang ins

Alleinerziehen (Frauen mit höherem Armutsrisiko werden auch häufiger alleinerziehend) oder auf das Alleinerziehen an sich zurückgeführt werden kann. Zum anderen erfolgt eine Analyse, ob hierbei Unterschiede innerhalb der Alleinerziehenden aufgrund der verschiedenen kritischen Lebensereignisse, die den Übergang ins Alleinerziehen begründen, bestehen.

Für die empirische Untersuchung der ökonomischen Folgen von kritischen Lebensereignissen hat sich die Anwendung quasi-experimenteller Designs mit einem kontrafaktischen Kausalitätsansatz³⁷ sowie *Difference-in-Differences* (DiD) als Schätzverfahren bewährt (Bliemeister 2015, DiPrete und Gangl 2004, DiPrete und McManus 2000, Ehlert 2016, Heisig 2015, Kohler et al. 2012, Radenacker 2016). Ein Vorteil dieser Methode ist, dass näherungsweise der kausale Effekt eines ‘Treatments’ (hier: auslösendes Ereignis ins Alleinerziehen) auf das Einkommen oder das Armutsrisiko der Treatmentgruppe (der Alleinerziehenden) geschätzt werden kann.

Bei einem kontrafaktischen Verständnis von Kausalität werden die zentralen Aspekte der Experimentalforschung auf Forschungsdesigns mit Umfragedaten angewandt (Rubin 1974). Als zentrale Annahme gilt: “each individual in the population of interest has a potential outcome under each treatment state, even though each individual can be observed in only one treatment state at any point in time” (Morgan und Winship 2007:5) . Anders ausgedrückt: Theoretisch könnte jedes Individuum sowohl in jeder Treatment- als auch in der Kontrollgruppe vorkommen, denn das Zuordnen zu einer Gruppe darf nicht (vollkommen) vorbestimmt sein. Daraus folgt, dass die Kontrollgruppe all die Frauen umfasst, die theoretisch zu jedem Zeitpunkt dem Risiko des Alleinerziehens ausgesetzt sind (risk set), es aber nicht werden. Da in der vorliegenden Arbeit drei Wege ins Alleinerziehen untersucht werden (Treatmentgruppen), wird für jede davon eine adäquate Kontrollgruppe gebildet. Im Fall der Alleinerziehenden aus einer Ehe mit Kindern sind es verheiratete Mütter, die sich nicht trennen. Analog dazu stellen Frauen in einer nichtehelichen Lebensgemeinschaft (NEL) mit Kindern, für die keine Trennung beobachtet wird, die Kontrollgruppe für die Alleinerziehenden aus einer NEL mit Kindern dar. Für Frauen, die durch die Geburt des ersten Kindes alleinerziehend werden, werden partner- und kinderlose Frauen im gebärfähigen Alter (bis zu 45 Jahren) als Kontrollgruppe herangezogen.

Bei der DiD-Schätzung handelt es sich um einen Spezialfall von ‘fixed effects’-Panelregressionen (FE) (Legewie 2012). FE-Modelle beruhen auf einem temporalen Vergleich innerhalb von Personen (‘within’-Vergleich), indem von jeder Merkmalsausprägung der personenspezifische Mittelwert subtrahiert wird (‘entmitteln’).

37 Dieses Verfahren wird alternativ auch als potential outcomes framework bezeichnet.

Für die DiD-Schätzung gilt formal folgende Gleichung:

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)\beta + \varepsilon_{it} - \varepsilon_i \quad (1.)$$

In der Konsequenz fallen alle zeitkonstanten Merkmale aus der Regressionsgleichung und können nicht modelliert werden. Daraus folgt, dass indirekt für zeitkonstante unbeobachtete Heterogenität kontrolliert wird und die Schätzer dadurch in der Regel weniger verzerrt sind als bei Regressionsverfahren, die auf der Varianz zwischen Gruppen („Between-Vergleich“) beruhen (Allison 2009, Brüderl 2010, Halaby 2004, Legewie 2012).

Ein Spezifikum des DiD-Verfahrens ist, dass ein expliziter Vorher-Nachher-Vergleich zwischen einer Treatment- und Kontrollgruppe modelliert wird. Die Grundannahme besteht darin, dass sich Individuen zufällig in eine Treatment- oder Kontrollgruppe selektieren. *Vor* dem Eintreten des Treatments weisen die Personen daher den gleichen Zeittrend auf (vgl. Abbildung 6.1). Hat das Treatment einen Effekt auf die Outcome-Variable, sollte sich das in einem (temporär) abweichenden Verlauf im Outcome *mit* dem Eintreten des Treatments (t_0) ausdrücken. Aufgrund der Parallelitätsannahme kann anhand des zeitlichen Verlaufs der Kontrollgruppe ein kontrafaktischer Verlauf für die Treatmentgruppe modelliert werden (gestrichelte Linie in Abbildung 6.1), wenn sie das Treatment nicht bekommen hätte. Die Differenz zwischen dem tatsächlichen und dem kontrafaktischem Outcome in der Treatmentgruppe identifiziert den Average Treatment Effect on the Treated (ATT) – in diesem Fall also den durchschnittlichen Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter.

Mathematisch ausgedrückt bedeutet dies, dass zunächst der intraindividuelle Vergleich des Outcomes in der Treatmentgruppe ($T=1$) vor (Y_0) und nach (Y_1) Eintritt des Events geschätzt wird (1. Differenz). Dieses Vorgehen entspricht dem der FE-Modelle. Bei dem DiD-Verfahren wird darüber hinaus die 1. Differenz analog für die Kontrollgruppe berechnet ($T=0$) und von der 1. Differenz der Treatmentgruppe subtrahiert:

$$ATT = E(Y_1 - Y_0 | T = 1) - E(Y_1 - Y_0 | T = 0) \quad (2.)$$

Dieses Verfahren erlaubt damit die Kontrolle zeitkonstanter unbeobachteter Heterogenität von Individuen und von makrostrukturellen Trends wie Wirtschaftszyklus, Arbeitslosigkeit, etc.

Um bei diesem Verfahren mit Umfragedaten valide Schätzungen zu erhalten, muss die Annahme der konditionalen Unabhängigkeit³⁸ zutreffen. Diese Annahme besagt, dass die Zuordnung zu einer Treatment- oder Kontrollgruppe quasi-zufällig geschehen muss, also in Abhängigkeit bestimmter Kovariaten. In vielen Anwendungen der DiD-Schätzung – wie auch im vorliegenden Fall der alleinerziehenden Mütter – wird jedoch gerade nicht von einer zufälligen

38 Im Englischen: Conditional Independence Assumption (CIA).

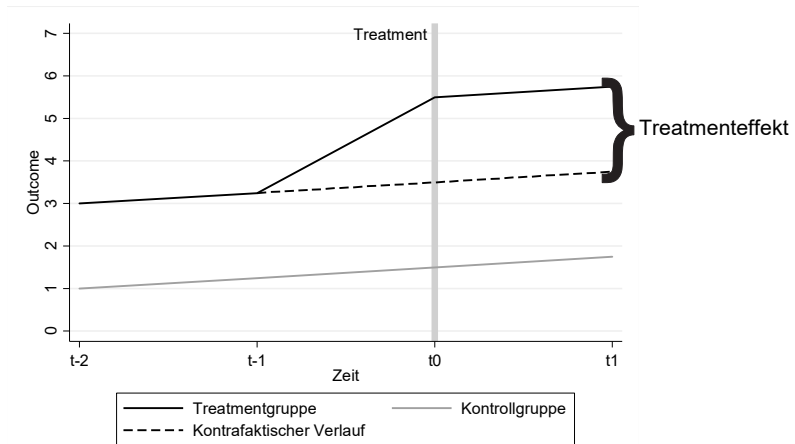
Zuordnung ins Alleinerziehen ausgegangen, sondern von sozial strukturierten Selektionsprozessen (Brand und Thomas 2014, Heckman 2005, Heckman et al. 1997). Genauso ist bei einem nicht-zufälligem Eintreten des Treatments häufig die zentrale Annahme der parallelen Zeittrends verletzt. Diese Kompositionsunterschiede zwischen der Treatment- und Kontrollgruppe verzerren den tatsächlichen Treatmenteffekt. Zudem ist die Annahme der parallelen Zeittrends im Fall von diskreten Outcomes – also auch beim Outcome Einkommensarmut in der vorliegenden Arbeit – wenig plausibel und nicht überprüfbar (Lechner 2010).

Dieses Problem von DiD-Modellen kann nicht optimal gelöst (ebd. 2010), sondern lediglich anhand einer konditionalen DiD-Schätzung minimiert werden. Bei diesem Vorgehen wird der DiD-Schätzung ein Matchingverfahren zur Kontrolle der beobachtbaren³⁹ Kompositionsunterschiede *vor* dem Eintreten des Treatments vorgeschaltet (Abadie und Imbens 2006, Gangl 2010, Heisig 2015). Dies geschieht für diese Arbeit getrennt für die drei Wege ins Alleinerziehen, was zum Teil mit recht kleinen Fallzahlen⁴⁰ in den Treatmentgruppen einhergeht. Aus diesem Grund wird das nicht-parametrische Gewichtungungsverfahren Entropy Balancing (Hainmüller 2012) angewandt, da es bei kleinen Fallzahlen effektiver ist als andere Matchingverfahren – wie z.B. Propensity Score Matching oder Coarsened Exact Matching (Giesecke et al. 2015). Im Gegensatz zu den meisten anderen Verfahren wird beim Entropy Balancing die Kovariatenbalance direkt in die Gewichtungsfunktion integriert, die auf die Sampleinheiten angewandt wird. Im Vorfeld wird das Level der Balanceeinschränkungen anhand der Momente der Kovariatenverteilungen festgelegt. Daraufhin sucht der Algorithmus nach einem Set von Gewichten, das die vorgegeben Balanceeinschränkungen erfüllt und so nah wie möglich an den Verteilungen der angegebenen Basisgewichte liegt. Ein großer Vorteil des Entropy Balancing gegenüber anderen Verfahren liegt darin, dass in jedem Fall die Kovariatenbalance zwischen der Treatment- und Kontrollgruppe zumindest leicht verbessert wird (Hainmüller 2012).

39 Streng genommen bleibt eine potenzielle Verzerrung durch unbeobachtete Merkmale weiterhin bestehen. Deshalb ist es umso wichtiger, so viele relevante beobachtbare Merkmale wie möglich ins Gewichtungsverfahren mitaufzunehmen, die wahrscheinlich mit den unbeobachteten Merkmalen korrelieren und damit den Grad der Verzerrung minimieren (Gangl 2015).

40 Ein genauer Überblick über das Sample und die Fallzahlen folgt in Abschnitt 6.4.

Abbildung 6.1: Schematische Darstellung einer Difference-in-Differences-Schätzung



Quelle: Eigene Abbildung.

6.1.2 Die Analyse des institutionellen Kontexts von alleinerziehenden Müttern

Im zweiten Analyseblock (Kapitel 8 und 9) wird der Einfluss des institutionellen Kontexts auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter untersucht. Dabei geht es nicht um die Evaluation einzelner arbeitsmarktpolitischer oder wohlfahrtsstaatlicher Maßnahmen. Vielmehr soll das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter in die institutionelle Konfiguration zu einem gegebenen Zeitpunkt eingebettet werden. Aufgrund des massiven sozialen Wandels in allen drei gesellschaftlichen Teilsystemen über die letzten 30 Jahre, erweist sich der Zeitvergleich als ein adäquates Forschungsdesign. Hierfür werden die in Kapitel 3 bestimmten institutionellen Perioden herangezogen, um potenzielle Effekte der Arbeitsmarktreformen (1998-2006) und des Ausbaus der Familien- wie Vereinbarkeitspolitik (2007-2016) im Vergleich zu den Jahren davor (1980-1997) zu identifizieren. Diese Analyse erfolgt in zwei Schritten, deren methodische Umsetzung nachfolgend beschrieben wird. Der erste Teil konzentriert sich auf das Zusammenspiel der sozialen Komposition alleinerziehender Mütter und dem institutionellen Kontext über die drei Perioden. Der zweite Teil auf Periodeneffekte des Effekts des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko von alleinerziehenden Müttern.

Teil 1: Das Zusammenspiel von sozialer Komposition und institutionellem Kontext

Da sich nicht nur der institutionelle Kontext, sondern auch verschiedene demografische Prozesse und damit potenziell die soziale Komposition der Alleinerziehenden gewandelt haben, soll in einem ersten Schritt das Zusammenspiel dieser Entwicklungen deskriptiv untersucht werden. Das Ziel ist hierbei, potenzielle Kompositionseffekte im Armutsrisiko alleinerziehender Mütter von solchen des institutionellen Kontexts abzugrenzen. Für diese Art von Analysen lassen sich *Dekompositionsmethoden* heranziehen (Blinder 1973, Kitagawa 1955, Oaxaca 1973). Eine häufig verwendete Methode ist die in den frühen 1950er Jahren entwickelte Kitagawa-Dekomposition (bekannter als Oaxaca-Blinder-Dekomposition), mit der in Deutschland immer noch häufig Ursachen des Gender Pay Gap berechnet werden (Finke et al. 2017).

Die Kitagawa-Dekomposition stellt eine kontrafaktische Komponentenzerlegung von Mittelwerten dar, die vorrangig auf folgenden Annahmen beruht: *Erstens* wird von einer additiven Linearität ausgegangen, der zufolge der Mittelwert des Gesamtsamples in gruppenspezifische Beiträge zu diesem Gesamtmittelwert zerlegt werden kann. Dieser Beitrag setzt sich aus dem Produkt des gruppenspezifischen Gewichts (Vorkommen) und der gruppenspezifischen Outcome-Verteilung (Mittelwert) zusammen. *Zweitens* gilt der Methode zufolge das Gesetz der iterierten Erwartungen, wonach der Erwartungswert dem Produkt aus der Summe der gruppenspezifischen Outcomes und der Wahrscheinlichkeit, das Outcome zu beobachten, entspricht. *Drittens* wird die Annahme getroffen, dass der bedingte Erwartungswert der Fehler gleich Null ist.

Daraus lassen sich folgende Gleichungen für die Mittelwertdifferenz (*Diff*) zwischen zwei Gruppen *A* und *B* ableiten:

$$Diff = \bar{Y}_B - \bar{Y}_A \quad (3.)$$

$$= \underbrace{\bar{X}_B(\widehat{\beta}_B - \widehat{\beta}_A)}_{Outcome-Struktur} + \underbrace{(\bar{X}_B - \bar{X}_A)\widehat{\beta}_A}_{Komposition} \quad (4.)$$

Die Mittelwertdifferenz im Outcome kann demnach anhand zweier kontrafaktischer Berechnungen identifiziert werden, wobei sich der erste Teil auf die Outcome-Struktur bezieht und der zweite auf die Komposition. Dabei umfasst ein Kompositionseffekt solche Effekte, die auf das relative Vorkommen eines Merkmals in der Gruppe zurückzuführen sind (z.B. ein höheres Armutsrisiko aufgrund einer höheren Wahrscheinlichkeit in Teilzeit erwerbstätig zu sein anstatt in Vollzeit). Ein Outcome-Struktureffekt dagegen bezeichnet den Effekt, der auf die Stärke der Korrelation zwischen Merkmal und Outcome zurückzuführen ist (z.B. wie sehr sich das Armutsrisiko erhöht bei Teilzeiterwerbstätigkeit im Vergleich zu einer Vollzeiterwerbstätigkeit). Die Berechnung dieser beiden Effekttarten beinhaltet jeweils die Differenz aus dem kontrafaktischen

Vorkommen bzw. der Korrelation (also dem Wert der zweiten Gruppe) und dem tatsächlichen Wert. Die $\hat{\beta}$ s werden anhand von Regressionen und die \bar{X} s aus den Mittelwerten der Stichprobe geschätzt.

Dieser Logik zufolge gilt für das vorliegende Forschungsvorhaben, dass eine Zerlegung der Veränderungen im Armutsrisiko alleinerziehender Mütter von einer institutionellen Periode zur nächsten (Mittelwertdifferenz) anhand zentraler Individualmerkmale erfolgt: die Veränderung im Armutsrisiko alleinerziehender Mütter von der ersten zur zweiten Periode und von der zweiten zur dritten Periode. Da Kitagawa-Dekompositionen auch verschiedene Probleme mit sich bringen – darunter das Index-, Transformations- sowie Referenzgruppenproblem (Fortin et al. 2011) –, werden verschiedene Sensitivitätsanalysen durchgeführt. Diese werden in Kapitel 8 zusammen mit den empirischen Analysen näher erläutert.

Weiterhin werden anhand von Entropy Balancing kontrafaktische Szenarien der sozialen Komposition von Alleinerziehenden geschätzt. Dieses Vorgehen dient der Untersuchung des Einflusses der Entwicklung in der wohlfahrtsstaatlichen Armutsreduktion auf die Entwicklung des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter unter statistischer Kontrolle der Verschiebungen in der sozialen Komposition.

Teil 2: Der Einfluss institutionellen Kontexts auf den armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens

Da die Effekte des institutionellen Kontexts anhand dieser Verfahren nur sehr grob approximiert werden können, sollen in einem weiteren Schritt (Kapitel 9) konkret Periodeneffekte für den Effekt des Alleinerziehens auf die Wahrscheinlichkeit, arm zu sein, untersucht und die in Abschnitt 5.2.3 abgeleiteten Hypothesen überprüft werden. In diesem Teil der Analyse geht es nicht vorrangig um den Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen (Vorher-Nachher-Vergleich), sondern um den durchschnittlichen Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter. Dementsprechend stellen FE-Modelle grundsätzlich das optimale Schätzverfahren dar: „Die Panelregression ist die Methode der Wahl, um individuelle Veränderungen über die Zeit zu modellieren“ (Fasang et al. 2016:123). Im Rahmen dieser Modelle könnten somit die in den Hypothesen formulierten Mechanismen anhand von Interaktionen getrennt für jede Periode untersucht werden und die gefundenen Unterschiede dann auf ihre Signifikanz hin überprüft werden.

Wie bereits in Abschnitt 6.1.1 erläutert, beruht dieses Verfahren jedoch ausschließlich auf der intraindividuellen Varianz über die Zeit. Demnach ist die zentrale Voraussetzung für das Anwenden von FE-Modellen, dass bei den inhaltlich relevanten Merkmalen ausreichend intraindividuelle Varianz vorliegt. In den Hypothesen wurden theoretische Erwartungen zu der Veränderung in den Effekten von Erwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit sowie Anzahl

und Alter der Kinder formuliert. Während für (zukünftig) Alleinerziehende im Hinblick auf den Erwerbsstatus für 63% des Samples⁴¹ intraindividuelle Variation vorliegt, fehlt eine solche bei 63% bezüglich der Kinderanzahl und bei 55% bezüglich der Alterskategorien für das jüngste Kind. Aufgrund dieser Einschränkungen ist eine belastbare Überprüfung der Hypothesen anhand von FE-Modellen nicht möglich.

Deshalb wird für diese Analysen auf so genannte *Hybrid-Modelle* zurückgegriffen, mit denen man simultan die ‚between‘- und ‚within‘-Komponenten der Regressoren schätzen kann. Dies erlaubt das Modellieren des intraindividuellen Verlaufs des Armutsrisikos sowie den Übergang ins Alleinerziehen (‚within‘) sowie der durchschnittlichen Effekte verschiedener Erwerbsstatus, Kinderzahlen sowie Altersgruppen (‚between‘). Damit kann beispielsweise im Sinne der Hypothesen untersucht werden, ob sich der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens je nach durchschnittlicher Nähe zum Arbeitsmarkt über die institutionellen Perioden signifikant verändert.

Hybrid-Modelle lassen sich den Random Effects-Modellen (RE) zuordnen, in denen zusätzlich Kontextvariablen, die den einheitenspezifischen Mittelwert einer zeitlich variierenden Variablen messen, integriert werden (Giesselmann und Windzio 2012):

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_{w1} (x_{it} - \bar{x}_{1t}) + \beta_{b1} (\bar{x}_{1t}) + u_{0t} + \varepsilon_{it} \quad (5.)$$

Diese Kontextvariablen reproduzieren annäherungsweise identisch die FE-Schätzer (Townsend et al. 2016). Somit können unverzerrte FE-Schätzer mit präzisen Standardfehlern und Teststatistiken kombiniert werden, ohne die strikte Exogenitätsannahme für die FE-Schätzer zu verletzen (ebd.). Hybrid-Modelle erlauben zudem das explizite Modellieren zeitkonstanter Merkmale, was bei inhaltlichem Interesse an solchen ein Vorteil gegenüber FE-Modellen darstellt. Die Schätzer dieser zeitkonstanten Variablen können bei unbeobachteter Heterogenität jedoch verzerrt sein (Brüderl 2010). Daher werden diese Schätzer in den späteren Analysen nur vorsichtig interpretiert.

Analog zu dem Aufbau der DiD-Analysen werden auch bei den Analysen in Kapitel 9 zunächst die Modelle für alle Alleinerziehenden geschätzt und darauf folgend separat je nach Weg ins Alleinerziehen. Wie bei den DiD-Modellen werden auch in den Hybrid-Modellen die drei bereits bekannten Kontrollgruppen zur verbesserten Berechnung des Zeittrends der Kovariaten berücksichtigt. Um für potenzielle Verschiebungen in der sozialen Komposition der alleinerziehenden Mütter zu kontrollieren, wird die soziale Komposition der jeweiligen Alleinerziehendengruppe an den durchschnittlichen Wert zum Zeitpunkt t-1 über die drei Perioden hinweg angeglichen. Berücksichtigt werden folgende Merkmale: Erwerbsstatus, formales Bildungsniveau, bedarfsgewich-

41 Diese Berechnungen beruhen auf dem in Abschnitt 6.4 erläuterten Analysesample 2 für Deutschland.

tetes monatliches Haushaltsnettoeinkommen, Alter und Geburtskohorte der Frau, Anzahl und Alter der Kinder, Wohneigentum, Migrationshintergrund sowie wohnhaft in Ostdeutschland. Diese Vorgehensweise hat den Vorteil eines größeren Untersuchungssamples, sodass durch das Matching weniger Fälle verloren gehen und das Angleichen präziser ist: Insgesamt können 97% des hier verwendeten Alleinerziehendensamples im Entropy Balancing berücksichtigt werden, wobei es kleinere Abweichungen zwischen den drei Alleinerziehendengruppen gibt.⁴²

Sämtlichen Regressionsmodellen der vorliegenden Arbeit wird ein lineares Wahrscheinlichkeitsmodell zugrunde gelegt, obwohl ein nicht-lineares Verfahren (Logit- oder Probit-Funktion) aufgrund der dichotomen Messung von Armut (ja/nein) adäquater wäre. Die Wahl des linearen Modells begründet sich dadurch, dass ein wesentlicher Nachteil nicht-linearer Modelle darin besteht, dass die geschätzten Effekte nicht über verschiedene Modelle oder Samples vergleichbar sind (Mood 2010). Da das Vergleichen von verschiedenen Samples – den drei Wegen ins Alleinerziehen – ein zentrales Anliegen der vorliegenden Arbeit darstellt, wird für diese Analysen auf lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle mit robusten Standardfehlern zurückgegriffen.

6.2 Datengrundlage

In diesem Unterkapitel werden die Datensätze vorgestellt, die im Rahmen der vorliegenden Arbeit Verwendung finden.

6.2.1 *Das Sozio-oekonomische Panel*

Die Analysen zu Deutschland basieren auf den Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP), einer jährlich wiederholten multidisziplinären Haushalts- und Kohortenstudie (Wagner et al. 2007). Das SOEP ist 1984 mit einer repräsentativen Haushaltsstichprobe von ca. 4.500 Haushalten in Westdeutschland sowie weiteren 1.400 Haushalten mit nicht-deutschem Haushaltsvorstand gestartet. Im Zuge der Wiedervereinigung 1990 wurde das SOEP um ein Sample von ca. 1.400 Haushalten im Gebiet der ehemaligen DDR erweitert. Neben weiteren inhaltlich motivierten Zusatzstichproben (Zuwanderungs-Sample (1994/ 1995), Hocheinkommensprivathaushalte (2002), Familien in Deutschland (2010), Migrations-Samples (2013-2015)) wird mit Hilfe von sukzessiven Auffrischungsstichproben die Repräsentativität der befragten

42 Eine Übersicht des Entropy-Balancing und der verwendeten Merkmale kann in den Tabellen A9.1-6 im Anhang von Kapitel 9 (Unterkapitel 9.5) eingesehen werden.

Haushalte über die Zeit aufrechterhalten. Im Jahr 2016 umfasste das SOEP rund 30.000 Personen in etwa 15.000 Haushalten.

Befragt werden alle ständigen Haushaltsmitglieder, die 17 Jahre und älter sind. Inhaltlich deckt das SOEP ein breites Spektrum von zeitkonstanten und sich über die Zeit verändernden individuellen und Haushaltsmerkmalen ab. Zusätzlich werden retrospektiv biografische Daten der Befragten zu Erwerbstätigkeit, Partnerschaften und Geburten erhoben, um idealerweise den bisherigen Lebensverlauf der Befragten in zentralen Dimensionen abbilden zu können. Die biografischen Informationen sind für die vorliegende Arbeit von besonderer Bedeutung, da sie eine recht präzise zeitliche Feststellung des Übergangs ins Alleinerziehen ermöglichen.

Weiterhin stellt das SOEP eine Vielzahl von GewichtsvARIABLEN zur Verfügung, die aufgrund der Komplexität der Studie von hoher Relevanz sind: In den Querschnittsgewichten wird für die Art des Erhebungsdesigns sowie für die Vielfalt der unterschiedlichen Stichproben korrigiert, sodass die Repräsentativität gewährleistet ist und Hochrechnungen auf Bevölkerungsebene möglich sind. Zudem wird mit den Längsschnittgewichten dafür korrigiert, dass es im Rahmen von Panelstudien zu ‚Attrition‘, also selektiven (temporären oder Komplett-)Ausfällen, kommt. Diese Längsschnittgewichte umfassen die inverse Bleibewahrscheinlichkeit einer Person oder eines Haushaltes (Kroh 2010). Anhand dieser Variablen ergibt das Produkt aus dem Querschnittsgewicht eines Jahres mit dem Längsschnittgewicht des Folgejahres das Querschnittsgewicht im Folgejahr.

Das SOEP ist für die empirische Untersuchung der zentralen Fragestellung aus folgenden Gründen in besonderem Maße geeignet: *Erstens* ist ein Panel-design mit mehreren Beobachtungszeitpunkten pro Befragten eine essentielle Voraussetzung, um Selektionsprozesse ins Alleinerziehen einerseits und intraindividuelle Armutsverläufe andererseits abzubilden. *Zweitens* muss ein möglichst langer historischer Beobachtungszeitraum gegeben sein, um auch zeitliche Entwicklungen im Armutsrisiko alleinerziehender Mütter sowie den Einfluss des sich wandelnden institutionellen Kontexts auf das Armutsrisiko darstellen zu können. *Drittens* muss eine sehr große Stichprobe bzw. ein bewusstes Oversampling von Alleinerziehenden gegeben sein, damit überhaupt einigermassen belastbare Aussagen getroffen werden können.

Daher scheidet beispielsweise der *Mikrozensus* trotz deutlich höherer Fallzahlen und einem längeren Beobachtungszeitraum als Datenbasis aus, da dieser keine Panelstruktur aufweist und damit der intraindividuelle Verlauf unberücksichtigt bleibt. Ebenso scheidet *Pairfam*⁴³ als mögliche Datenbasis aus. Zwar sind in diesem Beziehungs- und Familienpanel die Panelstruktur und eine sehr gute inhaltliche Passung gegeben. So erhebt Pairfam seit 2008/2009 (Welle1) jährliche Daten von ca. 12.000 Ankerpersonen in drei Geburts-

43 Pairfam: “Panel Analysis of Intimate Relationships and Family Dynamics” (Huinink et al. 2011).

kohorten (1971-73, 1981-83, 1991-93) sowie deren Partnern, Eltern und Kindern. Damit können zwar ähnlich wie im SOEP aufgrund der retrospektiv erfassten Partnerschafts- sowie Fertilitätsverläufe Übergänge ins Alleinerziehen in ausreichender Anzahl identifiziert werden. Allerdings liegen die Einkommensdaten nur für die Erhebungsjahre vor. Somit können anhand von Pairfam weder Alleinerziehende in geeigneter Zahl⁴⁴ für statistische Verfahren identifiziert noch der Wandel in sozialer Komposition und institutionellem Kontext abgebildet werden.

Da es in jedem empirischen Kapitel zusätzlich ein vergleichendes Unterkapitel mit dem Vereinigten Königreich gibt, ist es darüber hinaus von Vorteil, wenn auf harmonisierte Daten für eine verbesserte Vergleichbarkeit zurückgegriffen werden kann. Auch dies ist beim SOEP der Fall, da es Teil des ‚Cross-National Equivalent File‘ (CNEF) ist (Wagner et al. 2007). Dies kommt in der vorliegenden Arbeit insbesondere bei der Definition der Altersgrenze von ‚abhängigen‘ Kindern sowie von Einkommen zum Tragen.

6.2.2 *Die British Household Panel Study und die UK Household Longitudinal Study*

Die empirischen Analysen für das Vereinigten Königreichs stützen sich auf zwei verschiedene, eng verbundene Datensätze, die auch im CNEF vertreten sind: die British Household Panel Study (BHPS) und die UK Household Longitudinal Study (UKHLS). Die beiden Datensätze sind wie das SOEP als zentrale Haushaltspanelstudien anzusehen, in denen jährlich eine Vielzahl an sozio-demografischen und biografischen Informationen abgefragt wird. Dabei folgen das BHPS und das UKHLS zeitlich aufeinander: Das BHPS wurde zwischen 1991 und 2008 erhoben (18 Wellen), während das UKHLS seit 2009 Daten erhebt. Damit umfassen die Informationen für das Vereinigte Königreich den Zeitraum von 1991 bis 2014.

Das BHPS wurde als jährlich wiederholte Haushaltsbefragung konzipiert, in der alle erwachsenen Personen (16+) eines Haushalts interviewt werden. Die Erstbefragung startete mit rund 5.000 repräsentativen Haushalten und annähernd 10.000 Befragten (Taylor et al. 2010). Im Jahr 1999 wurden die regionalen Subsamples von Wales und Schottland um jeweils 1.500 Haushalte erweitert und 2001 wurden erstmalig 2.000 Haushalte aus Nordirland hinzugefügt, um auch Analysen auf regionaler Ebene im gesamten Vereinigten Königreich zu ermöglichen. Das UKHLS befragt seit 2009 40.000 repräsentativ gezogene Haushalte aus dem gesamten Vereinigten Königreich. Diese stammen aus vier verschiedenen Ursprungssamples: dem General Population Sample,

44 Die Analysen von Dechant et al. (2015) zu Trennung von Ehe und NEL basieren auf 169 Müttern in Pairfam, von denen es nur für 80 Angaben zur Veränderung im Einkommen nach der Trennung gibt.

dem Ethnic Minority Boost Sample, dem alten BHPS⁴⁵ Sample sowie dem Immigrant and Ethnic Minority Boost Sample. Viele der Variablen sind im UKHLS entweder identisch oder ähnlich definiert, sodass grundsätzlich eine sehr gute Vergleichbarkeit gewährleistet ist. Abweichende Definitionen von UKHLS und BHPS werden im nachfolgenden Abschnitt zur Messung der theoretischen Konstrukte dargestellt.

Die Datensatzstruktur der beiden Panelstudien ähnelt der des SOEP: Jede Welle umfasst mehrere Datensätze auf der Individual- und Haushaltsebene mit zeitveränderlichen Informationen (Einkommen, Partnerschaftsstatus, Lebenszufriedenheit, etc.), einem Grunddatensatz mit zeitkonstanten Informationen (Geburtsjahr, Migrationshintergrund, etc.) sowie verschiedene retrospektiv abgefragte Biografiedatensätze (Partnerschaften, Fertilität und Erwerbstätigkeit). In beiden Datensätzen werden auch Querschnitts- und Längsschnittgewichte bereitgestellt, die in den folgenden Analysen verwendet werden.

Allerdings wurden leider die CNEF-Variablen in den beiden britischen Datensätzen nicht so konsequent erhoben wie im SOEP. Dies schlägt sich zum einen darin nieder, dass es viel mehr Missings gibt. Im BHPS wurden für die Jahre 2007 und 2008 beispielsweise gar keine CNEF-Variablen bereitgestellt. Zum anderen fehlen im UKHLS zentrale Variablen, um verschiedene Einkommensquellen des Haushaltseinkommens zu identifizieren. Aus diesem Grund kann in Kapitel 8 lediglich der Ländervergleich der wohlfahrtsstaatlichen Armutsreduktion untersucht werden, während für Deutschland zusätzlich die genauere Einkommenszusammensetzung betrachtet werden kann.

6.3 Messung der theoretischen Konstrukte

Nachfolgend werden zunächst die Identifikation von Alleinerziehenden sowie das jeweilige auslösende Ereignis (Trennung oder Kindesgeburt) in den drei Datensätzen dargelegt. Der daran anschließende Abschnitt widmet sich der die Messung von Armut in Form von Einkommensarmut. Wie im theoretischen Rahmenkapitel angekündigt erfolgt in diesem Zusammenhang eine Diskussion verschiedener Messmöglichkeiten. Abschließend wird die Operationalisierung der in den folgenden Analysen berücksichtigten Merkmale der sozialen Komposition vorgestellt.

45 Alle in Welle 18 noch aktiven Befragte wurden für Welle 2 des UKHLS wieder herangezogen (Knies 2017).

6.3.1 Alleinerziehende Mütter

Zur Erinnerung: Alleinerziehende Mütter werden im Rahmen der vorliegenden Arbeit als ‚unverpartnerte‘ Mütter von mindestens einem Kind unter 18 Jahren, mit dem sie gemeinsam in einem Haushalt leben, definiert. Dabei bezieht sich ‚unverpartnert‘ auf eine feste Partnerschaft im gemeinsamen Haushalt. Anhand der in den Datensätzen erhobenen Informationen zum aktuellen Partnerschaftsstatus sowie dem Alter der Kinder können alleinerziehende Mütter recht einfach identifiziert werden. Weitaus komplexer stellt sich die zeitliche Identifizierung des Übergangs ins Alleinerziehen dar. Sie ist aus zwei Gründen wichtig: *Erstens* muss sichergestellt werden, dass das Ereignis *vor* der Messung der abhängigen Variable (Armut) eintritt. *Zweitens* soll die Bestimmung der Messzeitpunkte um das Ereignis (ein bzw. zwei Jahre) zuvor, im ersten und zweiten Jahr des Alleinerziehens) für alle Alleinerziehenden so einheitlich wie möglich sein.

Die berücksichtigten Lebensereignisse (oder trigger events), die den Zeitpunkt des Übergangs ins Alleinerziehen markieren, sind die Trennung einer Ehe oder NEL sowie die Geburt eines ersten Kindes außerhalb einer festen Partnerschaft. Das Messen dieser Ereignisse anhand von Umfragedaten birgt spezifische Herausforderungen. So führt das Erleben kritischer Lebensereignisse zu temporären oder sogar kompletten Panelausfällen. Die potenziellen Verzerrungen aufgrund von Komplettausfällen können durch entsprechende Längsschnittgewichte in den verwendeten Datensätzen vermieden werden. Bei temporären Ausfällen werden die zentralen Lebensereignisse in der Regel retrospektiv erfasst. In Bezug auf die Geburt des ersten Kindes ist dieses Vorgehen wenig problematisch, da es ein diskretes Ereignis ist, an das sich die Befragten aufgrund des Geburtsdatums meist sehr gut erinnern. Bei der Familientrennung handelt es sich hingegen nicht um ein diskretes Lebensereignis, sondern vielmehr um einen komplexen Prozess, der oftmals über einen gewissen Zeitraum hinweg verhandelt wird und sich sukzessive immer stärker manifestiert. Das heißt, dass sich ein Paar zwar mündlich oder gegenüber Freunden und Bekannten schon getrennt haben kann, aber der gemeinsame Haushalt erst Wochen oder Monate später aufgelöst wird. Aus diesem Grund sind entsprechende zeitliche Angaben der Partner zur Trennung oft lückenhaft oder weichen voneinander ab.

Alle für die vorliegende Arbeit verwendeten Datensätze erfassen zu jedem Erhebungszeitpunkt (mit Ausnahme der Erstbefragung), ob sich seit der letzten Befragung zentrale Veränderungen im Leben der Befragten zugetragen haben. In diesem Zusammenhang werden auch Trennungen und die Geburt von Kindern mit genauen Zeitangaben abgefragt. Die konservativste Messung für das Ereignis Trennung wäre der Auszug einer der beiden Partner. Dieses Ereignis weist in den drei Datensätzen allerdings viele Missings auf und fällt daher als Kriterium weg. Somit muss auf die ggf. ungenauen subjektiven Trennungs-

angaben zurückgegriffen werden. Hierbei wird – wenn möglich – entsprechenden Angaben aus den harmonisierten Biografiedatensätzen zu Partnerschaften und Fertilität gegenüber den Rohdaten aus dem Interview Vorrang gegeben. Während bei den Jahresangaben zu den Trennungen in allen drei Studien kaum Missings auftreten, ist der Anteil bei den Monaten deutlich höher und variiert stark zwischen den Datensätzen: Im SOEP fehlt der Trennungsmonat für 152 der Fälle, im BHPS für 159 und im UKHLS sogar für 226 der Fälle.

Um diese Fälle nicht zu verlieren werden Monatswerte per Zufallsauswahl imputiert⁴⁶. Hierbei wird sichergestellt, dass die imputierten Werte zwischen den beiden Interviewzeitpunkten liegen, in denen das Ereignis zuletzt noch nicht und erstmals anhand der Haushaltskonstellation beobachtet wurde. In wenigen Fällen gibt es keine eventspezifischen Angaben, sodass hier allein auf die jährlich erhobenen Informationen bzgl. Haushaltsgröße und –typ, Partnerstatus, Familienstand, Anzahl sowie Alter der Kinder zurückgegriffen werden kann. Bei diesem Vorgehen kann leider nicht vollkommen ausgeschlossen werden, dass sich unter den beobachteten Trennungen auch ‚living apart together‘-Paare befinden, also diejenigen, die zwar den gemeinsamen Haushalt aber nicht die Partnerschaft auflösen. Bei Familien mit Kindern wird dieser Anteil allerdings als sehr gering eingeschätzt (Asendorpf 2008).

6.3.2 Einkommensarmut

Ähnlich komplex wie die konzeptionelle Fassung von Armut in Kapitel 2 ist auch ihre Messung. Bei der Messung von Armut als relative Einkommensarmut auf Haushaltsebene müssen grundsätzlich folgende vier Entscheidungen getroffen werden: Die Basis des Einkommens (Jahr oder Monat), die Armutsschwelle (40%, 50%, 60%), die Bestimmung des durchschnittlichen Einkommens (Median oder arithmetisches Mittel⁴⁷) sowie die Erfassung vergleichbarer Bedarfe und Einsparmöglichkeiten unterschiedlicher Haushaltskonstellationen (Äquivalenzskalen). Um eine Vergleichbarkeit der Ergebnisse der folgenden Analysen mit dem Großteil der bestehenden Forschung zu gewährleisten, wird Armut entsprechend der offiziellen Definition der Europäischen Union für ‚Armutrisiko‘ gemessen. Demnach gilt ein Haushalt als von Armut bedroht, wenn das bedarfsgewichtete Nettoeinkommen dieses Haushalts

46 Diesem Vorgehen liegt die Annahme zugrunde, dass die Lückenhaftigkeit dieser Angabe nicht von sozial strukturierten Merkmalen abhängt.

47 Auch wenn der Median das arithmetische Mittel als Standard in der Armutsmessung mittlerweile abgelöst hat, sehen Befürworter*innen des arithmetischen Mittels in der Sensitivität gegenüber Ausreißern in der Verteilung eine Stärke: Stärkere Einkommenszuwächse im obersten als im unteren Einkommensbereich schlagen sich so in einem höheren Durchschnittseinkommen und damit in einer höheren Armutsquote nieder (Groh-Samberg 2009).

weniger als 60% des Median aller bedarfsgewichteten Haushaltsnettoeinkommen beträgt. Daraus resultiert die dichotome Variable *Armutsrisiko* (ja/nein).

Zur Erfassung des bedarfsgewichteten Haushaltseinkommens stehen verschiedene Äquivalenzskalen zur Verfügung, wobei sich die modifizierte OECD-Skala als „Quasi-Standard“ (Garbuszus et al. 2018) durchgesetzt hat. Dementsprechend wird der ersten erwachsenen Person im Haushalt ein Gewicht von 1 gegeben, jeder weiteren Person ab 14 Jahren ein Gewicht von 0,5 sowie ein Gewicht von 0,3 für alle Kinder von 0-13 Jahren. Damit geht die modifizierte OECD-Skala, die auch in der vorliegenden Arbeit zugrunde gelegt wird, im Vergleich zur alten OECD-Skala von größeren Einspareffekten aus, was sich in kleineren Gewichten für sämtliche weitere Personen im Haushalt widerspiegelt⁴⁸.

Für die Analysen der vorliegenden Arbeit stellt der zeitliche Referenzrahmen des Einkommens einen wichtigen Aspekt dar. Grundsätzlich hängt die Entscheidung für Einkommen auf Monats- oder Jahresbasis davon ab, ob eine Aussage zu einem ganz bestimmten Zeitpunkt oder eher über einen gewissen Zeitraum getroffen werden soll. Hinsichtlich des Armutsrisikos wird generell das Einkommen auf Jahresbasis präferiert, weil in diesem Zusammenhang häufig eine allgemein schwierige finanzielle Lage erfasst wird, die mit weiteren negativen Konsequenzen verbunden sein kann. Wenn das Einkommen eines Haushalts beispielsweise lediglich für einen Monat unter die Armutsgrenze sinkt, sollte dies durch Ersparnisse oder temporäre Einsparungen ausgeglichen werden können. Befindet sich das Haushaltseinkommen hingegen für ein gesamtes Jahr unterhalb der Armutsgrenze, so kann dies nicht mehr so leicht mit temporären Verhaltensanpassungen ausgeglichen werden. Weiterhin werden manche Sonderzahlungen, Sozialleistungen oder steuerliche Abgaben und Entlastungen nicht monatlich geleistet, sondern einmal im Jahr. Diese Ausgaben und Einnahmen werden bei den Angaben zu den monatlichen Einkommen höchst wahrscheinlich unterschätzt oder nicht berücksichtigt. Da sich die Analysen dieser Arbeit in Kapitel 8 auf die aggregierte Armutsquote alleinerziehender Mütter *und* die wohlfahrtsstaatliche Armutsreduktion beziehen, wird das Armutsrisiko für Deutschland in diesem Kapitel anhand des Jahreseinkommens berechnet. Da es im BHPS und im UKHLS deutlich mehr Missings im Jahres- als im Monateinkommen gibt, wird auch in diesem Kapitel weitestgehend das Monateinkommen zur Bestimmung des Armutsrisikos verwendet.

Um das Maß der *wohlfahrtsstaatlichen Armutsreduktion* zu generieren, wird zunächst ein hypothetisches ‚vorstaatliches‘ Haushaltseinkommen ohne Steuer- oder Leistungseinwirkung und auf dessen Basis ein hypothetisches Armutsrisiko berechnet. Von der daraus resultierenden hypothetischen ‚vorstaatlichen‘ Armutsrisikorate wird in einem nächsten Schritt die tatsächliche

48 Alte OCED-Skala: Ein Gewicht von 1 für den Haushaltsvorstand, ein Gewicht von 0,7 für alle weiteren Personen ab 14 Jahren sowie ein Gewicht von 0,7 für Kinder von 0-13 Jahren.

Armutsrisikorate subtrahiert. Diese Differenz bezeichnet dann die wohlfahrtsstaatliche Reduktion in Prozentpunkten. In dem tatsächlichen ‚vorstaatlichen‘ Haushaltseinkommen sind sämtliche Einkommen aus Erwerbstätigkeit, Mieten, Vermögen, privater Versicherungsleistungen sowie private Transferzahlungen (z.B. Unterhalt) enthalten.

Für die Identifikation des Effekts des Alleinerziehens auf das intraindividuelle Armutsrisiko alleinerziehender Mütter in Kapitel 7 und 9 ist die Berechnung des Armutsrisikos auf Jahresbasis allerdings problematisch: Das Jahreseinkommen bezieht sich auf das Kalenderjahr, der Übergang ins Alleinerziehen kann an jedem Tag dieses Kalenderjahrs geschehen. Um den Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter identifizieren zu können, muss die zeitlich exakte Messung des Armutsrisikos vor und nach dem Übergang ins Alleinerziehen gewährleistet sein. Dieses Vorgehen soll an einem Beispiel illustriert werden: Der Übergang in das Alleinerziehen findet im Juni 2001 statt. Wird das Einkommen für dieses Jahr nun zur Berechnung des Einkommens vor dem Übergang herangezogen, wird dieses unterschätzt. Wird es hingegen zur Berechnung des Einkommens nach dem Übergang verwendet, wird dieses überschätzt. Für eine konservative Schätzung müsste jeweils auf das Jahreseinkommen davor bzw. danach zurückgegriffen werden. Mit dieser Vorgehensweise kann jedoch nicht der unmittelbare Einfluss des Übergangs untersucht werden. Weiterhin würden diese gestiegenen Datenanforderungen in Form von mehr benötigten konsekutiven Wellen das Problem von selektiven Panelausfällen im Zuge kritischer Lebensereignisse noch weiter verstärken.

Deshalb wird für die Analysen des Effektes des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter (Kapitel 7 und 9) das aktuell zum Interviewzeitpunkt bestehende Monatseinkommen herangezogen. Außerdem zeigen verschiedene Studien, dass die Berechnung von Armutsquoten anhand von Jahres- oder Monatseinkommen zu sehr ähnlichen Ergebnissen führt (Goebel und Krause 2016, Jenkins 2010) (Goebel und Krause 2016 für SOEP, Jenkins 2010 für BHPS). Für das SOEP kann festgehalten werden, dass das Armutsrisiko basierend auf monatlichem Einkommen leicht unterschätzt wird. Dementsprechend liefern die Analysen des Effekts des Übergangs ins Alleinerziehen dieser Arbeit (Kapitel 7 und 9) konservative Schätzungen.

6.3.3 *Individualmerkmale*

Die zentralen Merkmale der sozialen Komposition der Alleinerziehenden werden für die unterschiedlichen Analysen je nach Forschungsdesign zu verschiedenen Zeitpunkten gemessen: Entweder ca. zwei Jahre vor dem Übergang ins Alleinerziehen, ca. ein Jahr vor dem Übergang ins Alleinerziehen oder während des Alleinerziehens.

Das zentrale Individualmerkmal der vorliegenden Arbeit ist der Erwerbsstatus. Dieser wird als selbst definierter *Erwerbsstatus*⁴⁹ zusammen mit dem *Stundenumfang* in einer Variablen mit vier Ausprägungen erfasst: Vollzeit erwerbstätig, Teilzeit erwerbstätig, arbeitslos und inaktiv (inklusive Elternzeit). Zusätzlich wird für Inaktive berücksichtigt, ob sie sich in einer *Vollzeitausbildung* befinden oder nicht. Für abhängig Beschäftigte wird weiterhin erfasst, ob sie in einem *befristeten oder unbefristeten Arbeitsverhältnis* tätig sind. Neben dem momentanen Erwerbsstatus soll die bisherige *Erwerbserfahrung* relativ zum Einstiegalter berücksichtigt werden. Diese wurde folgendermaßen ermittelt: In einem ersten Schritt wurde die bisherige Erwerbserfahrung in Jahren aus der retrospektiv erhobenen Erwerbsbiografie abgeleitet. Dieser Wert wird ins Verhältnis zum Alter bei Eintritt in den Arbeitsmarkt nach Vollendung der Erstausbildung gesetzt. Daraus ergibt sich ein Wert zwischen 0 und 100%. Folgendes Beispiel veranschaulicht die Variablenkonstruktion: Zwei Personen im Alter von 30 Jahren geben an, fünf Jahre Erwerbserfahrung zu haben. Dabei hat eine Person mit 25 Jahren angefangen zu arbeiten und somit eine relative Erwerbserfahrung von 100%. Die zweite Person hat bereits mit 20 Jahren die Erstausbildung abgeschlossen, anschließend fünf Jahre gearbeitet und ist seitdem arbeitslos. Die zweite Person verfügt somit über eine relative Erwerbserfahrung von nur 50%.

Weiterhin stellt der *formale Bildungsabschluss* ein wichtiges Merkmal für die Analysen dieser Arbeit dar. Um diesen auch für den späteren Ländervergleich adäquat zu erfassen, wird auf die ISCED97-Klassifikation zurückgegriffen. Es werden hierbei drei Bildungsniveaus definiert: Eine Person ist geringqualifiziert, wenn sie die Schule maximal bis zur Sekundarstufe und ohne Abschluss verlassen hat (ISCED 0-2). Eine mittlere Qualifikation umfasst eine abgeschlossene Sekundarstufe und/oder eine abgeschlossene Berufsausbildung (ISCED 3-4). Eine hochqualifizierte Person verfügt dagegen mindestens über einen Hochschulabschluss (ISCED 5-6). Im SOEP und im BHPS liegt bereits eine generierte ISCED-Variable vor, die entsprechend der drei definierten Bildungslevels rekodiert wurde. Das UKHLS liefert für den Untersuchungszeitraum keine generierte ISCED-Variable. Hier wurde die Variable des höchsten qualifizierenden Abschlusses herangezogen und entsprechend der ISCED-Klassifikation den drei Bildungslevels zugeordnet: Im Vereinigten Königreich ist eine Person geringqualifiziert, wenn sie maximal die Sekundarschule abgeschlossen haben (,General Certificate of Secondary Education‘). Ein mittleres Qualifikationsniveau liegt dagegen bei Personen vor, die entweder die Sekundarstufe mit einem ,General Certificate of Education‘ (A-levels) abgeschlossen haben oder eine professionelle Qualifikation erreicht haben (z.B. ,nursing qualification‘). Hochqualifiziert sind im Vereinigten Königreich

49 Eine Differenzierung zwischen abhängig Beschäftigten und Selbstständigen ist aufgrund der Fallzahlen nicht möglich, für die Beantwortung der zentralen Forschungsfragen aber auch nicht von großer Bedeutung.

solche Personen, die über eine Lehramtsausbildung („teaching qualification“) oder einen ersten bzw. höheren Universitätsabschluss verfügen.

Darüber hinaus werden folgende zentralen Merkmale der Haushaltsstruktur in die Untersuchungen einbezogen: Es wird der *relative Anteil des eigenen Erwerbseinkommens* am Haushaltserwerbseinkommen (SOEP) bzw. am Gesamthaushaltseinkommen (BHPS/UKHLS) erfasst und somit als Maß für die finanzielle (Un-)abhängigkeit der Frau berücksichtigt. Weiterhin wird für die Frauen, die in einer Ehe und NEL leben, die Information in die Analysen aufgenommen, ob ihr *Partner arbeitslos* (SOEP, BHPS) oder nicht erwerbstätig (UKHLS) ist, da sich dieses Merkmal in bisherigen Studien als wichtiger Prädiktor für eine Trennung erwiesen hat. Genauso wird für diese Frauen in Deutschland⁵⁰ ein Indikator zur *geschlechtstypischen Arbeitsteilung* von bezahlter und unbezahlter Arbeit erstellt. Hierfür wird ein Indikator erstellt, ob die Frau in der Partnerschaft täglich mehr Zeit für Erziehungs- und Hausarbeit aufbringt als ihr Partner (ja/ nein).

Darüber hinaus wird die *Anzahl der minderjährigen Kinder* (0, 1, 2, 3 oder mehr) sowie bei Müttern das *Alter des jüngsten Kindes* in Jahren (0-2, 3-5, 6-17) berücksichtigt. Bei den partnerlosen Frauen wird zusätzlich erfasst, ob sie in einem *Single-Haushalt* oder *mit der Familie* oder in sonstigen Haushalten leben. Das *Alter der Frau* in Jahren wird in drei Kategorien (unter 25, 25-34, 35 und älter) gemessen, ebenso wie das *Alter bei der Geburt des ersten Kindes*, das aus der Fertilitätsbiografie abgeleitet wird.

Zudem werden verschiedene Kontrollvariablen berücksichtigt, die sich in der bestehenden Forschung als bedeutsame Prädiktoren für Armut und Alleinerziehen etabliert haben. Zu diesen zählt der *Migrationshintergrund* (ja/nein), der folgendermaßen erfasst wird: Ein Migrationshintergrund liegt vor, wenn die befragte Person selbst nicht in Deutschland/ im Vereinigten Königreich geboren ist (erste Generation), oder zumindest eines ihrer Elternteile im Ausland geboren ist (zweite Generation). Zudem wird für die *allgemeine Lebenszufriedenheit* kontrolliert, die anhand einer 11-stufigen (SOEP) bzw. 7-stufigen (BHPS⁵¹/UKHLS) Likert-Skala gemessen wird. Hierbei bezeichnen 0/1 eine niedrige Lebenszufriedenheit und 11/7 eine hohe Lebenszufriedenheit. Außerdem werden die *Region* (SOEP: Ost- und Westdeutschland; BHPS/UKHLS: England, Wales, Schottland und Nordirland) die *Geburtskohorte* (vor 1960, 1960-1969, 1970-1979, 1980 und später) sowie Wohneigentum (ja/nein) berücksichtigt.

50 Im BHPS und UKHLS liegen leider keine Informationen zur täglichen Zeitaufwendung für verschiedene Tätigkeiten vor.

51 Diese Variable wird im BHPS erst seit 1996 (Welle 5) erhoben.

6.4 Von der Grundgesamtheit zu den Analysesamples

Abschließend soll in diesem Unterkapitel das Vorgehen zur Auswahl der Analyseeinheiten nachvollziehbar dargelegt werden. Die Vorgehensweise wurde für alle drei verwendeten Datensätze analog durchgeführt. Daher wird sie nachfolgend exemplarisch am Hauptdatensatz SOEP veranschaulicht und ist in Abbildung 6.2 grafisch abgebildet. Im SOEP liegen für 84.803 Personen vollständige Informationen vor, die zwischen 1984 und 2016 mindestens einmal befragt wurden. Davon sind 43.522 (51%) Frauen. In das Untersuchungssample dieser Arbeit gehen Frauen im Alter von 18 und 59 Jahren ein, damit Extremfälle, wie minderjährige Alleinerziehende oder solche in Rente, keinen Einfluss auf die Ergebnisse nehmen können. Im SOEP sind insgesamt 2.231 Frauen in der gewählten Altersgrenze und sind mindestens in einem Jahr alleinerziehend. Sie leben folglich ohne Partner mit mindestens einem Kind zwischen 0 und 18 Jahren zusammen.

Da ein Schwerpunkt der vorliegenden Arbeit auf den Selektionsprozessen ins Alleinerziehen liegt, muss der Übergang ins Alleinerziehen ‚beobachtet‘ werden. Um den Weg ins Alleinerziehen sowie die soziale Komposition zukünftiger Alleinerziehender bestimmen zu können, müssen die Frauen auch vor dem Übergang ins Alleinerziehen beobachtet werden. In der Konsequenz werden alle Alleinerziehenden, die zum ersten Befragungszeitpunkt bereits alleinerziehend (und damit links zensiert) sind, nicht berücksichtigt. Dies betrifft insgesamt 750 Fälle, darunter auch Alleinerziehende der FiD-Stichprobe⁵² 2010. Bei den verbleibenden 1.481 Frauen werden diejenigen ausgeschlossen, die Lücken im Beobachtungszeitraum aufweisen (151).

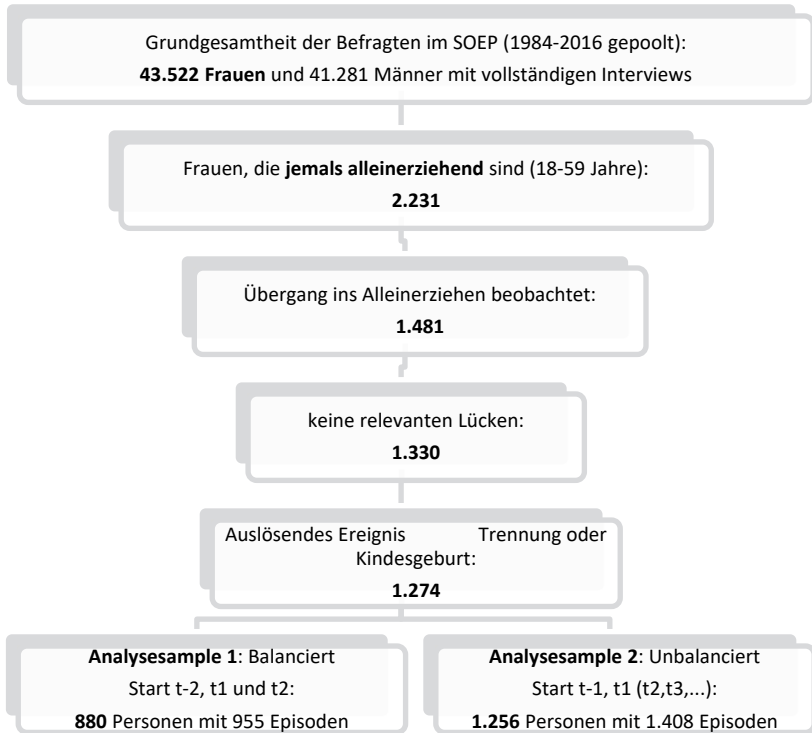
Im nächsten Schritt stehen die kritischen Lebensereignisse, die die Episode des Alleinerziehens begründen, im Vordergrund. Da sich im Rahmen dieser Arbeit auf die Trennung einer Ehe oder NEL sowie die Geburt eines ersten Kindes außerhalb einer festen Partnerschaft konzentriert wird, werden Alleinerziehende nach Tod des Partners von dem Untersuchungssample ausgeschlossen. Um die Auswirkungen des Treatments einer Trennung eindeutig zu identifizieren, werden auch die Fälle ausgeschlossen, in denen im Jahr der Trennung auch die Geburt des ersten Kindes stattfindet. Dies betrifft im SOEP 50 Fälle⁵³. Wie in Abschnitt 6.1 dargelegt, ergeben sich aufgrund der unterschiedlichen inhaltlichen Schwerpunkte in den beiden Analyseblocks zwei

52 FiD steht für ‚Familien in Deutschland‘, einer Zusatzerhebung des BMBF für den Zeitraum 2010 bis 2013 (Schroeder et al. 2013). Es wurden Niedrigeinkommenfamilien, Alleinerziehenden-Haushalte, Mehrkindfamilien sowie bestimmte Geburtskohorten befragt, die zentrale Zielgruppen für familienpolitische Maßnahmen darstellen. Da diese Erhebung in ihrem Aufbau sehr eng an das SOEP gekoppelt ist, konnte sie nach Auslaufen der eigenständigen Finanzierung 2014 als Teilstichprobe ins SOEP eingegliedert werden.

53 Im BHPS betrifft diese Entscheidung 43 Fälle und im UKHLS 35 Fälle.

Forschungsdesigns, aus denen wiederum zwei Analysesamples resultieren. Diese werden in den folgenden Abschnitten näher erläutert.

Abbildung 6.2: Von der Grundgesamtheit zu den Analysesamples im SOEP



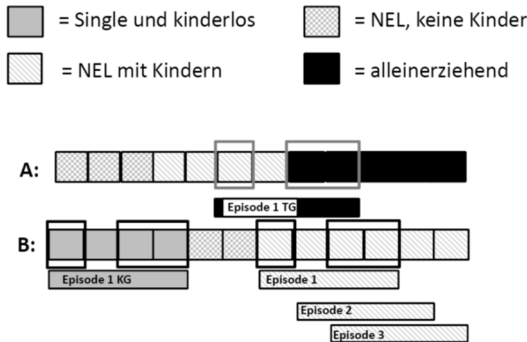
Quelle: Eigene Abbildung.

6.4.1 *Analysesample 1: Selektionsprozesse ins Alleinerziehen*

Für die Analysen zum Einfluss der Selektionsprozesse auf das Armutrisiko alleinerziehender Mütter in Kapitel 7 ist es von zentraler Bedeutung die soziale Komposition der zukünftigen Alleinerziehenden so unverzerrt wie möglich zu messen. Die erste Beobachtung (t-2) der Treatmentgruppe (Person A in Abbildung 6.3) findet mindestens 12 aber im Idealfall 24 Monate vor dem Übergang statt, um Verzerrungen in der sozialen Komposition durch so genannte Antizipationseffekte vorzubeugen (Cooke und Gash 2010, Lucas 2007). Beispielsweise könnte eine verheiratete Mutter, die eine baldige Trennung antizipiert, noch innerhalb der Ehe ihre Erwerbstätigkeit ausweiten, was den Treat-

menteffekt fälschlicherweise verringern würde. Infolge dieser Entscheidung müssen die Fälle aus dem Sample der Alleinerziehenden qua Kindesgeburt ausgeschlossen werden, die zu t-2 keinen Partner im Haushalt haben, zu t-1 aber schon und dann zwischen t-1 und t1 ein erstes Kind bekommen und sich trennen. Weiterhin könnten zukünftige Alleinerziehende aus einer Partnerschaft zwischen t-2 und t1 ein weiteres Kind bekommen, was den Treatmenteffekt potenziell verzerren könnte. Deshalb wird nur t-2, nicht aber t-1 berücksichtigt. Die zweite (t1) und dritte Beobachtung (t2) entsprechen den ersten beiden Messzeitpunkten nach Eintritt des trigger events und liegen zeitlich innerhalb des ersten und zweiten Jahres der Alleinerziehendenphase. Das Ergebnis ist ein balanciertes Panel mit drei Beobachtungen pro Episode. Dabei kann eine Frau mehrere Alleinerziehendenepisoden zum Sample der Treatmentgruppe beitragen, jedoch keine Episode zum Sample der Kontrollgruppe, um die Kompositionsunterschiede nicht zu verwischen.

Abbildung 6.3: Beispielhafte Darstellung des Episodensplits in Treatment- und Kontrollgruppe



Anmerkung: TG= Treatmentgruppe, KG= Kontrollgruppe

Quelle: Eigene Abbildung.

Frauen, die nicht alleinerziehend werden, können hingegen mehrere Episoden, auch in verschiedenen Kontrollgruppen beitragen (Person B in Abbildung 6.3). Im Kontrast zur Treatmentgruppe gibt es keinen zeitlichen Anker (das Event), der den Beobachtungszeitraum festlegt. Um dennoch so viele Informationen wie möglich zu nutzen, werden die verfügbaren Episoden eines Status (z.B. verheiratet mit Kindern) in alle möglichen konsekutiven 4-Jahres-Episoden gesplittet. Diese Vorgehensweise hat zudem den Vorteil, dass für das Gewichtungungsverfahren mehr Fälle für das jahresgenaue Angleichen der Kontrollgruppe an die Treatmentgruppe zur Verfügung stehen. Weiterhin gelten für die Kontrollfälle Ehe oder NEL mit Kindern die gleichen Altersgrenzen wie für die Alleinerziehenden (18-59 Jahre). Das Kontrollsample der kinderlosen

Singles wird dagegen auf erwachsene Frauen bis zu 45 Jahren begrenzt, da diese Gruppe hauptsächlich ‚at risk‘ ist, die Geburt eines ersten Kindes zu erleben.

Aus diesen Einschränkungen resultieren folgende Analysesamples für Deutschland und das Vereinigte Königreich (vgl. Tabelle 6.1), wobei Episoden die Analyseeinheiten darstellen: In *Deutschland* werden insgesamt 955 Alleinerziehendenepisoden berücksichtigt, davon entfallen 565 auf Mütter aus einer Ehe, 251 auf Mütter aus einer NEL sowie 139 auf Singlefrauen. Die Kontrollgruppe umfasst insgesamt 11.887 Episoden: 7.037 verheiratete und 580 unverheiratete Mütter sowie 4.270 kinderlose Singlefrauen. Das Analysesample für das *Vereinigte Königreich* besteht aus 967 Alleinerziehenden-Episoden, wovon 469 aus einer Ehe stammen (48,5%), 334 aus einer NEL (34,5%) und 164 qua Kindesgeburt alleinerziehend werden (17%). Das Vergleichssample besteht aus 9.756 Frauen, die nicht alleinerziehend werden. Davon sind 5.768 verheiratete Mütter, 864 kohabitierende Mütter sowie 3.124 kinderlose Frauen ohne feste Partnerschaft.

Da die Analyseeinheit die Episoden sind, wird insbesondere für die deskriptiven Analysen ein Episodengewicht gebildet, welches sich aus dem Querschnittsgewicht des ersten Beobachtungszeitpunkts (t-2) und den Längsschnittgewichten der folgenden Beobachtungszeitpunkte (t1, t2) zusammensetzt. Dieses Episodengewicht wird zusätzlich verwendet, um die Entropy Balancing-Gewichte zu generieren.

6.4.2 *Analysesample 2: Der institutionelle Kontext des Alleinerziehens*

Bei diesen Analysen liegt der Fokus auf dem Zeitverlauf, die soziale Komposition soll aber weiterhin mitberücksichtigt werden. Um die Entwicklung des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter, ihrer sozialen Komposition sowie des institutionellen Kontexts über die drei Perioden empirisch abbilden zu können, werden die Alleinerziehenden-Episoden in einer Periode fixiert. Die allermeisten Episoden fallen genau in eine institutionelle Periode. Bei den Episoden, bei denen sich das Alleinerziehen über mehrere Perioden erstreckt, wird das Jahr des Übergangs als Ankerjahr für die Periodenzuordnung identifiziert und die Wellen in der Folgeperiode abgeschnitten. Damit wird sichergestellt, dass zumindest Veränderungen direkt nach dem Übergang ins Alleinerziehen erfasst und konkret einer Periode zugeordnet werden können. Die Messung der sozialen Komposition zu t-2 verursacht einen großen Ausfall an Fällen, was für die Zeitverlaufsanalysen ein essenzielles Problem darstellt. Aus diesem Grund startet der Beobachtungszeitraum zu t-1 und umfasst alle konsekutiv beobachteten Jahre im Alleinerziehen, aber mindestens das erste Jahr.

Die Kontrollgruppen sind deutlich stärker besetzt und weisen auch längere Panel auf als die drei Alleinerziehendengruppen. Dadurch können periodenübergreifende Episoden eines Typs in zwei Episoden gesplittet werden, die dann der jeweiligen Periode zugeordnet werden. Entsteht durch dieses Vorgehen eine neue Episode von nur einem Jahr, wird diese nicht berücksichtigt. Dadurch wird auch hier eine zu den Alleinerziehenden äquivalente Mindestlänge des Panels von zwei Jahren gewährleistet. Das Ergebnis ist ein unbalanciertes Panel, zu dem Befragte Episoden unterschiedlicher Länge beitragen. Dies ist nicht ideal, sondern stellt einen trade-off zwischen optimalem Forschungsdesign (balanciertes Panel) und optimaler Nutzung der vorliegenden Längsschnittinformationen dar.

Tabelle 6.1: Übersicht Analysesample 1 für Deutschland und das Vereinigte Königreich

Deutschland								
	Gesamt		Mütter in Ehe		Mütter in NEL		Partnerlose Frauen	
	Alleinerz.	Kontrollfälle	Mit Trennung	Ohne Trennung	Mit Trennung	Ohne Trennung	Mit Kindesgeburt	Ohne Kindesgeburt
Personen	880	11.089	538	6.487	203	483	139	4.119
Episoden	955	11.887	565	7.037	251	580	139	4.270
Episodensplits		51.020		33.658		1.577		15.785
Vereinigtes Königreich								
	Gesamt		Mütter in Ehe		Mütter in NEL		Partnerlose Frauen	
	Alleinerz.	Kontrollfälle	Mit Trennung	Ohne Trennung	Mit Trennung	Ohne Trennung	Mit Kindesgeburt	Ohne Kindesgeburt
Personen	936	9.604	464	5.736	321	859	164	3.081
Episoden	967	9.756	469	5.768	334	864	164	3.124
Episodensplits		12.943		7.945		1.062		3.936

Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt), BHPS/UKHLS (1991-2014, gepoolt). Eigene Berechnungen.

Im Falle der Hybrid-Modelle stellt dies kaum ein Problem dar, weil das Gewicht von Personen mit einem längeren Panel in RE-Modellen automatisch gestaucht wird (Giesselmann und Windzio 2012). Zusätzlich werden in den Hybrid-Modellen sowie bei den Kitagawa-Dekompositionen robuste Standardfehler auf Personenebene berechnet. Bei den rein deskriptiven Analysen kann für diese Datenstruktur nicht korrigiert werden. Es werden daher verschiedene Sensitivitätsanalysen mit unterschiedlich geschnittenen Samples

durchgeführt (balanciertes Panel mit 2 bzw. 3 Wellen), die Ergebnisse unterscheiden sich nicht substantiell. Auf der Basis dieser Entscheidungen resultieren folgende Samples für die Analysen der Kapitel 8 und 9 (vgl. Tabelle 6.2), wobei auch hier die Episoden die Analyseeinheit darstellen: In *Deutschland* umfasst das zweite Analysesample 1.408 Alleinerziehendenepisoden, von denen 352 auf die erste, 519 auf die zweite und 537 auf die dritte Periode entfallen. Dabei stammen 811 (58%) der Episoden von Alleinerziehenden aus einer Ehe, 385 (27%) der Episoden von Alleinerziehenden aus einer NEL und 212 (15%) der Episoden von Alleinerziehenden qua Kindesgeburt. Bei Episoden von Alleinerziehenden aus einer Ehe werden 226 der ersten Periode, 290 der zweiten sowie 295 der dritten Periode zugeordnet. Bei Alleinerziehenden aus einer NEL ist mit 66 Episoden die erste Periode schwach besetzt, die zweite und dritte sind mit 144 und 175 recht zufriedenstellend. Das Sample der Alleinerziehenden qua Kindesgeburt ist auch hier sehr klein: 60

Episoden in der ersten Periode, 85 in der zweiten sowie 67 in der dritten. Im *Vereinigten Königreich* umfasst das zweite Analysesample insgesamt 1.601 Alleinerziehendenepisoden, wobei die erste Periode aufgrund ihrer Kürze (1991-1996) mit insgesamt 248 Episoden schwach besetzt ist. Davon entfallen 136 der Episoden auf Alleinerziehende aus einer Ehe, 66 der Episoden auf solche aus einer NEL sowie 36 der Episoden auf Alleinerziehende qua Kindesgeburt. Die zweite Periode zählt 672 Alleinerziehendenepisoden, davon sind 318 aus einer Ehe, 262 aus einer NEL und 92 qua Kindesgeburt. Die dritte Periode ist mit 681 Alleinerziehendenepisoden am stärksten besetzt: 320 der Episoden fallen auf Alleinerziehende aus einer Ehe, 246 aus einer NEL sowie 115 qua Kindesgeburt.

Tabelle 6.2: Übersicht des Analysesample 2 für Deutschland und das Vereinigte Königreich

Deutschland								
	Gesamt		Mütter in Ehe		Mütter in NEL		Partnerlose Frauen	
	Alleinerziehende	Kontrollfälle	Mit Trennung	Ohne Trennung	Mit Trennung	Ohne Trennung	Mit Kindesgeburt	Ohne Kindesgeburt
<i>Periode 1</i>								
Personen	334	4.496	218	2.651	56	122	60	1.723
Episoden	352	5.744	226	3.575	66	173	60	1.996
<i>Periode 2</i>								
Personen	450	4.021	265	2.055	100	225	85	1.741
Episoden	519	6.367	290	3.598	144	347	85	2.422
<i>Periode 3</i>								
Personen	472	8.112	275	3.604	130	455	67	4.053
Episoden	537	10.445	295	5.092	175	626	67	4.727
<i>Gesamt</i>								
Personen	1.256	16.629	758	8.310	286	802	212	7.517
Episoden	1.408	22.556	811	12.265	385	1.146	212	9.145
Vereinigtes Königreich								
	Gesamt		Mütter in Ehe		Mütter in NEL		Partnerlose Frauen	
	Alleinerziehende	Kontrollfälle	Mit Trennung	Ohne Trennung	Mit Trennung	Ohne Trennung	Mit Kindesgeburt	Ohne Kindesgeburt
<i>Periode 1</i>								
Personen	236	2.184	134	1.137	66	81	36	966
Episoden	248	2.250	136	1.172	76	90	36	988
<i>Periode 2</i>								
Personen	576	3.749	290	1.454	194	388	92	1.907
Episoden	672	5.595	318	2.555	262	534	92	2.506
<i>Periode 3</i>								
Personen	675	5.522	317	2.515	243	583	115	2.424
Episoden	681	5.984	320	2.768	246	639	115	2.577
<i>Gesamt</i>								
Personen	1.487	11.455	741	5.106	503	1.052	243	5.297
Episoden	1.601	13.829	774	6.495	584	1.263	243	6.071

Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt); BHPS/UKHLS (1991-2014, gepoolt). Eigene Berechnungen.

6.4.3 Übersicht und Selektivität der Analysesamples

In diesem Abschnitt wird abschließend eine Übersicht der alleinerziehenden Mütter in den beiden Analysesamples anhand zentraler Merkmale gegeben. Gleichzeitig wird auch die Selektivität dieser Analysesamples überprüft. Hierfür werden Alleinerziehende in beiden Analysesamples allen jemals beobachteten Alleinerziehenden in den hier verwendeten Datensätzen bezüglich zentraler Merkmale gegenübergestellt.

Für die Analysesamples in beiden Ländern kann insgesamt eine leichte Selektivität festgestellt werden (vgl. Tabelle 6.3), wobei diese im BHPS/UKHLS stärker ausfällt als im SOEP. Weiterhin ist in beiden Ländern das Analysesample 1 selektiver als das Analysesample 2. Dies ist nicht verwunderlich, da dieses Sample aufgrund des Starts bei t-2 und der Beschränkung auf die ersten beiden Jahre im Alleinerziehen einen spezifischen Zeitraum einer Alleinerziehendemphase abdeckt.

Deshalb sind die alleinerziehenden Mütter in diesem Sample im Durchschnitt jünger, stammen aus jüngeren Geburtskohorten und haben auch jüngere Kinder. Im *SOEP* gibt es keine substanziellen Unterschiede zwischen allen jemals beobachteten Alleinerziehenden und Alleinerziehenden in den beiden Analysesamples hinsichtlich des Armutsrisikos, des Bildungsniveaus, des Wohneigentums sowie des Anteils an Ostdeutschen (vgl. Tabelle 6.4). Die beiden Analysesamples unterschätzen dagegen leicht die Vollzeitbeschäftigung und Arbeitslosigkeit von alleinerziehenden Müttern sowie den Anteil mit nur einem Kind im Haushalt und den Anteil derer mit Migrationshintergrund, während gleichzeitig Inaktivität überschätzt wird.

Tabelle 6.3: Übersicht der Analysesamples Alleinerziehender in beiden Ländern

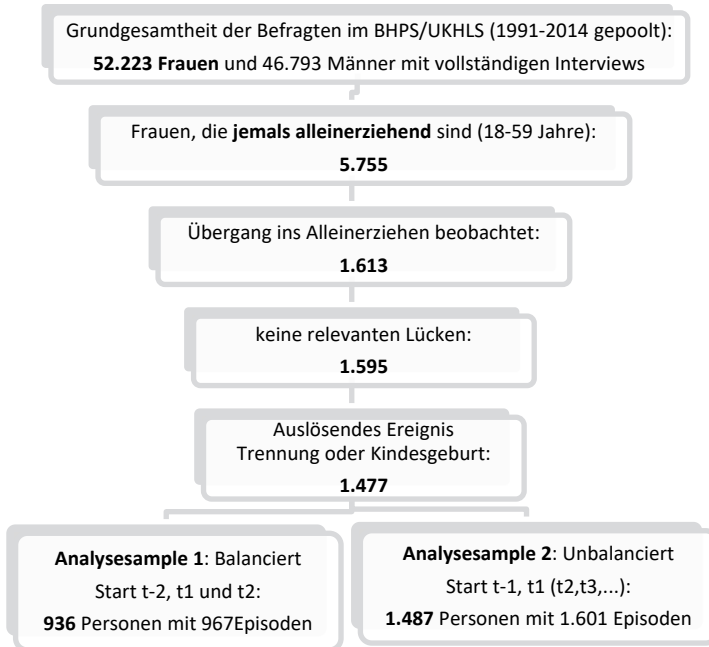
Merkmal	Deutschland			Vereinigtes Königreich		
	Alleinerziehende im SOEP	Analyse-sample 1 balanciert	Analyse-sample 2 unbalanciert	Alleinerziehende im BHPS	Analyse-sample 1 balanciert	Analyse-sample 2 unbalanciert
<i>Armutsrisiko</i>	36,4	36,7	35,2	38,0	40,6	38,6
<i>Erwerbsstatus</i>						
VZ erwerbstätig	32,3	26,5	28,7	28,2	25,6	29,1
TZ erwerbstätig	32,1	34,3	35,0	25,9	29,7	30,0
arbeitslos	15,2	13,2	12,4	10,3	8,2	7,1
inaktiv	20,4	26,0	23,9	35,6	36,5	33,8
<i>Bildungsniveau</i>						
gering	23,4	23,5	23,2	52,8	48,1	45,9
mittel	55,5	56,1	56,0	33,6	39,0	41,0
hoch	21,1	20,4	20,8	13,6	12,9	13,1

Merkmal	Deutschland			Vereinigtes Königreich		
	Alleinerziehende im SOEP	Analyse-sample 1 balanciert	Analyse-sample 2 unbalanciert	Alleinerziehende im BHPS	Analyse-sample 1 balanciert	Analyse-sample 2 unbalanciert
<i>Anzahl Kinder</i>						
1 Kind	62,8	54,5	57,7	52,4	48,3	49,6
2 Kinder	26,6	31,8	29,5	32,5	36,0	34,5
3+ Kinder	10,6	13,7	12,8	15,1	15,7	15,9
<i>Alter jüngst. Kind</i>						
0-2 Jahre	11,5	21,4	16,9	18,9	35,3	27,6
3-5 Jahre	16,5	21,8	21,4	18,2	23,4	23,8
6-17 Jahre	72,0	56,8	61,7	62,9	41,3	48,6
<i>Alter</i>						
unter 25 Jahre	6,2	9,9	8,4	10,4	18,6	15,5
25 bis 34 Jahre	28,3	35,4	33,3	29,6	36,8	34,6
35 Jahre und älter	65,5	54,7	58,3	60,0	44,6	49,9
<i>Geburtskohorte</i>						
vor 1960	27,3	18,9	20,2	12,5	9,9	10,6
1960-1969	39,5	39,2	37,7	36,0	33,9	35,5
1970-1979	23,7	30,0	28,9	31,1	33,8	32,8
1980 und später	9,5	11,9	13,1	20,4	22,4	21,1
<i>Wohneigentum</i>	18,1	17,7	18,3	35,9	43,6	44,6
<i>Migrationshintergr.</i>	20,4	18,4	19,0	17,9	15,1	14,8
<i>Ostdeutschland</i>	25,4	26,6	25,3			
<i>Region</i>						
England				69,8	69,7	70,9
Schottland				11,0	11,4	10,8
Nordirland				9,1	11,9	12,0
Wales				10,1	7,0	6,3
<i>N (Personenjahre)</i>	9.644	2.640	3.984	19.332	2.808	3.756
<i>N (Personen)</i>	1.954	880	1.256	1.843	936	1.486

Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt); BHPS/UKHLS (1991-2014, gepoolt), ungewichtete Spaltenprozentage. Eigene Berechnungen.

6.5 Anhang

Abbildung A6.1: Von der Grundgesamtheit zu den Analysesamples im BHPS/UKHLS.
Quelle: Eigene Abbildung.



7 Soziale Komposition und die Armut alleinerziehender Mütter

In diesem Kapitel werden nun die in Kapitel 4 hergeleiteten theoretischen Erwartungen zum Einfluss von Selektionsprozessen ins Alleinerziehen für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter empirisch überprüft. Es sollen die beiden folgenden Forschungsfragen beantwortet werden: Inwiefern kann das hohe Armutsrisiko von alleinerziehenden Müttern auf Kompositionseffekte oder auf Effekte des Übergangs ins Alleinerziehen zurückgeführt werden? Welche Rolle spielen die verschiedenen Wege ins Alleinerziehen für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter?

Wie im Methodenkapitel (Kapitel 6) dargelegt, wird hierfür ein quasi-experimentelles Forschungsdesign angewandt, in dem alleinerziehende Mütter zwei Jahre vor dem Übergang ins Alleinerziehen (t-2) und die ersten beiden Jahre im Alleinerziehen (t1, t2) beobachtet werden. Dieser Beobachtungszeitraum ermöglicht es, die soziale Komposition zukünftiger Alleinerziehender möglichst unverzerrt von Antizipationseffekten zu messen. Das resultierende Analysesample von 910 Alleinerziehenden wird weiter differenziert nach Weg ins Alleinerziehen: 533 Mütter aus einer Ehe (58,2%), 243 Mütter aus einer NEL (24,2%) sowie 134 partnerlose Frauen qua Kindergeburt (17,6%)⁵⁴.

Um ein besseres Verständnis für die soziale Komposition der alleinerziehenden Mütter einerseits und ihrem Armutsrisikoverlauf andererseits zu erhalten, wird für jeden der drei Wege ins Alleinerziehen auch eine adäquate Kontrollgruppe gebildet. Diese umfassen 5.797 verheiratete und 455 kohabierende Mütter sowie 4.383 partner- wie kinderlose Frauen. Für dieses Analysesample werden aus Fallzahlgründen sämtliche verfügbaren Wellen des SOEP zwischen 1984 und 2016 gepoolt, wodurch eine gewisse Heterogenität innerhalb des Samples bezüglich Kohorte und institutionellem Kontext besteht. Dieses Problem wird bei der Interpretation der deskriptiven Ergebnisse berücksichtigt und im Rahmen der multivariaten Analysen kontrolliert.

Die Analysen zur Beantwortung der beiden Forschungsfragen sind folgendermaßen aufgebaut: In einem ersten deskriptiven Schritt werden die bestehenden Unterschiede in der sozialen Komposition zwischen den drei Alleinerziehendengruppen sowie den jeweiligen Vergleichssamples aufgeführt, um die nicht-zufällige Selektion ins Treatment zu verdeutlichen. An dieser Stelle wird dementsprechend noch nicht zwischen Treatment- und Kontrollgruppe gematched. Darauf aufbauend werden die Befunde der konditionalen DiD-

54 Die Abweichungen zu den in Kapitel 4 berichteten Anteilen bei Ott et al. (2011) lassen sich auf Unterschiede im Beobachtungszeitraum und im Forschungsdesign zurückführen.

Schätzungen präsentiert, in denen anhand des Entropy Balancing für diese bestehenden Kompositionsunterschiede kontrolliert wird.

7.1 Deskriptive Befunde in Deutschland

Dieser deskriptive Teil dient dazu, zum einen den Verlauf des Armutsrisikos vor und während des Alleinerziehens sowie den Grad der Selektivität des Alleinerziehens aufzuzeigen. Zum anderen soll die Heterogenität innerhalb der Gruppe der Alleinerziehenden aufgrund der verschiedenen Wege ins Alleinerziehen sichtbar gemacht werden. Deshalb beruhen alle Ergebnisse in diesem Abschnitt auf den tatsächlichen – also unmatched – Werten der alleinerziehenden Mütter sowie ihrer jeweiligen Kontrollgruppe.

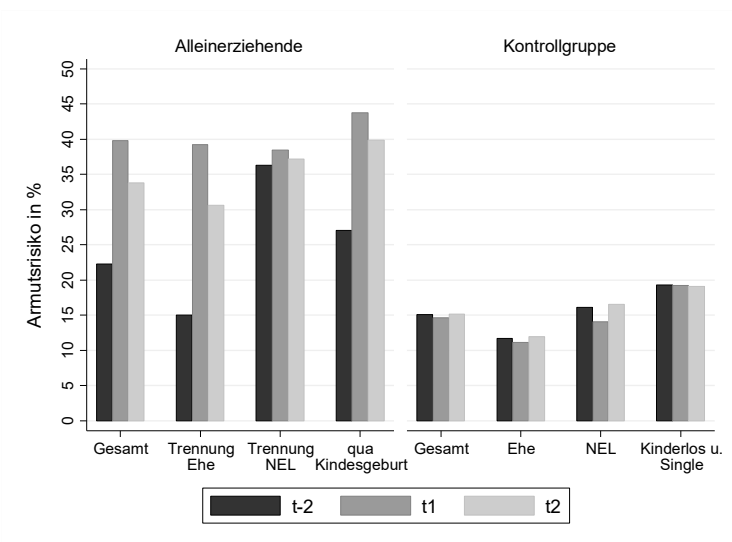
7.1.1 *Das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter vor und während des Alleinerziehens*

Zuerst soll das Armutsrisiko der alleinerziehenden Mütter dem ihrer jeweiligen Kontrollgruppe vor und während des Alleinerziehens gegenübergestellt werden: Grundsätzlich wird anhand von Abbildung 7.1 ersichtlich, dass das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter deutlich über dem von Frauen, die nicht alleinerziehend werden, liegt. Dies entspricht der theoretischen Erwartung von *Hypothese H7.1*. Dabei ist besonders auffällig, dass alle Frauen, die alleinerziehend werden, bereits zwei Jahre zuvor (t-2) ein höheres Armutsrisiko aufweisen als Frauen der jeweiligen Kontrollgruppe – unabhängig vom Weg ins Alleinerziehen: Während rund 22% der zukünftigen Alleinerziehenden bereits zwei Jahre vor dem Übergang ins Alleinerziehen von Armut bedroht sind, trifft dies lediglich auf 15% der Frauen zu, die nicht alleinerziehend werden. Dieser Unterschied zwischen zukünftigen Alleinerziehenden (36%) und Kontrollgruppe (16%) fällt bei Müttern in einer NEL mit 20%-Punkten mit Abstand am größten aus, während er bei Müttern in einer Ehe lediglich 4 %-Punkte beträgt. Innerhalb der Gruppe der zukünftigen Alleinerziehenden sind solche aus einer Ehe zwei Jahre vor dem Übergang ins Alleinerziehen am wenigsten von Armut betroffen, das Armutsrisiko liegt bei knapp 15%. Im Kontrast dazu sind 36% der zukünftigen Alleinerziehenden aus einer NEL sowie 27% der zukünftigen Alleinerziehenden qua Kindesgeburt bereits zwei Jahre vorher von Armut betroffen.

Durch den Übergang ins Alleinerziehen verändert sich das Bild enorm: Bei den Alleinerziehenden aus einer Ehe steigt das Armutsrisiko um den Faktor 2,6 auf knapp 39% im ersten Jahr (t1) und sinkt dann im zweiten auf 31% (t2). Durch diesen starken Anstieg hat sich ihr Armutsrisiko dem der anderen

beiden Gruppen deutlich angenähert. Bei den Alleinerziehenden aus einer NEL steigt das Armutsrisiko kaum an, liegt im ersten Jahr ähnlich wie bei denen aus einer Ehe bei 38% und bleibt im zweiten Jahr kaum verändert bei 37%. Das Armutsrisiko der Alleinerziehenden qua Kindesgeburt dagegen steigt um den Faktor 1,5 im ersten Jahr, es sind nunmehr knapp 44% dieser Gruppe von Armut betroffen. Im zweiten Jahr sinkt dieser Wert wieder leicht auf 40%. Damit weisen alleinerziehende Mütter qua Kindesgeburt zumindest in den ersten beiden Jahren das höchste Armutsrisiko auf. Diese deskriptiven Befunde bestätigen weitestgehend *Hypothese H7.2a*, der zufolge das Armutsrisiko für Alleinerziehende aus einer Ehe vor und während des Alleinerziehens am niedrigsten ist. *Hypothese H7.2b* dagegen findet nur teilweise empirische Unterstützung: Zwar weisen Alleinerziehende aus einer NEL mit 37% das höchste Armutsrisiko zwei Jahre vor dem Übergang auf, nach dem Übergang ins Alleinerziehen ist das Armutsrisiko der Alleinerziehenden qua Kindesgeburt jedoch höher. Dies erscheint zunächst einmal unerwartet, da für eine Kindesgeburt ein geringeres finanzielles Risiko als für eine Trennung angenommen wurde.

Abbildung 7.1: Armutsquoten von Alleinerziehenden und Kontrollgruppe, Deutschland



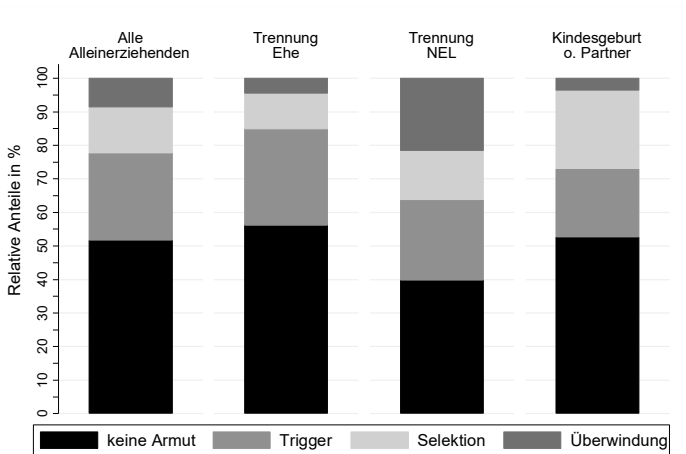
Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt), gewichtet mit Episodengewicht. Eigene Berechnungen. Anmerkung: Unmatched.

Da es sich bei diesen ersten Ergebnissen um die aggregierte Armutsrisikorate alleinerziehender Mütter zu einem bestimmten Zeitpunkt handelt (t-2, t1, t2), können nur grobe Rückschlüsse auf die intraindividuellen Armutsverläufe von alleinerziehenden Müttern gezogen werden. Deshalb sind in Abbildung 7.2

zusätzlich zeitliche Muster im intraindividuellen Armutsverlauf rund um den Übergang ins Alleinerziehen (t-2 und t1) für Alleinerziehende insgesamt und differenziert nach Weg ins Alleinerziehen dargestellt. Es können vier Muster identifiziert werden: Rund die Hälfte (51%) der Alleinerziehenden insgesamt ist weder zwei Jahre vor noch im ersten Jahr des Alleinerziehens von Armut betroffen (Muster ‚keine Armut‘). Für immerhin ein Viertel (26%) der gesamten Alleinerziehenden wiederum stellt der Übergang ins Alleinerziehen ein Armutstrigger dar, zwei Jahre zuvor waren sie nicht von Armut betroffen (Muster ‚Trigger‘). 14% der Alleinerziehenden waren sowohl zwei Jahre vor dem Übergang als auch im ersten Jahr danach von Armut betroffen (Muster ‚Selektion‘), während immerhin 9% vor dem Alleinerziehen arm waren und im ersten Jahr des Alleinerziehens kein Armutsrisiko mehr aufweisen (Muster ‚Überwindung‘).

Vergleicht man die Muster je nach Weg ins Alleinerziehen, so können folgende Unterschiede festgestellt werden: Bei *Alleinerziehenden aus einer Ehe* ist der Anteil derer, die entweder zu keinem der beiden Zeitpunkte von Armut betroffen (56%) sind oder durch den Übergang ins Alleinerziehen arm werden (28%), am höchsten. Bei *Alleinerziehenden aus einer NEL* wiederum ist das Muster ‚keine Armut‘ am seltensten vertreten, während immerhin 22% dieser alleinerziehenden Mütter nach dem Übergang ins Alleinerziehen eine bestehende Armut überwinden. Dieser Wert erscheint zunächst unerwartet, könnte aber mit der ökonomischen Situation des Ex-Partners (z.B. Arbeitslosigkeit) zusammenhängen. Anhand dieses Musters wird nachvollziehbarer, warum sich die Armutsrisikorate dieser Alleinerziehenden nach dem Übergang ins Alleinerziehen kaum erhöht. Bei 53% der *Alleinerziehenden qua Kindesgeburt* besteht weder zwei Jahre vor noch ein Jahr nach dem Übergang ein Armutsrisiko. Interessanterweise ist jedoch in dieser Gruppe das Muster ‚Selektion‘ – also zu beiden Zeitpunkten von Armut betroffen – am stärksten vertreten (23%), bei weiteren 20% wird das Armutsrisiko im Zuge des Übergangs ‚getriggert‘. Dass diese beiden Muster recht stark vertreten sind, gibt erste Hinweise darauf, dass bei diesen Alleinerziehenden sowohl die soziale Komposition als auch der Übergang ins Alleinerziehen das Armutsrisiko erhöhen. Das Überwinden eines bestehenden Armutsrisikos spielt bei diesen Alleinerziehenden und solchen aus einer Ehe kaum eine Rolle.

Abbildung 7.2: Vier Muster des Armutsverlaufs von Alleinerziehenden, Deutschland



Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt), gewichtet mit Episodengewicht. Eigene Berechnungen. Anmerkung: Unmatched.

7.1.2 Selektionsprozesse ins Alleinerziehen

Diese Unterschiede im Armutsrisiko vor dem Alleinerziehen weisen auf deutliche Kompositionsunterschiede einerseits zwischen den Alleinerziehenden und der Kontrollgruppen sowie innerhalb der Alleinerziehenden hin, die im Folgenden näher ausgeführt werden sollen. In Tabelle 7.1 sind hierfür die hier berücksichtigten Merkmale der sozialen Komposition zwei Jahre vor dem Übergang ins Alleinerziehen zusammengefasst. Dargestellt sind wieder die Alleinerziehenden je nach Weg ins Alleinerziehen sowie die drei entsprechenden Kontrollgruppen. Zunächst wird jeweils die soziale Komposition der zukünftigen Alleinerziehenden mit der ihrer jeweiligen Kontrollgruppe verglichen, bevor auf Merkmalsunterschiede innerhalb der alleinerziehenden Mütter eingegangen wird. Grau hinterlegte Werte in der Tabelle weisen statistisch nicht signifikante Gruppenunterschiede zwischen zukünftigen Alleinerziehenden und ihrer jeweiligen Kontrollgruppe aus.

Werden innerhalb der Gruppe der *verheirateten Mütter* solche mit und ohne Übergang ins Alleinerziehen gegenübergestellt, gibt es Hinweise für eine moderate Selektion eher sozial benachteiligter Frauen ins Alleinerziehen⁵⁵: Im Hinblick auf das eigene Erwerbsverhalten können lediglich feine Unterschiede

55 Wobei dieser Unterschied zumindest teilweise auch auf die starke Besetzung der älteren Kohorten in dieser Gruppe zurückgeführt werden kann.

beobachtet werden. Zukünftige Alleinerziehende aus einer Ehe sind etwas häufiger erwerbstätig als verheiratete Mütter ohne Trennung und weisen eine ähnliche Erwerbserfahrung auf. Von Arbeitslosigkeit sind in beiden Gruppen lediglich wenige Frauen betroffen. Jedoch sind mehr als doppelt so viele zukünftige Alleinerziehende aus einer Ehe von einem befristeten Arbeitsvertrag betroffen als dies bei den verheirateten Müttern ohne Trennung der Fall ist (26% im Vergleich zu 12%). Auch das Haushaltseinkommen der zukünftigen Alleinerziehenden fällt etwas geringer aus, wobei der Anteil des eigenen Erwerbseinkommens deutlich höher ausfällt (26% im Vergleich zu 18%). Dies liegt unter anderem daran, dass ihre Partner häufiger von Arbeitslosigkeit betroffen sind (6,1% im Vergleich zu 4,5%). Größere Unterschiede finden sich dagegen beim Alter und den Kindermerkmalen: Die zukünftigen Alleinerziehende aus einer Ehe sind im Durchschnitt jünger (auch bei der Geburt des ersten Kindes), haben mehr und auch jüngere Kinder und leben häufiger eine geschlechtertypische Arbeitsteilung. Darüber hinaus besitzen sie seltener Wohneigentum und haben eine geringere allgemeine Lebenszufriedenheit. Im Vergleich zu den verheirateten Müttern ohne Trennung haben zukünftige Alleinerziehende aus einer Ehe seltener einen Migrationshintergrund und leben häufiger in Ostdeutschland.

Bei Müttern in einer *nichtehelichen Lebensgemeinschaft* sind diese Kompositionsunterschiede stärker ausgeprägt: Zukünftige Alleinerziehende aus einer NEL sind deutlich seltener erwerbstätig, weisen eine geringere Erwerbserfahrung auf und sind häufiger von Befristung sowie Arbeitslosigkeit betroffen. Für diejenigen in Erwerbstätigkeit sind jedoch ähnliche Löhne sowie ein höherer Anteil des eigenen Erwerbseinkommens am Gesamthaushaltseinkommen zu verzeichnen. Auch bei diesen zukünftigen Alleinerziehenden sind die Partner häufiger arbeitslos als bei ihrer Vergleichsgruppe, die sich nicht trennt. Allerdings fällt hier der Unterschied im durchschnittlichen bedarfsgewichteten Monatseinkommen mit knapp 300€ deutlich höher aus als im Ehesample. Zudem ist ein Viertel der zukünftigen Alleinerziehenden aus einer NEL niedriggebildet, während dies in ihrem Vergleichssample nur auf ein Fünftel der Mütter zutrifft. Weiterhin sind diese zukünftigen Alleinerziehenden auch im Durchschnitt jünger, bekommen früher ihr erstes Kind und haben mehr Kinder als ihre Kontrollgruppe. Nur knapp 18% von ihnen verfügen über Wohneigentum, der Anteil an ostdeutschen Müttern ist mit 39% dagegen um 10%-Punkte höher.

Tabelle 7.1: Soziale Komposition zukünftiger Alleinerziehender und Kontrollgruppe, Deutschland

Merkmale zu t-2 (Spaltenprozent/ Euro)	Alleinerziehende			Kontrollgruppe		
	Trennung Ehe	Trennung NEL	Geburt o. Partner	Ehe mit Kindern	NEL mit Kindern	Kinderlose Singles
<i>Erwerbstätigkeit</i>						
Vollzeit	17,4	18,3	45,8	16,6	26,9	32,5
Teilzeit	42,0	29,5	9,5	38,2	36,1	12,4
Arbeitslos	4,8	12,1	10,7	4,7	8,0	4,6
Inaktiv	35,8	40,1	34,0	40,5	29,0	50,5
<i>in VZ-Ausbildung</i>	1,2	1,0	15,9	1,0	0,7	23,5
<i>Rel. Erwerbserfahrung</i>	59,1	52,7	49,0	58,2	64,8	39,7
<i>Befristeter Arbeitsvertrag</i>	26,2	27,2	32,5	12,2	12,0	41,8
<i>bedarfsgewichtetes HH- Nettoeinkommen</i>	1.307€	1.052€	1.194€	1.377€	1.313€	1.354€
<i>Anteil HH-Erwerbs-ein- kommen</i>	25,6	41,9	48,3	18,3	31,5	45,3
<i>Arbeitslosigkeit Partner</i>	6,1	12,9	-	4,5	9,9	-
<i>Geschl. Arbeitsteilung</i>	90,3	73,4	-	88,8	72,3	-
<i>Eigenheimbesitzerin</i>	35,2	17,5	21,7	51,9	26,4	38,7
<i>Bildungsqualifikation</i>						
Niedrig	20,2	24,2	49,7	19,3	20,5	44,2
Mittel	59,9	58,5	38,2	58,3	56,7	43,3
Hoch	19,9	17,3	12,1	22,4	22,8	12,5
<i>Kinderanzahl</i>						
Keine	-	-	100,0	-	-	100,0
1	37,5	56,7	-	39,8	65,2	-
2	46,7	32,9	-	44,9	25,1	-
3 oder mehr	15,8	10,4	-	15,3	9,7	-
<i>Alter des jüngsten Kindes</i>						
0-2 Jahre	30,6	37,0	-	22,0	37,1	-
3-5 Jahre	20,6	16,9	-	16,8	18,2	-
6-17 Jahre	48,8	46,1	-	61,2	44,7	-
<i>Haushaltskonstellation</i>						
1-Personen-HH	-	-	42,9	-	-	31,5
<i>Alter</i>						
Unter 25 Jahre	6,9	16,2	56,9	3,4	12,8	64,0
25 - 34 Jahre	45,8	49,1	35,5	30,0	50,4	21,2
35 und älter	47,3	34,7	7,6	66,6	36,8	14,8

Merkmale zu t-2 (Spaltenprozent/ Euro)	Alleinerziehende			Kontrollgruppe		
	Trennung Ehe	Trennung NEL	Geburt o. Partner	Ehe mit Kindern	NEL mit Kindern	Kinderlose Singles
<i>Alter bei 1. Geburt</i>	24,5	23,5	25,7	25,6	24,9	29,1
<i>Geburtskohorte</i>						
vor 1960	29,2	15,1	3,6	41,5	12,9	5,6
1960s	43,0	42,5	36,2	33,5	34,6	22,7
1970s	21,1	28,7	35,0	18,9	39,1	27,1
1980s und später	6,7	13,7	25,2	6,1	13,4	44,6
<i>Migrationshintergrund</i>	18,1	13,5	18,7	24,7	8,9	21,0
<i>Ostdeutschland</i>	15,0	39,0	21,4	12,5	29,7	13,8
<i>Lebenszufriedenheit</i>	6,8	6,2	6,5	7,4	7,0	7,2
<i>N(Episoden)</i>	533	243	134	5.797	455	4.383

Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt), gewichtet mit Episodengewicht. Eigene Berechnungen. Anmerkung: Unmatched. Messzeitpunkt: Ungefähr zwei Jahre vor dem Übergang ins Alleinerziehen (t-2). Grau hinterlegte Werte zeigen nicht signifikante Unterschiede ($p > 0.05$) von zukünftigen Alleinerziehenden im Vergleich zu ihrer jeweiligen Kontrollgruppe an.

Bei den *kinderlosen Singlefrauen* zeichnen sich diejenigen, die alleinerziehend werden, durch ihre niedrigere Bildung aus (49% niedrig gebildet). Gleichzeitig befindet sich ein geringerer Anteil in einer Vollzeitausbildung (16% im Vergleich zu 24%). Die geringe Bildung schlägt sich in einem niedrigeren bedarfsgewichteten Haushaltseinkommen bei gleichzeitig stärkerer (Vollzeit-)Erwerbsbeteiligung und-erfahrung nieder. Im Kontrast dazu sind sie bei Erwerbstätigkeit deutlich seltener von einer Befristung betroffen (33% im Vergleich zu 42%). Zukünftige Alleinerziehende qua Kindesgeburt leben häufiger als ihre Vergleichsgruppe der kinderlosen Singlefrauen in einem Ein-Personen-Haushalt, was auch den geringeren Anteil an Wohneigentum erklärt (22% im Vergleich zu 39%). Auch in dieser Gruppe von Alleinerziehenden ist der Anteil an ostdeutschen Frauen höher als im entsprechenden Vergleichssample.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass in allen drei Gruppen diejenigen Frauen, die alleinerziehend werden, stärker sozial benachteiligt sind, wobei dies insbesondere auf die Mütter aus einer NEL zutrifft. Neben den insgesamt höheren Anteilen bei Arbeitslosigkeit, befristeter Arbeitsverträge und geringerer Bildung stammen die zukünftigen Alleinerziehenden deutlich häufiger aus Ostdeutschland. Dieser Befund entspricht der offiziellen Statistik, wonach der Anteil der Alleinerziehenden in Ostdeutschland (27%) höher ist als in Westdeutschland (19%) (Statistisches Bundesamt 2018). Dass zukünftige Alleinerziehende seltener über Wohneigentum verfügen, ist ebenfalls empirisch belegt (Lersch und Vidal 2014).

Gleichzeitig bestehen diverse Unterschiede zwischen den zukünftigen Alleinerziehenden je nach dem Weg ins Alleinerziehen. Zukünftige Alleinerziehende aus einer Ehe sind deutlich älter, besser ausgebildet, besitzen eine höhere relative Erwerbserfahrung sowie häufiger Wohneigentum als in den beiden anderen Gruppen. Dass knapp die Hälfte der zukünftigen Alleinerziehenden qua Kindesgeburt ein niedriges Bildungsniveau aufweist, liegt daran, dass über die Hälfte von ihnen noch unter 25 Jahre alt und einige noch in Vollzeit-ausbildung sind. Nichtsdestotrotz sind diese Frauen im Falle einer Beschäftigung mehrheitlich (46%) in Vollzeit erwerbstätig, wobei bei einem Drittel der Arbeitsvertrag befristet ist. Im Gegensatz zu den Alleinerziehenden nach Familientrennung lebt ein hoher Anteil dieser zukünftigen Alleinerziehenden mit der Herkunftsfamilie zusammen, was das um ca. 150€ höhere bedarfsgewichtete monatliche Haushaltseinkommen im Vergleich zu den zukünftigen Alleinerziehenden aus einer NEL erklärt.

Stellt man die zukünftigen Alleinerziehenden mit Familientrennung bezüglich ihrer Haushaltsstrukturen gegenüber, so ist bei Alleinerziehenden aus einer NEL der hohe Anteil (57%) von nur einem Kind besonders auffällig. Gleichzeitig ist das jüngste Kind bei 37% dieser Frauen noch unter 3 Jahre alt. Dies könnte ein Hinweis darauf sein, dass sich in dieser Gruppe viele Paare bald nach der Geburt des ersten Kindes trennen. Weiterhin sind die Partner von zukünftigen Alleinerziehenden aus einer NEL doppelt so häufig von Arbeitslosigkeit betroffen wie die von solchen aus einer Ehe. Gleichzeitig besitzen 35% der Mütter aus einer Ehe Wohneigentum, während dies nur auf 17% der Mütter aus einer NEL zutrifft. Nicht verwunderlich ist auch der deutlich höhere Anteil an ostdeutschen Frauen in der Gruppe der zukünftigen Alleinerziehenden aus einer NEL, da in Ostdeutschland insgesamt mehr Mütter in nichtehelichen Lebensgemeinschaften leben (Bastin et al. 2013). Es wurden verschiedene Sensitivitätsanalysen durchgeführt, um sicherzustellen, dass es sich bei diesen beobachteten Unterschieden zwischen Alleinerziehenden nicht um verdeckte Unterschiede zwischen west- und ostdeutschen Alleinerziehenden handelt (verfügbar auf Anfrage).

Diese ersten Befunde deuten auf zweierlei hin: Erstens findet der Übergang ins Alleinerziehen anhand verschiedener sozio-ökonomischer Selektionsprozesse statt. Zweitens ist die Gruppe der Alleinerziehenden aufgrund der unterschiedlichen auslösenden Lebensereignisse sowie vorangehenden Statuspassagen in ihrer sozialen Komposition tatsächlich recht heterogen. Diese Erkenntnisse werden in den anschließenden multivariaten Analysen folgende Beachtung finden: Um den Effekt des Alleinerziehens auf die Wahrscheinlichkeit, als Alleinerziehende von Armut betroffen zu sein, zu identifizieren, werden auch separate Modelle für jeden der drei Wege ins Alleinerziehen geschätzt. Weiterhin wird für den jeweiligen Selektionsprozess ins Alleinerziehen zwischen Treatment- (Alleinerziehende) und Kontrollgruppe (Vergleichs-sample ohne Ereignis) anhand von Entropy Balancing kontrolliert.

7.2 Der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens in Deutschland

Wie hoch ist der Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter? Und bestehen signifikante Unterschiede zwischen den Wegen ins Alleinerziehen? Um diese Fragen zu beantworten, werden konditionale Difference-in-Differences Modelle geschätzt, die den gesamten Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen auf das Armutsrisiko der Alleinerziehenden identifizieren. Gesamter Effekt bedeutet hierbei, dass zunächst nicht für zeitveränderliche Merkmale (Erwerbsstatus, Haushaltskonstellation), die durch den Übergang ins Alleinerziehen beeinflusst werden (indirekte Effekte des Alleinerziehens), kontrolliert wird. Es wird lediglich für das Auftreten einer Arbeitslosigkeit des Partners in der Kontrollgruppe kontrolliert, damit der kontrafaktische Trend der Alleinerziehenden korrekt geschätzt wird.

Um weiterhin für den nicht zufälligen Selektionsprozess ins Alleinerziehen (Treatment) zu kontrollieren, wird die soziale Komposition der jeweiligen Kontrollgruppe an die der entsprechenden zukünftigen Alleinerziehenden durch das Gewichtungungsverfahren Entropy Balancing angeglichen. Dabei wurden die berücksichtigten Merkmale auf Basis der markanten Unterschiede in der vorangegangenen Deskription ausgewählt. Eine Übersicht zu den im Verfahren verwandten Merkmalen sowie den Angaben zur Güte des Matching („area of common support“) ist in den Tabellen A7.1-6 im Anhang gegeben. Der Ausfall an Alleinerziehenden durch das Anwenden von Entropy Balancing ist mit 2% (Ehe-Sample), 3% (Single-Sample) sowie 5% (NEL-Sample) als zufriedenstellend einzustufen.

Diese empirischen Analysen sind in folgende Schritte aufgeteilt: Zunächst wird der gesamte Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko für Alleinerziehende insgesamt und jeden der drei Wege ins Alleinerziehen separat berechnet – unter Kontrolle der jeweiligen Kompositionsunterschiede zwischen Treatment- und Kontrollgruppe. In einem zweiten Schritt soll untersucht werden, ob es signifikante Unterschiede im Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen für die drei Wege ins Alleinerziehen gibt. Dafür werden die Effekte von Familientrennung auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter den Effekten der Kindesgeburt auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter gegenübergestellt. Dies geschieht unter Kontrolle der Kompositionsunterschiede zwischen getrennten Müttern und Singlefrauen. Abschließend wird der Effekt der Familientrennung anhand einer Gegenüberstellung der Effekte der Trennung einer Ehe und einer NEL auf das Armutsrisiko näher beleuchtet – auch dies unter Kontrolle der Kompositionsunterschiede zwischen Alleinerziehenden aus einer Ehe und einer NEL. Abschließend soll den theoretischen Überlegungen in Kapitel 4 entsprechend überprüft werden, inwiefern es sich bei den identifizierten Effekten des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender in

Mütter um einen direkten Effekt des auslösenden Ereignisses oder um vermittelte Effekte des Erwerbsverhaltens und der Haushaltskonstellation handelt.

7.2.1 *Der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens*

In diesen ersten konditionalen DiD-Modellen wird die Veränderung in der Armutswahrscheinlichkeit aufgrund des Übergangs ins Alleinerziehen geschätzt, wobei gleichzeitig für die Selektionsprozesse in den jeweiligen Weg ins Alleinerziehen mit Hilfe von Entropy Balancing statistisch kontrolliert wird (vgl. Abbildung 7.3). In diese Analyse gehen nur solche Fälle ein, die im Entropy Balancing berücksichtigt werden konnten. Im Falle der Alleinerziehenden aus einer Ehe betrifft der Sampleausfall nur 2% und es sind keine Auffälligkeiten zu beobachten (Tabelle A7.1). Bei den Alleinerziehenden aus einer NEL schrumpft das Sample durch das Matching mit den Kontrollfällen um 5% (Tabelle A7.2), wodurch sich eine leichte positive Selektivität ergibt (weniger Kinder, mehr Vollzeit, höhere Bildung, geringerer Anteil Ostdeutscher). Die Alleinerziehenden qua Kindesgeburt, die in die Analysen eingehen (97%), weisen dagegen eine leicht negative Selektivität auf (jünger, niedrigeres Einkommen, höherer Anteil Ostdeutscher – Tabelle A7.3). Insgesamt sind diese Abweichungen jedoch als sehr gering einzustufen – mit Ausnahme des deutlich niedrigeren Anteils ostdeutscher Alleinerziehender aus einer NEL. Ostdeutsche Alleinerziehende weisen jedoch ein höheres Armutsrisiko vor dem Übergang ins Alleinerziehen und eine geringere Erhöhung im Armutsrisiko durch den Übergang auf als westdeutsche Alleinerziehende. Aus diesem Grund könnte der Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen für die Alleinerziehenden aus einer NEL leicht überschätzt sein.

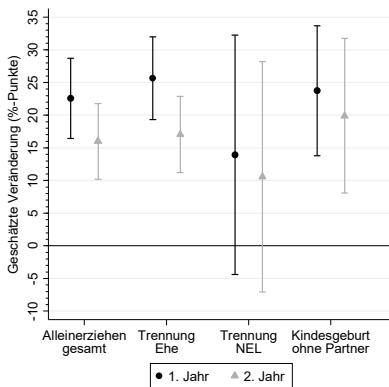
Abbildung 7.3 zeigt die Ergebnisse der konditionalen DiD-Schätzungen sowohl insgesamt als auch für die drei Wege ins Alleinerziehen im ersten und zweiten Jahr nach dem Übergang (a.). Im rechten Teil der Abbildung ist zusätzlich dargestellt, wie stark die Effekte bei Nichtbeachtung der Selektionsprozesse jeweils unterschätzt würden. Werden *Alleinerziehende insgesamt* betrachtet, erhöht sich die Armutswahrscheinlichkeit für Alleinerziehende durch den Übergang ins Alleinerziehen um 23%-Punkte im ersten und 16%-Punkte im zweiten Jahr. Diese Effekte sind auch auf dem 0,1%-Niveau statistisch signifikant. Dieser Befund liefert empirische Bestätigung für *Hypothese H7.3*, wonach der Übergang ins Alleinerziehen das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter deutlich erhöht. Ohne Korrektur der Selektionsprozesse ins Alleinerziehen würde der Effekt um rund 5%-Punkte (25%) unterschätzt werden.

Im Einklang mit den theoretischen Erwartungen fällt der Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen auf das Armutsrisiko für *Alleinerziehende aus einer Ehe* am stärksten aus: Die Wahrscheinlichkeit, arm zu sein, erhöht sich für sie um 26%-Punkte im ersten und um 17%-Punkte im zweiten Jahr der Allein-

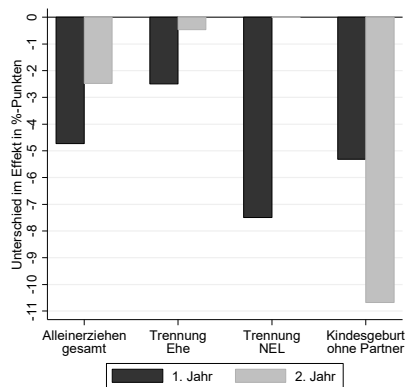
erziehendenphase. Auch diese Effekte weisen eine hohe statistische Signifikanz auf (0,1%-niveau). Aufgrund der vergleichsweise gering ausgeprägten Selektionsprozesse in dieser Gruppe würde sich eine Nichtbeachtung dieser Prozesse kaum auf die Effekte auswirken. Im Fall der *Alleinerziehenden aus einer NEL* ist der Anstieg in der Wahrscheinlichkeit, von Armut betroffen zu sein, dagegen mit 14 und 11%-Punkten am niedrigsten. Ohne Berücksichtigung der Selektionsprozesse würde dieser Effekt des Alleinerziehens im ersten Jahr sogar um 8%-Punkte (ca. 50%) unterschätzt werden. Allerdings sind diese Schätzungen aufgrund recht kleiner Fallzahlen vergleichsweise unsicher. Aus diesem Grund müssen diese Befunde mehr als richtungsweisende Tendenz behandelt werden.

Abbildung 7.3: Der armutsverstärkende Effekt je nach Weg ins Alleinerziehen, Deutschland

a. Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen



b. Unterschied im Effekt ohne Kontrolle der Selektionsprozesse



Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt). Eigene Berechnungen. Anmerkung: Ergebnisse der konditionalen DiD-Schätzungen auf der Basis linearer Wahrscheinlichkeitsmodelle mit robusten Standardfehlern.

Die Wahrscheinlichkeit, arm zu sein, steigt für *Alleinerziehende qua Kindesgeburt* durch den Übergang ins Alleinerziehen um 24%-Punkte im ersten Jahr (auf dem 0,1%-Niveau signifikant) und 20%-Punkte im zweiten Jahr (auf dem 1%-Niveau signifikant) an. Auch bei diesen Alleinerziehenden würde der Effekt des Alleinerziehens ohne Korrektur der Selektionsprozesse deutlich unterschätzt werden, im ersten Jahr um 6%-Punkte (25%) und im zweiten Jahr um 11%-Punkte (50%). Dieser armutsverstärkende Effekt ist insofern unerwartet, da für Familientrennungen insgesamt ein höherer Anstieg im Armutsrisiko alleinerziehender Mütter vermutet wurde.

7.2.2 Heterogenität innerhalb der alleinerziehenden Mütter

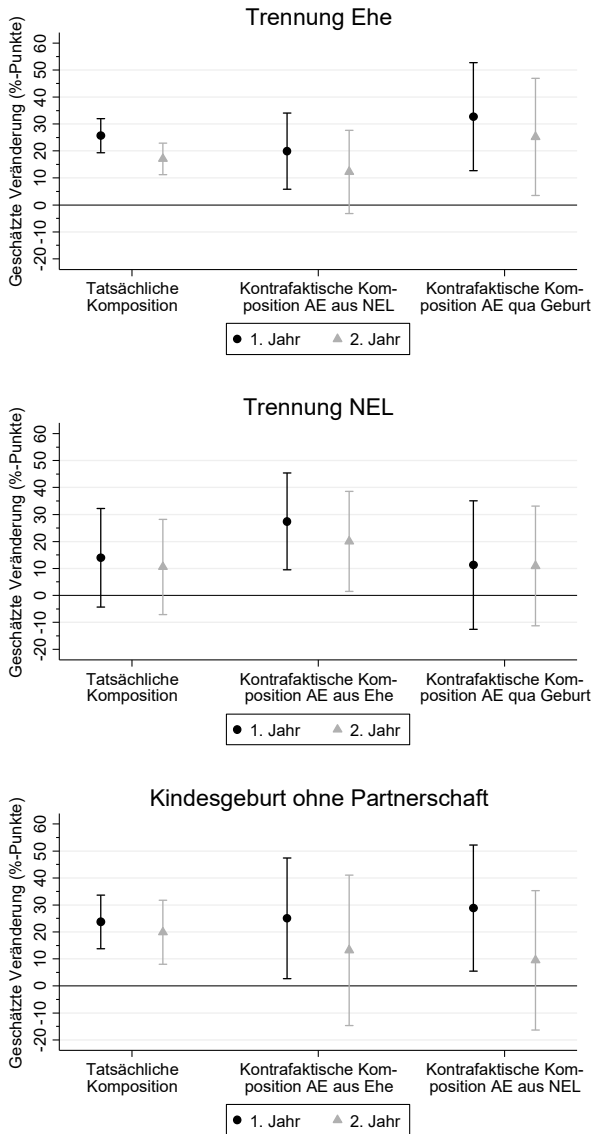
Der undifferenzierte Effekt für alle Alleinerziehenden wird also hauptsächlich durch den der Mütter aus einer Ehe getrieben, die zahlenmäßig auch die größte Gruppe darstellen. In der Konsequenz wird der geringere Effekt des Alleinerziehens auf das Armutrisiko von Alleinerziehenden aus einer NEL in den meisten Studien verdeckt.

Die bisherige Analyse kontrolliert allerdings lediglich für Kompositionsunterschiede zwischen der jeweiligen Alleinerziehenden- und ihrer Kontrollgruppe und nicht für solche zwischen den Alleinerziehenden. Die gerade konstatierten Unterschiede in den Effekten zwischen den Wegen ins Alleinerziehen können deshalb noch nicht sicher allein auf die unterschiedlichen Lebensereignisse zurückgeführt werden. Aus diesem Grund werden für jede der drei Alleinerziehendengruppen die gleichen Analysen noch einmal durchgeführt, wobei sie in kontrafaktischen Szenarien die soziale Komposition der jeweils anderen Gruppen zugewiesen bekommen⁵⁶. Durch dieses Verfahren lässt sich erkennen, inwiefern sich der Effekt des Alleinerziehens auf das Armutrisiko alleinerziehender Mütter bei variierender sozialer Komposition verändert. Auch an dieser Stelle sei darauf hingewiesen, dass matchingbedingte Ausfälle insgesamt zu lediglich geringfügigen Selektivitäten im finalen Analysesample führen (Tabellen A7.4-6 im Anhang). Wird die soziale Komposition der Alleinerziehenden aus einer Ehe sowie qua Kindesgeburt an die der Alleinerziehenden aus einer NEL angeglichen, fallen auch hier überproportional häufig ostdeutsche Alleinerziehende aus einer NEL aus. Deshalb gilt auch für die folgenden Analysen, dass eine minimale Überschätzung des Effekts des Übergangs ins Alleinerziehen auf das Armutrisiko der Alleinerziehenden aus einer NEL vorliegen könnte.

Die Ergebnisse dieser Analysen werden in Abbildung 7.4 präsentiert. Bei dem Effekt der *Ehetrennung* auf das Armutrisiko handelt es sich im Wesentlichen um einen starken Treatmenteffekt, welcher sich durch das Anpassen der sozialen Komposition nur leicht verändert: Hätten Alleinerziehende aus einer Ehe die gleiche soziale Komposition wie Alleinerziehende aus einer NEL, so würde die Armutswahrscheinlichkeit im ersten Jahr um 5%-Punkte weniger ansteigen und im zweiten um 4 %-Punkte weniger.

56 An dieser Stelle soll darauf hingewiesen werden, dass das Angleichen der sozialen Komposition zwischen kinderlosen Singlefrauen an die beiden Müttergruppen nur eingeschränkt geschehen kann. Das liegt darin begründet, dass es in den Merkmalen Kinderanzahl, Arbeitslosigkeit des Partners, Kohorte und Alter der Frau entweder per Definition keinen oder nur sehr geringen Bereich des ‚common supports‘ gibt. Aus diesem Grunde müssen die entsprechenden Ergebnisse mit Vorsicht und lediglich als grobe Tendenzen interpretiert werden.

Abbildung 7.4: Kontrafaktische Komposition alleinerziehender Mütter, Deutschland



Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt). Eigene Berechnungen. Anmerkung: Ergebnisse der konditionalen DiD-Schätzungen auf der Basis linearer Wahrscheinlichkeitsmodelle mit robusten Standardfehlern. AE= Alleinerziehende.

Nimmt man dagegen die soziale Komposition der kinderlosen Singlefrauen an, so würde die Armutswahrscheinlichkeit durch eine Ehetrennung um 7%-Punkte im ersten Jahr und um 5%-Punkte im zweiten Jahr mehr ansteigen. Der Effekt der *Trennung einer NEL* hingegen scheint stärker von der sozialen Komposition abzuhängen. Hätten Alleinerziehende aus einer NEL die soziale Komposition von Alleinerziehenden aus einer Ehe, so würde ihre Armutswahrscheinlichkeit in beiden Jahren deutlich stärker ansteigen (im ersten Jahr von 14 auf 27%-Punkte bzw. von 11 auf 20%-Punkte). Nimmt man für diese Alleinerziehenden jedoch die soziale Komposition der Alleinerziehenden qua Kindesgeburt an, so würde sich der Effekt des Alleinerziehens kaum von dem tatsächlichen unterscheiden.

Bei den Alleinerziehenden qua *Kindesgeburt* scheint die soziale Komposition eher eine untergeordnete Rolle zu spielen: Hätten diese kinderlosen Singlefrauen eine soziale Komposition wie die Mütter aus einer Ehe oder einer NEL beim Übergang ins Alleinerziehen, würde sich der Anstieg in der Armutswahrscheinlichkeit von den tatsächlichen (statistisch nicht signifikanten) 24%-Punkten im ersten und 20%-Punkten im zweiten Jahr kaum verändern. Diese Ergebnisse sollten aufgrund der in Fußnote 56 erläuterten methodischen Einschränkungen jedoch nur als Tendenz verstanden werden.

Tabelle 7.2: Heterogenität im armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens, DE

	Ehe vs. NEL		Ehe vs. Geburt		NEL vs. Geburt	
	1. Jahr	2. Jahr	1. Jahr	2. Jahr	1. Jahr	2. Jahr
<i>Kontrafaktische Szenarien</i>						
Komposition wie Alleinerz. aus Ehe	0,3	-2,5	-19,1	-2,8	-	-
Komposition wie Alleinerz. aus NEL	8,7	8,7	-	-	-12,6	5,0
Komposition wie Alleinerz. qua Geburt	-	-	8,2	9,6	1,7	1,9

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

Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt). Eigene Berechnungen. Anmerkung: Ergebnisse der konditionalen DiD-Schätzungen auf der Basis linearer Wahrscheinlichkeitsmodelle mit robusten Standardfehlern.

Abschließend soll noch überprüft werden, ob sich die Effekte dieser drei unterschiedlichen Wege ins Alleinerziehen auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter statistisch signifikant voneinander unterscheiden. Dies wurde anhand eines DiD-Modells mit allen Alleinerziehenden sowie Kontrollfällen und einer Dreifachinteraktion, die zusätzlich den Weg ins Alleinerziehen berücksichtigt, überprüft (vgl. Tabelle 7.2). Alle Modelle wurden zweimal berechnet mit der sozialen Komposition der jeweils anderen Alleinerziehendengruppen.

Losgelöst von der jeweils unterstellten sozialen Komposition kann kein statistisch signifikanter Unterschied zwischen den Effekten der Wege ins Alleinerziehen auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter konstatiert werden. Die theoretische Annahme eines Fortbestehens der Privilegierung von Ehen und einer daraus resultierenden abfedernden Wirkung auf das Armutsrisiko findet demnach zumindest für die ersten beiden Jahre des Alleinerziehens keine empirische Unterstützung.

7.2.3 *Direkte und indirekte armutsverstärkende Effekte des Alleinerziehens*

In einem letzten Schritt soll nun noch den theoretischen Überlegungen in Kapitel 4 entsprechend untersucht werden, inwiefern es sich bei den hier identifizierten Effekten des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter um direkte armutsverstärkende Effekte des auslösenden Ereignisses und indirekte über den Erwerbsstatus und die Haushaltskonstellation vermittelte Effekte handelt. Um dies statistisch zu ermitteln, werden die bisherigen Modelle um die zeitveränderlichen Merkmale Erwerbsstatus und Betreuungsintensität⁵⁷ erweitert. Durch statistische Kontrolle dieser Merkmale wird so zuzagen der indirekte Effekt des Alleinerziehens ‚geblockt‘, sodass der resultierende Effekt des Alleinerziehens nunmehr dem direkten Effekt entspricht. Eine Gegenüberstellung des gesamten und des direkten Effekts lässt damit auch Rückschlüsse auf die Bedeutung von indirekten Effekten zu.

Diese Gegenüberstellung in Tabelle 7.3 zeigt, dass sich die theoretischen Erwartungen zu den indirekten Effekten des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter bestätigen lassen. Der Anstieg im Armutsrisiko bei *Alleinerziehenden aus einer Ehe* ist komplett auf das auslösende Ereignis der Trennung zurückzuführen und nicht auf resultierende Schwierigkeiten auf dem Arbeitsmarkt oder bezüglich der Betreuungsintensität der Kinder. Dies bestätigt die theoretischen Annahmen in *Hypothese H7.4a*. Bei *Alleinerziehenden aus einer NEL* hingegen sind die direkten Effekte sogar etwas größer als die gesamten Effekte, was ein Hinweis für (kleine) armutssenkende Effekte des Alleinerziehens vermittelt über eine Veränderung im Erwerbsstatus ist.

Bei *Alleinerziehenden qua Kindesgeburt* können in Einklang mit *Hypothese H7.4b* die größten indirekten Effekte des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko beobachtet werden. Im Gegensatz zu den anderen Alleinerziehenden schlägt sich das Alleinerziehen nach Kindesgeburt zunächst einmal nicht in einer Aufnahme oder Ausdehnung einer Erwerbstätigkeit nieder, sondern die allermeisten dieser Alleinerziehenden sind in Elternzeit und dem-

57 Bei Alleinerziehenden qua Kindesgeburt kann dieses Merkmal nicht zusätzlich berücksichtigt werden, da es per Definition bereits Teil des direkten Effekts ist.

entsprechend inaktiv. Dieser Umstand bedeutet für viele von ihnen einen deutlichen Einkommensverlust, der anscheinend unzureichend durch wohlfahrtsstaatliche Leistungen aufgefangen wird.

Tabelle 7.3: Gesamter und direkter armutsverstärkender Effekt des Alleinerziehens, Deutschland

	Alleinerziehend gesamt		Trennung Ehe		Trennung NEL		Kindesgeburt ohne Partner	
	1. Jahr	2. Jahr	1. Jahr	2. Jahr	1. Jahr	2. Jahr	1. Jahr	2. Jahr
gesamter Effekt	22,6***	16,0***	25,7***	17,0***	13,9	10,6	23,7***	19,9**
direkter Effekt	22,9**	16,4**	25,4***	17,2***	14,6*	12,2	14,7***	10,0
<i>N (P-Jahre)</i>	142.688		92.720		4.695		45.273	
<i>N (Personen)</i>	10.607		6.171		601		4.108	

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

Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt). Eigene Berechnungen. Anmerkung: Ergebnisse der konditionalen DiD-Schätzungen auf der Basis linearer Wahrscheinlichkeitsmodelle mit robusten Standardfehlern.

7.3 Der Vergleich mit dem Vereinigten Königreich

In diesem Unterkapitel werden nun die zentralen Analysen der vorherigen Unterkapitel auch für das Vereinigte Königreich durchgeführt und anhand eines Ländervergleichs gegenübergestellt. Dieser Vergleich soll Aufschlüsse darüber geben, inwiefern die theoretischen Erwartungen zu den Unterschieden zwischen den beiden Ländern auch empirische Unterstützung erhalten. Der Aufbau der Analysen ist analog zu dem für Alleinerziehende in Deutschland: Zunächst werden deskriptive Ergebnisse zu den Selektionsprozessen ins Alleinerziehen und der Heterogenität innerhalb der alleinerziehenden Mütter präsentiert (Abschnitt 7.3.1). Darauf aufbauend wird der Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter unter statistischer Kontrolle der Selektionsprozesse für Alleinerziehende insgesamt und die drei Wege ins Alleinerziehen anhand von konditionalen DiD-Modellen geschätzt. Das Analysesample⁵⁸ für das Vereinigte Königreich besteht aus 967 Alleinerziehenden, wovon 469 aus einer Ehe stammen (48,5%), 334 aus einer NEL (34,5%) und 164 qua Kindesgeburt alleinerziehend werden (17%). Das Vergleichssample besteht aus 9.756 Frauen, die nicht alleinerziehend werden. Davon sind 5.768 verheiratete Mütter, 864 kohabitierende Mütter sowie 3.124 kinderlose Frauen ohne feste Partnerschaft.

58 Für mehr Details siehe Kapitel 6.4.

7.3.1 Selektionsprozesse und das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter

In Abbildung 7.5 sind die Armutsquoten von (zukünftigen) alleinerziehenden Müttern rund um den Übergang ins Alleinerziehen dargestellt. Wie in Deutschland sind auch im Vereinigten Königreich zukünftige Alleinerziehende bereits zwei Jahre vor dem Übergang ins Alleinerziehen (t-2) deutlich häufiger von Armut betroffen als ihre jeweilige Vergleichsgruppe. Insgesamt weist rund ein Viertel der zukünftigen Alleinerziehenden bereits zwei Jahre zuvor ein Armutsrisiko auf, während dies in der Kontrollgruppe lediglich für 17% zutrifft. Genauso wie in Deutschland sind zukünftige *Alleinerziehende aus einer Ehe* dabei am wenigsten von Armut betroffen. Gleichzeitig bestehen auch deutliche Länderunterschiede in den Selektionsprozessen innerhalb der Alleinerziehenden: Das höchste Armutsrisiko vor dem Übergang ins Alleinerziehen haben im Vereinigten Königreich Frauen, die durch die *Geburt eines ersten Kindes* ohne feste Partnerschaft alleinerziehend werden (35%), während das in Deutschland zukünftige Alleinerziehende aus einer NEL sind (37%). Der größte Anstieg in der Armutsquote im ersten Jahr des Alleinerziehens ist wiederum im Vereinigten Königreich bei Alleinerziehenden aus einer NEL zu beobachten, in Deutschland hingegen bei Alleinerziehenden aus einer Ehe.

Werden zusätzlich zu der Veränderung der Armutsquoten die intraindividuellen Verläufe von (zukünftigen) alleinerziehenden Müttern in Abbildung 7.6 betrachtet, ergibt sich folgendes Bild: In Deutschland und im Vereinigten Königreich ist ein ähnlicher Anteil an Alleinerziehenden entweder gar nicht von Armut betroffen (ca. 50%) oder das Armutsrisiko wird durch den Übergang ins Alleinerziehen ‚getriggert‘ (ca. 26%). Allerdings spielt – wie theoretisch erwartet – das Muster ‚Selektion‘, sowohl zwei Jahre vor dem als auch ein Jahr nach dem Übergang ins Alleinerziehen von Armut betroffen, im Vereinigten Königreich (17%) eine größere Rolle als in Deutschland (13%). *Hypothese V7.1a.* findet also empirische Bestätigung. Weiterhin scheint das Muster ‚Überwindung‘ ein Spezifikum der Alleinerziehenden aus einer NEL in Deutschland zu sein, denn im Vereinigten Königreich spielt es in keiner Alleinerziehendengruppe eine bedeutsame Rolle. Wie in Deutschland ist ca. die Hälfte der alleinerziehenden Mütter insgesamt im Vereinigten Königreich weder vor noch direkt nach dem Übergang ins Alleinerziehen von Armut betroffen, wobei dieser Anteil mit 37% bei *Alleinerziehenden aus einer Ehe* am höchsten und solchen aus einer NEL am geringsten ausgeprägt ist (40% in DE). Genauso sind in beiden Ländern *Alleinerziehende qua Kindesgeburt* am häufigsten sowohl zwei Jahre vor dem als auch ein Jahr nach dem Übergang ins Alleinerziehen von Armut betroffen (23% in DE, 26% in VK).

Während in Deutschland jedoch Alleinerziehende aus einer Ehe mit 29% den höchsten Anteil an Armutseintritt in Folge des Übergangs ins Allein-

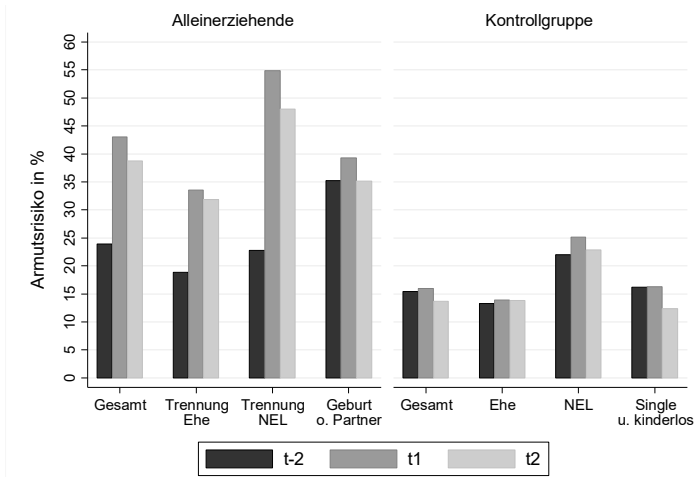
erziehen (Muster ,Trigger‘) aufweisen, fällt dieser Anteil im Vereinigten Königreich bei *Alleinerziehenden aus einer NEL* mit Abstand am größten aus (42%).

Weiterhin wurde theoretisch angenommen, dass die soziale Komposition alleinerziehender Mütter im Vereinigten Königreich stärker mit einem erhöhten Armutsrisiko korreliert als in Deutschland (*Hypothese V7.1b*). Um dies empirisch zu überprüfen, wird die soziale Komposition der zukünftigen Alleinerziehenden und ihrer jeweiligen Vergleichsgruppe in Tabelle 7.4 näher beleuchtet. Auch hier wird zuerst auf den Vergleich der zukünftigen Alleinerziehenden mit ihrer Vergleichsgruppe eingegangen. Während in Deutschland die zukünftigen Alleinerziehenden insgesamt⁵⁹ eine etwas höhere Erwerbsbeteiligung zeigen als Frauen, die nicht alleinerziehend werden, ist dies im Vereinigten Königreich nicht der Fall. Dies trifft insbesondere auf zukünftige Alleinerziehende aus einer NEL zu, deren Erwerbsquote mit 48% rund 10%-Punkte unter der der Vergleichsgruppe liegt. Genau wie bei den zukünftigen Alleinerziehenden in Deutschland sind zukünftige Alleinerziehende im Vereinigten Königreich im Durchschnitt jünger (auch bei der Geburt des ersten Kindes), schlechter qualifiziert, leben häufiger mit Kleinkindern oder einem arbeitslosen Partner zusammen, verfügen seltener über Wohneigentum, haben häufiger einen Migrationshintergrund und eine geringere Lebenszufriedenheit. Jedoch leben diese zukünftigen Alleinerziehenden häufiger mit nur einem Kind zusammen als in der Vergleichsgruppe – in Deutschland trifft der umgekehrte Fall zu.

Aufgrund höherer Einkommensungleichheiten im Vereinigten Königreich als in Deutschland ist es nicht verwunderlich, dass auch die soziale Selektivität zukünftiger Alleinerziehender im Vereinigten Königreich stärker ausgeprägt ist: Dort liegt der Anteil an Geringqualifizierten in allen drei Alleinerziehendengruppen mit mindestens 50% sehr hoch und deutlich über dem Wert der deutschen zukünftigen Alleinerziehenden. Weiterhin leben zukünftige Alleinerziehende im Vereinigten Königreich häufiger mit einem arbeitslosen Partner zusammen, als dies in Deutschland der Fall ist. Frauen, die in Deutschland alleinerziehend werden, sind im Durchschnitt jünger als solche, die nicht alleinerziehend werden. Allerdings liegt der Anteil an den unter 25-Jährigen im Vereinigten Königreich insbesondere bei den zukünftigen Alleinerziehenden aus einer NEL (31%) und qua Kindesgeburt (77%) deutlich höher (16% und 57% in Deutschland). Zukünftige Alleinerziehende aus einer NEL leben im Vereinigten Königreich zudem weitaus häufiger mit Kleinkindern zusammen als in Deutschland (55% im Vergleich zu 37%).

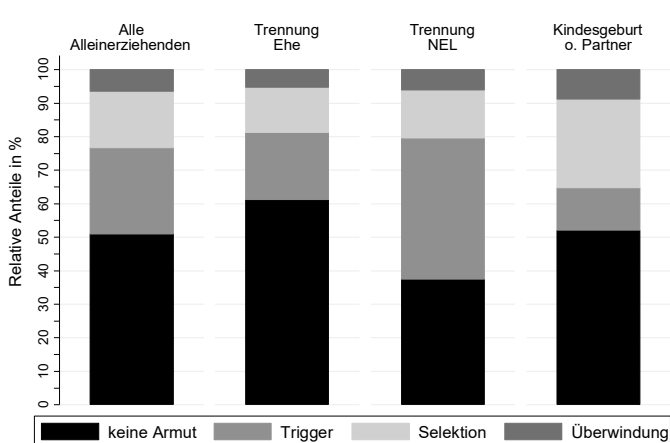
59 Lediglich zukünftige Alleinerziehende aus einer NEL sind seltener erwerbstätig als kohabitierende Mütter, die sich nicht trennen.

Abbildung 7.5: Armutsquoten von Alleinerziehenden und Kontrollgruppe, V. Königreich



Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt), gewichtet mit Episodengewicht, unmatched. Eigene Berechnungen.

Abbildung 7.6: Vier Muster des Armutsverlaufs von Alleinerziehenden, V. Königreich



Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt), gewichtet mit Episodengewicht, unmatched. Eigene Berechnungen.

Vergleicht man nun die drei Alleinerziehendengruppen untereinander, so scheinen – in Einklang mit bisheriger Forschung – zukünftige *Alleinerziehende qua KindergGeburt* am stärksten sozial benachteiligt zu sein. Neben geringer Bildungsqualifikation und hoher Arbeitslosigkeit (24%) sind drei Viertel von ihnen noch unter 25 Jahren. Diese Frauen verlassen also früh das Bildungssystem und arbeiten zumeist Vollzeit in schlechtbezahlten Jobs. Nur 22% von ihnen leben alleine, die meisten leben noch mit ihrer Herkunftsfamilie zusammen.

Tabelle 7.4: Soziale Komposition zukünftiger Alleinerziehender und Kontrollgruppe, V. Königreich

Merkmale zu t-2 (Spaltenprozent/Euro)	Alleinerziehende			Kontrollgruppe		
	Trennung Ehe	Trennung NEL	Geburt o. Partner	Ehe mit Kindern	NEL mit Kindern	Kinderlose Singles
<i>Erwerbstätigkeit</i>						
Vollzeit	29,8	21,5	43,9	31,9	26,7	46,8
Teilzeit	33,1	26,6	9,8	35,1	30,5	9,6
Arbeitslos	3,2	4,8	24,4	1,8	5,3	6,8
Inaktiv	33,9	47,1	21,9	31,2	37,5	36,8
<i>Rel. Erwerbserfahrung</i>	78,5	74,2	73,6	80,4	79,2	82,2
<i>Befristeter Arbeitsvertrag</i>	11,6	7,4	15,0	7,0	6,8	18,2
<i>bedarfsgewichtetes HH-Nettoeinkommen</i>	1.351€	1.327€	1.184€	1.478€	1.319€	1.512€
<i>Anteil am HH- Erwerbseinkommen</i>	20,9	16,3	28,3	22,3	21,0	30,6
<i>Arbeitslosigkeit Partner</i>	14,9	23,6	-	9,2	17,6	-
<i>Bildungsqualifikation</i>						
Niedrig	49,5	56,8	57,1	41,1	49,0	27,0
Mittel	35,9	33,5	38,0	31,8	33,3	53,5
Hoch	14,6	9,7	4,9	27,1	17,7	19,5
<i>Kinderanzahl</i>						
Keine	0,0	0,0	100,0	0,0	0,0	100,0
1	28,6	49,0	0,0	29,1	43,1	0,0
2	48,4	34,3	0,0	47,7	39,1	0,0
3 oder mehr	23,0	16,7	0,0	23,2	17,8	0,0
<i>Alter des jüngst. Kindes</i>						
0-2 Jahre	32,4	55,2	-	25,7	42,8	-
3-5 Jahre	27,1	16,7	-	21,1	22,1	-
6-17 Jahre	40,5	28,1	-	53,2	35,1	-

Merkmale zu t-2 (Spaltenprozent/Euro)	Alleinerziehende			Kontrollgruppe		
	Trennung Ehe	Trennung NEL	Geburt o. Partner	Ehe mit Kindern	NEL mit Kindern	Kinderlose Singles
<i>1-Personen-HH</i>	-	-	22,0	-	-	22,4
<i>Alter</i>						
Unter 25 Jahre	6,6	31,0	77,4	1,9	13,4	62,7
25 - 34 Jahre	44,6	41,5	17,1	28,5	41,2	19,2
35 und älter	48,8	27,5	5,5	69,6	45,4	18,1
<i>Alter bei 1. Geburt</i>	25,2	22,9	23,8	27,2	25,5	26,4
<i>Geburtskohorte</i>						
vor 1960	16,4	7,4	1,2	17,4	5,1	4,1
1960s	49,0	26,3	8,5	37,7	26,0	13,9
1970s	28,6	42,4	25,0	35,8	41,6	25,3
1980s und später	6,0	23,9	65,3	9,1	27,3	56,7
<i>Migrationshintergrund</i>	21,3	13,1	13,9	17,4	9,2	12,5
<i>Wohneigentum (ja)</i>	70,0	41,1	50,9	79,5	57,3	65,8
<i>Lebenszufriedenheit</i>	4,8	4,9	5,0	5,3	5,1	5,1
<i>Region</i>						
England	68,4	69,7	68,9	70,0	71,4	69,5
Wales	10,8	12,9	10,4	8,9	11,6	8,4
Schottland	12,2	13,5	9,7	10,6	12,2	11,9
Nordirland	8,6	3,9	11,0	10,5	4,8	10,2
<i>N(Episoden)</i>	469	334	164	5.768	864	3.124

Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt), ungewichtet und unmatched. Eigene Berechnungen.

Anmerkung: Messzeitpunkt: Ungefähr zwei Jahre vor dem Übergang ins Alleinerziehen (t-2). Grau hinterlegte Werte zeigen nicht signifikante Unterschiede ($p > 0.05$) von zukünftigen Alleinerziehenden im Vergleich zu ihrer jeweiligen Kontrollgruppe an.

Dafür ist der Anteil an Wohneigentum mit 51% recht gering. Auch zwischen den beiden Alleinerziehendengruppen mit einer Trennung bestehen klare Unterschiede, die sich am deutlichsten in der Erwerbsbeteiligung und im Alter manifestieren: 63% der zukünftigen *Alleinerziehenden aus einer Ehe* sind erwerbstätig, während dies nur bei 48% derjenigen *aus einer NEL* der Fall ist. Dementsprechend fällt ihr Anteil am Haushaltseinkommen ca. 25 Prozent geringer aus. Fast drei Viertel von ihnen sind noch unter 35 Jahren im Vergleich zu 52% von den zukünftigen Alleinerziehenden aus einer Ehe. Zudem ist ihre Wohneigentumsquote mit 41% bei Weitem die niedrigste.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass bei zukünftigen Alleinerziehenden im Vereinigten Königreich ähnliche Selektionsprozesse ins

Alleinerziehen festzustellen sind wie in Deutschland. Jedoch ist die Selektivität im Vereinigten Königreich deutlich stärker ausgeprägt, sodass diese zukünftigen Alleinerziehenden häufiger armutsverstärkende Merkmale aufweisen als in Deutschland. Demzufolge kann *Hypothese V7.1b* als bestätigt betrachtet werden. Diese Selektivität ist insbesondere bei den so genannten ‚birth lone mothers‘ stark ausgeprägt, wodurch diese Alleinerziehenden durch den Übergang ins Alleinerziehen den geringsten Anstieg im Armutsrisiko erfahren. Im Gegensatz zu Deutschland erfahren jedoch nicht Alleinerziehende aus einer Ehe den stärksten Anstieg im Armutsrisiko durch den Übergang ins Alleinerziehen, sondern Alleinerziehende aus einer NEL. In der Folge weisen diese Alleinerziehenden zumindest in den ersten beiden Jahren des Alleinerziehens das mit Abstand höchste Armutsrisiko auf, welches mit rund 55% zudem 15%-Punkte über dem von Alleinerziehenden aus einer NEL in Deutschland liegt.

7.3.2 *Der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens*

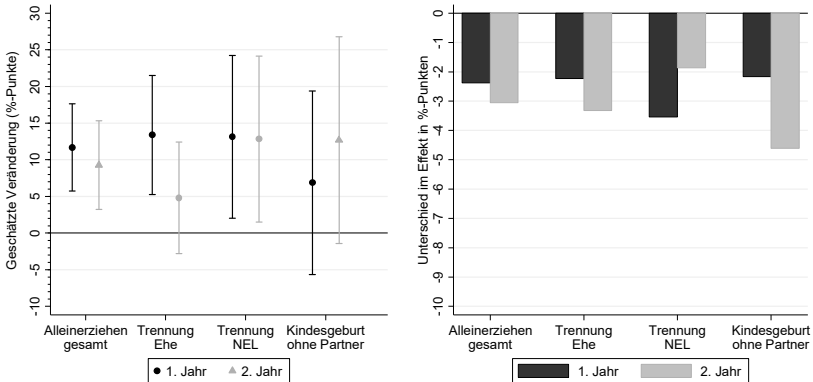
In einem nächsten Schritt soll überprüft werden, ob sich der Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter im Vereinigten Königreich von dem in Deutschland unterscheidet, wenn für die soziale Selektion ins Alleinerziehen mittels Entropy Balancing kontrolliert wird. In Abbildung 7.7 sind die Ergebnisse der konditionalen DiD-Schätzungen für Alleinerziehende insgesamt sowie differenziert nach Weg ins Alleinerziehen grafisch dargestellt. In der linken Teilgrafik sind die armutsverstärkenden Effekte des Übergangs ins Alleinerziehen unter statistischer Kontrolle der Selektionsprozesse ins Alleinerziehen abgebildet⁶⁰. Der rechten Teilgrafik kann hingegen entnommen werden, inwiefern sich die Effekte ohne diese Kontrolle der Selektionsprozesse verändern würden.

Für alle Alleinerziehenden zeigt sich, dass sich die Wahrscheinlichkeit, von Armut betroffen zu sein, durch den Übergang ins Alleinerziehen statistisch signifikant um 12%-Punkte im ersten und 9%-Punkte im zweiten Jahr erhöht. Dieser gesamte armutsverstärkende Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen fällt damit der theoretischen Erwartung von *Hypothese V7.2* entsprechend deutlich geringer aus als in Deutschland (23%-Punkte und 16%-Punkte). Würde man nicht für die Selektivität des Übergangs ins Alleinerziehen statistisch kontrollieren, würde der Anstieg im Armutsrisiko durch den Übergang ins Alleinerziehen auch im Vereinigten Königreich leicht unterschätzt werden. Dieses Ergebnis ist insofern unerwartet, dass die wohlfahrtsstaatliche Absicherung der auslösenden Ereignisse des Alleinerziehens (Familientrennung und

60 Auch im Vereinigten Königreich verringert sich das Analysesample geringfügig (4%) aufgrund des Entropy Balancing, ohne jedoch die Selektivität des Samples zu verstärken. Eine Übersicht des Matching-Verfahrens kann in den Tabellen 7A.1-3 im Anhang eingesehen werden.

Kindesgeburt ohne Partnerschaft) in Deutschland viel umfassender ist als im Vereinigten Königreich.

Abbildung 7.7: Der armutsverstärkende Effekt je nach Weg ins Alleinerziehen, V. Königreich



a. Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen

b. Unterschied im Effekt ohne Kontrolle der Selektionsprozesse

Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt). Eigene Berechnungen.

Anmerkung: Konditionale DiD-Schätzungen auf Basis linearer Wahrscheinlichkeitsmodelle, robuste Standardfehler.

Dabei weisen *Alleinerziehende aus einer NEL* in beiden Ländern einen in etwa gleich großen armutsverstärkenden Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen auf (13%-Punkte), für die anderen beiden Alleinerziehendengruppen liegt der in Deutschland jedoch deutlich höher. Im Kontrast dazu erhöht sich das Armutsrisiko aufgrund des Übergangs ins Alleinerziehen für *Alleinerziehende aus einer Ehe* im Vereinigten Königreich im ersten Jahr genauso stark wie für Alleinerziehende aus einer NEL (um 13%-Punkte). Während bei Alleinerziehenden aus einer Ehe dieser armutsverstärkende Effekt im zweiten Jahr deutlich sinkt (auf 5%-Punkte) und statistisch nicht mehr signifikant ist, bleibt er bei solchen aus einer Ehe im zweiten Jahr unverändert. Für *Alleinerziehende qua Kindesgeburt* im ersten Jahr zeigt sich im Vereinigten Königreich hingegen der für Deutschland unbestätigte geringste armutsverstärkende Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen: Ihr Armutsrisiko steigt ‚lediglich‘ um 7%-Punkte (statistisch nicht signifikant) an, während dieser Anstieg im Armutsrisiko bei Alleinerziehenden nach Familientrennung fast doppelt so hoch ausfällt (13%-Punkte). Dieser Befund entspricht der theoretischen Überlegung, dass die Geburt eines ersten Kindes außerhalb einer Partnerschaft mit geringeren Einkommensverlusten einhergeht als Familientrennungen. Im zweiten Jahr des

Alleinerziehens steigt der armutsverstärkende Effekt des Übergangs jedoch auf 13%-Punkte an und ist dann auch auf dem 10%-Niveau statistisch signifikant. Dieser markante Unterschied zu den beiden anderen Alleinerziehendengruppen bestätigt die Bedeutung einer differenzierten Analyse, vor allem da diese so genannten ‚birth lone mothers‘ eine substantielle und wachsende Gruppe im Vereinigten Königreich darstellt. Allerdings unterscheiden sich die armutsverstärkenden Effekte der Trennung einer Ehe, der Trennung einer NEL und der Kindesgeburt ohne Partnerschaft wie in Deutschland nicht statistisch signifikant voneinander (vgl. Tabelle 7.5). Ob dies an den zum Teil geringen Fallzahlen und deshalb unpräzisen Schätzungen liegt, kann an dieser Stelle nicht abschließend geklärt werden.

Tabelle 7.5: Heterogenität im armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens, VK

	Ehe vs. NEL		Ehe vs. Geburt		NEL vs. Geburt	
	1. Jahr	2. Jahr	1. Jahr	2. Jahr	1. Jahr	2. Jahr
<i>Kontrafaktische Szenarien</i>						
Komposition wie Alleinerz. aus Ehe	-0,03	-0,12	-0,00	-0,09		
Komposition wie Alleinerz. aus NEL	-0,07	-0,11			-0,03	-0,07
Komposition wie Alleinerz. qua Geburt			-0,06	-0,05	-0,01	-0,01

Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt). Eigene Berechnungen.

Anmerkung: Ergebnisse der konditionalen DiD-Schätzungen auf Basis linearer Wahrscheinlichkeitsmodelle, robuste Standardfehler. Signifikanzniveau: ***: $p < 0,001$; **: $p < 0,01$; *: $p < 0,05$; +: $p < 0,1$.

Tabelle 7.6: Gesamter und direkter armutsverstärkender Effekt des Alleinerziehens

	Alleinerziehend gesamt		Trennung Ehe		Trennung NEL		Kindesgeburt ohne Partner	
	1. Jahr	2. Jahr	1. Jahr	2. Jahr	1. Jahr	2. Jahr	1. Jahr	2. Jahr
gesamter Effekt	11,7***	9,3**	13,4**	4,8	13,1*	12,8*	6,9	12,7+
direkter Effekt	11,6***	9,8**	13,0**	4,8	11,8*	11,5*	-2,7	3,2
<i>N (P-Jahre)</i>	21.607		13.373		2.447		5.787	
<i>N (Personen)</i>	7.274		4.504		823		1.947	

Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt). Eigene Berechnungen.

Anmerkung: Ergebnisse der konditionalen DiD-Schätzungen auf Basis linearer Wahrscheinlichkeitsmodelle, robuste Standardfehler. Signifikanzniveau: ***: $p < 0,001$; **: $p < 0,01$; *: $p < 0,05$; +: $p < 0,1$.

Abschließend soll auch für das Vereinigte Königreich untersucht werden, welche Bedeutung direkten (Einkommensverluste durch Trennung bzw. Geburt eines Kindes) und indirekten (Erwerbsverhalten, Haushaltskonstellation) Effekten des Übergangs ins Alleinerziehen auf die Veränderung im Armutsrisiko zukommt. Hierfür werden in Tabelle 7.6 die gesamten armutsverstärkenden Effekte des Übergangs ins Alleinerziehen aus Abbildung 7.6a den direkten Effekten (unter Kontrolle von Erwerbsstatus und Haushaltskonstellation) gegenübergestellt. Hier können große Ähnlichkeiten zwischen den Ländern festgestellt werden: Insgesamt handelt es sich beim armutsverstärkenden Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen fast ausschließlich um direkte Effekte des auslösenden Ereignisses (Familientrennung bzw. Kindesgeburt außerhalb einer Partnerschaft).

Dies trifft besonders stark auf *Alleinerziehende aus einer Ehe* zu, während bei Alleinerziehenden aus einer NEL schwache und bei *Alleinerziehenden qua Kindesgeburt* starke indirekte Effekte beobachtet werden können. Für letztgenannte Alleinerziehende erhöht sich das Armutsrisiko also vorrangig aufgrund der (freiwilligen oder unfreiwilligen) Erwerbsunterbrechung nach der Geburt des ersten Kindes und weniger aufgrund der Geburt selbst. Dabei scheint dieser indirekte armutsverstärkende Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen im Vereinigten Königreich größer zu sein als in Deutschland, statistisch ist er jedoch nicht signifikant.

7.4 Zusammenfassung der Ergebnisse

Ziel dieser empirischen Analysen war es, eine Antwort auf zwei zentrale Forschungsfragen zu liefern: Inwiefern kann das hohe Armutsrisiko von alleinerziehenden Müttern auf Kompositionseffekte oder auf Effekte des Übergangs ins Alleinerziehen zurückgeführt werden? Welche Rolle spielen die verschiedenen Wege ins Alleinerziehen für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter? Um diese Fragen zu beantworten, wurden in Kapitel 4 verschiedene theoretische Erwartungen zu Deutschland und dem Vergleich mit dem Vereinigten Königreich formuliert und anhand von deskriptiven sowie kausalanalytischen Methoden empirisch überprüft. Diese Hypothesen sind zusammen mit den jeweiligen Ergebnissen in Tabelle 7.7 einsehbar.

Tabelle 7.7: Zusammenfassung der Hypothesen und Ergebnisse

	Hypothese	Ergebnis
H7.1:	<i>Zukünftige alleinerziehende Mütter weisen bereits vor dem Übergang ins Alleinerziehen ein höheres Armutsrisiko auf als solche Frauen, die nicht alleinerziehend werden.</i>	Bestätigt.
H7.2b:	<i>Alleinerziehende aus einer NEL haben das höchste Armutsrisiko vor und während des Alleinerziehens.</i>	Nur für t-2 bestätigt.
H7.3:	<i>Durch den Übergang ins Alleinerziehen erhöht sich das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter signifikant.</i>	Bestätigt.
H7.4a:	<i>Alleinerziehende aus einer Ehe weisen den größten direkten armutsverstärkenden Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen auf.</i>	Bestätigt.
H7.4b:	<i>Alleinerziehende qua Kindesgeburt weisen den größten indirekten armutsverstärkenden Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen auf.</i>	Bestätigt.
V7.1a:	<i>Im Vereinigten Königreich sind zukünftige alleinerziehende Mütter häufiger sowohl vor als auch nach dem Übergang ins Alleinerziehen von Armut betroffen als in Deutschland.</i>	Bestätigt.
V7.1b:	<i>Die soziale Komposition der alleinerziehenden Mütter im Vereinigten Königreich korreliert stärker mit einem Armutsrisiko als in Deutschland.</i>	Bestätigt.
V7.2:	<i>Im Vereinigten Königreich ist der armutsverstärkende Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter substanziell niedriger als in Deutschland.</i>	Bestätigt.

Quelle: Eigene Tabelle.

Grundsätzlich kann festgehalten werden, dass der Übergang ins Alleinerziehen für Frauen in *Deutschland* sozial selektiv ist. Die hier untersuchten zukünftigen Alleinerziehenden sind Hypothese H7.1 entsprechend bereits zwei Jahre vor dem Übergang ins Alleinerziehen deutlich häufiger von Armut betroffen als das bei Frauen der Fall ist, die nicht alleinerziehend werden. Bei dieser Selektivität besteht, wie theoretisch vermutet, eine gewisse Heterogenität innerhalb der Alleinerziehenden: Tatsächlich weisen Alleinerziehende aus einer Ehe sowohl vor als auch nach dem Übergang ins Alleinerziehen das geringste Armutsrisiko auf (im Sinne von H7.2a). Bei den zukünftigen Alleinerziehenden aus einer NEL ist die Selektivität besonders stark ausgeprägt, denn mehr als ein Drittel (37%) dieser Mütter ist bereits zwei Jahre vor dem Alleinerziehen von Armut betroffen (in Einklang mit Hypothese H7.2b). Wider Erwarten weisen diese alleinerziehenden Mütter jedoch zumindest in den ersten beiden Jahren nicht das höchste Armutsrisiko auf, da sich ihr Armutsrisiko durch den Übergang nur wenig erhöht (widerspricht Hypothese H7.2b). Das höchste Armutsrisiko in den ersten beiden Jahren nach dem Übergang ins Alleinerziehen liegt dagegen bei Alleinerziehenden qua Kindesgeburt vor. Ein vergleichs-

weise hoher Anteil dieser zukünftigen Alleinerziehenden weist bereits vor dem Übergang ins Alleinerziehen ein vergleichsweise hohes Armutsrisiko auf, welches sich durch den Übergang zusätzlich substanzial zu erhöhen scheint.

Der Vergleich mit (zukünftigen) alleinerziehenden Müttern im *Vereinigten Königreich* hat gleichzeitig gezeigt, dass das Armutsrisiko dort – wie erwartet (V7.1a) sowohl vor als auch während des Alleinerziehens noch höher ist als in Deutschland. Genauso scheint die Selektivität ins Alleinerziehen dort noch stärker ausgeprägt zu sein als in Deutschland (im Sinne von Hypothese V7.1b). Dies drückt sich nicht nur in einem geringeren Anteil an Alleinerziehenden aus einer Ehe aus, sondern auch in einer niedrigeren Erwerbsbeteiligung sowie Bildungsqualifikation.

Vor diesem Hintergrund erscheint die Frage nach dem tatsächlichen Effekt des Alleinerziehens – also jenseits von Kompositionseffekten – auf das Armutsrisiko von alleinerziehenden Müttern besonders relevant. Denn im Gegensatz zu komplexen Selektionsprozessen ins Alleinerziehen können die direkten wie indirekten Folgen des Alleinerziehens leichter (sozial-)politisch abgefedert werden. Um sich diesem tatsächlichen Effekt so gut wie möglich empirisch anzunähern, wurden zusätzlich kausalanalytische Verfahren angewandt. Die mit Entropy Balancing kombinierten konditionalen DiD-Modelle belegen für Alleinerziehende in beiden Ländern einen substanzial wie statistisch signifikanten armutsverstärkenden Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen auf das Armutsrisiko in den beiden Folgejahren (H7.3 entsprechend). Im Einklang mit der theoretischen Erwartung von V7.2 ist der armutsverstärkende Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen für alleinerziehende Mütter in Deutschland fast doppelt so hoch wie im Vereinigten Königreich. Dieser Befund besteht trotz einer grundsätzlich besseren wohlfahrtsstaatlichen Absicherung von kritischen Lebensereignissen wie Familientrennung oder der Geburt eines Kindes in Deutschland als im Vereinigten Königreich. Dieser starke Effekt wird – im Sinne von H7.4a – in Deutschland insbesondere durch Alleinerziehende aus einer Ehe getrieben. Diese Alleinerziehenden weisen insgesamt die geringste soziale Selektivität ins Alleinerziehen auf und sind vor dem Alleinerziehen vergleichsweise selten von Armut betroffen. Da die Haupteinkommensquelle aufgrund einer oftmals gelebten geschlechtertypischen Arbeitsteilung jedoch im Erwerbseinkommen des Partners besteht, fällt das Haushaltseinkommen dieser Mütter und ihren vergleichsweise älteren Kindern nach einer Trennung besonders häufig unter die Armutsgrenze. Gleichzeitig setzen bestimmte gesetzliche Privilegien für (zuvor) verheiratete Paare, wie der naheheliche Unterhalt, erst mit der Scheidung ein. Für diese These spricht auch der deutliche Rückgang des Effekts im zweiten Jahr des Alleinerziehens. Im Vereinigten Königreich weisen Alleinerziehende aus einer Ehe dagegen eine größere Selektivität auf und machen einen geringeren Anteil an allen Alleinerziehenden aus. Dies könnte ein Grund für den mit Abstand kleineren armutsverstärkenden Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen im Vereinigten Königreich darstellen.

Weiterhin konnte empirisch bestätigt werden, dass indirekte armutsverstärkende Effekte des Übergangs ins Alleinerziehen vorrangig bei Alleinerziehenden qua Kindesgeburt vorliegen (H7.4b). In Einklang mit den deskriptiven Befunden ist auch der geschätzte armutsverstärkende Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen für Alleinerziehende aus einer NEL vergleichsweise gering und statistisch nicht signifikant. Aufgrund der niedrigen Fallzahlen und der daraus resultierenden unsicheren Schätzung kann allerdings nicht abschließend festgestellt werden, ob der Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen für diese alleinerziehenden Mütter tatsächlich weniger bedeutsam ist. Für eine herausragende Rolle von Kompositionseffekten spricht, dass immerhin 22% dieser Alleinerziehenden durch den Übergang ins Alleinerziehen ein zuvor bestehendes Armutsrisiko überwinden. Gleichzeitig weisen die deskriptiven Befunde darauf hin, dass diese Mütter besonders häufig mit arbeitslosen Partnern zusammenleben. Es ist also möglich, dass sich bei Müttern in einer NEL negative Ereignisse wie Arbeitsplatzverlust des Partners und Familientrennung akkumulieren. Besteht das Armutsrisiko jedoch primär aufgrund der Arbeitslosigkeit des Partners, kann dieses im Zuge der Trennung überwunden werden.

Insgesamt deuten einige dieser Befunde auf die Bedeutung des institutionellen Kontexts für die Erklärung des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter hin. Diese wird in den folgenden beiden empirischen Kapiteln näher beleuchtet, wobei in Kapitel 8 in einer ersten Annäherung das Zusammenspiel von sozialer Komposition der alleinerziehenden Mütter und institutionellem Kontext untersucht wird. Daran schließen sich dann in Kapitel 9 konkrete Analysen zu den Folgen zentraler politischer Reformperioden für den armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens an.

7.5 Anhang

Tabelle A7.1: Entropy Balancing für Alleinerziehende und Kontrollfälle: Ehe, DE

Merkmale zu t-2	Alleinerziehende aus einer Ehe		Verheiratete Mütter ohne Trennung
	vor EB	nach EB	nach EB
<i>Von Armut bedroht</i>	14,7	14,4	14,4
<i>Erwerbstätigkeit</i>			
Vollzeit	17,4	17,5	17,5
Teilzeit	42,0	42,0	42,0
Arbeitslos	4,8	4,9	4,9
Inaktiv	35,8	35,6	35,6

Merkmale zu t-2	Alleinerziehende aus einer Ehe		Verheiratete Mütter ohne Trennung
	vor EB	nach EB	nach EB
<i>bedarfsgewichtetes HH-Nettoeinkommen</i>	1.307€	1.305€	1.305€
<i>Anteil am HH-Erwerbseinkommen</i>	25,6	25,4	25,4
<i>Arbeitslosigkeit Partner</i>	6,1	6,0	6,0
<i>Bildungsqualifikation</i>			
Niedrig	20,2	20,3	20,3
Mittel	59,9	59,8	59,8
Hoch	19,9	19,9	19,9
<i>Kinderanzahl</i>			
1	37,5	37,3	37,3
2	46,7	46,9	46,9
3 oder mehr	15,8	15,8	15,8
<i>Alter des jüngsten Kindes</i>			
0-2 Jahre	30,6	30,4	30,4
3-5 Jahre	20,6	20,6	20,6
6-17 Jahre	48,8	49,0	49,0
<i>Alter</i>	34,0	34,0	34,0
<i>Alter bei 1. Geburt</i>	24,5	24,4	24,4
<i>Geburtskohorte</i>			
vor 1960	29,2	29,4	29,4
1960s	43,0	42,8	42,8
1970s	21,1	21,0	21,0
1980s und später	6,7	6,8	6,8
<i>Migrationshintergrund</i>	18,1	18,0	18,0
<i>Eigenheimbesitzerin</i>	35,2	35,2	35,2
<i>Lebenszufriedenheit</i>	6,8	6,8	6,8
<i>Ostdeutschland</i>	15,0	14,7	14,7
<i>N(Episoden)</i>	533	524	31.465
<i>Ausfall</i>		2%	

Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt).

Anmerkung: Zusätzlich wurde das Jahr des Übergangs ins Alleinerziehen berücksichtigt. Aus Platzgründen wurde auf eine Darstellung verzichtet.

Tabelle A7.2: Entropy Balancing für Alleinerziehende und Kontrollfälle: NEL, DE

Merkmale zu t-2	Alleinerziehende aus einer NEL		Kohabitierende Mütter ohne Trennung
	vor EB	nach EB	nach EB
<i>Von Armut bedroht</i>	36,7	35,9	35,9
<i>Erwerbstätigkeit</i>			
Vollzeit	18,3	19,3	19,3
Teilzeit	29,5	28,2	28,2
Arbeitslos	12,1	12,5	12,5
Inaktiv	40,1	40,0	40,0
<i>Rel. Erwerbserfahrung</i>	52,7	53,0	53,0
<i>bedarfsgewichtetes HH-Nettoeinkommen</i>	1.052€	1068€	1068€
<i>Anteil am HH-Erwerbseinkommen</i>	41,9	41,4	41,4
<i>Arbeitslosigkeit Partner</i>	12,9	11,9	11,9
<i>Bildungsqualifikation</i>			
Niedrig	24,2	24,8	24,8
Mittel	58,5	57,2	57,2
Hoch	17,3	18,0	18,0
<i>Kinderanzahl</i>			
1	56,7	59,0	59,0
2	32,9	30,9	30,9
3 oder mehr	10,4	10,1	10,1
<i>Alter des jüngst. Kindes</i>			
0-2 Jahre	37,0	37,0	37,0
3-5 Jahre	16,9	17,0	17,0
6-17 Jahre	46,1	46,0	46,0
<i>Alter</i>	31,9	31,9	31,9
<i>Alter bei 1. Geburt</i>	23,5	23,5	23,5
<i>Geburtskohorte</i>			
vor 1960	15,1	16,0	16,0
1960s	42,5	41,3	41,3
1970s	28,7	28,5	28,5
1980s und später	13,7	14,2	14,2
<i>Migrationshintergrund</i>	13,5	13,6	13,6
<i>Ostdeutschland</i>	39,0	30,4	30,4

Merkmale zu t-2	Alleinerziehende aus einer NEL		Kohabitierende Mütter ohne Trennung
	vor EB	nach EB	nach EB
<i>Lebenszufriedenheit</i>	6,2	6,3	6,3
<i>Eigenheimbesitzerin</i>	17,5	18,1	18,1
<i>N(Episoden)</i>	243	230	1.477
Ausfall		5%	

Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt).

Anmerkung: Zusätzlich wurde das Jahr des Übergangs ins Alleinerziehen berücksichtigt. Aus Platzgründen wurde auf eine Darstellung verzichtet.

Tabelle A7.3: Entropy Balancing für Alleinerziehende und Kontrollfälle: Geburt, DE

Merkmale zu t-2	Alleinerziehende qua Kindesgeburt		Partnerlose Frauen ohne Kindesgeburt
	vor EB	nach EB	nach EB
<i>Von Armut bedroht</i>	27,5	28,6	28,6
<i>Erwerbstätigkeit</i>			
Vollzeit	45,8	45,0	45,0
Teilzeit	9,5	10,1	10,1
Arbeitslos	10,7	11,3	11,3
Inaktiv	34,0	33,6	33,6
<i>bedarfsgewichtetes HH-Nettoeinkommen</i>	1.194€	1.185€	1.185€
<i>Anteil am HH-Erwerbseinkommen</i>	48,3	47,5	47,5
<i>Bildungsqualifikation</i>			
Niedrig	49,7	49,5	49,5
Mittel	38,2	38,4	38,4
Hoch	12,1	12,1	12,1
<i>1-Personen-HH</i>	42,9	41,9	41,9
<i>Alter</i>			
<i>Alter bei 1. Geburt</i>	25,7	24,0	24,0
<i>Geburtskohorte</i>			
vor 1960	3,6	3,8	3,8
1960s	36,2	34,8	34,8
1970s	35,0	37,1	37,1
1980s und später	25,2	24,3	24,3
<i>Migrationshintergrund</i>	18,7	19,8	19,8
<i>Ostdeutschland</i>	21,4	22,9	22,9
<i>Lebenszufriedenheit</i>	6,5	6,6	6,6
<i>Eigenheimbesitzerin</i>	21,7	21,6	21,6
<i>N(Episoden)</i>	134	130	16.385
<i>Ausfall</i>		3%	

Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt).

Anmerkung: Zusätzlich wurde das Jahr des Übergangs ins Alleinerziehen berücksichtigt. Aus Platzgründen wurde auf eine Darstellung verzichtet.

Tabelle A7.4: Entropy Balancing für kontrafaktische Komposition: Ehe, DE

Zielkomposition: Alleinerziehende aus einer Ehe	Zielwerte (vor EB)	Szenario 1: AE aus NEL wie AE aus Ehe (nach EB)		Szenario 2: AE qua Geburt wie AE aus Ehe (nach EB)	
		AE aus Ehe	AE aus Ehe	AE aus NEL	AE aus Ehe
<i>Von Armut bedroht</i>	14,7	14,5	14,5	14,7	14,8
<i>Erwerbstätigkeit</i>					
Vollzeit	17,4	17,6	17,6	17,5	17,5
Teilzeit	42,0	42,2	42,2	42,1	42,1
Arbeitslos	4,8	4,9	4,9	4,8	4,8
Inaktiv	35,8	35,3	35,3	35,6	35,6
<i>Rel. Erwerbserfahrung</i>	59,1	59,1	59,1	-	-
<i>bedarfsgewichtetes HH-Nettoeinkommen</i>	1.307€	1.307€	1.307€	1.304€	1.304€
<i>Anteil am HH- Erwerbseinkommen</i>	25,6	25,5	25,5	25,7	25,7
<i>Arbeitslosigkeit Partner</i>	6,1	6,0	6,0	-	-
<i>Bildungsqualifikation</i>					
Niedrig	20,2	20,4	20,4	20,1	20,2
Mittel	59,9	59,6	59,6	60,0	59,9
Hoch	19,9	20,0	20,0	19,9	19,9
<i>Kinderanzahl</i>					
1	37,5	37,0	37,0	-	-
2	46,7	47,1	47,1	-	-
3 oder mehr	15,8	15,9	15,9	-	-
<i>Alter des jüngst. Kindes</i>					
0-2 Jahre	30,6	30,1	30,1	-	-
3-5 Jahre	20,6	20,7	20,7	-	-
6-17 Jahre	48,8	49,2	49,2	-	-
<i>Alter</i>	34,0	34,1	34,1	-	-
<i>Alter bei 1. Geburt</i>					
unter 25 Jahre	53,8	-	-	53,6	53,6
25 – 29 Jahre	32,4	-	-	32,6	32,6
30 Jahre und älter	13,8	-	-	13,8	13,8
<i>Geburtskohorte</i>					
vor 1960	29,2	29,5	29,5	-	-
1960s	43,0	42,6	42,6	-	-

Zielkomposition: Alleinerziehende aus einer Ehe	Zielwerte (vor EB)	Szenario 1: AE aus NEL wie AE aus Ehe (nach EB)		Szenario 2: AE qua Geburt wie AE aus Ehe (nach EB)	
	AE aus Ehe	AE aus Ehe	AE aus NEL	AE aus Ehe	AE qua Geburt
1970s	21,1	21,1	21,1	-	-
1980s und später	6,7	6,8	6,8	-	-
<i>Migrationshintergrund</i>	18,1	18,1	18,1	18,0	18,0
<i>Eigenheimbesitzerin</i>	35,2	35,4	35,4	35,3	35,3
<i>Lebenszufriedenheit</i>	6,8	6,8	6,8	-	-
<i>Ostdeutschland</i>	15,0	14,8	14,8	15,0	15,0
<i>N(Episoden)</i>	533	520	230	529	131
<i>Ausfall</i>		2%		1%	

Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt).

Anmerkung: Zusätzlich wurde das Jahr des Übergangs ins Alleinerziehen berücksichtigt. Aus Platzgründen wurde auf eine Darstellung verzichtet.

Tabelle A7.5: Entropy Balancing für kontrafaktische Komposition: NEL, DE

Zielkomposition: Alleinerziehende aus einer NEL	Zielwerte (vor EB)	Szenario 1: AE aus Ehe wie AE aus NEL (nach EB)		Szenario 2: AE qua Geburt wie AE aus NEL (nach EB)	
	AE aus NEL	AE aus NEL	AE aus Ehe	AE aus NEL	AE qua Geburt
<i>Von Armut bedroht</i>	36,7	35,9	35,9	36,2	36,2
<i>Erwerbstätigkeit</i>					
Vollzeit	18,3	19,3	19,3	18,5	18,5
Teilzeit	29,5	28,2	28,2	29,5	29,5
Arbeitslos	12,1	12,5	12,5	12,2	12,2
Inaktiv	40,1	40,0	40,0	39,8	39,8
<i>Rel. Erwerbserfahrung</i>	52,7	53,0	53,0	-	-
<i>bedarfsgewichtetes HH-Nettoeinkommen</i>	1.052€	1.068€	1.068€	1.056€	1.056€
<i>Anteil am HH-Erwerbseinkommen</i>	41,9	41,4	41,4	42,1	42,1
<i>Arbeitslosigkeit Partner</i>	12,9	11,9	11,9	-	-
<i>Bildungsqualifikation</i>					
Niedrig	24,2	24,8	24,8	24,2	24,2
Mittel	58,5	57,2	57,2	58,5	58,5

Zielkomposition: Alleinerziehende aus einer NEL	Zielwerte (vor EB)	Szenario 1: AE aus Ehe wie AE aus NEL (nach EB)		Szenario 2: AE qua Ge- burt wie AE aus NEL (nach EB)	
	AE aus NEL	AE aus NEL	AE aus Ehe	AE aus NEL	AE qua Geburt
Hoch	17,3	18,0	18,0	17,3	17,3
<i>Kinderanzahl</i>					
1	56,7	58,9	58,9	-	-
2	32,9	31,0	31,0	-	-
3 oder mehr	10,4	10,1	10,1	-	-
<i>Alter des jüngst. Kin- des</i>					
0-2 Jahre	37,0	37,0	37,0	-	-
3-5 Jahre	16,9	17,0	17,0	-	-
6-17 Jahre	46,1	46,0	46,0	-	-
<i>Alter</i>					
Alter bei 1. Geburt	31,9	31,9	31,9	-	-
<i>Alter bei 1. Geburt</i>					
unter 25 Jahre	23,5	23,5	23,5		
25 – 29 Jahre	64,0	-	-	63,8	63,8
30 Jahre und älter	20,4	-	-	20,5	20,5
15,6	-	-	-	15,7	15,7
<i>Geburtskohorte</i>					
vor 1960	15,1	16,0	16,0	-	-
1960s	42,5	41,3	41,3	-	-
1970s	28,7	28,5	28,5	-	-
1980s und später	13,7	14,2	14,2	-	-
<i>Migrationshintergrund</i>					
<i>Eigenheimbesitzerin</i>	13,5	13,6	13,6	13,6	13,6
<i>Lebenszufriedenheit</i>	17,5	18,1	18,1	17,7	17,7
<i>Ostdeutschland</i>	6,2	6,3	6,3	-	-
<i>N(Episoden)</i>	39,0	30,4	30,4	29,6	29,6
<i>Ausfall</i>	243	230	522	239	131
		5%		2%	

Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt).

Anmerkung: Zusätzlich wurde das Jahr des Übergangs ins Alleinerziehen berücksichtigt. Aus Platzgründen wurde auf eine Darstellung verzichtet.

Tabelle A7.6: Entropy Balancing für kontrafaktische Komposition: Geburt, DE

Zielkomposition: Alleinerziehende qua Kindesgeburt	Zielwerte (vor EB)	Szenario 1: AE aus Ehe wie AE qua Geburt (nach EB)		Szenario 2: AE aus NEL wie AE qua Geburt (nach EB)	
		AE qua Geburt	AE aus Ehe	AE qua Geburt	AE aus NEL
<i>Von Armut bedroht</i>	27,5	28,4	28,4	28,4	28,4
<i>Erwerbstätigkeit</i>					
Vollzeit	45,8	44,8	44,8	44,8	44,8
Teilzeit	9,5	10,0	10,0	10,0	10,0
Arbeitslos	10,7	11,3	11,3	11,3	11,3
Inaktiv	34,0	33,9	33,9	33,9	33,9
<i>bedarfsgewichtetes HH-Nettoeinkom- men</i>	1.194€	1.184€	1.184€	1.184€	1.184€
<i>Anteil am HH- Erwerbseinkommen</i>	48,3	47,3	47,3	47,3	47,3
<i>Bildungsqualifikation</i>					
Niedrig	49,7	49,7	49,7	49,7	49,7
Mittel	38,2	38,2	38,2	38,2	38,2
Hoch	12,1	12,1	12,1	12,1	12,1
<i>Alter bei 1. Geburt</i>					
unter 25 Jahre	50,9	51,7	51,7	51,7	51,7
25 – 29 Jahre	23,0	24,3	24,3	24,3	24,3
30 Jahre und älter	21,1	24,0	24,0	24,0	24,0
<i>Migrationshinter- grund</i>	18,7	19,7	19,7	19,7	19,7
<i>Eigenheimbesitzerin</i>	21,7	21,5	21,5	21,5	21,5
<i>Ostdeutschland</i>	21,4	22,0	22,0	22,0	22,0
<i>N(Episoden)</i>	134	131	529	131	239
<i>Ausfall</i>		2%		2%	

Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt).

Anmerkung: Zusätzlich wurde das Jahr des Übergangs ins Alleinerziehen berücksichtigt. Aus Platzgründen wurde auf eine Darstellung verzichtet.

Tabelle A7.7: Entropy Balancing für Alleinerziehende und Kontrollfälle: Ehe, VK

Merkmale zu t-2	Alleinerziehende aus einer Ehe		Verheiratete Mütter ohne Trennung
	vor EB	nach EB	nach EB
<i>Von Armut bedroht</i>	24,5	24,0	24,0
<i>Erwerbstätigkeit</i>			
Vollzeit	29,8	29,7	29,7
Teilzeit	33,1	33,5	33,5
Arbeitslos	3,2	3,1	3,1
Inaktiv	33,9	33,7	33,7
<i>bedarfsgewichtetes HH-Nettoeinkommen</i>	1.351€	1.348€	1.348€
<i>Anteil am HH-Erwerbseinkommen</i>	20,9	21,0	21,0
<i>Arbeitslosigkeit Partner</i>	14,9	14,9	14,9
<i>Bildungsqualifikation</i>			
Niedrig	49,5	48,8	48,8
Mittel	35,9	36,8	36,8
Hoch	14,6	14,4	14,4
<i>Kinderanzahl</i>			
1	28,6	28,8	28,8
2	48,4	47,7	47,7
3 oder mehr	23,0	23,5	23,5
<i>Alter des jüngsten Kindes</i>			
0-2 Jahre	32,4	32,8	32,8
3-5 Jahre	27,1	27,1	27,1
6-17 Jahre	40,5	40,1	40,1
<i>Alter</i>	34,7	34,7	34,7
<i>Alter bei 1. Geburt</i>	25,2	25,2	25,2
<i>Geburtskohorte</i>			
vor 1960	16,4	16,5	16,5
1960s	49,0	49,2	49,2
1970s	28,6	28,8	28,8
1980s und später	6,0	5,5	5,5
<i>Eigenheimbesitzerin</i>	79,5	70,1	70,1
<i>N(Episoden)</i>	469	451	3.757
<i>Ausfall</i>		4%	

Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt).

Anmerkung: Zusätzlich wurde das Jahr des Übergangs ins Alleinerziehen berücksichtigt. Aus Platzgründen wurde auf eine Darstellung verzichtet.

Tabelle A7.8: Entropy Balancing für Alleinerziehende und Kontrollfälle: NEL, VK

Merkmale zu t-2	Alleinerziehende aus einer NEL		Kohabitierende Mütter ohne Trennung
	vor EB	nach EB	nach EB
<i>Von Armut bedroht</i>	29,6	29,3	29,3
<i>Erwerbstätigkeit</i>			
Vollzeit	21,5	21,5	21,5
Teilzeit	26,6	27,1	27,1
Arbeitslos	4,8	4,7	4,7
Inaktiv	47,1	46,7	46,7
<i>bedarfsgewichtetes HH-Nettoeinkommen</i>	1.327€	1.347€	1.347€
<i>Anteil am HH-Erwerbseinkommen</i>	16,3	16,3	16,3
<i>Arbeitslosigkeit Partner</i>	23,6	24,0	24,0
<i>Bildungsqualifikation</i>			
Niedrig	56,8	56,7	56,7
Mittel	33,5	33,6	33,6
Hoch	9,7	9,7	9,7
<i>Kinderanzahl</i>			
1	49,0	48,3	48,3
2	34,3	35,2	35,2
3 oder mehr	16,7	16,5	16,5
<i>Alter des jüngsten Kindes</i>			
0-2 Jahre	55,2	56,1	56,1
3-5 Jahre	16,7	16,2	16,2
6-17 Jahre	28,1	27,7	27,7
<i>Alter</i>	29,8	29,8	29,8
<i>Alter bei 1. Geburt</i>	23,0	23,0	23,0
<i>Geburtskohorte</i>			
vor 1960	7,4	6,8	6,8
1960s	26,3	26,8	26,8
1970s	42,4	42,4	42,4
1980s und später	23,9	24,0	24,0
<i>Eigenheimbesitzerin</i>	41,1	41,7	41,7
<i>N(Episoden)</i>	334	321	617
<i>Ausfall</i>		4%	

Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt).

Anmerkung: Zusätzlich wurde das Jahr des Übergangs ins Alleinerziehen berücksichtigt. Aus Platzgründen wurde auf eine Darstellung verzichtet.

Tabelle A7.9: Entropy Balancing für Alleinerziehende und Kontrollfälle: Geburt, VK

Merkmale zu t-2	Alleinerziehende qua Kindesgeburt		Partnerlose Frauen ohne Kindesgeburt
	vor EB	nach EB	nach EB
<i>Von Armut bedroht</i>	31,7	30,8	30,8
<i>Erwerbstätigkeit</i>			
Vollzeit	43,9	44,6	44,6
Teilzeit	9,8	10,1	10,1
Arbeitslos	24,4	24,5	24,5
Inaktiv	21,9	20,8	20,8
<i>bedarfsgewichtetes HH-Nettoeinkommen</i>	1.184€	1.199€	1.199€
<i>Anteil am HH-Erwerbseinkommen</i>	28,3	28,7	28,7
<i>Bildungsqualifikation</i>			
Niedrig	57,1	57,3	57,3
Mittel	38,0	37,7	37,7
Hoch	4,9	5,0	5,0
<i>Alter</i>	22,1	22,2	22,2
<i>1-Personen-HH</i>	21,4	21,4	21,4
<i>Geburtskohorte</i>			
vor 1960	1,2	1,2	1,2
1960s	8,5	7,6	7,6
1970s	25,0	25,2	25,2
1980s und später	65,3	66,0	66,0
<i>Eigenheimbesitzerin</i>	50,9	50,9	50,9
<i>N(Episoden)</i>	164	159	1.717
<i>Ausfall</i>		3%	

Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt).

Anmerkung: Zusätzlich wurde das Jahr des Übergangs ins Alleinerziehen berücksichtigt. Aus Platzgründen wurde auf eine Darstellung verzichtet.

Tabelle A7.10: Entropy Balancing für kontrafaktische Komposition: Ehe, VK

Zielkomposition: Alleinerziehende aus einer Ehe	Zielwerte (vor EB)	Szenario 1: AE aus NEL wie AE aus Ehe (nach EB)		Szenario 2: AE qua Geburt wie AE aus Ehe (nach EB)	
		AE aus Ehe	AE aus Ehe	AE aus NEL	AE aus Ehe
<i>von Armut bedroht</i>	24,5	24,0	24,0	23,7	23,7
<i>Erwerbstätigkeit</i>					
Vollzeit	29,8	29,7	29,7	29,4	29,4
Teilzeit	33,1	33,5	33,5	33,5	33,5
Arbeitslos	3,2	3,1	3,1	3,3	3,3
Inaktiv	33,9	33,7	33,7	33,8	33,8
<i>bedarfsgewichtetes HH-Nettoeinkommen</i>	1.351€	1.348€	1.348€	1.364€	1.364€
<i>Anteil am HH- Erwerbseinkommen</i>	20,9	21,0	21,0	21,0	21,0
<i>Eigenheimbesitzerin</i>	79,5	70,1	70,0	69,7	69,7
<i>Arbeitslosigkeit Partner</i>	14,9	14,9	14,9	-	-
<i>Bildungsqualifikation</i>					
Niedrig	49,5	48,8	48,8	49,1	49,1
Mittel	35,9	36,8	36,8	36,4	36,4
Hoch	14,6	14,4	14,4	14,5	14,5
<i>Kinderanzahl</i>					
1	28,6	28,8	28,8	-	-
2	48,4	47,7	47,7	-	-
3 oder mehr	23,0	23,5	23,5	-	-
<i>Alter des jüngst. Kindes</i>					
0-2 Jahre	32,4	32,8	32,9	-	-
3-5 Jahre	27,1	27,1	27,1	-	-
6-17 Jahre	40,5	40,1	40,0	-	-
<i>Alter</i>	34,7	34,7	34,7	-	-
<i>Alter bei 1. Geburt</i>	25,2	25,2	25,2	-	-
<i>Geburtskohorte</i>					
vor 1960	16,4	16,5	16,5	-	-
1960s	49,0	49,2	49,1	-	-
1970s	28,6	28,8	28,8	-	-
1980s und später	6,0	5,5	5,6	-	-
<i>N(Episoden)</i>	469	451	321	456	159

Zielkomposition: Alleinerziehende aus einer Ehe	Zielwerte (vor EB)	Szenario 1: AE aus NEL wie AE aus Ehe (nach EB)		Szenario 2: AE qua Geburt wie AE aus Ehe (nach EB)	
	AE aus Ehe	AE aus Ehe	AE aus NEL	AE aus Ehe	AE qua Geburt
<i>Ausfall</i>		3%		3%	

Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt).

Anmerkung: Zusätzlich wurde das Jahr des Übergangs ins Alleinerziehen berücksichtigt. Aus Platzgründen wurde auf eine Darstellung verzichtet.

Tabelle A7.11: Entropy Balancing für kontrafaktische Komposition: NEL, VK

Zielkomposition: Alleinerziehende aus einer NEL	Zielwerte (vor EB)	Szenario 1: AE aus Ehe wie AE aus NEL (nach EB)		Szenario 2: AE qua Geburt wie AE aus NEL (nach EB)	
	AE aus NEL	AE aus NEL	AE aus Ehe	AE aus NEL	AE qua Geburt
<i>von Armut betroffen</i>	29,6	29,3	29,3	29,0	29,0
<i>Erwerbstätigkeit</i>					
Vollzeit	21,5	21,5	21,5	21,3	21,3
Teilzeit	26,6	27,1	27,1	27,5	27,5
Arbeitslos	4,8	4,7	4,7	4,6	4,6
Inaktiv	47,1	46,7	46,7	46,6	46,6
<i>bedarfsgewichtetes HH-Nettoeinkommen</i>	1.327€	1.347€	1.347€	1.337€	1.337€
<i>Anteil am HH-Erwerbseinkommen</i>	16,3	16,3	16,3	17,6	17,6
<i>Eigenheimbesitzerin</i>	41,1	41,7	41,8	41,3	41,3
<i>Arbeitslosigkeit Partner</i>	23,6	24,0	24,0	-	-
<i>Bildungsqualifikation</i>					
Niedrig	56,8	56,7	56,7	56,4	56,4
Mittel	33,5	33,6	33,7	34,0	34,0
Hoch	9,7	9,7	9,6	9,6	9,6
<i>Kinderanzahl</i>					
1	49,0	48,3	48,3	-	-
2	34,3	35,2	35,2	-	-
3 oder mehr	16,7	16,5	16,5	-	-
<i>Alter des jüngst. Kindes</i>					

Zielkomposition: Alleinerziehende aus einer NEL	Zielwerte (vor EB)	Szenario 1: AE aus Ehe wie AE aus NEL (nach EB)		Szenario 2: AE qua Geburt wie AE aus NEL (nach EB)	
	AE aus NEL	AE aus NEL	AE aus Ehe	AE aus NEL	AE qua Geburt
0-2 Jahre	55,2	56,1	56,1	-	-
3-5 Jahre	16,7	16,2	16,2	-	-
6-17 Jahre	28,1	27,7	27,7	-	-
<i>Alter</i>	29,8	29,8	29,8	-	-
<i>Alter bei 1. Geburt</i>	23,0	23,0	23,0	-	-
<i>Geburtskohorte</i>					
vor 1960	7,4	6,8	6,8	-	-
1960s	26,3	26,8	26,8	-	-
1970s	42,4	42,4	42,4	-	-
1980s und später	23,9	24,0	24,0	-	-
<i>N(Episoden)</i>	335	321	451	324	159
<i>Ausfall</i>		4%		3%	

Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt).

Anmerkung: Zusätzlich wurde das Jahr des Übergangs ins Alleinerziehen berücksichtigt. Aus Platzgründen wurde auf eine Darstellung verzichtet.

Tabelle A7.12: Entropy Balancing für kontrafaktisch Komposition: Geburt, VK

Zielkomposition: Alleinerziehende qua Kindesgeburt	Zielwerte (vor EB)	Szenario 1: AE aus Ehe wie AE qua Geburt (nach EB)		Szenario 2: AE aus NEL wie AE qua Geburt (nach EB)	
	AE qua Geburt	AE qua Geburt	AE aus Ehe	AE qua Geburt	AE aus NEL
<i>von Armut bedroht</i>	29,6	29,3	29,3	29,0	29,0
<i>Erwerbstätigkeit</i>					
Vollzeit	21,5	21,5	21,5	21,3	21,3
Teilzeit	26,6	27,1	27,1	27,5	27,5
Arbeitslos	4,8	4,7	4,7	4,6	4,6
Inaktiv	47,1	46,7	46,7	46,6	46,6
<i>bedarfsgewichtetes HH- Nettoeinkommen</i>	1.327€	1.347€	1.347€	1.337€	1.337€
<i>Anteil am HH- Erwerbseinkommen</i>	16,3	16,3	16,3	17,6	17,6
<i>Eigenheimbesitzerin</i>	41,1	41,7	41,8	41,3	41,3

Zielkomposition: Alleinerziehende qua Kindesgeburt	Zielwerte (vor EB)	Szenario 1: AE aus Ehe wie AE qua Geburt (nach EB)		Szenario 2: AE aus NEL wie AE qua Geburt (nach EB)	
	AE qua Geburt	AE qua Geburt	AE aus Ehe	AE qua Geburt	AE aus NEL
<i>Arbeitslosigkeit Partner</i>	23,6	24,0	24,0	-	-
<i>Bildungsqualifikation</i>					
Niedrig	56,8	56,7	56,7	56,4	56,4
Mittel	33,5	33,6	33,7	34,0	34,0
Hoch	9,7	9,7	9,6	9,6	9,6
<i>Kinderanzahl</i>					
1	49,0	48,3	48,3	-	-
2	34,3	35,2	35,2	-	-
3 oder mehr	16,7	16,5	16,5	-	-
<i>Alter des jüngst. Kindes</i>					
0-2 Jahre	55,2	56,1	56,1	-	-
3-5 Jahre	16,7	16,2	16,2	-	-
6-17 Jahre	28,1	27,7	27,7	-	-
<i>Alter</i>	29,8	29,8	29,8	-	-
<i>Alter bei 1. Geburt</i>	23,0	23,0	23,0	-	-
<i>Geburtskohorte</i>					
vor 1960	7,4	6,8	6,8	-	-
1960s	26,3	26,8	26,8	-	-
1970s	42,4	42,4	42,4	-	-
1980s und später	23,9	24,0	24,0	-	-
<i>N(Episoden)</i>	335	321	451	324	159
<i>Ausfall</i>		4%		3%	

Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt).

Anmerkung: Zusätzlich wurde das Jahr des Übergangs ins Alleinerziehen berücksichtigt. Aus Platzgründen wurde auf eine Darstellung verzichtet.

8 Das Zusammenspiel von sozialer Komposition, institutionellem Kontext und dem Armutsrisiko alleinerziehender Mütter

Im vorherigen Kapitel konnte die Wichtigkeit von familialen Selektionsprozessen und der daraus resultierenden sozialen Komposition von alleinerziehenden Müttern für die Erklärung ihres hohen Armutsrisikos in Deutschland gezeigt werden. An manchen Stellen hat sich bereits die Bedeutung des institutionellen Kontexts abgezeichnet, die in diesem und im nächsten empirischen Kapitel (Kapitel 9) näher beleuchtet werden soll. Der Einfluss des institutionellen Kontexts auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter wird primär in Form eines Periodenvergleichs innerhalb Deutschlands (und des Vereinigten Königreichs) untersucht. Dabei liegt der Fokus auf dem Wandel des institutionellen Kontexts im Zuge der beiden identifizierten Reformperioden des Arbeitsmarkts (1998-2006) und der Familien- und Vereinbarkeitspolitik (2007-2016). Da die soziale Komposition von alleinerziehenden Müttern und der institutionelle Kontext in beständigen Wechselwirkungen zueinander stehen, müssen auch Verschiebungen in der sozialen Komposition von alleinerziehenden Müttern mitberücksichtigt werden. Deshalb besteht das Ziel dieses zweiten empirischen Kapitels darin, in einer ersten Annäherung das Zusammenspiel von sozialer Komposition und institutionellem Kontext in seiner Bedeutung für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter zu analysieren. Dieses Kapitel dient als Verbindungskapitel zwischen Kapitel 7, in dem es primär um die familialen Selektionsprozesse ging, und Kapitel 9, in dem der Einfluss des institutionellen Kontexts auf den armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens untersucht wird. Dabei ist dieses Kapitel von den folgenden beiden Forschungsfragen aus Kapitel 5 geleitet:

1. Wie haben sich das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter, ihre soziale Zusammensetzung sowie der institutionelle Kontext im Zuge der beiden Reformperioden entwickelt?
2. Sind diese Entwicklungen im Armutsrisiko alleinerziehender Mütter eher auf Kompositionseffekte oder Effekte des institutionellen Kontexts zurückzuführen?

Für die Beantwortung dieser Fragen wurden in Kapitel 5 anhand des analytischen Rahmens sowie der bestehenden Literatur theoretische Erwartungen⁶¹ formuliert, die nun empirisch überprüft werden sollen. Um sich dem Periodenvergleich empirisch anzunähern, wird mit einer ausführlichen Deskription

61 Für eine Übersicht der Hypothesen und Ergebnisse siehe Tabelle 8.3 in der Zusammenfassung dieses Kapitels (Abschnitt 8.4).

begonnen. Zunächst wird die Entwicklung des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter über die drei institutionellen Perioden dargestellt. Daran schließt sich je ein Abschnitt zu der Entwicklung zentraler Merkmale für die soziale Komposition alleinerziehender Mütter sowie zu der Entwicklung des institutionellen Kontexts an. Darauf aufbauend werden in einem zweiten Schritt verschiedene Dekompositionsanalysen durchgeführt, um die jeweilige Bedeutung sich potenziell überlagernder Effekte der Komposition und des institutionellen Kontexts für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter klarer voneinander abzugrenzen und zu quantifizieren. Anhand dieser Dekompositionsanalysen werden die Hypothesen auf empirische Evidenz überprüft. Diese Analysen werden mit *Analysesample 262* durchgeführt, einem unbalancierten Panel mit Beobachtungsbeginn ca. ein Jahr vor dem Übergang ins Alleinerziehen. Wie in Kapitel 7 werden zunächst die verschiedenen Befunde für Deutschland vorgestellt (Unterkapitel 8.1 und 8.2) und dann im Unterkapitel 8.3 den Ergebnissen im Vereinigten Königreich gegenübergestellt.

8.1 Zentrale Entwicklungen über die drei Perioden in Deutschland

Dieses Unterkapitel beginnt mit einer kurzen Übersicht, wie sich der Anteil der Alleinerziehenden an Familien mit Kindern, das Verhältnis der drei Wege ins Alleinerziehen sowie ihr Armutsrisiko über die drei Perioden (1984-1997, 1998-2006, 2007-2016) hinweg entwickelt hat. Daran schließen je ein deskriptiver Abschnitt zur zeitlichen Entwicklung der sozialen Komposition von Alleinerziehenden und ihrer wohlfahrtsstaatlichen Absicherung an.

8.1.1 Die Armutsquote alleinerziehender Mütter

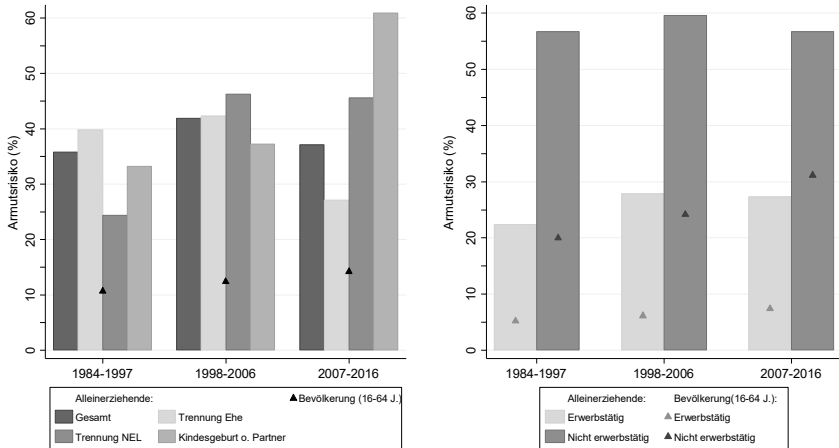
In diesem Abschnitt wird dargestellt, wie sich die Armutsquote von alleinerziehenden Müttern in Deutschland über die drei institutionellen Perioden entwickelt hat. In Abbildung 8.1 ist dafür die Armutsquote von alleinerziehenden Müttern sowie der Gesamtbevölkerung (16-64 Jahre) über die drei institutionellen Perioden dargestellt. In der linken Teilgrafik a. wird nach Weg ins Alleinerziehen differenziert, die rechte Teilgrafik b. gibt dagegen Aufschluss über die Armutsquote nach Erwerbsstatus.

62 Für eine Übersicht der Fallzahlen und Merkmalsausprägungen siehe Tabelle 6.4 in Kapitel 6.

Abbildung 8.1: Armutsquote von Alleinerziehenden über die Perioden, Deutschland

a. nach Weg ins Alleinerziehen

b. nach Erwerbsstatus



Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt), gewichtet mit Episodengewicht. Eigene Berechnungen. Anmerkung: Basis für Berechnung der Armutsquote: Jahreseinkommen.

Anhand von Teilgrafik 8.1a. ist klar erkennbar, dass die Armutsquote für alleinerziehende Mütter insgesamt in allen Perioden deutlich höher ausfällt als für die Gesamtbevölkerung. Der Abstand in der Armutsquote nimmt jedoch im Zuge der beiden Reformperioden ab. Dies liegt an der gegenläufigen Entwicklung in der dritten Periode, der Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik (2007-2016): Nachdem die Armutsquote für alleinerziehende Mütter insgesamt von 36% in der ersten auf 42% in der Periode der Arbeitsmarktreformen ansteigt, geht sie in der dritten Periode auf 37% zurück. In der aktiven Bevölkerung hingegen steigt die Armutsquote über alle drei Perioden leicht an (von 11% über 12% auf 14%). Diese deskriptiven Befunde unterstützen sowohl *Hypothese H8.1* (Anstieg in der Armutsquote von der ersten zu der zweiten Periode) als auch *Hypothese 3* (Rückgang in der Armutsquote von der zweiten zur dritten Periode). Werden die alleinerziehenden Mütter hingegen nach dem Weg ins Alleinerziehen differenziert, zeigen sich zwischen den Gruppen zum Teil gegenläufige Entwicklungen, die sich dann im Aggregat aufzuheben scheinen. Für die *Alleinerziehenden aus einer Ehe* steigt die Armutsquote im Zuge der Arbeitsmarktreformen (1998-2006) leicht von 40% auf 42%, in der Periode Familien- und Vereinbarkeitspolitik sinkt es dagegen erheblich auf 27%. Während die Armutsquote der *Alleinerziehenden aus einer nichtehelichen Lebensgemeinschaft (NEL)* mit 24% in der ersten Periode noch deutlich unter der der Alleinerziehenden aus einer Ehe liegt, verdoppelt sie sich fast im

Zuge der beiden Reformperioden auf 46% bzw. 45%. Die *Alleinerziehenden qua Kindesgeburt* wiederum weisen die ungünstigste Entwicklung über die institutionellen Perioden auf. Die durchschnittliche Armutsquote lag zwischen 1984 und 1997 bei knapp 33%. Diese steigt in der Periode der Arbeitsmarkt-reformen leicht auf 37% an, in der Periode der Familien- und Vereinbarkeits-politik erhöht sie sich jedoch unerwartet um weitere 24%-Punkte auf 61%. Das bedeutet, dass zwischen 2007 und 2016 mehr als die Hälfte dieser alleinerziehenden Mütter von Armut betroffen ist.

Aufgrund dieser gegensätzlichen Entwicklung in der Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik, verringert sich der Abstand in der Armutsquote zwischen Alleinerziehenden aus einer Ehe und anderen Alleinerziehenden entgegen *Hypothese 5* nicht. Trotz der Einschränkungen im nahehelichen Unterhalt und im Unterhaltsvorschuss scheinen gerade Alleinerziehende aus einer Ehe von den institutionellen Arrangements in der dritten Periode zu profitieren. Auf welche Faktoren diese theoretisch unerwartete Entwicklung zurückgeführt werden kann, wird in den nächsten Abschnitten zur Entwicklung der sozialen Komposition von Alleinerziehenden (8.1.2) sowie des institutionellen Kontexts (8.1.3) näher untersucht.

Da die Arbeitsmarkt-reformen der frühen 2000er Jahre das Paradigma einer verstärkten Erwerbszentriertheit in der Sozialpolitik bewirkt haben, ist eine Betrachtung der Armutsquote differenziert nach Erwerbsstatus sinnvoll. Während erwerbstätige Personen in gleichem Maße vor Armut geschützt sein sollten wie zuvor, kann für nicht erwerbstätige Personen ein Anstieg im Armutsrisiko erwartet werden. In Teilgrafik 8.1b ist hierfür die Entwicklung der Armutsquote aller alleinerziehender Mütter und der Gesamtbevölkerung differenziert nach Erwerbsstatus abgebildet. Wenig überraschend ist die Armutsquote bei Erwerbstätigkeit sowohl für alleinerziehende Mütter als auch für die Gesamtbevölkerung deutlich niedriger als in Arbeitslosigkeit oder Inaktivität. Dabei ist die Armutsquote bei nicht erwerbstätigen Alleinerziehenden in allen drei Perioden rund doppelt so hoch wie bei erwerbstätigen Alleinerziehenden. In der Gesamtbevölkerung dagegen sind nichterwerbstätige Personen im Durchschnitt vier Mal so häufig von Armut betroffen wie erwerbstätige Personen.

Weiterhin bestehen Unterschiede in der Entwicklung dieser Armutsquoten über die drei Perioden zwischen Alleinerziehenden und der Gesamtbevölkerung: Während beide Reformperioden – ganz im Sinne der Aktivierungspolitik – kaum einen Einfluss auf die Armutsquote der erwerbstätigen Bevölkerung haben (Anstieg um je 1%-Punkt), steigt die Armutsquote für erwerbstätige Alleinerziehende in der Periode der Arbeitsmarkt-reformen dagegen um 6%-Punkte von 22% auf 28% und bleibt in der dritten Periode recht unverändert (27%). In der nichterwerbstätigen Bevölkerung hingegen steigt die Armutsquote in der zweiten Periode um 4%-Punkte und in der dritten Periode um weitere 7%-Punkte auf 31%. Bei nichterwerbstätigen Alleinerziehenden steigt

die Armutsquote in der zweiten Periode zwar ähnlich um 3%-Punkte, sinkt in der Periode der Familien- sowie Vereinbarkeitspolitik jedoch wieder um 3%-Punkte.

Die Periode der Arbeitsmarktreformen stellt also für erwerbstätige Alleinerziehende eine finanzielle Schlechterstellung dar, welche durch den Ausbau in der Familien- und Vereinbarkeitspolitik nicht reduziert wird. Für nicht-erwerbstätige Alleinerziehende wiederum fällt der Anstieg im Armutsrisiko im Zuge der Arbeitsmarktreformen weniger gravierend aus als in der Gesamtbevölkerung, was zumindest teilweise auch an den Zuschlägen speziell für Alleinerziehende in der Grundsicherung liegen könnte. Vom Ausbau der Familien- und Vereinbarkeitspolitik scheinen diese Alleinerziehenden wiederum leicht zu profitieren trotz der Anrechnung verschiedener Familienleistungen auf vorrangige Sozialleistungen wie Arbeitslosengeld II (ALG II) oder Wohngeld.

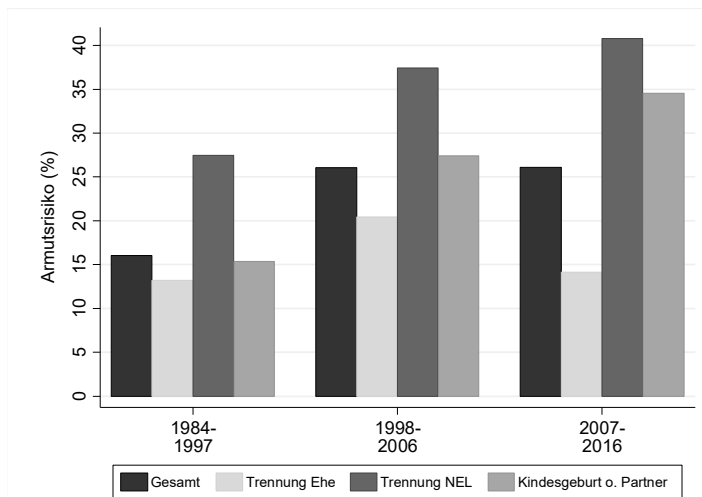
8.1.2 Die soziale Komposition von alleinerziehenden Müttern

In diesem Abschnitt wird die Entwicklung zentraler Merkmale von alleinerziehenden Müttern über die drei institutionellen Perioden dargestellt. Zunächst soll jedoch kurz auf die Entwicklung der relativen Anteile der drei Wege ins Alleinerziehen eingegangen werden: Der Anteil der Alleinerziehenden sowohl aus einer Ehe als auch qua Kindesgeburt nimmt über die drei institutionellen Perioden hinweg ab, während der der Alleinerziehenden aus einer NEL ansteigt. Auch wenn die Selektivität von nichtehelichen Lebensgemeinschaften über die letzten Jahrzehnte zurückgeht, so kann bereits aufgrund dieser Verschiebung in der Zusammensetzung der alleinerziehenden Mütter eine Zunahme armutsverstärkender Merkmale erwartet werden. Inwiefern sich diese Annahme für die Entwicklung der Armutsquote vor dem Alleinerziehen sowie weiterer zentraler Merkmale (Erwerbsstatus, Bildung, Alter der Mutter sowie Haushaltskonstellation) bestätigen lässt, wird im Folgenden präsentiert.

Wie in Kapitel 7 bereits deutlich wurde, kann ein erhöhtes Armutsrisiko vor dem Übergang ins Alleinerziehen als ein Hinweis auf die Bedeutung der sozialen Komposition von alleinerziehenden Müttern für ihr Armutsrisiko gedeutet werden. In Abbildung 8.2 ist deshalb die Armutsquote zukünftiger alleinerziehender Mütter ca. ein Jahr vor dem Übergang ins Alleinerziehen abgebildet: Während in der ersten institutionellen Periode noch 16% aller Alleinerziehenden bereits vor dem Alleinerziehen von Armut betroffen waren, steigt dieser Anteil in der Periode der Arbeitsmarktreformen auf 26%. In der Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik bleibt diese Armutsquote unverändert. Dies markiert einen deutlichen Anstieg um 10%-Punkte, der insbesondere auf die Entwicklung bei Alleinerziehenden aus einer nicht ehelichen Lebensgemeinschaft und zu einem geringeren Ausmaß auch bei den Alleinerziehenden

qua Kindesgeburt zurückzuführen ist: Die Armutsquote vor dem Alleinerziehen ist für *Mütter aus einer NEL* nicht nur über alle drei Perioden hinweg am höchsten, auch der Anstieg von Periode zu Periode ist hier am deutlichsten ausgeprägt: von 27% auf 38% und zuletzt auf 40%. Damit kann festgehalten werden, dass sich für diese Alleinerziehenden nicht nur die finanzielle Lage während des Alleinerziehens, sondern auch schon davor erheblich verschlechtert hat.

Abbildung 8.2: Armutsquote von Alleinerziehenden ein Jahr vor dem Übergang, Deutschland



Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt), gewichtet mit Episodengewicht. Eigene Berechnungen. Anmerkung: Basis für Berechnung der Armutsquote: Monatseinkommen.

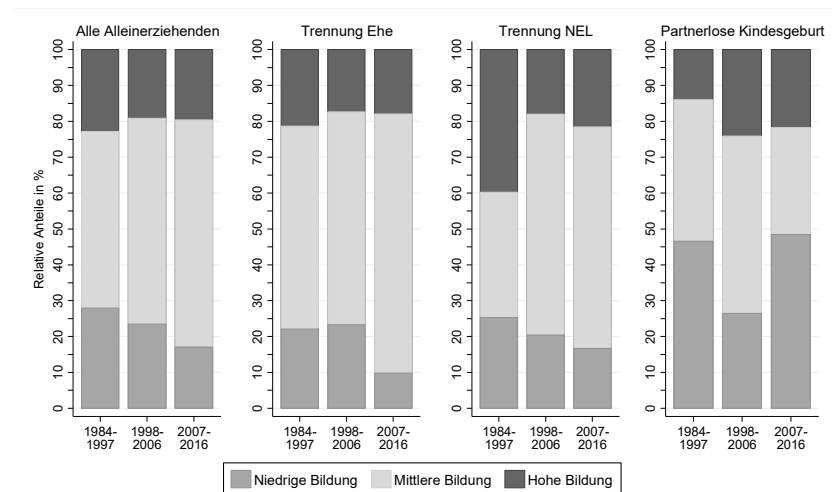
Bei *Alleinerziehenden qua Kindesgeburt* ist eine ähnliche zeitliche Entwicklung zu beobachten, jedoch auf einem deutlich niedrigeren Niveau: In den 1980er und 1990er Jahren ist der Anteil derer, die bereits ein Jahr vor dem Alleinerziehen von Armut betroffen sind, ungefähr genauso hoch wie bei den Alleinerziehenden aus einer Ehe (14%). Zukünftige *Alleinerziehende aus einer Ehe* erfahren jedoch in der Periode der Arbeitsmarktreformen einen temporären Anstieg um rund 8%-Punkte, in der dritten Periode fällt das Armutsrisiko wieder auf das Ursprungsniveau ab. Genauso wie bei der Armutsquote während des Alleinerziehens vergrößert sich im Zuge der Reformperioden der Abstand in der Armutsquote zwischen Alleinerziehenden aus einer Ehe und anderen alleinerziehenden Müttern: In der Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik ist ungefähr eine von acht zukünftigen Alleinerziehenden aus einer Ehe von Armut betroffen, während dies bei solchen aus einer NEL zu 40% und

solchen *qua Kindesgeburt* zu einem Drittel der Fall ist. Diese Entwicklung gibt erste Hinweise darauf, dass sich die soziale Komposition dieser Gruppe im Hinblick auf das Armutsrisiko günstiger entwickelt hat als bei Alleinerziehenden aus einer NEL oder qua Kindesgeburt.

Erwerbstätigkeit und Bildung

Abbildung 8.3 stellt den zeitlichen Verlauf des Erwerbsstatus von alleinerziehenden Müttern über die institutionellen Perioden dar. Es ist auffällig, dass die Erwerbsverläufe der Alleinerziehenden aus einer Ehe und einer NEL einige Ähnlichkeiten aufweisen, während sich die der Alleinerziehenden qua Geburt deutlich davon abheben. Bei *Alleinerziehenden aus einer Ehe und einer NEL* hat einerseits die Teilzeitbeschäftigung kontinuierlich zugenommen. Die Vollzeiterwerbstätigkeit ist dagegen interessanterweise in der Periode der Arbeitsmarktreformen gesunken und in der Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik wieder angestiegen.

Abbildung 8.3: Erwerbsstatus und -volumen von Alleinerziehenden, Deutschland



Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt), gewichtet mit Episodengewicht. Eigene Berechnungen.

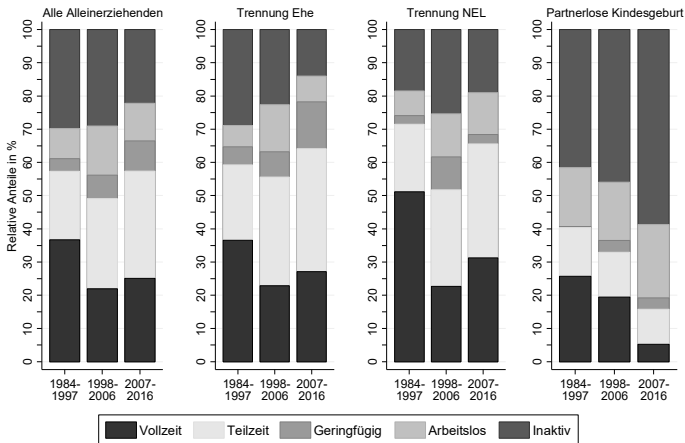
Dieser Verlauf ist bei den Alleinerziehenden aus einer NEL deutlicher ausgeprägt, da sich der Anteil der Vollzeitwerbstätigen zwischen der ersten und zweiten Periode halbiert (von knapp 50% auf 22%) und dann in der letzten Periode wieder auf 32% steigt. Während sich der Rückgang in der Vollzeitwerbstätigkeit in der zweiten Periode bei Alleinerziehenden aus einer Ehe in einer erhöhten Arbeitslosigkeit (16% anstatt 10%) niedergeschlagen hat, haben sich Alleinerziehende aus einer NEL stärker vom Arbeitsmarkt zurückgezogen (25% inaktiv anstatt 18%). Bei Alleinerziehenden aus einer Ehe hingegen sinkt Inaktivität über die institutionellen Perioden, während die geringfügige Beschäftigung kontinuierlich zunimmt. Waren in der ersten Periode noch lediglich 5% dieser Alleinerziehenden geringfügig beschäftigt, so waren es in der Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik bereits 13%.

Diese Entwicklungen können damit zusammenhängen, dass durch die Aktivierungspolitik zwar vermehrt auch alleinerziehende Mütter einer Erwerbstätigkeit nachgehen, aber aufgrund mangelnder Betreuungsmöglichkeiten hauptsächlich Stellen mit geringem Stundenumfang annehmen. Aufgrund des Ausbaus der öffentlichen Kinderbetreuung können Alleinerziehende nach Trennung dann ab Mitte der 2000er Jahre auch vermehrt in Vollzeit erwerbstätig sein. Ein weiterer Anreiz stellt die verschärfte Erwerbsobliegenheit nach Familientrennung im Zuge der Unterhaltsreform 2008 dar.

Bei den Frauen, die durch *Kindesgeburt* alleinerziehend werden, reduziert sich – insbesondere die Vollzeitwerbstätigkeit – über alle drei Perioden hinweg deutlich zugunsten von Inaktivität. Dieser Rückgang ist vor allem in der Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik zu beobachten. Diese Entwicklung ist insofern nicht verwunderlich, da ein zentrales Ziel der 2007 eingeführten Elternzeitreform in der Einrichtung eines gewissen Schonraums für die Familie besteht. Dieser Schonraum für das erste Jahr nach der Geburt eines Kindes wird mit einem einkommensbezogenen Elterngeld finanziell abgedeckt. Gleichzeitig steigt in dieser Periode auch die Arbeitslosigkeit für diese Alleinerziehenden an. Ob dies eher mit den familienpolitischen Reformen oder anderen, eher wirtschaftlichen Faktoren – wie einer stärkeren Betroffenheit von der Finanzkrise – zusammenhängt, kann anhand der Deskription nicht geklärt werden.

Bei der Entwicklung der Bildungsqualifikationen spiegelt die Entwicklung für alle Alleinerziehenden weitestgehend den der *Alleinerziehenden aus einer Ehe* wider (Abbildung 8.4):

Abbildung 8.4: Bildung von Alleinerziehenden, Deutschland



Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt), gewichtet mit Episodengewicht. Eigene Berechnungen.

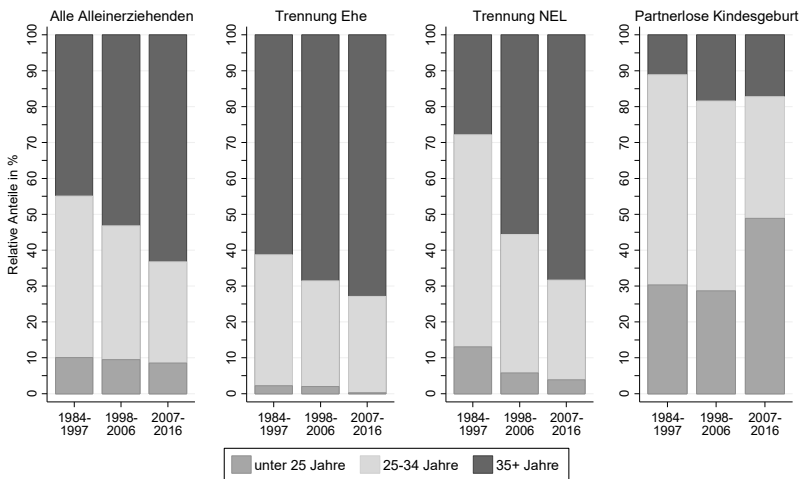
Während der Anteil an Alleinerziehenden mit hoher formaler Bildung über die drei Perioden hinweg stabil bei ca. 20% geblieben ist, halbiert sich in der Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik der Anteil an Geringqualifizierten zugunsten von Alleinerziehenden mit mittlerem Qualifikationsniveau. Bei den *Alleinerziehenden aus einer NEL* dagegen ist deutlich erkennbar, dass in den 1980er und 1990er Jahren noch verstärkt hoch gebildete Frauen dieser Gruppe angehört haben (40%) – ganz im Sinne der Unabhängigkeitsthese. In den folgenden Perioden jedoch ist diese Alleinerziehendengruppe diverser geworden, was ihr formales Bildungsniveau betrifft: Rund zwei Drittel dieser Alleinerziehenden hat ein mittleres Bildungsniveau, während jeweils rund 20% entweder hoch oder niedrig gebildet sind. Bei den *Alleinerziehenden qua Kindesgeburt* ist wiederum eine abweichende zeitliche Entwicklung über die Perioden feststellbar: In dieser Gruppe ist der Anteil an Geringqualifizierten über alle drei Perioden hinweg am höchsten, wobei dieser Anteil in der zweiten Periode deutlich niedriger ist als in den beiden anderen (um 20%-Punkte). Dieser stabil hohe Anteil an Geringqualifizierten könnte ein wichtiger Faktor für die hohe und steigende Armutsquote dieser alleinerziehenden Mütter sein.

Alter und Haushaltskonstellation

Im Hinblick auf die Altersstruktur kann für alle alleinerziehenden Mütter folgende Gemeinsamkeit festgestellt werden (Abbildung 8.5): Sie werden über die institutionellen Perioden hinweg im Durchschnitt älter. Die *Alleinerziehenden*

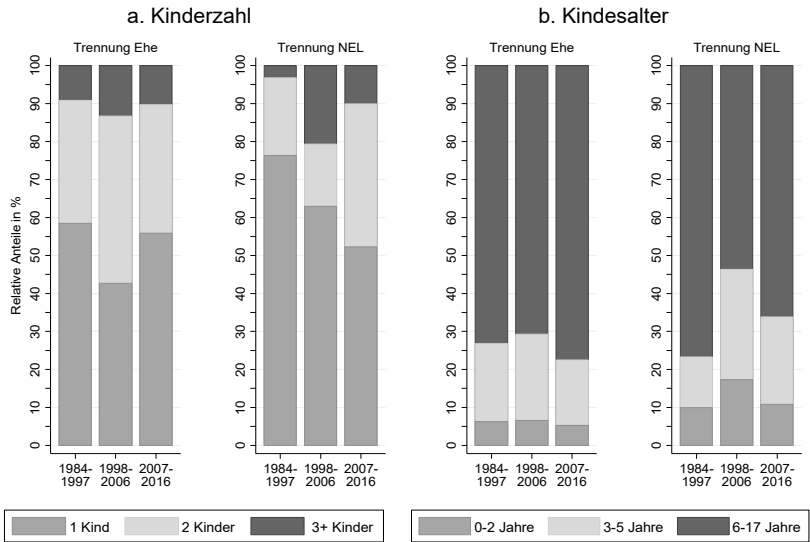
den aus einer Ehe war schon immer die im Durchschnitt älteste Gruppe, der Anteil der 35 Jahre und älteren Alleinerziehenden ist von 60% auf 70% angestiegen. Allerdings liegt diese Altersgruppe in der letzten Periode auch bei den *Alleinerziehenden aus einer NEL* bei 70%, sie hat sich seit der ersten Periode fast verdreifacht. Dies könnte damit zusammenhängen, dass nichteheliche Lebensgemeinschaften in Deutschland immer stabiler werden (Konietzka und Kreyenfeld 2005, Schnor 2014). Gleichzeitig sind ostdeutsche Alleinerziehende, die überproportional aus einer NEL kommen, in der ersten Periode erst ab 1990 vertreten, was eine zusätzliche Erklärung für die Entwicklung sein könnte. Im Kontrast dazu steigt nur bei den *Alleinerziehenden qua Kindesgeburt* der Anteil derer, die unter 25 Jahre alt sind von der zweiten zur dritten Periode von 30% auf 50% massiv an. Diese veränderte Altersstruktur könnte auch mit dem sinkenden Bildungsniveau zusammenhängen, wobei beide Kausalrichtungen denkbar wären: Weil die Alleinerziehenden jünger werden, tendieren sie auch (noch) zu niedrigen Bildungsqualifikationen. Oder Frauen mit niedrigen Bildungsqualifikationen bekommen vermehrt sehr jung und ohne Partner Kinder.

Abbildung 8.5: Altersstruktur von Alleinerziehenden, Deutschland



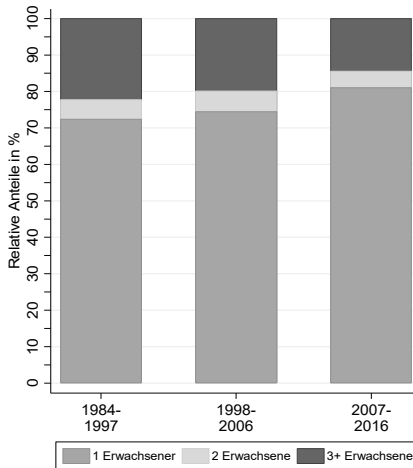
Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt), gewichtet mit Episodengewicht. Eigene Berechnungen.

Abbildung 8.6: Kinderzahl und Kindesalter Alleinerziehenden, Deutschland



Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt), gewichtet mit Episodengewicht. Eigene Berechnungen.

Abbildung 8.7: Erwachsenenzahl im Haushalt von Alleinerziehenden, Deutschland



Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt), gewichtet mit Episodengewicht. Eigene Berechnungen.

Die Entwicklungen der Kinderzahl und des Alters des jüngsten Kindes sind in Abbildung 8.6 dargestellt. Hierfür wird bei den Alleinerziehenden qua Kindesgeburt auf eine Darstellung verzichtet. Dies kann einerseits damit begründet werden, dass aufgrund der Kindesgeburt als Eintrittsereignis kaum Variation in Anzahl und Alter der Kinder gibt. Andererseits sind diese beiden Merkmale in dieser Alleinerziehendengruppe besonders sensitiv zur Beobachtungsdauer. Diese Frauen stehen per Definition am Anfang ihrer Fertilitätsbiografie, während dies bei den anderen Alleinerziehenden nur auf einen kleinen Teil zutrifft. Darstellungen dieser Art wären also mit größter Wahrscheinlichkeit verzerrt und nicht aussagekräftig. Für die *Alleinerziehenden aus einer Ehe* ist ein leichter und für die aus einer NEL sogar ein starker Anstieg der Kinderzahl zu verzeichnen. Bei ersteren geht dies aber nicht mit jüngeren Kindern einher: Der Anteil der Alleinerziehenden aus einer Ehe, deren jüngstes Kind im Schulalter ist, steigt zwischen der ersten und dritten Periode leicht an. Auch scheinen sich die *Alleinerziehenden aus einer NEL* später zu trennen, da sie trotz steigender Kinderzahl ältere Kinder haben.

Für *Alleinerziehende qua Kindesgeburt* ist hingegen die Anzahl der erwachsenen Personen im Haushalt aussagekräftig. Ob diese Alleinerziehenden alleine mit ihrem Kind oder im erweiterten Familienkontext leben, kann sich stark auf ihre finanzielle Lage und damit auf das Armutrisiko auswirken. Könnte der Anstieg des Armutrisikos für diese Alleinerziehenden damit zusammenhängen, dass sie seit Mitte der 1990er Jahre vermehrt alleine mit ihren Kindern leben?

Abbildung 8.7 stellt diese Entwicklung grafisch dar. Generell haben über die letzten 30 Jahre nur leichte Veränderungen in der Haushaltskonstellation von Alleinerziehenden durch Kindesgeburt stattgefunden: Der Anteil derer, die alleine mit ihrem Kind leben, ist um 4 %-Punkte auf 74% gestiegen. Gleichzeitig lebte in der ersten Periode noch ein Viertel dieser Alleinerziehenden mit mindestens zwei weiteren Erwachsenen (in den meisten Fällen den Eltern) zusammen in einem Haushalt. Dieser Anteil ist auf 19% gesunken, während sie in der dritten Periode häufiger mit einem weiteren Erwachsenen zusammenleben (Anstieg von 4% auf 7%).

Fazit

Insgesamt spiegeln die Entwicklungen in der sozialen Komposition ganz gut die Veränderung im Armutrisiko der drei Alleinerziehendengruppen über die institutionellen Perioden wider. Im Falle der Alleinerziehenden aus einer Ehe geht ein Rückgang in der Armut mit einem Anstieg in der (geringfügigen) Erwerbstätigkeit, einem Bildungszuwachs sowie mit durchschnittlich älteren Müttern wie Kindern einher. Die Alleinerziehenden aus einer NEL dagegen weisen in der Periode der Arbeitsmarktreformen ein erhöhtes Armutrisiko auf, welches in der Folgeperiode wieder absinkt. Dies entspricht dem Verlauf

von Inaktivität, während alle anderen Merkmale dieser zeitlichen Entwicklung eher nicht entsprechen. Bei den Alleinerziehenden qua Kindesgeburt ist der Zusammenhang mit einem deutlichen Anstieg im Armutsrisiko am deutlichsten: Ihre Erwerbstätigkeit ist insgesamt massiv gesunken, gleichzeitig ist der Anteil an sehr jungen, gering qualifizierten Frauen, die vermehrt alleine mit ihren Kindern zusammenleben, größer geworden.

8.1.3 *Der institutionelle Kontext von alleinerziehenden Müttern*

Neben der sozialen Komposition hat sich im Laufe der hier beobachteten 30 Jahre auch der institutionelle Kontext gewandelt, in den alleinerziehende Mütter eingebettet sind. Inwiefern dieser institutionelle Wandel mit dem sich verändernden Armutsrisiko alleinerziehender Mütter zusammenhängt, soll hier zunächst deskriptiv beleuchtet werden. Dabei soll weniger auf die Rolle spezifischer Entwicklungen des Arbeitsmarktes oder des Wohlfahrtsstaates eingegangen werden, sondern vielmehr die generelle Effektivität in der Armutsvermeidung bzw. -bekämpfung untersucht werden. Hierfür werden zuerst der Arbeitsmarkt und der Wohlfahrtsstaat einander gegenübergestellt, dann wird der deskriptive Zusammenhang zwischen der Entwicklung von Sozialleistungen in verschiedenen Politikbereichen und der Entwicklung im Armutsrisiko alleinerziehender Mütter näher betrachtet.

Ein guter Indikator für die armutsvermeidende Wirkung des Arbeitsmarktes und des Wohlfahrtsstaates ist die Gegenüberstellung des Armutsrisikos basierend auf dem so genannten ‚Markteinkommen‘ sowie dem tatsächlichen verfügbaren Haushaltseinkommen. Unter dem Markteinkommen werden alle Einkommensarten *vor* Steuern sowie Sozialbezügen zusammengefasst, während diese im verfügbaren Haushaltseinkommen mitberücksichtigt ist.⁶³ Abbildung 8.8 zeigt die beiden resultierenden Armutsquoten sowie die prozentuale Armutsreduktion durch wohlfahrtsstaatliches Handeln über die drei Perioden für alleinerziehende Mütter insgesamt sowie differenziert nach Weg ins Alleinerziehen. Insgesamt kann ein Rückgang in der armutsvermeidenden Wirkung des Arbeitsmarktes für alleinerziehende Mütter über die drei institutionellen Perioden konstatiert werden: Während in der ersten Periode knapp 44% der Alleinerziehenden aufgrund ihres hypothetischen Markteinkommens von Armut betroffen wären, liegt diese Rate in der Periode der Arbeitsmarkt-reformen bei rund 54% und Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik bei 51%. Dieser Entwicklung wird durch umverteilende Steuern und Transfers

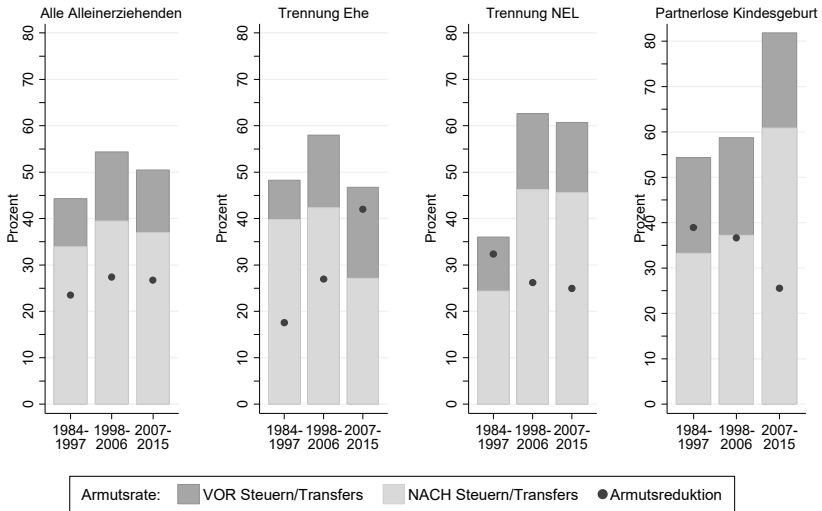
63 Einer solche Herangehensweise liegt die starke Annahme zugrunde, dass das gemessene ‚Markteinkommen‘ einem realen Markteinkommen in einer hypothetischen Gesellschaft ohne Wohlfahrtsstaat entspricht.

wesentlich entgegengewirkt, was sich an der im Vergleich zur ersten Periode gestiegenen wohlfahrtsstaatlichen Armutsreduktion zeigt.

Die zeitliche Entwicklung der Armutsreduktion spiegelt ziemlich genau die zeitliche Entwicklung der Armutsquote der jeweiligen Alleinerziehenden-gruppe wider – mit umgekehrten Vorzeichen. Dies spricht einerseits für eine herausragende Bedeutung des Wohlfahrtsstaats für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter, andererseits aber auch für markante Unterschiede in der wohlfahrtsstaatlichen Absicherung von alleinerziehenden Müttern: Für die *Alleinerziehenden aus einer Ehe* scheint der Wohlfahrtsstaat über die institutionellen Perioden hinweg effektiver in der Armutsreduktion zu werden, der Wert steigt kontinuierlich von 19% auf 41%. Bei den *Alleinerziehenden aus einer NEL* dagegen sinkt die Armutsreduktion durch den Wohlfahrtsstaat in der zweiten Periode von 33% auf 26% und bleibt in der dritten Periode stabil. Bei den Frauen, die *durch Kindesgeburt alleinerziehend* werden, verringert sich die wohlfahrtsstaatliche Armutsreduktion über die institutionellen Perioden hinweg: Während das Armutsrisiko durch staatliche Einwirkung in den 1980ern bis Mitte der 1990er Jahre noch um 39% reduziert wurde, liegt dieser Wert in der Periode der Arbeitsmarktreformen noch bei 36% und in der dritten Periode lediglich bei 25%. Der starke Rückgang in der Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik könnte mit der vollständigen Anrechnung des Elterngeldes auf Leistungen der Grundsicherung zusammenhängen, was die armutsvermeidende Wirkung dieser Leistungen schmälert. Anhand dieser Abbildung kann lediglich angezeigt werden, dass sich die wohlfahrtsstaatliche Effektivität in der Armutsreduktion für Alleinerziehende verändert hat. Um genauere Erkenntnisse über den Zusammenhang von wohlfahrtsstaatlichen Leistungen und dem Armutsrisiko alleinerziehender Mütter zu erhalten, werden im Folgenden die Zusammensetzung des Haushaltseinkommens sowie das so genannte Transfereinkommen weiter nach Bereichen der Sozialpolitik aufgeschlüsselt.

Zunächst wird gezeigt, wie sich die Einkommenszusammensetzung der Alleinerziehenden über die drei institutionellen Perioden hinweg entwickelt hat. Dabei werden folgende Einkommensquellen berücksichtigt: Einkommen aus abhängiger oder selbstständiger Erwerbsarbeit, Transfereinkommen aus Sozialtransfers sowie private Transferzahlungen wie zum Beispiel Unterhaltszahlungen oder finanzielle Unterstützung durch Eltern. Um auch steuerliche Vergünstigungen wie beispielsweise bei der Kinderbetreuung, die sich auf das gesamte Steuerjahr beziehen, berücksichtigen zu können, wird in diesem Abschnitt auf das jährliche verfügbare Haushaltseinkommen zurückgegriffen. In Abbildung 8.9 sind die absoluten Werte (a.) sowie die relativen Anteile dieser Einkommensquellen am gesamten verfügbaren Haushaltseinkommen (b.) zusammen mit der Armutsquote Alleinerziehender dargestellt. Insgesamt sind für Alleinerziehende steigende durchschnittliche Haushaltseinkommen über die drei institutionellen Perioden hinweg zu verzeichnen, wobei das Medianeinkommen recht stabil bleibt (Teilgrafik 8.9a).

Abbildung 8.8: Armutsquote von Alleinerziehenden vor und nach Steuern/Transfers, Deutschland



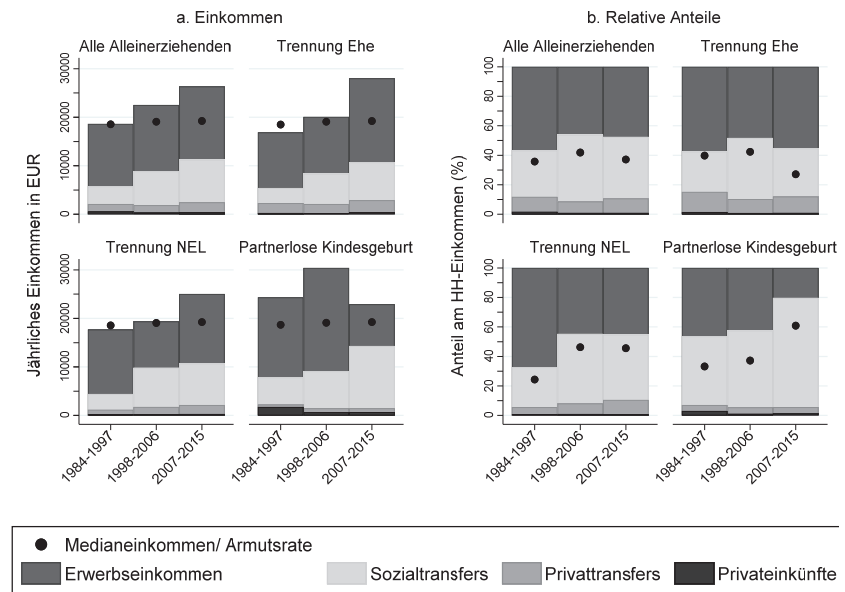
Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt), gewichtet mit Episodengewicht. Eigene Berechnungen. Anmerkung: Basis für Berechnung der Armutsquote: Jahreseinkommen.

Auffällig ist auch, dass Privattransfers lediglich einen minimalen Beitrag zum Haushaltseinkommen alleinerziehender Mütter leisten. Dies ist im Einklang mit der bisherigen Literatur, der zufolge lediglich ein Drittel der Alleinerziehenden in Deutschland überhaupt Kindesunterhalt vom unterhaltspflichtigen Elternteil bezieht (Hakovirta und Jokela 2019). Besonders auffällig ist das steigende Erwerbseinkommen bei Alleinerziehenden durch Kindesgeburt in der Periode der Arbeitsmarktreformen, da ihr Erwerbseinkommen insgesamt leicht gesunken ist (vgl. Abbildung 8.4). Weniger verwunderlich dagegen ist das wachsende Erwerbseinkommen bei Alleinerziehenden aus einer Ehe in der Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik, da in dieser Periode die Vollzeitbeschäftigung für diese Alleinerziehenden wieder zunimmt.

Betrachtet man, wie sich das Gesamthaushaltseinkommen auf die unterschiedlichen Einkommensquellen verteilt (Teilgrafik 8.9b), werden deutliche Unterschiede zwischen den Alleinerziehenden deutlich: Bei den *Alleinerziehenden aus einer Ehe* ist das Erwerbseinkommen die zentrale Einkommensquelle, wobei der Anteil am Gesamthaushaltseinkommen über die institutionellen Perioden auch recht stabil bleibt. Der kleine Einbruch in der Periode der Arbeitsmarktreformen korrespondiert mit der erhöhten Arbeitslosigkeit dieser Alleinerziehenden in dieser Periode. Parallel dazu steigt das Transfereinkommen in dieser Periode von 20% auf 40% und liegt somit nur knapp unter dem

Anteil des Erwerbseinkommens (48%). Private Transferzahlungen spielen in dieser Gruppe die größte Rolle (zwischen 9% und 14%), was zumindest teilweise am nahehelichen Unterhalt liegen dürfte. Bei den *Alleinerziehenden aus einer NEL* ist auffällig, dass der Anteil des Erwerbseinkommens über die institutionellen Perioden hinweg deutlich sinkt: Waren es zwischen 1984 und 1997 im Durchschnitt noch 67%, so ist dieser Wert auf 45% gesunken. Dagegen hat sich der Anteil des Transfereinkommens von 27% auf 47% in der zweiten Periode fast verdoppelt. In der dritten Periode ist das Transfereinkommen wieder leicht gesunken (44%), was auch an einem steigenden Anteil an Privattransfers liegt (von 4% auf 10%).

Abbildung 8.9: Einkommenszusammensetzung von alleinerziehenden Müttern, Deutschland



Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt), gewichtet mit Episodengewicht. Eigene Berechnungen. Anmerkung: Basis für Berechnung der Armutsquote: Jahreseinkommen.

Nicht überraschend ist der vergleichsweise geringe Anteil des Erwerbseinkommens am gesamten verfügbaren Haushaltseinkommen bei *Alleinerziehenden durch Kindesgeburt*. Die große Mehrheit von ihnen ist die ersten Jahre nach der Geburt inaktiv oder nur geringfügig bzw. in kurzer Teilzeit beschäftigt. Mit der Elternzeitreform von 2007 wurde diese Entwicklung noch weiter verstärkt, 74% des Haushaltseinkommens stammt aus Sozialtransfers. Auch wenn diese Entwicklung für die erste Zeit nach der Geburt eines Kindes politisch gewünscht ist, so scheinen die Transferzahlungen für diese Gruppe allerdings

nicht ausreichend zu sein, um Mutter und Kind ein Einkommen oberhalb der Armutsgrenze zu sichern.

Transfereinkommen können Leistungen aus ganz unterschiedlichen Bereichen der sozialen Sicherung beinhalten. Für ein differenzierteres Verständnis der Einkommenszusammensetzung von Alleinerziehendenhaushalten über die institutionellen Perioden hinweg wurden einzelne Sozialleistungen vier Politikbereichen zugeordnet: Familienpolitik, Arbeitsmarktpolitik, soziale Fürsorge sowie sonstige Sozialpolitik. Im Bereich der Familienpolitik sind Kindergeld, Elterngeld, Kinderzuschlag sowie für die Jahre 2013 und 2014 das Betreuungsgeld berücksichtigt. Arbeitslosengeld (I und II⁶⁴), Arbeitslosenhilfe sowie das Unterhaltsgeld bei Fortbildung/Umschulung zählen zum Bereich der Arbeitsmarktpolitik. Als Leistungen der sozialen Fürsorge werden die Sozialhilfe, Hilfen in besonderen Lebenslagen sowie die Altersgrundsicherung berücksichtigt. In der Restkategorie „sonstige“ Leistungen sind Wohngeld, BAföG, Renteneinkommen sowie Pflegegeld zusammengefasst.

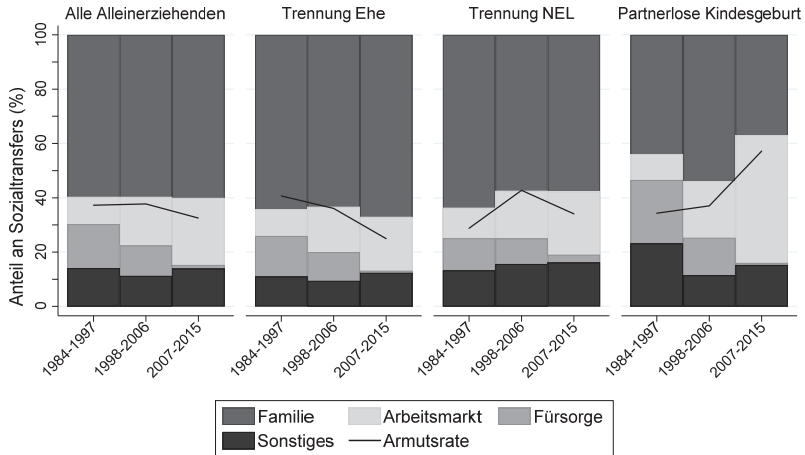
Diese weitere Aufschlüsselung des Transfereinkommens nach Politikbereich ist in Abbildung 8.10 grafisch dargestellt. Zunächst einmal ist bei allen drei Alleinerziehendengruppen durch die Zusammenlegung der Sozial- und der Arbeitslosenhilfe in Arbeitslosengeld II in der Periode der Arbeitsmarktreformen ein ansteigender Anteil der arbeitsmarktpolitischen Leistungen am gesamten Transfereinkommen sowie ein gleichzeitig sinkender Anteil in der sozialen Fürsorge erkennbar. Inwiefern es sich bei diesen Leistungen im Einzelnen um Grundsicherungsleistungen bei Nichterwerbstätigkeit oder aber im Sinne der Aktivierungspolitik um aufstockende Leistungen bei Erwerbstätigkeit handelt, kann aufgrund der geringen Fallzahlen nicht näher betrachtet werden.

Bei den *Alleinerziehenden qua Kindesgeburt* fällt dieser Anstieg von 10% in der ersten Periode zu 47% in der dritten am massivsten aus. Dabei ist diese Entwicklung nicht alleine auf die Arbeitsmarktreformen zurückzuführen: Werden die Bereiche der Arbeitsmarktpolitik und der sozialen Fürsorge zusammen betrachtet, wächst der Anteil am Transfereinkommen von 33% in der ersten Periode über 35% in der zweiten Periode zu 48% in der dritten Periode. Gleichzeitig fällt der Anteil der familienpolitischen Leistungen am Transfereinkommen gerade für die Alleinerziehenden durch Kindsgeburt am niedrigsten aus. Dies trifft auf alle drei Perioden zu, wobei der Anteil von 44% auf 54% in der zweiten Periode ansteigt und dann wieder deutlich sinkt auf 37%. Für diese alleinerziehenden Mütter setzt sich das Transfereinkommen also viel stärker aus verschiedenen Bereichen der Sozialpolitik zusammen. Dabei spielen insbesondere in der ersten Periode Leistungen aus der sozialen Fürsorge sowie

64 Das Arbeitslosengeld II ist gleichzeitig auch Grundsicherung und fällt in den Bereich der sozialen Fürsorge. Die Zuordnung zur Arbeitsmarktpolitik soll den politischen Paradigmenwechsel durch die Arbeitsmarktreformen reflektieren. In Tabelle A8.1 im Anhang ist die alternative Zuordnung zur Fürsorge abgebildet.

Renteneinkommen anderer Haushaltsmitglieder („Sonstiges“) eine zentrale Rolle, während in der dritten Periode verstärkt ALG II bezogen wird.

Abbildung 8.10: Zusammensetzung der Transfereinkommen von alleinerziehenden Müttern



Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt), gewichtet mit Episodengewicht. Eigene Berechnungen. Anmerkung: Basis für Berechnung der Armutsquote: Jahreseinkommen.

Auch bei den *Alleinerziehenden aus einer NEL* geht der Anteil der familienpolitischen Leistungen am gesamten Transfereinkommen von 64% in der ersten auf 57% in der dritten Periode zurück. Dagegen steigt der Anteil sonstiger Sozialpolitikleistungen leicht an von 12% auf 16%. Das Transfereinkommen der *zuvor verheirateten Alleinerziehenden* wiederum besteht in der ersten Periode zu 64% aus familienpolitischen Leistungen, dieser Anteil steigt über die Perioden sogar leicht an auf 67%. Leistungen aus der sozialen Fürsorge (jenseits von ALG II) hingegen spielen ab Mitte der 2000er Jahre keine Rolle mehr. Dafür steigt auch für diese Alleinerziehenden der Anteil der sonstigen sozialpolitischen Leistungen in der dritten Periode wieder leicht an. Im Vergleich zu den anderen beiden Alleinerziehendengruppen beziehen Alleinerziehende aus einer Ehe am wenigsten arbeitsmarktpolitische Leistungen – über alle Perioden hinweg.

Fazit

Zusammenfassend können zwei Dinge festgehalten werden: *Erstens* ist die hypothetische Armutsquote basierend auf dem Markteinkommen für alle Alleinerziehenden gestiegen, gleichzeitig hat sich die wohlfahrtsstaatliche Armuts-

reduktion bei Alleinerziehenden insgesamt erhöht. Diese Entwicklung entspricht im Grunde der Zielsetzung der Aktivierungspolitik, die erwerbsfähige Bevölkerung weitestgehend in den Arbeitsmarkt zu integrieren und unzureichende Markteinkommen mittels erwerbsbezogenen Leistungen aufzustocken. Für alleinerziehende Mütter in Deutschland scheint sich diese Politik jedoch zumindest in den ersten Jahren wenig ausgezahlt zu haben: Zum einen sinkt ihre Erwerbsquote im Vergleich zu der vorherigen Periode und Zuwächse sind überwiegend in geringfügiger sowie Teilzeitbeschäftigung zu verzeichnen. Zum anderen sollte eine effektive Aktivierungspolitik mit einem verstärkten Fokus auf erwerbsbezogenen Leistungen dafür sorgen, dass die Armutsquote bei Erwerbstätigkeit einigermaßen stabil bleibt. Für erwerbstätige Alleinerziehende steigt die Armutsquote in der Periode der Arbeitsmarktreformen dennoch durchschnittlich um 6%-Punkte.

Zweitens bestehen gravierende Unterschiede in der wohlfahrtsstaatlichen Absicherung und ihrer zeitlichen Entwicklung je nach Weg ins Alleinerziehen. Während die Effektivität in der Armutsreduktion für Alleinerziehende aus einer Ehe gestiegen ist, ist sie für Alleinerziehende aus einer NEL und qua Kindesgeburt (kontinuierlich) gesunken. Im Hinblick auf die Einkommenszusammensetzung sind Alleinerziehende qua Kindesgeburt besonders auf Transfer-einkommen angewiesen, der Anteil an familienpolitischen Leistungen ist aber vergleichsweise gering und sinkt über die institutionellen Perioden. Dafür ist der Anteil an arbeitsmarktpolitischen Leistungen – zumeist ALG II – in der dritten Periode für diese Alleinerziehenden mehr als doppelt so hoch wie für die beiden anderen Alleinerziehendengruppen.

Anhand dieser deskriptiven Analysen kann jedoch nicht differenziert werden, inwiefern es sich bei diesen Entwicklungen um rein institutionelle Auswirkungen oder Kompositionseffekte handelt. Hat sich die wohlfahrtsstaatliche Armutsreduktion oder etwa die Einkommenszusammensetzung geändert, weil sich die soziale Komposition der Alleinerziehenden verändert hat? Genauso ist es umgekehrt denkbar, dass die in 8.1.2 vorgestellte zeitliche Entwicklung der sozialen Komposition der Alleinerziehenden zumindest teilweise als Reaktion auf einen sich wandelnden institutionellen Kontext gesehen werden kann. Um diese simultanen Prozesse in ihrem Einfluss auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter zu entflechten, werden im folgenden Unterkapitel Dekompositionsanalysen durchgeführt.

8.2 Dekomposition der Armut von alleinerziehenden Müttern in Deutschland

In diesem Unterkapitel werden verschiedene Dekompositionsanalysen durchgeführt, um einerseits Kompositions- und institutionelle Effekte besser von-

einander abzugrenzen. Andererseits soll untersucht werden, welche Merkmale jeweils von besonderer Bedeutung für das Armutsrisiko Alleinerziehender sind. Empirisch wird dies folgendermaßen umgesetzt: In einem ersten Schritt werden Kitagawa-Dekompositionen durchgeführt, die die Unterschiede in der Armutsquote von Alleinerziehenden in den drei institutionellen Perioden in Kompositions- und Einkommensstruktureffekte zerlegen. Damit lassen sich Kompositionseffekte direkt quantifizieren sowie auch institutionelle Kontexteffekte approximieren. Einkommensstruktureffekte in Kitagawa-Dekompositionen stellen lediglich eine grobe Annäherung der Bedeutung des institutionellen Kontexts für die Entwicklung des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter dar. Deshalb wird im folgenden Abschnitt die in Abschnitt 8.1.3 dargelegte wohlfahrtsstaatliche Armutsreduktion unter statistischer Kontrolle der sozialen Komposition der alleinerziehenden Mütter näher beleuchtet.

8.2.1 Das Abgrenzen von Kompositions- und Einkommensstruktureffekten

Anhand von Kitagawa-Dekompositionen lassen sich die Mittelwertunterschiede in der Armutsquote alleinerziehender Mütter zwischen den drei institutionellen Perioden in zwei Komponenten zerlegen: die so genannten ‚endowments‘ (das Vorkommen eines Merkmals) sowie die ‚outcome structure‘ (der Zusammenhang des Merkmals mit der abhängigen Variable). Dabei handelt es sich bei den ‚endowments‘ um die Kompositionseffekte, während die ‚outcome structure‘ im Kontext der vorliegenden Arbeit als Einkommensstruktureffekte interpretiert werden kann. Dieser Einkommensstruktureffekt hängt eng mit dem wohlfahrtsstaatlichen Kontext zusammen, kann also annähernd als institutioneller Effekt interpretiert werden. Die Dekompositionsanalysen werden als lineare Regressionen mit robusten Standardfehlern geschätzt. Neben den zentralen Merkmalen wie Erwerbsstatus und -erfahrung, Anzahl sowie Alter der Kinder und Anzahl Erwachsener im Haushalt werden auch Bildung, Wohneigentum, wohnhaft in Ostdeutschland, mit Migrationshintergrund sowie das Alter berücksichtigt.

Die Ergebnisse von Kitagawa-Dekompositionen sind oftmals sensitiv gegenüber der jeweiligen Modellspezifikation: die Wahl der kontrafaktischen Verteilung (Indexproblem), die Wahl der Referenzkategorie bei kategorialen Variablen sowie die Wahl bestimmter Transformationen der unabhängigen Variablen. Die letzten beiden Probleme treten insbesondere bei detaillierten Dekompositionen auf, in der vorliegenden Anwendung werden jedoch hauptsächlich aggregierte Effekte vorgestellt. Das Indexproblem wiederum, welche Komposition also der Berechnung des Kontrafakts zugrunde gelegt wird, ist in der vorliegenden Arbeit eher von Bedeutung. Da es sich um einen Vergleich zeitlich aufeinander folgender Perioden handelt, kommen aus inhaltlicher

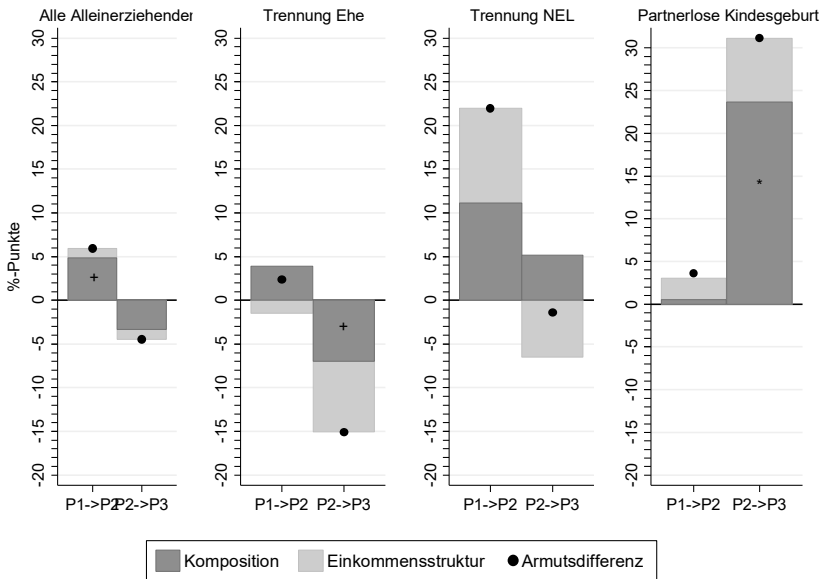
Sicht zwei Varianten für die Dekomposition in Frage: Ein Vergleich der beiden Reformperioden jeweils mit der ersten Periode oder ein Vergleich der zweiten und dritten Periode mit der jeweils vorherigen Periode (das gewählte Vorgehen). Andere Varianten, die die tatsächliche zeitliche Abfolge umkehren, sind inhaltlich weniger sinnvoll zu interpretieren. Im Rahmen von Sensitivitätsanalysen wurden alternative Modelle hinsichtlich der Referenzkategorien kategorialer Variablen sowie des Index durchgeführt, die die Ergebnisse der folgenden Hauptspezifikation stützen (vgl. Tabelle A8.2-3 im Anhang).

Die Dekompositionsanalysen wurden sowohl für Alleinerziehende insgesamt als auch differenziert nach dem Weg ins Alleinerziehen durchgeführt. Die Ergebnisse werden hauptsächlich anhand der aggregierten Kompositions- und Einkommensstruktureffekte in Abbildung 8.11 präsentiert und bei Bedarf um Details zu zentralen Merkmalen in Tabelle 8.1 ergänzt. In Abbildung 8.12 bilden die schwarz gefüllten Kreise jeweils die Mittelwertdifferenz der Armutsquote der zweiten bzw. dritten Periode im Vergleich zu der Periode davor in %-Punkten ab. Die dunkelgrauen Balken zeigen die Kompositionseffekte und die hellgrauen Balken die Einkommensstruktureffekte der berücksichtigten Merkmale. Die Ergebnisse der Dekompositionsanalyse sind folgendermaßen zu interpretieren: Wie groß wäre die Differenz in der Armutsquote alleinerziehenden Mütter zur Periode davor gewesen, wenn es entweder nur Kompositions- oder Einkommensstruktureffekte gegeben hätte? Ein positiver Wert zeigt dabei eine armutsverstärkende Wirkung an, während ein negativer Wert eine armutssenkende Wirkung indiziert. Vorab soll angemerkt werden, dass die meisten geschätzten Effekte aufgrund der geringen Fallzahlen keine statistische Signifikanz erreichen. Ist ein Effekt jedoch statistisch signifikant, wird das an entsprechender Stelle hervorgehoben.

Wie bei der Betrachtung der Armutsquote im vorangehenden Abschnitt (Abbildung 8.1) fällt auch hier grundsätzlich auf, dass sich gegenläufige Effekte bei den einzelnen Alleinerziehendengruppen im Aggregat aufheben und größtenteils statistisch nicht signifikant sind. Es zeigt sich also auch an dieser Stelle die Wichtigkeit, zwischen den Wegen ins Alleinerziehen zu differenzieren, um die Ursachen für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter zu identifizieren. Werden *alleinerziehende Mütter insgesamt* betrachtet, zeigt sich eine Armutsdifferenz von +6 %-Punkten zwischen der ersten und der zweiten institutionellen Periode sowie eine Armutsdifferenz von -5 %-Punkten zwischen der zweiten und dritten Periode. Der Anstieg in der Armutsquote zwischen der ersten und zweiten Periode kann – wie in *Hypothese 2a* angenommen – sowohl auf armutsverstärkende Kompositions- als auch Einkommensstruktureffekte zurückgeführt werden. In Einklang mit *Hypothese 2b* überwiegen dabei die armutsverstärkenden Kompositionseffekte (5%-Punkte) deutlich und sind auf dem 10%-Niveau signifikant. Bei diesen armutsverstärkenden Kompositionseffekten handelt es sich vorrangig um Merkmale des Erwerbsstatus – sinkende (Vollzeit-)Erwerbstätigkeit – sowie der Haushaltskonstellation – höherer

Anteil mit mehr als einem Kind (siehe Tabelle 8.1). Die im Vergleich zur Periode der Arbeitsmarktreformen gesunkene Armutsquote alleinerziehender Mütter in der Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik hingegen ist eher auf armutssenkende Kompositionseffekte und weniger auf armutssenkende Einkommensstruktureffekte zurückzuführen: Das Armutsrisiko für Alleinerziehende wäre um 3%-Punkte gesunken, wenn sich ausschließlich die Komposition verändert hätte, und um 1%-Punkt gesunken bei ausschließlicher Veränderung in der Einkommensstruktur. Dieser Befund entspricht zwar der in *Hypothese 4a* erwarteten Effektrichtung, aber nicht der in *Hypothese 4b* angenommenen größeren Bedeutung der Einkommensstruktureffekte. Wie aus Tabelle 8.1 ersichtlich wird, liegen zwar – wie theoretisch erwartet – substantielle armutssenkende Einkommensstruktureffekte (-12%-Punkte) für Erwerbsmerkmale vor, die aber anscheinend von anderen Einkommensstruktureffekten in der Summe überlagert werden.

Abbildung 8.11: Ergebnisse der Kitagawa-Dekomposition, Deutschland



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

P1=1984-1997, P2=1998-2006, P3=2007-2016.

Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt), gewichtet mit Episodengewicht, geclusterte Standardfehler. Eigene Berechnungen. Anmerkung: Basis für Berechnung der Armutsquote: Jahreseinkommen.

Betrachtet man die analoge Dekomposition der Armutsquote für die *Alleinerziehenden aus einer Ehe*, so entsprechen diese größtenteils dem Muster der gesamten Alleinerziehenden. Dies ist nicht weiter verwunderlich, da sie die bei Weitem größte Gruppe innerhalb der Alleinerziehenden darstellen. Hätten zwischen der ersten und der zweiten institutionellen Periode ausschließlich Veränderungen in der Komposition dieser Alleinerziehenden stattgefunden, wäre die Armutsquote sogar noch weiter angestiegen. Gleichzeitig liegt ein kleiner armutssenkender Einkommensstruktureffekt vor, der diesen Kompositionseffekt etwas abfedert. Der deutliche Rückgang in der Armutsquote von der Periode der Arbeitsmarktreformen zu der folgenden Periode von -15%-Punkten dagegen kann zu gleichen Teilen auf armutssenkende Kompositions- wie Einkommensstruktureffekte zurückgeführt werden. Dabei sind die armutssenkenden Kompositionseffekte auf dem 10%-Niveau signifikant und werden stark von Veränderungen im Erwerbsverhalten getrieben (vgl. Tabelle 8.1).

Bei den *Alleinerziehenden aus einer NEL* hingegen scheinen die Veränderungen in der Armutsquote stärker von Einkommensstruktureffekten getrieben zu sein: Der starke Anstieg in der Armutsquote um 22%-Punkte in der Periode der Arbeitsmarktreformen beruht zu jeweils 11%-Punkten sowohl auf armutsverstärkenden Kompositions- als auch Einkommensstruktureffekten. Dabei hat sich anscheinend insbesondere das Erwerbsverhalten dieser Alleinerziehenden ungünstig entwickelt, während der armutsverstärkende Einkommensstruktureffekt für Erwerbsmerkmale sogar leicht sinkt. Die kaum veränderte Armutsquote in der Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik wiederum kann auf ähnlich große jedoch gegenläufige Kompositions- und Einkommensstruktureffekte zurückgeführt werden: Hätte sich zwischen der zweiten und dritten Periode ausschließlich die soziale Komposition dieser Alleinerziehenden verändert, wäre die Armutsquote in der dritten Periode sogar leicht höher.

Wie bei den *Alleinerziehenden aus einer Ehe* hat sich bei den *Alleinerziehenden qua Kindesgeburt* die Armutsquote zwischen der ersten Periode und der Periode der Arbeitsmarktreformen lediglich leicht erhöht (+4%-Punkte). Für diese Alleinerziehenden sind hierfür jedoch überwiegend armutsverstärkende Einkommensstruktureffekte verantwortlich, während die Komposition quasi unverändert geblieben ist. Im Kontrast dazu kann der deutliche Anstieg in der Armutsquote zwischen der zweiten und dritten Periode (32%-Punkte) überwiegend auf Veränderungen in der sozialen Komposition (+24%-Punkte) zurückgeführt werden.

Tabelle 8.1: Detailliertere Ergebnisse der Kitagawa-Dekomposition, Deutschland

	Alleinerziehende gesamt	Trennung Ehe	Trennung NEL	Kindesgeburt ohne Partner
Periode 1 → Periode 2				
<i>Kompositionseffekt</i>	4,9 ⁺	3,9	11,1	0,5
Erwerbsstatus u. -erfahrung	4,1	2,6	10,3	0,9
Haushaltskonstellations ^a	0,2	0,2	2,3	0,1
Kontrollvariablen ^b	0,6	1,1	-1,5	-0,5
<i>Einkommensstruktureffekt</i>	1,1	-1,6	10,8	3,1
Erwerbsstatus und -erwerbserfahrung	6,0	-1,3	-2,0	2,5
Haushaltskonstellations ^a	4,3	6,7	2,8	0,1
Kontrollvariablen ^b	-9,2	-7,0	10,0	0,5
<i>N (Personenjahre)</i>	2.266	1.338	490	439
<i>N (Personen)</i>	705	446	174	134
Periode 2 → Periode 3				
<i>Kompositionseffekt</i>	-3,4	-7,0 ⁺	5,2	23,6 ⁺
Erwerbsstatus und -erwerbserfahrung	-6,7	-6,3	-4,2	17,7
Haushaltskonstellations ^a	-1,2	0,1	1,4	7,4
Kontrollvariablen ^b	4,5	-0,8	8,0	-1,5
<i>Einkommensstruktureffekt</i>	-1,1	-8,1 ⁺	-6,6	7,5
Erwerbsstatus u. -erfahrung	-12,1	9,5	-0,0	15,9
Haushaltskonstellations ^a	-0,5	0,2	-4,9	-1,8
Kontrollvariablen ^b	11,5	-17,8	-1,7	-6,6
<i>N (Personenjahre)</i>	2.411	1.364	687	361
<i>N (Personen)</i>	822	490	241	129

Signifikanzniveau: ***: $p < 0,001$; **: $p < 0,01$; *: $p < 0,05$; †: $p < 0,1$. ^a: Anzahl und Alter der Kinder, Anzahl Erwachsene. ^b: Alter, Bildung, Wohneigentum, Lebenszufriedenheit, wohnhaft in Ostdeutschland, Migrationshintergrund.

Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt), gewichtet mit Episodengewicht, geclusterte Standardfehler. Eigene Berechnungen.

Anmerkung: Basis für Berechnung der Armutsquote: Jahreseinkommen.

Diese armutsverstärkenden Kompositionseffekte sind auch auf dem 5%-Niveau statistisch signifikant. Darüber hinaus liegen bei diesen Alleinerziehenden im Gegensatz zu den beiden anderen Alleinerziehendengruppen auch

armutsverstärkende Einkommensstruktureffekte vor. Beide armutsverstärkenden Effekte scheinen stark mit dem Erwerbsverhalten dieser Alleinerziehenden in den ersten Jahren nach der Geburt des ersten Kindes zusammenzuhängen und zu einem geringeren Ausmaß mit der Haushaltskonstellation (lebt alleine mit Kind oder im erweiterten Familienkontext). Die Reformen in der Familien- und Vereinbarkeitspolitik ab 2007 haben sich also nicht nur in einem (politisch gewünschten) Rückgang der Erwerbstätigkeit dieser Alleinerziehenden direkt nach der Geburt niedergeschlagen, sondern haben gleichzeitig auch zu einer finanziellen Schlechterstellung geführt.

Da anhand dieser Dekompositionen lediglich grobe Rückschlüsse auf die Einflüsse des institutionellen Kontexts möglich sind, werden nun weiterführende Analysen zur Entwicklung der wohlfahrtsstaatlichen Armutsreduktion durchgeführt. Dabei werden mit Hilfe von Entropy Balancing kontrafaktische Szenarien (Merkmale der sozialen Komposition haben sich seit der ersten Periode nicht verändert) durchgespielt und ihre Auswirkungen auf die wohlfahrtsstaatliche Armutsreduktion sowie die Einkommenszusammensetzung für Alleinerziehende untersucht.

8.2.2 *Die soziale Komposition und die wohlfahrtsstaatliche Armutsreduktion*

In diesem Abschnitt soll das Zusammenspiel von sozialer Komposition der alleinerziehenden Mütter und der wohlfahrtsstaatlichen Armutsreduktion näher beleuchtet werden. Denn Veränderungen in der wohlfahrtsstaatlichen Armutsreduktion können nicht nur durch politische Reformen erklärt werden, sondern auch auf Verschiebungen in der sozialen Komposition und damit mit wohlfahrtsstaatlichen Anspruchsrechten. Um diese Einflüsse der sozialen Komposition alleinerziehender Mütter zu berücksichtigen, werden anhand von Entropy Balancing kontrafaktische Szenarien der wohlfahrtsstaatlichen Armutsreduktion sowie der Einkommenszusammensetzung berechnet: Inwiefern würde sich die beobachtete wohlfahrtsstaatliche Armutsreduktion in den beiden Reformperioden verändern, wenn die soziale Komposition der alleinerziehenden Mütter seit der ersten Periode unverändert geblieben wäre?

Durch Entropy Balancing werden individuelle Merkmale alleinerziehender Mütter in der zweiten und dritten Periode so umgewichtet, dass sie in ihrer Verteilung den Merkmalen der ersten Periode entsprechen. Bei dieser Analyse muss jedoch beachtet werden, dass es sich um ein sehr selektives Sample derjenigen Alleinerziehenden handelt, die ein hypothetisches Armutsrisiko auf Basis des Markteinkommens (also vor Steuern und Transfers) aufweisen. Denn nur für diese Gruppe kann untersucht werden, inwiefern Armut durch (wohlfahrts-)staatliche Leistungen vermieden werden kann. Zur Erinnerung: In der ersten Periode liegt ein solches hypothetisches Armutsrisiko bei 47% der

alleinerziehenden Mütter vor, in der Periode der Arbeitsmarktrefor­men bei 60% und in der Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik bei 57% der alleinerziehenden Mütter. Aus diesem Grund werden diese Analysen lediglich für Alleinerziehende insgesamt und nicht nach Weg ins Alleinerziehen differenziert durchgeführt.

In Tabelle 8.2 sind die Ergebnisse dieser kontrafaktischen Szenarien dargestellt. In der grau hinterlegten Zeile sind die tatsächlichen Werte ausgegeben, während die Zeilen darunter die kontrafaktischen Szenarien (a.-d.) enthalten. Dabei werden im oberen Teil die kontrafaktischen Werte und im unteren Teil die prozentuale Veränderung zum tatsächlichen Wert angegeben. Die zweite Spalte weist die wohlfahrtsstaatliche Armutsreduktion für Alleinerziehende aus. Um die Veränderungen dieser Werte durch eine veränderte soziale Komposition näher zu qualifizieren, sind zusätzlich noch die entsprechenden Veränderungen im Transfereinkommen anteilig am Haushaltsnettoeinkommen aufgeführt (Spalte 3). Die Spalten 4-6 wiederum geben Hinweise darauf, auf welchen Politikbereich eine Veränderung im Transfereinkommen zurückgeführt werden kann.

Die kontrafaktischen Szenarien sind folgendermaßen aufgebaut⁶⁵: In *Szenario a.* werden zunächst die eher exogenen Merkmale Alter, Migrationshintergrund sowie wohnhaft in Ostdeutschland in ihrer Verteilung an die Werte der ersten Periode (1984-1997) angeglichen. In *Szenario b.* wird dann zusätzlich die Verteilung der Bildungsqualifikationen in der zweiten (1998-2006) und dritten Periode (2007-2016) an die Werte der ersten Periode angepasst. In den *Szenarien c. und d.* folgt dann die Angleichung der inhaltlich bedeutsamsten Merkmale: Erwerbsverhalten (in Form von Erwerbsstatus und -erfahrung) und Haushaltskonstellation (Anzahl und Alter der Kinder sowie Anzahl Erwachsener).

Hätten alleinerziehende Mütter in der *Periode der Arbeitsmarktrefor­men* die soziale Komposition von alleinerziehenden Müttern der ersten Periode, würde die wohlfahrtsstaatliche Armutsreduktion um 16% von 31% auf 26% sinken (Szenario d.). Für diesen Rückgang in der wohlfahrtsstaatlichen Armutsreduktion können im Wesentlichen Verschiebungen in der Haushaltskonstellation angeführt werden (Szenario d.). Dieser Befund erscheint im Hinblick auf die Ergebnisse der Kitagawa-Dekompositionen, die armutsverstärkende Kompositionseffekte von der ersten zur zweiten Periode aufzeigten, im vorherigen Abschnitt zunächst einmal nicht intuitiv. Allerdings beziehen sich die vorliegenden Analysen, wie bereits erwähnt, nur auf Alleinerziehende mit einem hypothetischen Armutsrisiko basierend auf ihrem Markteinkommen. Für diese Alleinerziehenden kann angenommen werden, dass sie deutlich seltener erwerbstätig sind und bei vorliegender Erwerbstätigkeit häufiger nur

65 Bei solchen schrittweise aufeinander aufbauenden kontrafaktischen Szenarien spielt die Auswahl der Sequenz eine wichtige Rolle. Es wurden alternative Sequenzen berechnet, die die Befunde der Hauptanalyse substantziell bestätigen.

geringfügig beschäftigt sind als Alleinerziehende ohne dieses hypothetische Armutsrisiko. Genauso kann erwartet werden, dass hier Alleinerziehende mit vielen bzw. jungen Kindern überproportional vertreten sind.

Wird für diese sehr selektiven Alleinerziehenden die soziale Komposition aller Alleinerziehenden der ersten Periode angenommen, würde dies einerseits zu einer kontrafaktisch massiv gestiegenen Erwerbstätigkeit und andererseits zu einer kontrafaktisch sinkenden Kinderanzahl sowie Alleinerziehenden mit Kleinkindern führen. Als kontrafaktisch angenommene häufig in Vollzeit erwerbstätige Alleinerziehende hätten sie seltener Anspruch auf arbeitsmarktpolitische Leistungen (-10% in Szenario c., Spalte 5). Genauso erhielten sie als Alleinerziehende mit weniger und älteren Kindern niedrigere familienpolitische Leistungen (-4% in Szenario d., Spalte 4). Dementsprechend würde der Anteil an eher niedrigen Leistungen der sozialen Fürsorge am Transfereinkommen steigen (+11% in Szenario d., Spalte 6). Mit der Einführung von ALG II als aktivierende arbeitsmarktpolitische Sozialleistung, bildet die soziale Fürsorge stärker eine sozialpolitische Restkategorie für sehr spezifische soziale Lagen (Behinderung, Grundsicherung im Alter, etc.). Diese Leistungen der Mindestsicherung sind in der Regel niedriger als Leistungen anderer Bereiche und haben dadurch eine geringere armutsreduzierende Wirkung. In der Konsequenz würde das kontrafaktische Transfereinkommen dieser alleinerziehenden Mütter kaum steigen und dadurch zu einem Rückgang in der wohlfahrtsstaatlichen Armutsreduktion führen.

Bei alleinerziehenden Müttern in der *Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik* zeigt sich dagegen ein abweichendes Bild: Legt man diesen Alleinerziehenden die soziale Komposition der ersten Periode zugrunde (Szenario d.), würde die kontrafaktische wohlfahrtsstaatliche Armutsreduktion im Vergleich zur tatsächlichen von 39% auf 45% ansteigen, wobei hier Verschiebungen im Alter, Migrationshintergrund sowie Region ausschlaggebend sind (Szenario a.). Dies kann anhand der weiterhin verstärkten Erwerbszentriertheit wohlfahrtsstaatlicher Leistungen (auch im Bereich der Familienpolitik) in dieser Periode erklärt werden, wodurch eine kontrafaktisch höhere Vollzeiterwerbstätigkeit auch zu einem höheren Anteil des Transfereinkommens am verfügbaren Haushaltseinkommen führen würde (+6% in Szenario d.). Dieser kontrafaktische Anstieg im Transfereinkommen wiederum kann damit erklärt werden, dass der Anteil an arbeitsmarktpolitischen Leistungen für Alleinerziehende in der dritten Periode höher wäre (+8%), wenn sich ihre soziale Komposition seit der ersten Periode nicht verändert hätte.

Tabelle 8.2: Kontraktische Szenarien der wohlfahrtsstaatlichen Armutsreduktion, Deutschland

	Armutsreduktion		Transfer-einkommen		Anteil am Transfereinkommen					
	1998-2006	2007-2015	1998-2006	2007-2015	Familienpolitik	Arbeitsmarkt-politik	2007-2015	2007-2015	Soziale Fürsorge	
Tatsächlicher Wert (%)	31,5	39,2	69,0	66,0	43,5	41,0	25,9	39,7	17,0	2,2
Kontraktische Szenarien basierend auf Komposition von 1984-1997 (P1):										
Alter, Migrationshintergrund u. Ostdeutschland wie P 1	29,8	47,0**	70,8	67,6	42,3	39,5	25,1	44,2*	19,4+	1,1*
a. + Bildung wie P1	29,6	41,4	71,1	69,1+	42,7	39,9	25,7	45,2**	18,9	1,0*
b. + Erwerbsstatus u. -erfahrung wie in P1	30,8	45,3*	70,9	70,3**	43,1	39,6	23,2+	44,2*	20,3*	1,3+
c. + Kinder- u. Erwachsenenanzahl, Kindesalter wie P1	26,5*	45,0*	71,3	70,1*	41,5	38,2	25,1	42,9+	18,9	1,3+
Veränderung in Prozent:										
Alter, Migrationshintergrund u. Ostdeutschland wie P 1	-5,4	19,9	2,6	2,4	-2,6	-3,7	-3,3	11,2	13,7	-49,7
a. + Bildung wie P1	-6,0	5,6	3,1	4,7	-1,8	-2,7	-1,0	13,9	10,9	-53,9
b. + Erwerbsstatus u. -erfahrung wie in P1	-2,2	15,6	2,8	6,5	-0,9	-3,4	-10,5	11,3	19,2	-43,4
c. + Kinder- u. Erwachsenenanzahl, Kindesalter wie P1	-15,9	14,8	3,3	6,2	-4,4	-6,8	-3,3	8,0	10,8	-43,5
N (Personenjahre)	694	562	694	562	694	557	694	557	694	557
N (Personen)	303	252	303	251	303	251	303	251	303	251

Signifikanzniveau: ****: p<0,001; **; p<0,01; *; p<0,05; +; p<0,1.

Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt), gewichtet mit Episodengewicht, geclusterte Standardfehler. Eigene Berechnungen.

Anmerkung: Basis für Berechnung der Armutsrate: Jahreseinkommen.

Fazit

Die Befunde der verschiedenen Dekompositionsanalysen in diesem Unterkapitel können folgendermaßen zusammengefasst werden: Der Anstieg in der Armutsquote alleinerziehender Mütter in der *Periode der Arbeitsmarktreformen* im Vergleich zur vorherigen Periode ist vorrangig auf armutsverstärkende Kompositionseffekte – insbesondere einer gesunkenen Erwerbsbeteiligung – zurückzuführen. Dieser Befund trifft besonders auf Alleinerziehende aus einer NEL zu. Diese Verschiebungen in der Komposition haben allerdings nicht zu einem Nachteil im Zugang zu wohlfahrtsstaatlichen Leistungen geführt. Dies hat sich in den deskriptiven Befunden von Kapitel 8.1.3 bereits angedeutet und wurde in den weiterführenden Dekompositionsanalysen zur wohlfahrtsstaatlichen Armutsreduktion in diesem Kapitel bestätigt. Die Arbeitsmarktreformen der frühen 2000er Jahre waren also insofern nachteilig für alleinerziehende Mütter, dass der Zugang zum Arbeitsmarkt für viele entweder erschwert wurde oder vorrangig im Bereich der geringfügigen Beschäftigung oder Teilzeit stattgefunden hat.

Der Rückgang in der Armutsquote in der *Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik* ist dagegen gleichermaßen auf armutssenkende Kompositions- und Einkommensstruktureffekte zurückzuführen. Diese aggregierten Effekte für alle Alleinerziehenden sind jedoch statistisch nicht signifikant und verschleiern die Heterogenität innerhalb der Alleinerziehenden: Denn lediglich bei der größten Gruppe, den Alleinerziehenden aus einer Ehe, liegen sowohl günstige Verschiebungen in der Komposition als auch in der Einkommensstruktur vor. Bei Alleinerziehenden aus einer NEL dagegen kann der geringe Rückgang der Armutsquote in dieser Periode anhand von armutsverstärkenden Kompositionseffekten bei gleichzeitigen armutssenkenden Einkommensstruktureffekten erklärt werden. Im Kontrast zu Alleinerziehenden nach Familientrennung ist die Armutsquote von Alleinerziehenden qua Kindesgeburt von der zweiten zur dritten Periode erheblich gestiegen. Dieser Anstieg kann überwiegend anhand von armutsverstärkenden Kompositions- aber auch von armutsverstärkenden Einkommensstruktureffekten erklärt werden. Bei Alleinerziehenden aus einer NEL sowie qua Kindesgeburt liegt die Vollzeiterwerbsquote trotz des Ausbaus an Kinderbetreuungsplätzen in dieser Periode immer noch deutlich unter der Vollzeiterwerbsquote in der ersten Periode. Da sich die Erwerbszentriertheit wohlfahrtsstaatlicher Leistungen in dieser Periode gleichzeitig weiter verstärkt hat, profitieren diese Alleinerziehenden bisher kaum von dieser Entwicklung.

8.3 Der Vergleich mit dem Vereinigten Königreich

In diesem Unterkapitel wird nun untersucht, inwiefern sich inhaltlich ähnliche Reformperioden im Vereinigten Königreich auf die Entwicklung des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter im Vereinigten Königreich ausgewirkt haben. Dabei werden, wie in Kapitel 3.2 erläutert, auch drei institutionelle Perioden unterschieden. Zur Erinnerung: Die ‚Ausgangsperiode‘ vor den markanten Reformen wird anhand der Daten für die Jahre 1991-1996 abgedeckt. Die Periode der Arbeitsmarktreformen verlief qualitativ ähnlich zu Deutschland, zeitlich aber etwas früher (1996-2007). Im Unterschied zu Deutschland wurde parallel dazu der Ausbau in der Familien- und Vereinbarkeitspolitik vorangetrieben, wenn auch auf einem niedrigeren Niveau. Die dritte institutionelle Periode im Vereinigten Königreich ist deshalb vielmehr von der verstärkten Erwerbsohliegenheit für Alleinerziehende (‚LPO‘ und ‚Universal Credit‘) sowie von wohlfahrtsstaatlichen Einschnitten geprägt (2008-2014).

Der Ländervergleich ist folgendermaßen aufgebaut: In einem ersten deskriptiven Teil werden sowohl die Entwicklung der Armutsquote von alleinerziehenden Müttern im Vereinigten Königreich als auch die Entwicklung der wohlfahrtsstaatlichen Armutsreduktion über die drei institutionellen Perioden dargestellt. Daran anschließend werden die Ergebnisse der zu Abschnitt 8.2.1 analog durchgeführten Kitagawa-Dekomposition präsentiert. Diese Analysen sind von fünf in Kapitel 5 herausgearbeiteten Hypothesen geleitet, die in Tabelle 8.3 im Unterkapitel 8.4 einsehbar sind.

8.3.1 Entwicklung der Armut alleinerziehender Mütter

In Abbildung 8.12 ist die Armutsquote von alleinerziehenden Müttern und der Gesamtbevölkerung im Vereinigten Königreich über die drei Perioden dargestellt. In Teilgrafik a. ist die Armutsquote differenziert nach Weg ins Alleinerziehen abgebildet, in Teilgrafik b. differenziert nach Erwerbsstatus. Im Vergleich zu Deutschland sind im Vereinigten Königreich zwei Aspekte bezüglich der Armutsquote auffällig (Teilgrafik 8.12a): Einerseits liegt im Vereinigten Königreich die Armutsquote der Gesamtbevölkerung sowie der alleinerziehenden Mütter im beobachteten Zeitraum vor den Reformperioden (1991-1996) deutlich über dem der alleinerziehenden Mütter in Deutschland (61% im Vergleich zu 37%). Andererseits kann festgestellt werden, dass das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter im Vereinigten Königreich deutlich stärker gesunken ist als in Deutschland: In Einklang mit *Hypothese V8.1a* sinkt die Armutsquote alleinerziehender Mütter in der Periode der Arbeitsmarktreformen von 61% auf 45%. Wider Erwarten bleibt sie jedoch in der Periode der verstärkten Erwerbsohliegenheiten nicht unverändert (*Hypothese V8.2a* widerlegt), sondern geht weiter zurück auf 28%. In der Folge liegt es in der dritten institutionellen

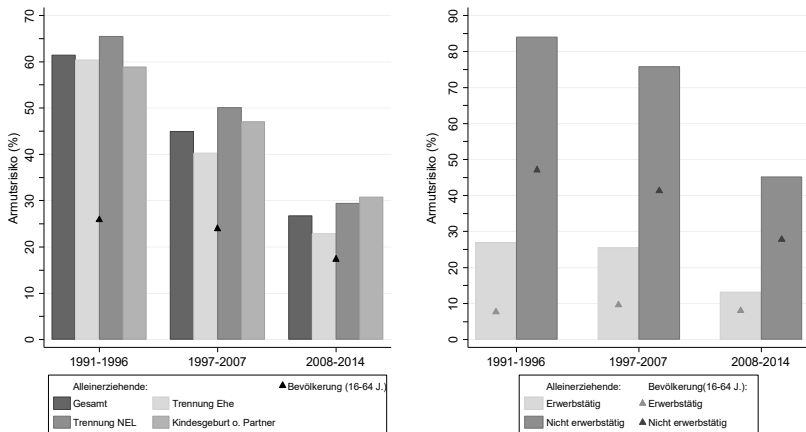
Periode sogar unter dem von Alleinerziehenden in Deutschland (27% im Vergleich zu 33%). Dieser anhaltend starke Rückgang in der Armutsquote alleinerziehender Mütter sollte jedoch vorsichtig interpretiert werden, da seit 2008 gleichzeitig die Medianeinkommen sinken⁶⁶. Das hier verwendete relative Armutsmaß reagiert sensitiv gegenüber solchen Veränderungen⁶⁷. Während die Armutsquote für alleinerziehende Mütter im Vereinigten Königreich – losgelöst vom Weg ins Alleinerziehen – über die drei Perioden zurückgeht, sinkt die Armutsquote für Alleinerziehende in Deutschland substanziell lediglich für Alleinerziehende aus einer Ehe in der dritten institutionellen Periode (2007-2016).

Abbildung 8.12: Armutsquote von Alleinerziehenden über die Perioden, VK.

a. nach Weg ins Alleinerziehen

b. nach Erwerbsstatus

Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt), gewichtet mit Episodengewicht. Eigene Berechnungen.



Anmerkung: Basis für Berechnung der Armutsquote: Monatseinkommen.

Ähnlich wiederum zu Deutschland ist der Fakt, dass es kein eindeutiges Muster der drei Wege ins Alleinerziehen über die institutionellen Perioden gibt: Während in der ersten und zweiten Periode (1991-1996, 1997-2007) das Armutsrisiko bei *Alleinerziehenden aus einer NEL* im Vereinigten Königreich jeweils am höchsten ist, sind *Alleinerziehende qua Kindesgeburt* in der dritten

66 Office for National Statistics 2016: <https://www.ons.gov.uk/peoplepopulationandcommunity/personalandhouseholdfinances/incomeandwealth/adhocs/006210medianequivaliseddisposableincomenonretiredhouseholdsbyageofchiefeconomicssupporter1986tofinancialyearending2015>, zuletzt aufgerufen am 06.11.2018.

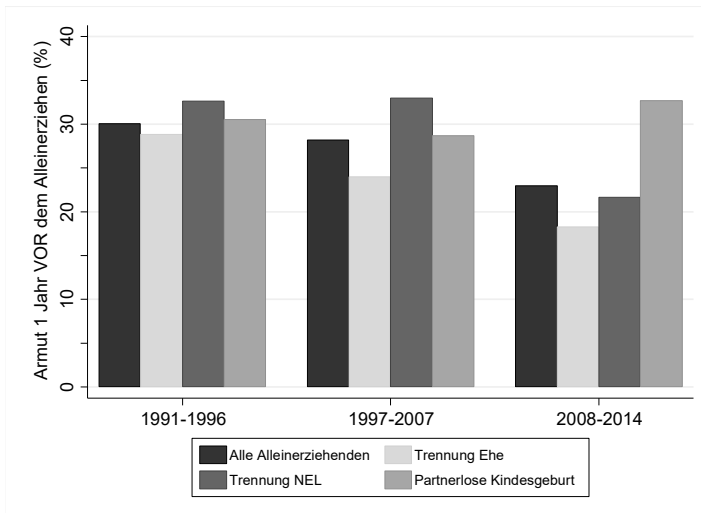
67 Zusätzlich hat in dieser Zeit der Übergang von BHPS zu UKHLS stattgefunden, was bei der Einkommensmessung zu gewissen Veränderungen geführt hat.

Periode am häufigsten von Armut betroffen. Da ihr Armutsrisiko in der ersten Periode sogar etwas unter dem der *Alleinerziehenden aus einer Ehe* liegt, hat sich ihre Situation also nicht im gleichen Maße über die Perioden verbessert wie das der anderen beiden Gruppen. Wie in Deutschland ist insbesondere das Armutsrisiko von Alleinerziehenden aus einer Ehe stark gesunken.

Wird die Armutsquote nach Erwerbsstatus differenziert, ergibt sich ein sehr abweichendes Bild von dem in Deutschland (Teilgrafik 8.12b): Zum einen sinkt im Vereinigten Königreich die Armutsquote für Nichterwerbstätige sowohl in der Gesamtbevölkerung als auch bei den Alleinerziehenden über die drei Perioden, während sie in Deutschland ansteigt. Dieser Rückgang ist in der dritten Periode (2008-2014) am stärksten ausgeprägt. Zum anderen ist die Armutsquote für nichterwerbstätige Alleinerziehende im Vereinigten Königreich in den ersten beiden Perioden erheblich höher. Trotzdem sinkt sie in der dritten Periode deutlich auf 45% und liegt damit unter der Armutsquote für nichterwerbstätige Alleinerziehende in der dritten Periode in Deutschland (55%).

Für erwerbstätige alleinerziehende Mütter im Vereinigten Königreich bleibt die Armutsquote in der *Periode der arbeitsmarkt- und familienpolitischen Reformen* (1997-2007) recht unverändert auf 26%. Die Armutsquote von nichterwerbstätigen Alleinerziehenden sinkt dagegen von 84% auf 76%. Die Arbeitsmarktreformen haben sich also nicht in einem höheren Armutsrisiko für Alleinerziehende niedergeschlagen. In beiden Perioden sind nichterwerbstätige Alleinerziehende drei Mal so häufig von Armut betroffen wie erwerbstätige. Dieses Verhältnis in der Armutsquote von Nichterwerbstätigen zu Erwerbstätigen ist in der Gesamtbevölkerung viel stärker ausgeprägt, sinkt aber in der zweiten Periode von einem 6-fachen Armutsrisiko für nichterwerbstätige Personen auf ein 4,5-faches Armutsrisiko. In der Periode der *verstärkten Erwerbsobliegenheit* (2008-2014) sinkt die Armuts rate von erwerbstätigen Alleinerziehenden auf 13% und ist damit ‚nur‘ noch 1,6-fach so hoch wie die Armutsquote aller erwerbstätiger Personen. Auch die Armutsquote von nichterwerbstätigen Alleinerziehenden geht in dieser Periode weiter zurück auf 45%, wobei die Armutsquote für die nichterwerbstätige Gesamtbevölkerung stärker sinkt. Dies ist insofern unerwartet, dass im Zuge des Regierungswechsels 2010 Einschnitte im Wohlfahrtsstaat stattgefunden haben.

Abbildung 8.13: Armutsquote Alleinerziehender ein Jahr vor dem Übergang, VK



Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt), gewichtet mit Episodengewicht. Eigene Berechnungen.

Anmerkung: Basis für Berechnung der Armutsquote: Monatseinkommen.

In diesem knapp gehaltenen Ländervergleich kann nicht wie in Abschnitt 8.1.2 die zeitliche Entwicklung von allen relevanten Merkmalen alleinerziehender Mütter dargelegt werden. Dennoch soll an dieser Stelle kurz auf die zeitliche Entwicklung der Armutsquote alleinerziehender Mütter ca. *ein Jahr vor dem Alleinerziehen* als Approximation der Selektivität des Alleinerziehens eingegangen werden (Abbildung 8.13). Insgesamt kann festgestellt werden, dass die Armutsquote zukünftiger alleinerziehender Mütter im Vereinigten Königreich ein Jahr vor dem Übergang über die drei institutionellen Perioden hinweg sinkt. Jedoch bestehen Unterschiede je nach Weg ins Alleinerziehen: Während zukünftige *Alleinerziehende aus einer Ehe* über die drei Perioden immer seltener bereits ein Jahr vor dem Übergang ins Alleinerziehen von Armut betroffen sind, sinkt diese Armutsquote bei zukünftigen *Alleinerziehenden aus einer NEL* erst in der Periode der verstärkten Erwerbsobliegenheit. Für die ersten beiden Perioden weist diese Gruppe ähnlich wie in Deutschland die höchste Armutsquote vor dem Alleinerziehen auf. Zwar steigt auch in Deutschland diese Armutsquote vor dem Alleinerziehen beiden zukünftigen *Alleinerziehenden qua Kindesgeburt* in der dritten Periode sichtlich an, im Vereinigten Königreich übersteigt es in der dritten Periode jedoch deutlich das der zukünftigen Alleinerziehenden aus einer NEL.

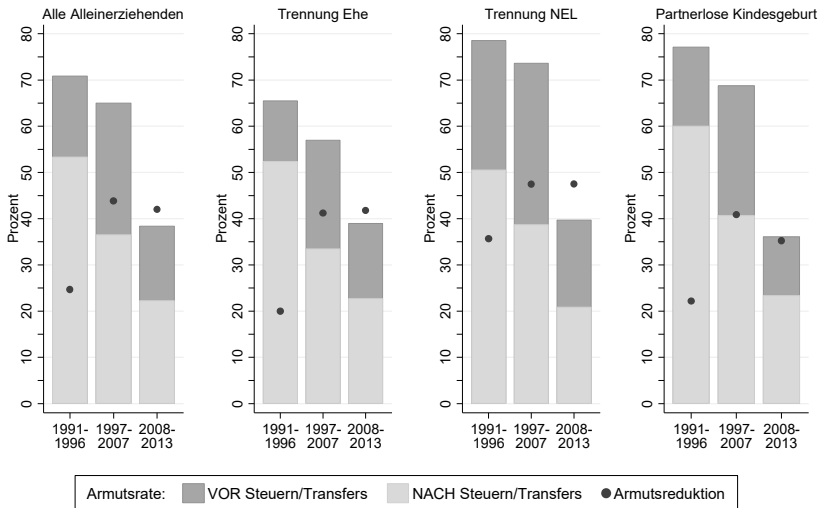
Die beiden Reformperioden gehen also mit einem deutlichen Rückgang in der Armutsquote für Alleinerziehende Mütter insgesamt einher, wobei dies in Deutschland am stärksten auf Alleinerziehende aus einer Ehe zutrifft. Auch die Armutsquote ein Jahr vor dem Übergang ins Alleinerziehen nimmt insgesamt im Zuge der beiden Reformperioden ab, wobei in der Periode der verstärkten Erwerbsobliegenheit (2008-2014) heterogene Entwicklungen zu beobachten sind. Dieser Befund könnte ein Hinweis für insgesamt abnehmende Selektionsprozesse ins Alleinerziehen im Vereinigten Königreich sein, wobei die Alleinerziehenden qua Kindesgeburt wie in Deutschland davon auszunehmen sind.

8.3.2 *Entwicklung der wohlfahrtsstaatlichen Armutsreduktion*

Inwiefern dieser Rückgang in der Armutsquote mit der Entwicklung des institutionellen Kontexts alleinerziehender Mütter im vereinigten Königreich zusammenhängt, kann deskriptiv anhand der Gegenüberstellung des hypothetischen Armutsrisikos basierend auf dem Markteinkommen (*vor* Steuern und Sozialleistungen) und dem tatsächlich verfügbaren Einkommen (*nach* Steuern und Sozialleistungen) untersucht werden. Abbildung 8.14 stellt für alle Alleinerziehenden sowie je nach Weg ins Alleinerziehen das Armutsrisiko sowohl auf Markteinkommen basierend (dunkelgrau) als auch auf dem tatsächlich verfügbaren Einkommen basierend (hellgrau) dar. Die prozentuale Veränderung im Armutsrisiko durch wohlfahrtsstaatliches Wirken ist in Form von schwarzen Kreisen abgebildet.

Im Vergleich zu Deutschland können hier zwei wesentliche Unterschiede hervorgehoben werden: Zum einen liegt das hypothetische ‚marktbasierte‘ Armutsrisiko für Alleinerziehende im Vereinigten Königreich in den ersten beiden Perioden über dem von Deutschland, sinkt aber über die drei institutionellen Perioden deutlich ab (von 70% auf 65% und 39%). Dies kann insbesondere für die dritte Periode konstatiert werden, sodass hier das marktbasierte Armutsrisiko von Alleinerziehenden in Deutschland sogar höher (56%) ausfällt als im Vereinigten Königreich (39%). Diese Entwicklung steht in direktem Zusammenhang mit der verstärkten Erwerbsobliegenheit für Alleinerziehende ab 2008. Im Gegensatz dazu steigt das marktbasierte Armutsrisiko für Alleinerziehende in

Abbildung 8.14: Armutsquote von Alleinerziehenden vor und nach Steuern/Transfers, VK



Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt), gewichtet mit Episodengewicht. Eigene Berechnungen.

Anmerkung: Basis für Berechnung der Armutsquote: Jahreseinkommen.

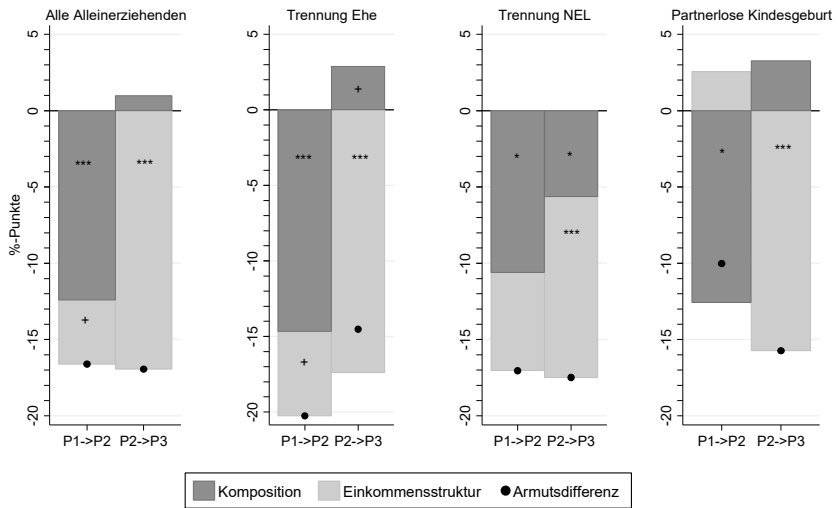
Deutschland insgesamt über die Perioden hinweg an und sinkt lediglich für Alleinerziehende aus einer Ehe in der dritten Periode. Zum anderen steigt die prozentuale Armutsreduktion durch Steuern und Sozialleistungen im Vereinigten Königreich über die drei institutionellen Perioden hinweg an, was ab der zweiten Periode zu einer höheren wohlfahrtsstaatlichen Armutsreduktion für Alleinerziehende als in Deutschland führt. Während in Deutschland in den ersten beiden Perioden Alleinerziehenden qua Kindesgeburt die höchste Armutsreduktion zuteilwird, fällt diese in der dritten Periode bei den Alleinerziehenden aus einer Ehe am höchsten aus. Im Vereinigten Königreich hingegen wird das Armutsrisiko von Alleinerziehenden aus einer NEL am meisten durch wohlfahrtsstaatliche Leistungen reduziert – in der zweiten und dritten Periode um fast 50%. Die hier gefundenen Unterschiede zwischen den beiden Ländern in der Armutsreduktion in der dritten Periode sind im Einklang mit Ergebnissen des breiten Ländervergleichs von Horemans und Marx (2018), die auf der Basis des EU-SILC 2014 auch das Armutsrisiko von Alleinerziehenden vor und nach wohlfahrtsstaatlichem Wirken gegenüberstellen.

8.3.3 Dekomposition der Armut von alleinerziehenden Müttern

Es gibt also deskriptive Hinweise sowohl für positive Verschiebungen in der Komposition alleinerziehender Mütter als auch im institutionellen Kontext als Ursache für den Rückgang in der Armutsquote alleinerziehender Mütter im Vereinigten Königreich. Die folgenden analog zu Abschnitt 8.2.1 durchgeführten Kitagawa-Dekompositionen sollen diese Befunde nun näher beleuchten. Die Ergebnisse der Dekompositionsanalysen sind in Abbildung 8.15 dargestellt. Grundsätzlich kann festgestellt werden, dass nicht nur die zeitliche Entwicklung der Armutsquote für die drei Wege ins Alleinerziehen homogener verläuft als in Deutschland, sondern auch die jeweiligen Ursachen ähnlicher sind: Für Alleinerziehende insgesamt ist der Rückgang in der Armutsquote von der ersten zur *Periode der Arbeitsmarktreformen* (1997-2007) um knapp 17%-Punkte hauptsächlich auf armutsverringerende Kompositionseffekte (-12%-Punkte) zurückzuführen, was die theoretische Annahme von *Hypothese V8.1b* bestätigt. Entgegen der theoretischen Erwartung (*Hypothese V8.1c*) sind jedoch im Zuge der Arbeitsmarktreformen keine armutsverstärkenden Einkommensstruktureffekte zu beobachten. Lediglich bei Alleinerziehenden qua Kindesgeburt sind armutsverstärkende Einkommensstruktureffekte bei Nichterwerbstätigkeit feststellbar, die allerdings statistisch nicht signifikant sind. Stattdessen senken Einkommensstruktureffekte die Armutsquote insgesamt um 5%-Punkte, wobei dieser Effekt primär von Alleinerziehenden aus einer Ehe getrieben wird.

In der *Periode der verstärkten Erwerbsobliegenheit* (2008-2014) kann der weitere Rückgang in der Armutsquote alleinerziehender Mütter vollkommen auf armutssenkende Einkommensstruktureffekte zurückgeführt werden (-17%-Punkte), während keine substanziellen Kompositionseffekte vorliegen. Diese Ergebnisse widersprechen deutlich den theoretischen Erwartungen, wie sie in *Hypothese V8.2b* und *V8.2c* formuliert wurden: Aufgrund der verstärkten Erwerbsobliegenheit ab 2008 wurde eine weitere Zunahme in der Erwerbstätigkeit vermutet, was sich in armutssenkenden Kompositionseffekten niederschlagen sollte. Diese Annahme kann jedoch nur für Alleinziehenden aus einer NEL empirisch bestätigt werden (statistisch signifikant auf dem 5%-Niveau). Genauso finden die aufgrund der wohlfahrtsstaatlichen Einschnitte erwarteten armutsverstärkenden Einkommensstruktureffekte in dieser Periode keine empirische Bestätigung. Für alle Alleinerziehenden liegen erhebliche und statistisch signifikante armutssenkende Einkommensstruktureffekte. Eine potenzielle Erklärung hierfür ist, dass der armutsverstärkende Einkommensstruktureffekt des Zusammenlebens mit vielen bzw. jungen Kindern auch in dieser Periode weiter sinkt.

Abbildung 8.15: Kitagawa-Dekomposition der Armutsquote von Alleinerziehenden, VK



Signifikanzniveau: ***: $p < 0,001$; **: $p < 0,01$; *: $p < 0,05$; +: $p < 0,1$. P1=1991-1996, P2=1997-2007, P3=2008-20014.

Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt), gewichtet mit Episodengewicht, geclusterte Standardfehler. Eigene Berechnungen.

Anmerkung: Basis für Berechnung der Armutsquote: Monatseinkommen.

Fazit

Insgesamt lässt sich für den Ländervergleich Folgendes festhalten: Entgegen der theoretischen Erwartungen ist die Armutsquote alleinerziehender Mütter im Vereinigten Königreich sowohl in der Periode der Arbeitsmarktreformen als auch in der Periode der verstärkten Erwerbsobliegenheiten deutlich zurückgegangen. Damit liegt die Armutsquote alleinerziehender Mütter in der dritten Periode auf dem gleichen Niveau wie in Deutschland. Dieser Rückgang in der Armutsquote kann sowohl auf armutsenkende Kompositionseffekte in der zweiten Periode wie Einkommensstruktureffekte in der zweiten und dritten Periode zurückgeführt werden. Inwiefern diese Entwicklung auf eine Veränderung der relativen Position von Alleinerziehenden in der Einkommensverteilung zurückzuführen ist, kann im Rahmen dieser Arbeit nicht untersucht werden.

8.4 Zusammenfassung der Ergebnisse

Ziel dieses Kapitels war es, das Zusammenspiel von sozialer Komposition der Alleinerziehenden und dem institutionellen Kontext in seiner Bedeutung für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter über drei institutionelle Perioden hinweg zu untersuchen. Dabei stand zum einen die Bestimmung sowie Abgrenzung von Kompositions- und Einkommensstruktureffekten im Vordergrund, zum anderen aber auch der Einfluss der sozialen Komposition auf die wohlfahrtsstaatliche Armutsreduktion. Die in Kapitel 5 formulierten Hypothesen sowie die Ergebnisse der entsprechenden Analysen sind in Tabelle 8.3 zusammengefasst.

Die Armutsquote alleinerziehender Mütter in *Deutschland* hat sich in Einklang mit den theoretischen Erwartungen in der Periode der Arbeitsmarktreformen (1998-2006) zunächst von 36% auf 42% erhöht und ist dann in der Periode des Ausbaus der Familien- und Vereinbarkeitspolitik (2007-2016) wieder auf 37% zurückgegangen. Dabei steigt das Armutsrisiko in der *Periode der Arbeitsmarktreformen* nicht nur bei nichterwerbstätigen, sondern auch bei erwerbstätigen Alleinerziehenden. Dies schlägt sich auch in einem höheren Armutsrisiko basierend auf dem hypothetischen Markteinkommen nieder. An dieser Stelle verfehlt die Aktivierungspolitik zumindest für die Jahre dieser Periode das Ziel, geringentlohnte Erwerbstätigkeit in einem Maße zu subventionieren, dass ein Armutsrisiko vermieden wird. Doch auch das Ziel einer verstärkten Arbeitsmarktintegration wird in dieser Periode nicht erfüllt: Die Erwerbsquote sinkt im Vergleich zu den 1980er und 1990er Jahren vor allem in der Vollzeitbeschäftigung und wächst im Wesentlichen bei Stellen mit geringem Stundenumfang. Diese Entwicklung schlägt sich in armutsverstärkenden Kompositionseffekten nieder, die den Ergebnissen der Kitagawa-Dekomposition zufolge maßgeblich den Anstieg der Armutsquote alleinerziehender Mütter in dieser Periode erklären.

Der für alleinerziehende Mütter insgesamt in Deutschland zu konstatierende Rückgang der Armutsquote in der *Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik* wird dagegen gleichermaßen von armutssenkenden Verschiebungen in der Komposition der Alleinerziehenden und günstigen Veränderungen im institutionellen Kontext verursacht. Dieses Ergebnis ist jedoch statistisch nicht signifikant. Das kann auch mit der heterogenen Entwicklung für alleinerziehende Mütter je nach Weg ins Alleinerziehen zusammenhängen: Denn tatsächlich kann ein substanzieller Rückgang im Armutsrisiko lediglich für Alleinerziehende aus einer Ehe beobachtet werden, der wie im Aggregat auf statistisch signifikante armutssenkende Kompositions- und Einkommensstruktureffekte zurückgeführt werden kann. Dabei spielen die Aufnahme bzw. die Ausdehnung einer Erwerbsarbeit eine zentrale Rolle, wofür durch den Ausbau von Kinderbetreuungsinfrastruktur starke politische Anreize gesetzt

wurden. Die hohe Vollzeitwerbsquote dieser Alleinerziehenden in der ersten Periode (37%) wird jedoch auch in der dritten Periode nicht wieder erreicht (25%). Bei Alleinerziehenden aus einer NEL dagegen heben sich armutsverstärkende Verschiebungen in der Haushaltskonstellation und armutssenkende Einkommensstruktureffekte fast gegenseitig auf und führen zu einem geringen Rückgang in der Armutsquote von 2%-Punkten. Im Kontrast dazu steigt die Armutsquote für Alleinerziehende qua Kindesgeburt in dieser Periode erheblich an – sogar stärker als in der Periode der Arbeitsmarktreformen. Dieser Anstieg kann im Wesentlichen aufgrund vermehrt auftretender Inaktivität und Arbeitslosigkeit dieser Alleinerziehenden im Vergleich zu den vorherigen Perioden zurückgeführt werden. Zusätzlich sinkt nur für diese Gruppe Alleinerziehender die wohlfahrtsstaatliche Armutsreduktion. Dies könnte damit zusammenhängen, dass diese Alleinerziehenden geburtenbedingt in großer finanzieller Abhängigkeit von Elterngeld und sonstigen Familienleistungen stehen, die bei gleichzeitigem Bezug von Grundsicherungsleistungen oder Wohngeld komplett angerechnet werden. Insofern kann die vom Verband für alleinerziehende Mütter und Väter (2018) konstatierte ‚verpuffende‘ Wirkung familienpolitischer Leistungen zumindest für Alleinerziehende qua Kindesgeburt im Rahmen der vorliegenden Arbeit bestätigt werden.

Die Befunde des Ländervergleichs mit dem *Vereinigten Königreich* wiederum verdeutlichen, wie sich das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter trotz qualitativ ähnlicher Reformen des Arbeitsmarktes sehr unterschiedlich entwickeln konnte. Zum einen wurden die bisher überwiegend inaktiven alleinerziehenden Mütter im Zuge der Arbeitsmarktreformen (1997-2007) und der parallel vorangetriebenen Familien- und Vereinbarkeitspolitik größtenteils erfolgreich in den Arbeitsmarkt integriert. Zum anderen werden niedrige Löhne verstärkt mit ‚in-work benefits‘ subventioniert, was sich auch in dem massiven Rückgang der Armutsquote bei Erwerbstätigkeit von 26% auf 13% in der dritten Periode (2008-2014) widerspiegelt. Dementsprechend ist die wohlfahrtsstaatliche Armutsreduktion im Vereinigten Königreich für alleinerziehende Mütter über die Perioden angestiegen, und zwar in einem stärkeren Ausmaß als in Deutschland. Anscheinend sind alleinerziehende Mütter im Vereinigten Königreich bis 2014 wenig von den sozialstaatlichen Einschnitten der konservativen Regierung ab 2010 betroffen.

Die bisherigen Analysen haben sich auf die Erklärung der zeitlichen Entwicklung des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter in Deutschland und dem Vereinigten Königreich konzentriert. Wie bereits in Kapitel 7 gezeigt werden konnte, ist für ein tieferes Verständnis der Ursachen für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter auch die Berücksichtigung des selektiven Übergangs ins Alleinerziehen maßgeblich. Deshalb wird das folgende und letzte empirische Kapitel 9 den Einfluss des institutionellen Kontexts auf den Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter näher beleuchten.

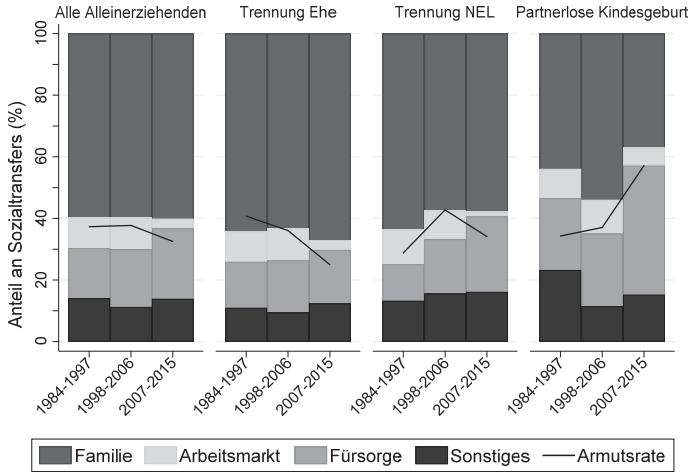
Tabelle 8.3: Zusammenfassung der Hypothesen und Ergebnisse

	Hypothese	Ergebnis
H8.1:	<i>Das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter ist in der zweiten institutionellen Periode höher als in der ersten Periode.</i>	Bestätigt.
H8.2a:	<i>Dieser Anstieg ist sowohl auf überwiegend armutsverstärkende Kompositions- wie Einkommensstruktureffekte zurückzuführen.</i>	Bestätigt.
H8.2b:	<i>Die armutsverstärkenden Kompositionseffekte sind größer als die armutsverstärkenden Einkommensstruktureffekte.</i>	Bestätigt.
H8.3:	<i>Das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter ist in der dritten institutionellen Periode niedriger als in der zweiten Periode.</i>	Bestätigt.
H8.4a:	<i>Dieser Rückgang ist sowohl auf überwiegend armutssenkende Kompositions- wie Einkommensstruktureffekte zurückzuführen.</i>	Bestätigt.
H8.4b:	<i>Die armutssenkenden Einkommensstruktureffekte sind größer als die armutssenkenden Kompositionseffekte.</i>	Widerlegt.
H8.5:	<i>Der Vorteil der Alleinerziehenden aus einer Ehe sollte über die Perioden abnehmen und zu einer Konvergenz im Armutsrisiko führen.</i>	Widerlegt.
V8.1a:	<i>Das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter sinkt in der der Periode der Arbeitsmarktreforemen (zweite Periode).</i>	Bestätigt.
V8.1b:	<i>Dieser Rückgang in der zweiten Periode kann durch armutssenkende Kompositionseffekte erklärt werden.</i>	Bestätigt.
V8.1c:	<i>Dieser Rückgang im Armutsrisiko besteht trotz armutsverstärkender Einkommensstruktureffekte von Nichterwerbstätigkeit.</i>	Widerlegt.
V8.2a:	<i>Das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter bleibt in der Periode der verstärkten Erwerbsobliegenheit (dritte Periode) konstant.</i>	Widerlegt.
V8.2b:	<i>In der Periode der verstärkten Erwerbsobliegenheit (dritte Periode) liegen armutssenkende Kompositionseffekte vor.</i>	Insgesamt widerlegt, bestätigt für AE aus NEL.
V8.2c:	<i>Gleichzeitig steigen in dieser Periode armutsverstärkende Einkommensstruktureffekte.</i>	Widerlegt.

Quelle: Eigene Tabelle.

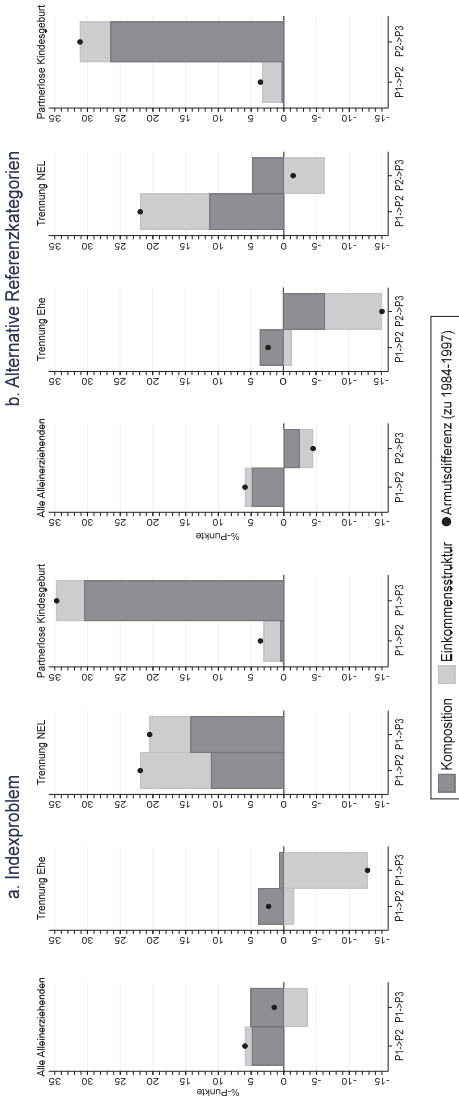
8.5 Anhang

Abbildung A8.1: Alternative Darstellung der Abb.8.10, Zuordnung des ALGII zur sozialen Fürsorge



Daten SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt), gewichtet mit Episodengewicht. Eigene Berechnungen. Anmerkung: Basis für Berechnung der Armutsquote: Jahreseinkommen.

Abbildung A8.2: Kitagawa-Dekomposition, Sensitivitätsanalysen



Signifikanzniveau: ***: $p < 0,001$; **: $p < 0,01$; *: $p < 0,05$; .: $p < 0,1$. P1=1984-1997, P2=1998-2006, P3=2007-2016.

Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt), gewichtet mit Episodengewicht, geclusterte Standardfehler. Eigene Berechnungen.
 Anmerkung: Basis für Berechnung der Armutsquote: Jahresinkommen.

9 Der Einfluss des institutionellen Kontexts auf den armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens

Das vorherige empirische Kapitel hat bereits einige interessante Erkenntnisse zum Zusammenspiel von sozialer Komposition und institutionellem Kontext in seiner Bedeutung für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter geliefert. In diesem letzten empirischen Kapitel werden nun abschließend die genauen Wirkmechanismen des institutionellen Kontexts für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter in den Fokus der Analysen gerückt. Das Ziel dieses Kapitels ist es, die folgenden Forschungsfragen zu beantworten: Hat sich der Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter im Zuge der beiden Reformphasen (1998-2006 und 2007-2016) in Deutschland substantiell verändert? Gibt es heterogene Einflüsse des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter je nach Erwerbsstatus bzw. Haushaltskonstellation und verändern sich diese über die Perioden?

Zur Beantwortung dieser Forschungsfragen wurde im Unterkapitel 5.2 ein theoriegeleitetes Mehrebenenmodell entwickelt, in dem der Einfluss des institutionellen Kontexts auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter als ebenenübergreifende Moderationseffekte modelliert wurden (vgl. Abbildung 9.1). Der Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter wird also von der institutionellen Konfiguration zu einem bestimmten Zeitpunkt moderiert. Substantielle Veränderungen in der institutionellen Konfiguration sollten sich also auch in einem veränderten Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter widerspiegeln. Wie in Abbildung 9.1 dargestellt ist, kann der institutionelle Kontext an unterschiedlichen Stellen den intraindividuellen Verlauf beeinflussen: Zum einen beeinflussen wohlfahrtsstaatliche Transfers und Regelungen den *direkten* Einfluss des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter (Abbildung 9.1, Pfeil WS1), also die Folgen der auslösenden Ereignisse Familientrennung und Kindesgeburt außerhalb einer Partnerschaft. Zum anderen wird der *indirekte* Einfluss des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko – vermittelt über den Erwerbsstatus einerseits und die Haushaltskonstellation andererseits – durch die institutionelle Konfiguration des Wohlfahrtsstaats und des Arbeitsmarkts geprägt (Abbildung 9.1, Pfeil WS2 und AM). Diese ersten theoretischen Überlegungen beziehen sich vorrangig auf die Jahre rund um den Übergang ins Alleinerziehen.

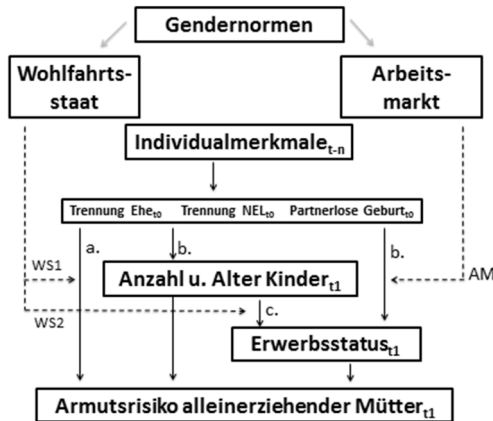
In einem zweiten Schritt soll deshalb untersucht werden, ob sich im Zuge der Perioden der Arbeitsmarkt- und Vereinbarkeitsreformen der Effekt des Alleinerziehens für bestimmte Merkmalsausprägungen (Erwerbsstatus, Anzahl bzw. Alter der Kinder) substantiell verändert hat. Hier geht es also nicht um den indirekten Einfluss des Alleinerziehens, der sich in einer Veränderung im

Erwerbsstatus oder der Kinderanzahl widerspiegelt. Vielmehr soll im Vordergrund dieser Analysen stehen, inwiefern es heterogene Effekte des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter bei einer Merkmalsausprägung im Vergleich zu einer anderen (z.B. erwerbstätig im Vergleich zu arbeitslos) gibt und ob sich diese heterogenen Einflüsse über die Perioden verändern.

Für diesen Analyseschritt wird ähnlich wie in Kapitel 7 wieder eine stärker kausalanalytische Perspektive eingenommen. Es werden die intraindividuellen Armutsverläufe alleinerziehender Mütter untersucht, wobei die ebenenübergreifenden Moderationseffekte des institutionellen Kontexts empirisch in Form von Periodeneffekten modelliert werden. Wie in Kapitel 6.1.2 erläutert, werden für diese Analysen lineare Hybrid-Modelle mit robusten Standardfehlern verwendet, die simultan die intra- sowie die interindividuellen Varianzkomponenten (‘within‘ und ‘between‘) schätzen. Wie in Kapitel 8 werden diese Analysen mit Analysesample 2 (unbalanciertes Panel) durchgeführt. Anhand des gewählten Regressionsverfahrens kann im Gegensatz zu Kapitel 8 auch für allgemeine Veränderungen im Armutstrend zum Beispiel aufgrund von Schwankungen in der wirtschaftlichen Konjunktur und damit zusammenhängend in der allgemeinen Arbeitslosigkeit kontrolliert werden. Dies wird in Panelregressionen mittels Einbezug von adäquaten Kontrollfällen gewährleistet (Brüderl 2010). Wie in Kapitel 6.4.2 erläutert, wurden hierfür analog zu Kapitel 7 drei Kontrollgruppen gebildet: verheiratete Mütter ohne Trennung, kohabitierende Mütter ohne Trennung sowie kinderlose Singlefrauen ohne Kindesgeburt.

Die empirischen Analysen sind folgendermaßen aufgebaut: In einem *ersten Analyseschritt* wird untersucht, inwiefern sich der Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter im Zuge der beiden Reformperioden verändert hat (Kapitel 9.1). Diese Analysen werden sowohl für Alleinerziehende insgesamt als auch differenziert nach Weg ins Alleinerziehen durchgeführt. Für eine genauere Analyse der Wirkmechanismen wird der gesamte Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko in den direkten und indirekten Effekt zerlegt. Aufgrund der recht geringen Fallzahlen sind diese Analysen von explorativem Charakter und dienen eher einer ersten statistischen Annäherung. Darauf aufbauend wird dann in einem *zweiten Analyseschritt* Kapitel 9.2 näher beleuchtet, inwiefern heterogene Effekte des Alleinerziehens je nach Erwerbsstatus und Haushaltskonstellation bestehen und ob sich diese im Zuge der beiden Reformperioden verändern. Wie in den beiden empirischen Kapiteln davor werden im Anschluss an diese Analysen für Deutschland ebenfalls zentrale Befunde des Ländervergleichs mit dem Vereinigten Königreich präsentiert (Kapitel 9.3). In Kapitel 9.4 werden die Ergebnisse des Kapitels noch einmal resümiert, dort sind ebenfalls die Hypothesen und Ergebnisse in einer Tabelle zusammengefasst (vgl. Tabelle 9.3).

Abbildung 9.1: Grafische Darstellung der theoretischen Überlegungen aus Kapitel 5.2



Quelle: Eigene Abbildung, identisch zu Abbildung 5.2.

9.1 Der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens in drei Perioden in Deutschland

Dieses Unterkapitel dient der empirischen Überprüfung der theoretischen Erwartungen zu den Wirkmechanismen des institutionellen Einflusses auf den armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter. Theoretisch wird dabei angenommen, dass der *direkte* Effekt des Alleinerziehens im Zuge der beiden Reformperioden zurückgeht (Hypothese H9.1a) und dass dieser Rückgang im armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens bei Alleinerziehenden qua Kindesgeburt am deutlichsten ausgeprägt ist (Hypothese H9.1b). Dies kann zum einen mit einer sukzessiven Erhöhung des Kindergelds ab 1998 begründet werden. Zum anderen stellt die Einführung des einkommensbezogenen Elterngelds für viele Mütter eine finanzielle Verbesserung für das erste Jahr nach der Geburt des Kindes dar. Deshalb sollte insbesondere der direkte Effekt des Alleinerziehens für Alleinerziehende qua Kindesgeburt im Zuge der Reformperioden abnehmen.

Weiterhin wird davon ausgegangen, dass auch der *indirekte* Effekt des Alleinerziehens, vermittelt über den Erwerbsstatus und die Haushaltskonstellation, über die Perioden zurückgeht, wobei dieser Rückgang in der Periode der Vereinbarkeitspolitik stärker sein sollte als in der Periode der Arbeitsmarktreformen (Hypothese H9.2). Dies ist damit zu begründen, dass die Arbeitsmarktreformen zwar den generellen Zugang zu Erwerbsarbeit erleichtern,

alleinerziehende Mütter aufgrund mangelnder Kinderbetreuungsangebote davon jedoch nur eingeschränkt profitieren. Der verstärkte Ausbau der Familien- und Vereinbarkeitspolitik ab 2007 sollte viele alleinerziehende Mütter darin unterstützen, eine Erwerbsarbeit aufzunehmen oder eine bestehende auszudehnen.

In Tabelle 9.1 ist der Effekt des Alleinerziehens auf die intraindividuelle Veränderung der Armutswahrscheinlichkeit für Alleinerziehende insgesamt sowie getrennt nach Weg ins Alleinerziehen in den drei institutionellen Perioden dargestellt. Um für die in Kapitel 8 aufgezeigten Kompositionseffekte über die drei Perioden statistisch zu kontrollieren, werden die Merkmale der sozialen Komposition über die Perioden konstant gehalten⁶⁸. Für jede Gruppe von Alleinerziehenden und institutionelle Periode werden vier schrittweise aufeinander aufbauende Modelle gezeigt, um eine Aussage über die Entwicklung des gesamten und direkten Effekts des Alleinerziehens nach der Kontrolle von Erwerbsstatus, Haushaltskonstellation⁶⁹ sowie Kontrollvariablen treffen zu können. Dementsprechend enthält das erste Modell („gesamter Effekt“) lediglich den FE-Schätzer des Alleinerziehens, um den gesamten Effekt des Alleinerziehens auf die Veränderung in der Armutswahrscheinlichkeit alleinerziehender Mütter zu schätzen. Im zweiten („Erwerbsstatus“) und dritten („Haushaltskonstellation“) Modell wird dann sukzessive für Erwerbsstatus sowie Haushaltskonstellation kontrolliert, um den direkten Effekt des Alleinerziehens zu identifizieren. Das finale Modell („KV“) berücksichtigt darüber hinaus noch zentrale Kontrollvariablen: das formale Bildungsniveau, Wohneigentum, wohnhaft in Ostdeutschland, Migrationshintergrund sowie Lebenszufriedenheit.

9.1.1 Der gesamte armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens

Grundsätzlich nimmt der Anstieg im Armutsrisiko durch den Übergang ins Alleinerziehen über die institutionellen Perioden hinweg kontinuierlich ab: Während sich das Armutsrisiko in der ersten Periode (1984-1997) durch den Übergang ins Alleinerziehen durchschnittlich um 25%-Punkte erhöht hat, sinkt dieser Anstieg in der Periode der Arbeitsmarktreformen auf 13%-Punkte und in der Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik weiter auf 9%-Punkte. In der ersten und zweiten institutionellen Periode ist der Effekt des Alleinerziehens statistisch hoch signifikant (0,1%-Niveau), in der dritten Periode jedoch

68 Die Details dieses Matchings sind in Kapitel 6.1.2 näher erläutert. Eine Übersicht des Matching-Verfahrens kann in Tabelle A9.1-4 im Anhang eingesehen werden.

69 Bei Alleinerziehenden aus einer Ehe und einer NEL handelt sich dabei um Anzahl und Alter der Kinder. Bei Alleinerziehenden qua Kindesgeburt wird dagegen die Anzahl Erwachsener im Haushalt berücksichtigt.

nur noch auf dem 10%-Niveau. Dabei sind die Effekte des Alleinerziehens in der zweiten und dritten Periode statistisch signifikant verschieden von dem in der ersten (0,5%-Niveau), während sich dieser Effekt von der zweiten zur dritten Periode nicht signifikant verändert. Diese Befunde können als ein erster Hinweis dafür gewertet werden, dass die beiden Reformphasen zu einem Rückgang im armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens geführt haben, wobei die Periode der Arbeitsmarktreformen bedeutsamer zu sein scheint.

Dieses Ergebnis ist insofern überraschend, dass die in Kapitel 8 untersuchte Armutsquote alleinerziehender Mütter in der zweiten Periode im Vergleich zur ersten gestiegen ist. Dies scheint jedoch auf eine gestiegene Selektivität des Übergangs ins Alleinerziehen zurückzuführen sein, was sich auch deskriptiv in einer steigenden Armutsquote zukünftiger alleinerziehender Mütter ca. ein Jahr vor dem Alleinerziehen gezeigt hat (vgl. Abbildung 8.3. in Kapitel 8). Dieser Befund bestätigt die in Kapitel 5 begründete Differenzierung der Untersuchung des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter an sich und des spezifischen Einflusses des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter.

Weiterhin sind in Tabelle 9.1 im Modell ‚Gesamter Effekt‘ die analogen gesamten Effekte des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter differenziert nach Weg ins Alleinerziehen dargestellt. Grundsätzlich weisen Alleinerziehende aus einer Ehe und einer NEL (nichteheliche Lebensgemeinschaft) bezüglich des gesamten Effekts des Alleinerziehens die gleiche Entwicklung auf: Der Anstieg in der Armutswahrscheinlichkeit durch das Alleinerziehen sinkt über die drei institutionellen Perioden hinweg. Dabei liegt der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens für Alleinerziehende aus einer Ehe jedoch auf einem deutlich höheren Niveau (30%-Punkte) als für Alleinerziehende aus einer NEL (18%-Punkte). Für *Alleinerziehende aus einer Ehe* geht dieser Anstieg in der Armutswahrscheinlichkeit aufgrund des Alleinerziehens dann in der zweiten Periode auf 15%-Punkte und in der dritten Periode auf 13%-Punkte zurück. Damit hat sich der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens für diese Alleinerziehenden von der ersten Periode zur dritten halbiert. Der hauptsächliche Rückgang im Anstieg des Armutsrisikos durch Alleinerziehen findet im Zuge der Arbeitsmarktreformen statt (-15%-Punkte) und ist auf dem 5%-Niveau statistisch signifikant, während der Rückgang um weitere 2%-Punkte zwischen zweiter und dritter Periode nicht statistisch signifikant ist.

Für *Alleinerziehende aus einer NEL* fällt der Rückgang im armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens über die institutionellen Perioden sogar noch größer aus als für Alleinerziehende aus einer Ehe: In der ersten Periode steigt ihre Armutswahrscheinlichkeit durch das Alleinerziehen noch um 18%-Punkte an, in der zweiten Periode lediglich um 4%-Punkte und in der dritten um 1%-Punkt. Keiner dieser drei Effekte ist statistisch signifikant. Der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens sinkt massiv sowohl im Zuge der

Arbeitsmarktreformen (73%) als auch im Zuge der Expansion der Familien- und Vereinbarkeitspolitik (75%). Dabei besteht auch hier ein statistisch signifikanter Periodeneffekt der zweiten Periode im Vergleich zur ersten, während der Einfluss des institutionellen Kontexts in der Periode der Vereinbarkeitspolitik statistisch nicht signifikant verschieden von dem der Periode der Arbeitsmarktreformen ist.

Für *Alleinerziehende qua Kindesgeburt* jedoch steigt dieser gesamte Effekt des Alleinerziehens nach einem Rückgang in der zweiten Periode von 24 auf 17%-Punkte in der dritten Periode wieder deutlich an auf 25%-Punkte. Damit ist der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens in der Periode der Familienpolitik für diese Alleinerziehenden mit Abstand am größten. Dieser Effekt in der dritten Periode ist jedoch statistisch nicht signifikant, genauso sind die Effekte des Alleinerziehens über die Perioden nicht statistisch signifikant verschieden. Dieser erhebliche Anstieg im Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko ist in Einklang mit der in Kapitel 8 konstatierten deutlich gestiegenen Armutsquote dieser Alleinerziehenden in der Periode der Vereinbarkeitspolitik (vgl. Abbildung 8.1).

Tabelle 9.1: Der arbeitsverstärkende Effekt des Alleinerziehens über drei Perioden, Deutschland

	1. Periode (1984-1997)		2. Periode (1998-2006)		3. Periode (2007-2016)	
	Gesamter Effekt	Erwerbsstatus	Gesamter Effekt	Erwerbsstatus	Gesamter Effekt	Erwerbsstatus
		Haushaltskonstellation		Haushaltskonstellation		Haushaltskonstellation
	KV	KV	KV	KV	KV	KV
Alle Alleinerziehenden	0,25***	0,26***	0,13***	0,12***	0,09*	0,09*
<i>Unterschied im Effekt über Perioden</i>			<i>Periode 2 im Vgl. zu Periode 1</i>	<i>Periode 2 im Vgl. zu Periode 1</i>	<i>Periode 3 im Vgl. zu Periode 1</i>	<i>Periode 3 im Vgl. zu Periode 1</i>
N(Personenjahre)	27.826	27.826	32.490	32.490	46.653	46.653
N(Personen)	4.553	4.553	6.432	6.432	10.144	10.144
Trennung Ehe	0,30***	0,31***	0,15**	0,15**	0,13**	0,14**
<i>Unterschied im Effekt über Perioden</i>			<i>Periode 2 im Vgl. zu Periode 1</i>	<i>Periode 2 im Vgl. zu Periode 1</i>	<i>Periode 3 im Vgl. zu Periode 1</i>	<i>Periode 3 im Vgl. zu Periode 1</i>
N(Personenjahre)	18.996	18.996	20.219	20.219	26.017	26.017
N(Personen)	2.884	2.884	3.756	3.756	5.142	5.142
Trennung NEL	0,18	0,27*	0,04	0,05	0,01	0,00
<i>Unterschied im Effekt über Perioden</i>			<i>Periode 2 im Vgl. zu Periode 1</i>	<i>Periode 2 im Vgl. zu Periode 1</i>	<i>Periode 3 im Vgl. zu Periode 1</i>	<i>Periode 3 im Vgl. zu Periode 1</i>
N(Personenjahre)	663	663	1.821	1.821	3.084	3.084
N(Personen)	179	179	468	468	761	761
Kindesgeburt o. Partnerschaft	0,24**	0,12	0,17*	0,13*	0,25	0,15
<i>Unterschied im Effekt über Perioden</i>			<i>Periode 2 im Vgl. zu Periode 1</i>	<i>Periode 2 im Vgl. zu Periode 1</i>	<i>Periode 3 im Vgl. zu Periode 1</i>	<i>Periode 3 im Vgl. zu Periode 1</i>
N(Personenjahre)	8.132	8.132	10.423	10.423	17.478	17.478
N(Personen)	1.715	1.715	2.393	2.393	4.479	4.479

Signifikanzniveau: ***: p<0,001; **: p<0,01; *: p<0,05; +: p<0,1.

Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt). Lineare Hybrid-Modelle, robuste Standardfehler.

a. Kontrollvariablen: Bildungsniveau, wohnhaft in Ostdeutschland, Migrationshintergrund, Wohneigentum und Lebenszufriedenheit. Eigene Berechnungen.

9.1.2 Direkte und indirekte armutsverstärkende Effekte des Alleinerziehens

Darüber hinaus kann anhand der schrittweise aufgebauten Modelle in Tabelle 9.1 die Entwicklung der direkten und indirekten Effekte des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter bestimmt werden: Insgesamt kann festgestellt werden, dass die *indirekten* Effekte des Alleinerziehens – wie in Kapitel 7 – mit -2%-Punkten in der ersten und dritten Periode sowie -1%-Punkt in der zweiten Periode sehr klein ausfallen (Modell ‚KV‘). Während bei *Alleinerziehenden aus einer Ehe* der Effekt des Alleinerziehens in allen drei institutionellen Perioden kaum über Erwerbsstatus und Haushaltskonstellation vermittelt zu sein scheint, spielt der indirekte Effekt des Alleinerziehens für *Alleinerziehende aus einer NEL* zumindest in der ersten Periode eine Rolle: Wird für das Erwerbsverhalten von Alleinerziehenden kontrolliert, erhöht sich der Effekt des Alleinerziehens von 18 auf 27%-Punkten. Dies bedeutet, dass der direkte armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens anhand einer Anpassung des Erwerbsverhaltens deutlich abgefedert wird. Werden zusätzliche Kontrollvariablen ins Modell aufgenommen, erhöht sich der Effekt des Alleinerziehens weiterhin.

Bei *Alleinerziehenden qua Kindesgeburt* fallen die indirekten Effekte des Alleinerziehens in allen drei Perioden am größten aus, wobei sie auch für diese Alleinerziehenden in der ersten Periode am stärksten ausgeprägt sind: Nach Berücksichtigung des Erwerbsverhaltens und der Haushaltskonstellation sinkt der Effekt des Alleinerziehens in der ersten Periode um mehr als 50% von 24%-Punkten auf 12%-Punkte (Modell ‚Erwerbsstatus‘) und 8%-Punkte (Modell ‚Haushaltskonstellation‘). In der zweiten Periode dagegen fallen die indirekten Effekte weitaus geringer aus (-4 und -8%-Punkte), in der dritten Periode scheinen sie jedoch wieder an Bedeutung zu gewinnen (-15%-Punkte). Diese Befunde weisen allerdings (aufgrund der geringen Fallzahlen) keine statistische Signifikanz auf und müssen deshalb als sehr vorläufig betrachtet werden. Dieser theoretisch unerwartete Anstieg im direkten Effekt des Alleinerziehens im Zuge der Reformperioden ab, obwohl insbesondere in der dritten Periode auch monetäre Leistungen für Familien weiter ausgebaut wurden und für die in Kapitel 8 identifizierten armutsverstärkenden Kompositionseffekte kontrolliert wird. Allerdings haben die Dekompositionsanalysen in Kapitel 8 bereits auf steigende armutsverstärkende Einkommensstruktureffekte für diese alleinerziehenden Mütter hingewiesen.

Es haben sich also für Alleinerziehende insgesamt hauptsächlich die direkten Effekte des Alleinerziehens im Zuge der Reformperioden verringert. Damit kann *Hypothese H9.1a*, wonach ein sinkender direkter Effekt des Alleinerziehens im Zuge der Reformperioden angenommen wurde, vorläufig als bestätigt betrachtet werden. Die direkten Effekte des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter sind lediglich bei Alleinerziehenden

aus einer NEL und einer Ehe in der Periode der Vereinbarkeitspolitik statistisch signifikant voneinander verschieden (vgl. Tabelle A9.5 im Anhang).

Der Unterschied in den indirekten Effekten des Alleinerziehens insgesamt über die Perioden ist zu klein, um von einem tatsächlichen Rückgang zu sprechen. Sichtbar ist dieser theoretisch erwartete Rückgang im indirekten Effekt des Alleinerziehens lediglich bei Alleinerziehenden qua Kindesgeburt, wobei er in der Periode der Arbeitsmarktreforment stärker abnimmt (um 47%) als in der Periode der Vereinbarkeitspolitik (um 40%). Deshalb muss *Hypothese H9.2* (vorerst) zurückgewiesen werden.

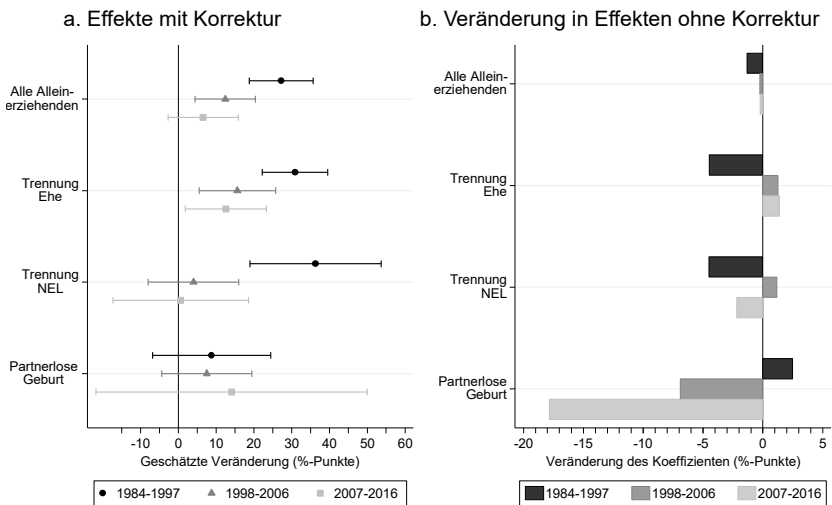
Im Rahmen einer Sensitivitätsanalyse wird das unerwartete Ergebnis eines Anstiegs des direkten Effekts für Alleinerziehende qua Kindesgeburt näher untersucht. Hierfür werden in Abbildung 9.2 die direkten Effekte des Alleinerziehens (Modelle ‚KV‘ aus den Tabellen 9.1) solchen Modellen gegenübergestellt, die nicht für sich verändernde Kompositionseffekte über die Perioden kontrollieren. In der rechten Teilgrafik von Abbildung 9.2 ist die Veränderung im jeweiligen Effekt dargestellt, wenn nicht für zeitlich veränderliche Kompositionseffekte kontrolliert würde. Bei Alleinerziehenden qua Kindesgeburt in der dritten Periode fällt diese Abweichung jedoch besonders stark aus (-17%-Punkte). Dies könnte ein Hinweis dafür sein, dass das Entropy Balancing aufgrund der geringen Fallzahlen für diese Alleinerziehenden unplausible Gewichte produziert hat. Der Anstieg im direkten armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens auf 25%-Punkten in der Periode der Vereinbarkeitspolitik ist also nicht vertrauenswürdig. Deshalb muss *Hypothese H9.1b*, die den stärksten Rückgang im direkten Effekt des Alleinerziehens für Alleinerziehende qua Kindesgeburt angenommen hat, verworfen werden.

9.2 Heterogenität im armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens in Deutschland

Während die bisherigen empirischen Befunde grundsätzlich das Vorliegen von moderierenden Effekten des institutionellen Kontexts für den Zusammenhang zwischen Alleinerziehen und Veränderung im Armutsrisiko bestätigt haben, werden in den zwei folgenden Abschnitten die genaueren Mechanismen dieser Periodeneffekte für die Effekte des Alleinerziehens untersucht. Die theoretische Überlegung hierzu ist, dass der Effekt des Alleinerziehens heterogen für verschiedene Ausprägungen der zentralen Individualmerkmale (Erwerbsstatus, Anzahl und Alter der Kinder) ist und sich diese Effektheterogenität aufgrund der politischen Reformen in der zweiten und dritten Periode verändert. Hierfür werden Interaktionen jeweils zwischen Alleinerziehen und diesen zentralen Individualmerkmalen getrennt nach institutioneller Periode modelliert und überprüft. Im Rahmen von Hybrid-Modellen können vier verschiede-

dene Interaktionskomponenten modelliert werden, die jeweils die intraindividuelle und die interindividuelle Komponente der Merkmale kombinieren. Wie in Kapitel 6.1.2 dargelegt, werden die theoretischen Erwartungen aufgrund unzureichender intraindividuelle Varianz in der Haushaltskonstellation anhand von Interaktionen in Hybridmodellen überprüft. Hierfür wird der intraindividuelle Effekt des Alleinerziehens („within“) für verschiedene Erwerbsstatus beziehungsweise Haushaltskonstellationen während des Alleinerziehens („between“) geschätzt. Diese Modelle werden wie zuvor für jede Periode sowohl für alle Alleinerziehenden als auch getrennt nach Weg ins Alleinerziehen geschätzt. Die Ergebnisse werden zwecks einer intuitiven Interpretierbarkeit rein grafisch dargestellt. Wie bei den Modellen zuvor wird weiterhin für zeitveränderliche Kompositionseffekte anhand von EB korrigiert. Die statistische Signifikanz der Periodeneffekte wird anhand von zusätzlichen Modellen mit Dreifachinteraktionen überprüft, deren Ergebnisse in den Tabellen A9.6 im Anhang ausgewiesen sind.

Abbildung 9.2: Direkter Effekt des Alleinerziehens über die Perioden, Deutschland



Daten: SOEplong 33.1 (1984-2016 gepoolt). Eigene Berechnungen. Anmerkung: Lineare Hybrid-Modelle, robuste Standardfehler. Korrektur der Kompositionseffekte über Perioden anhand von Entropy Balancing.

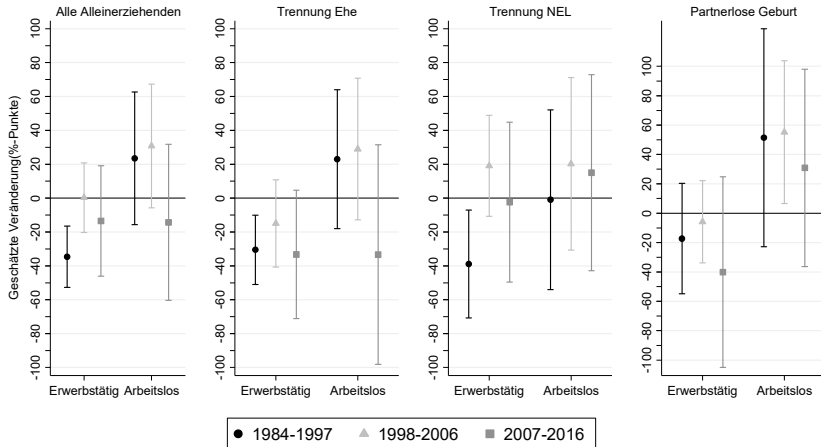
9.2.1 *Der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens je nach Erwerbsstatus*

Zunächst wird untersucht, ob sich die Effekte des Alleinerziehens je nach dem Erwerbsstatus über die institutionellen Perioden verändern. Zum einen sollte die armutsvermeidende Wirkung einer Erwerbstätigkeit während des Alleinerziehens in der Periode der Arbeitsmarktperiode sinken. Zum anderen wird erwartet, dass der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens bei Arbeitslosigkeit im Zuge der Arbeitsmarktreflexionen ansteigt. In der Konsequenz sollte die Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens je nach Erwerbsstatus in der Periode der Arbeitsmarktreflexionen geringer ausfallen als in der ersten Periode (Hypothese H9.3). Um diese Hypothesen zu überprüfen, wird der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens für Alleinerziehende eines bestimmten Erwerbsstatus berechnet. Die Ergebnisse dieser Analysen sind in Abbildung 9.3 dargestellt. Auf der y-Achse ist die Veränderung in der Armutswahrscheinlichkeit in %-Punkten abgebildet, auf der x-Achse sind jeweils die Effekte für Alleinerziehende in Erwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit im Vergleich zur Referenzkategorie Inaktivität abgetragen.

Im Hinblick auf die *Periode der Arbeitsmarktreflexionen* kann Folgendes festgestellt werden: Der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens liegt bei erwerbstätigen Alleinerziehenden in der ersten institutionellen Periode um 35 %-Punkte niedriger als bei inaktiven Alleinerziehenden. Wie theoretisch erwartet, sinkt dieser *armutsvermeidende* Effekt der Erwerbstätigkeit in der Periode der Arbeitsmarktreflexionen deutlich auf rund 3%-Punkte (im Vergleich zu Inaktivität). Dieser Unterschied zwischen der ersten und zweiten Periode ist auch statistisch signifikant (auf dem 1%-Niveau⁷⁰). Diese Entwicklung hat sich bereits in Kapitel 8.1.3 in einem Anstieg des hypothetischen ‚marktbasiereten‘ Armutrisikos abgezeichnet, was womöglich mit dem gleichzeitigen Rückgang von Vollzeitbeschäftigung sowie Ausdehnung von geringfügiger und teilzeitiger Beschäftigung sowie Arbeitslosigkeit bei Alleinerziehenden zusammenhängt (vgl. Kapitel 8.1.2). Mit Blick auf die drei Alleinerziehergruppen trifft der Rückgang der armutsvermeidenden Wirkung einer Erwerbstätigkeit (im Vergleich zu Inaktivität) insbesondere auf Alleinerziehende aus einer NEL zu (um 60%-Punkte). Auch der armutsverstärkende Effekt einer *Arbeitslosigkeit* beim Alleinerziehen steigt im Einklang mit den theoretischen Überlegungen in der zweiten Periode im Vergleich zur ersten leicht an. Diese Entwicklung ist bei Alleinerziehenden aus einer NEL am deutlichsten und sowohl bei Alleinerziehenden aus einer Ehe als auch qua Kindesgeburt in abgeschwächter Form zu beobachten. In diesem Sinne kann *Hypothese H9.3* (vorläufig) empirisch bestätigt gelten.

70 Vergleiche Tabelle A9.6 im Anhang.

Abbildung 9.3: Der Effekt des Alleinerziehens je nach Erwerbsstatus, Deutschland



Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt). Eigene Berechnungen. Anmerkung: Lineare Hybrid-Modelle, robuste Standardfehler. Korrektur der Kompositionseffekte über Perioden anhand von Entropy Balancing. „Inaktiv“ ist die Referenzkategorie.

In der *Periode der Vereinbarkeitspolitik* sinkt der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens bei Erwerbstätigkeit wieder auf -12%-Punkte, was höchstwahrscheinlich mit dem Ausbau an öffentlicher Kinderbetreuung zusammenhängt. Genauso sinkt der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens bei Arbeitslosigkeit in der dritten Periode deutlich von +30%-Punkten auf -16%-Punkte, dieser Rückgang ist aber nicht statistisch signifikant⁷¹. Dieser Rückgang kann schwer anhand der Reformen in der Familienpolitik erklärt werden, da diese vorrangig in verbesserter Betreuungsinfrastruktur sowie gesteigener Erwerbsobliegenheit bestehen. Aus dieser Perspektive sollte sich eine Arbeitslosigkeit gerade bei Alleinerziehenden aus einer Ehe durch den Verlust des nahehelichen Unterhalts armutsverstärkend auswirken. Jedoch sinkt der Effekt gerade bei dieser Gruppe am stärksten.

Eine potenzielle Erklärung wäre, dass aufgrund der ausgebauten Betreuungsinfrastruktur der Zugang zu höher entlohnerten Jobs und solchen mit mehr Arbeitsstunden vereinfacht wurde. Im Falle einer Arbeitslosigkeit würde dies zu einer höheren Lohnersatzrate und einem geringeren Anstieg im Armutsrisiko führen. Ob die sukzessive Kindergelderhöhung seit 2008 für diese Entwicklung eine (zusätzliche) Rolle spielt, kann im Rahmen der vorliegenden Arbeit nicht geklärt werden. *Hypothese H9.4*, der zufolge im Vergleich zur Periode der Arbeitsmarktreformen eine unveränderte Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens je nach Erwerbsstatus angenommen wurde, muss aufgrund

71 Siehe Tabelle A9.6 im Anhang.

der sehr unsicheren Schätzung des Effekts bei Arbeitslosigkeit vorerst verworfen werden.

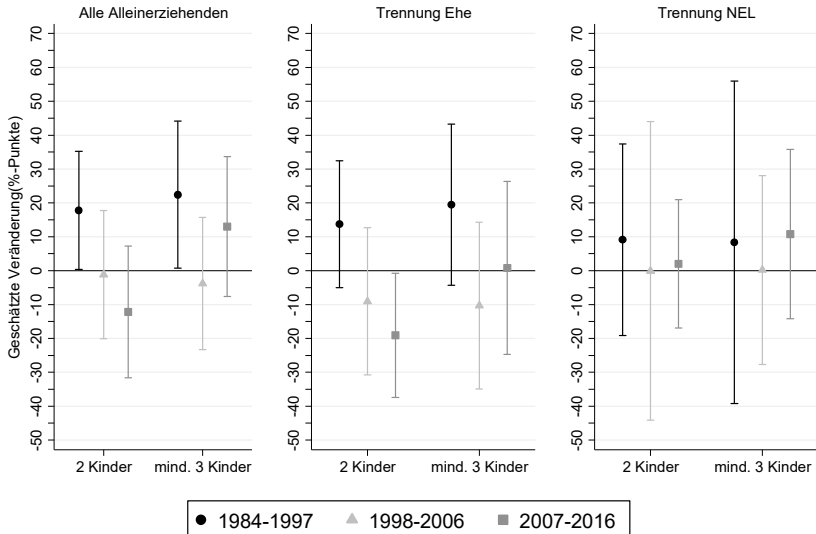
9.2.2 *Der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens je nach Haushaltskonstellation*

Weiterhin soll untersucht werden, ob sich im Zuge der Reformen im Bereich der Familien- und Vereinbarkeitspolitik der Effekt des Alleinerziehens auf die Wahrscheinlichkeit, arm zu sein, je nach Kinderanzahl und Alter des jüngsten Kindes verändert hat. Dabei wird im Sinne von Hypothese H9.5 erwartet, dass sich der armutsverstärkende Effekt von vielen bzw. Kleinkindern deutlich verringert und dadurch auch die Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens je nach Haushaltskonstellation. Da sowohl bei Kinderzahl sowie -alter in der Gruppe der Alleinerziehenden qua Kindesgeburt kaum Varianz vorliegt, wird hier auf eine differenzierte Betrachtung dieser Gruppe verzichtet. In Abbildung 9.4, die analog zu der vorherigen Abbildung 9.3 angelegt ist, sind zunächst die Ergebnisse für die Analyse der Kinderzahl dargestellt. Die Kinderzahl wird in drei Kategorien erfasst: ein Kind, zwei Kinder sowie drei und mehr Kinder. Dabei wurde die Ausprägung „ein Kind im Haushalt“ als Referenzkategorie ausgewählt. Werden alle Alleinerziehenden gemeinsam betrachtet, so sinkt der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens bei Alleinerziehenden mit zwei Kindern im Zuge der beiden Reformperioden im Vergleich zur ersten Periode: Er geht von 18% Punkten auf -3%-Punkte in der zweiten Periode und -12%-Punkte in der dritten Periode zurück. Dabei ist der Effekt in der dritten Periode statistisch signifikant verschieden von dem in der ersten (auf dem 5%-Niveau, vgl. Tabelle A9.6). Diese Entwicklung trifft bei näherer Betrachtung jedoch nur auf Alleinerziehende aus einer Ehe zu, während der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens beim Zusammenleben mit zwei Kindern für Alleinerziehende aus einer NEL in der dritten Periode wieder leicht ansteigt.

Für *Alleinerziehende mit drei und mehr Kindern* sinkt der Anstieg in der Armutswahrscheinlichkeit durch das Alleinerziehen im Vergleich zu Alleinerziehenden mit einem Kind lediglich in der Periode der Arbeitsmarktreformen und steigt in der dritten dagegen wieder an. Für diese sehr spezifische Gruppe scheinen mit dem Ausbau der Familien- und Vereinbarkeitspolitik keine Verbesserungen einhergegangen zu sein. Dies kann auch kaum mit der Unterhaltsreform von 2008 zusammenhängen, da für Alleinerziehende mit drei und mehr Kindern auch nach dieser Reform keine verstärkte Erwerbsobliegenheit vorliegt. Da die Fallzahlen insbesondere für Alleinerziehende mit mehr als zwei Kindern gering sind, wurden zusätzliche Sensitivitätsanalysen durchgeführt, für die die Kinderanzahl weiter zusammengefasst wurde (Abbildung A9.1 im Anhang). Doch selbst der Unterschied zwischen Alleinerziehenden mit einem Kind und mindestens zwei Kindern weist lediglich in der ersten institutionellen

Periode eine statistische Signifikanz auf. Weiterhin wird in dieser Spezifikation auch bestätigt, dass die zentrale Veränderung zwischen erster und zweiter Periode stattfindet, während der Effekt in der dritten Periode stabil bleibt.

Abbildung 9.4: Der Effekt des Alleinerziehens je nach Kinderzahl, Deutschland



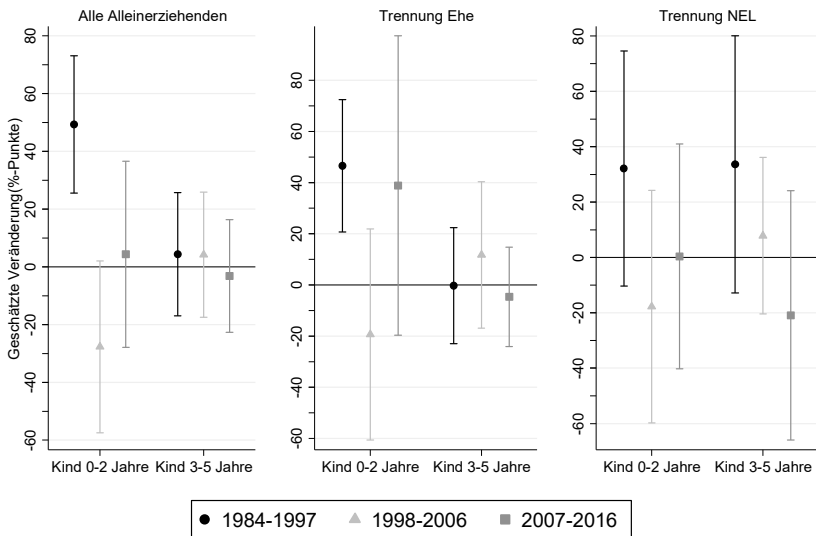
Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt). Eigene Berechnungen. Anmerkung: : Lineare Hybrid-Modelle, robuste Standardfehler. Korrektur der Kompositionseffekte über Perioden mit Entropy Balancing. „1 Kind“ ist die Referenzkategorie.

Auch bei der zusätzlichen Betrachtung des armutsverstärkenden Effekts des Alleinerziehens je nach *Alter des jüngsten Kindes* (0-2 Jahre, 3-5 Jahre sowie 6-17 Jahre) zeigen sich keine eindeutigen Ergebnisse (vgl. Abbildung 9.5). In der ersten Periode liegt bei Alleinerziehenden mit *Kleinkindern* (0-2 Jahre) der Anstieg in der Armutswahrscheinlichkeit durch das Alleinerziehen um 50%-Punkte höher als bei Alleinerziehenden mit *Schulkindern* (statistisch signifikant auf dem 1%-Niveau). Die entsprechenden Effekte der beiden Reformperioden sind deutlich kleiner als in der ersten, diese Periodeneffekte sind auf dem 0,1%-Niveau sowie dem 1%-Niveau statistisch signifikant (vgl. Tabelle A9.5). Alleinerziehende mit Kindern im *Kindergartenalter* (3-5 Jahre) scheinen im Vergleich zu solchen mit *Schulkindern* keinen signifikant höheren Anstieg in der Armutswahrscheinlichkeit zu erfahren. Auch ist für diesen Zusammenhang kein Periodeneffekt festzustellen. Wird zwischen Alleinerziehenden aus einer Ehe und solchen aus einer NEL näher differenziert, scheinen sich die Reformperioden unterschiedlich auf die beiden Gruppen ausgewirkt zu haben. Allerdings sind die Fallzahlen insbesondere bei den Alleinerziehenden mit *Kleinkindern* so gering, dass die Schätzungen wenig vertrauenswürdig sind.

Deshalb muss an dieser Stelle auf eine nähere Interpretation der Unterschiede verzichtet werden.

Auch in diesem Fall wird aus Fallzahlgründen eine Sensitivitätsanalyse mit einer stärkeren Zusammenfassung des Kindesalters (Kinder im Vorschulalter im Vergleich zu älteren Kindern) durchgeführt (Abbildung A9.2 im Anhang). Wie bei der Kinderzahl zeigt sich auch hier, dass der Anstieg in der Armutswahrscheinlichkeit für Alleinerziehende aus einer Ehe mit Kindern im Vorschulalter lediglich in der ersten Periode signifikant höher ist als bei solchen mit Kindern im Schulalter. Weiterhin zeichnet sich eine zur Kinderzahl äquivalente Entwicklung über die Perioden ab.

Abbildung 9.5: Der Effekt des Alleinerziehens je nach Kindesalter, Deutschland



Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt). Eigene Berechnungen. Anmerkung: Lineare Hybrid-Modelle, robuste Standardfehler. Korrektur der Kompositionseffekte über Perioden mit Entropy Balancing. „Kind 6-17 Jahre“ ist die Referenzkategorie.

Hypothese H9.5, wonach von einer sinkenden Heterogenität im armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens je nach Haushaltskonstellation ausgegangen wurde, findet also teilweise empirische Bestätigung, da der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens bei gleichzeitigem Zusammenleben mit einem Kleinkind sowie mit zwei Kindern in der Periode der ausgebauten Vereinbarkeitspolitik substanziell wie statistisch signifikant unter dem der vorherigen Perioden liegt. Für Kindergartenkinder im Vergleich zu Schulkindern sowie dem Zusammenleben mit mehr als einem Kind muss die Hypothese jedoch widerlegt werden.

9.3 Der Vergleich mit dem Vereinigten Königreich

Die zentralen Analysen der vorherigen Unterkapitel werden nun auch analog für das Vereinigte Königreich durchgeführt. Zunächst werden die gesamten und direkten Effekte des Alleinerziehens für Alleinerziehende insgesamt und getrennt nach Weg ins Alleinerziehen präsentiert (Abschnitt 9.3.1). In einem zweiten Schritt wird dann auch für das Vereinigte Königreich der Einfluss der institutionellen Perioden auf die Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter näher untersucht (Abschnitt 9.3.2). Wie bei den Analysen für Deutschland wird für Kompositionseffekte über die Perioden anhand von Entropy Balancing kontrolliert, der Ausfall an Beobachtungen ist mit 4% als zufriedenstellend einzuordnen (vgl. Tabellen A9.7-10 im Anhang).

9.3.1 *Direkte und indirekte armutsverstärkende Effekte des Alleinerziehens*

Die Ergebnisse des ersten Analyseteils für das Vereinigte Königreich sind in Tabelle 9.2⁷² dargestellt. Analog zu den Analysen in Deutschland enthält das Modell ‚gesamter Effekt‘ lediglich ‚alleinerziehend‘ als Prädiktor. In den folgenden Modellen werden dann schrittweise der Erwerbsstatus, die Haushaltskonstellation sowie weitere Kontrollvariablen eingeführt. Die Tabelle weist Ergebnisse sowohl für Alleinerziehende insgesamt als auch differenziert nach Weg ins Alleinerziehen aus. In einem ersten Schritt werden die gesamten Effekte des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter über die drei Perioden (1991-1996, 1997-2007, 2008-2014) betrachtet.

Wie theoretisch erwartet, kann im Vereinigten Königreich für Alleinerziehende insgesamt ein im Zuge der Reformperioden sinkender Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter konstatiert werden (Modell ‚gesamter Effekt‘). Während sich die Armutswahrscheinlichkeit durch Alleinerziehen in der ersten Periode (1991-1996) noch um 33%-Punkte erhöht, geht dieser Anstieg in der Periode der Arbeitsmarktreformen (1997-2007) auf 20%-Punkte und in der Periode der verstärkten Erwerbsobliegenheit (2008-2014) auf 8%-Punkte zurück. Dieser Rückgang über die Perioden ist auch statistisch signifikant auf dem 1%-Niveau (zweite Periode) und dem 0,1%-Niveau (dritte Periode). Im Vergleich zu Deutschland ist der armuts-

72 In Abbildung A9.3 im Anhang ist zusätzlich dargestellt, inwiefern sich die Effekte ohne Korrektur für Kompositionseffekte verändern würden. Bei Alleinerziehenden aus einer NEL würden die Effekte überschätzt und bei Alleinerziehenden qua Kindesgeburt insbesondere in der ersten Periode unterschätzt werden. Bei Alleinerziehenden aus einer Ehe sind keine substanziellen Kompositionseffekte zu verzeichnen.

verstärkende Effekt des Alleinerziehens im Vereinigten Königreich in der ersten Periode um 8%-Punkte höher. Aufgrund des stärkeren Rückgangs des Effekts im Vereinigten Königreich insbesondere von der zweiten zur dritten Periode liegt in der dritten Periode in beiden Ländern ein ungefähr gleich hoher armutsverstärkender Effekt des Alleinerziehens von 8%-Punkten vor. Damit muss *Hypothese V9.1a*, der zufolge ein geringerer Rückgang im armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens im Vereinigten Königreich erwartet wurde, zurückgewiesen werden.

Betrachtet man zusätzlich Alleinerziehende getrennt nach Weg ins Alleinerziehen, so scheint der gesamte Effekt des Alleinerziehens wie in Deutschland, wider Erwarten, am stärksten für *Alleinerziehende aus einer NEL* über die Perioden abzunehmen: In der ersten Periode liegt der Effekt des Alleinerziehens mit einer Erhöhung der Armutswahrscheinlichkeit um 47%-Punkte noch deutlich über dem Effekt der anderen Alleinerziehenden. In der zweiten Periode dagegen gleichen sich die armutsverstärkenden Effekte des Alleinerziehens für die drei Gruppen auf einem deutlich niedrigeren Niveau stark an. Aufgrund dieses Ergebnisses muss *Hypothese V9.1b*, in der der stärkste Rückgang für Alleinerziehende aus einer Ehe angenommen wurde, verworfen werden.

Im Kontrast zu Deutschland ist der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens für *Alleinerziehende qua Kindesgeburt* im Vereinigten Königreich in allen Perioden und über alle Modelle hinweg am niedrigsten. In der Periode der gesteigerten Erwerbsobliegenheit scheint sich der Effekt umzukehren und führt bei Kontrolle des Erwerbsstatus sogar zu einer statistisch signifikanten Reduktion des Armutsrisikos durch Alleinerziehen. Diese Entwicklung steht in direktem Gegensatz zur Entwicklung für diese Gruppe von Alleinerziehenden in Deutschland, für die sich der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens in der dritten Periode wieder erhöht.

Wird der gesamte Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter im Vereinigten Königreich weiter in direkte und indirekte Effekte zerlegt, zeigt sich ein sehr ähnliches Bild zu Deutschland: Bei *Alleinerziehenden aus einer Ehe* handelt es sich beim armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens fast ausschließlich um direkte Effekte (Wegfallen des Partnereinkommens). Im Kontrast dazu können sowohl bei *Alleinerziehenden aus einer NEL* als auch bei solchen *qua Kindesgeburt* indirekte Effekte des Alleinerziehens vermittelt über Erwerbsstatus und Haushaltskonstellation festgestellt werden. Dies bedeutet, dass diese Alleinerziehenden auch im Vereinigten Königreich größere Schwierigkeiten vorfinden, ihr gestiegenes Armutsrisiko über eine Erwerbstätigkeit abzufedern. Dabei liegen indirekte armutsverstärkende Effekte des Alleinerziehens bei *Alleinerziehenden aus einer NEL* ausschließlich in der ersten Periode vor. Demnach sind die beiden folgenden Reformperioden insofern erfolgreich, dass sie das Erwerbspotenzial dieser alleinerziehenden Mütter stärken.

Tabelle 9.2: Der Effekt des Alleinerziehens über drei Perioden, Vereinigtes Königreich

	1. Periode (1991-1996)		2. Periode (1997-2007)		3. Periode (2008-2014)		
	Gesamter Effekt	Erwerbsstatus Kinder KV	Gesamter Effekt	Erwerbsstatus Kinder KV	Gesamter Effekt	Erwerbsstatus Kinder KV	
Alle Alleinerziehenden	0,33***	0,29***	0,31***	0,31***	0,08***	0,10***	0,10***
<i>Unterschied im Effekt über Perioden</i>					<i>Periode 3 im Vgl. zu Periode 1</i>	0,10***	-0,23***
N (Personenjahre)	9.726	9.726	29.129	29.129	<i>Periode 3 im Vgl. zu Periode 2</i>	19.796	-0,10***
N (Personen)	2.319	2.319	2.319	2.319		6.194	19.796
						6.194	6.194
Trennung Ehe	0,33***	0,31***	0,31***	0,31***	0,10***	0,10***	0,11***
<i>Unterschied im Effekt über Perioden</i>					<i>Periode 3 im Vgl. zu Periode 1</i>	0,10***	-0,21***
N (Personenjahre)	5.673	5.673	15.700	15.700	<i>Periode 3 im Vgl. zu Periode 2</i>	9.616	-0,10**
N (Personen)	1.249	1.249	1.249	1.249		2.863	9.616
						2.863	2.863
Trennung NEL	0,47***	0,42***	0,44***	0,45***	0,11**	0,10**	0,11**
<i>Unterschied im Effekt über Perioden</i>					<i>Periode 3 im Vgl. zu Periode 1</i>	0,11**	-0,26***
N (Personenjahre)	461	461	461	461	<i>Periode 3 im Vgl. zu Periode 2</i>	2.650	-0,08
N (Personen)	153	153	153	153		854	2.650
						854	854
Kindesgeburt o. Partnerschaft	0,24*	0,08	0,08	0,08	-0,06	-0,15**	-0,16***
<i>Unterschied im Effekt über Perioden</i>					<i>Periode 3 im Vgl. zu Periode 1</i>	0,07	-0,25***
N (Personenjahre)	3.592	3.592	3.592	3.592	<i>Periode 3 im Vgl. zu Periode 2</i>	7.518	-0,13*
N (Personen)	947	947	947	947		2.502	7.518
						2.502	2.502

Signifikanzniveau: + p < 0,10; * p < 0,05; ** p < 0,01; *** p < 0,001.

Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt). Eigene Berechnungen. Anmerkung: Lineare Hybrid-Modelle, robuste Standardfehler. Korrektur der Kompositionseffekte über Perioden anhand von Entropy Balancing.

Für *Alleinerziehende qua Kindesgeburt* spielt der indirekte armutsverstärkende Effekt vermittelt über den Erwerbsstatus dagegen in allen drei Perioden eine wichtige Rolle: Wird für ihn kontrolliert, sinkt der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens in der ersten Periode von +24%-Punkten (gesamter Effekt) auf +8%-Punkte (direkter Effekt). In den beiden Folgeperioden sinken diese armutsverstärkenden indirekten Effekte des Alleinerziehens, wobei dies in der Periode der Arbeitsmarktreformen stärker der Fall ist als in der Periode der verstärkten Erwerbsobliegenheit. Damit kann die theoretische Erwartung, dass die indirekten armutsverstärkenden Effekte des Alleinerziehens im Vereinigten Königreich stärker sinken als in Deutschland, lediglich für Alleinerziehende qua Kindesgeburt bestätigt werden. Insgesamt muss *Hypothese V9.2* jedoch verworfen werden. Mit dem Ausbau der familienpolitischen Leistungen ab der Periode der Arbeitsmarktreformen kehrt sich bei Kontrolle der indirekten Effekte der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens in einen armuts-senkenden Effekt des Alleinerziehens um, der sogar statistisch signifikant ist⁷³. Diese Umkehrung des Effekts des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko Alleinerziehender qua Kindesgeburt in der dritten Periode ist signifikant verschieden von dem der anderen Alleinerziehenden in dieser Periode (1%-Niveau).

9.3.2 *Heterogenität im armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens*

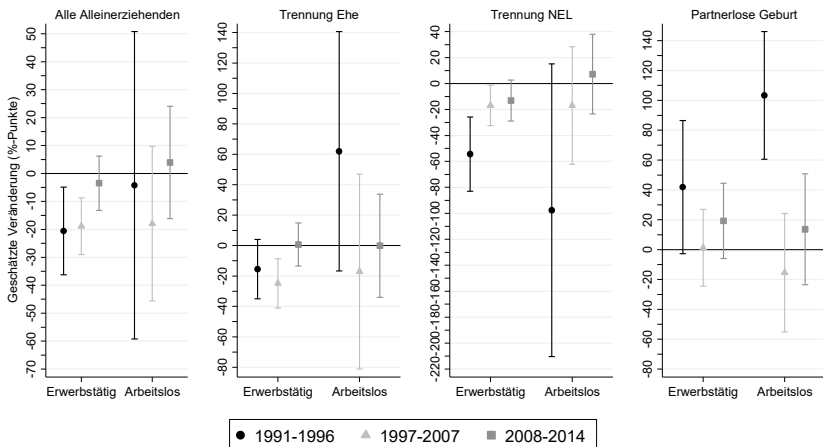
Aufbauend auf diesen einführenden Modellen wird nun zusätzlich untersucht, ob die beiden Reformperioden ab Mitte der 1990er Jahre einen Einfluss auf die Heterogenität im armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens hatten. Genau wie für Deutschland würde man im Vereinigten Königreich im Zuge der Arbeitsmarktreformen einen Anstieg im armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens bei Arbeitslosigkeit aber auch bei Erwerbstätigkeit erwarten. Im Falle der Erwerbstätigkeit sollte der Rückgang in der armutsvermeidenden Wirkung jedoch aufgrund der parallel ausgebauten Vereinbarkeitspolitik geringer ausfallen als in Deutschland. In der Konsequenz sollte im Vereinigten Königreich eine größere Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens je nach Erwerbsstatus im Zuge der Reformperioden bestehen bleiben als in Deutschland (*Hypothese V9.3*). Diese theoretische Annahme findet jedoch keine empirische Bestätigung:

Abbildung 9.6 zeigt, dass – wie in Deutschland – der armutsvermeidende Effekt einer *Erwerbstätigkeit* (im Vergleich zu Inaktivität) während des Alleinerziehens über die institutionellen Perioden hinweg sinkt. Dabei wird diese Entwicklung insbesondere von Alleinerziehenden aus einer Ehe getrieben. Der

73 Vgl. Tabelle A9.11 im Anhang.

Unterschied in den Effekten ist jedoch lediglich zwischen der dritten Periode und den beiden vorherigen Perioden auch statistisch signifikant (vgl. Tabelle A9.11 im Anhang). Dies könnte darin begründet sein, dass die ‚Lone Parent Obligations‘ ab 2008 zwar mehr Alleinerziehende in Erwerbstätigkeit gebracht haben, die für Alleinerziehende erreichbaren Jobs jedoch nicht immer gut vor Armut schützen. Eine alternative Erklärung wäre, dass insbesondere in der ersten Periode, in der Alleinerziehende normativ gesehen gar nicht erwerbstätig sein sollen und Inaktivität institutionell noch gefördert wird, eine sehr (‚positiv‘) selektive Gruppe von Alleinerziehenden überhaupt erwerbstätig ist. Diese erwerbstätigen Alleinerziehenden könnten im Durchschnitt höher gebildet und in besseren Arbeitsmarktsegmenten beschäftigt sein, als es Alleinerziehende in den späteren Perioden im Durchschnitt sind.

Abbildung 9.6: Der Effekt des Alleinerziehens je nach Erwerbsstatus, VK

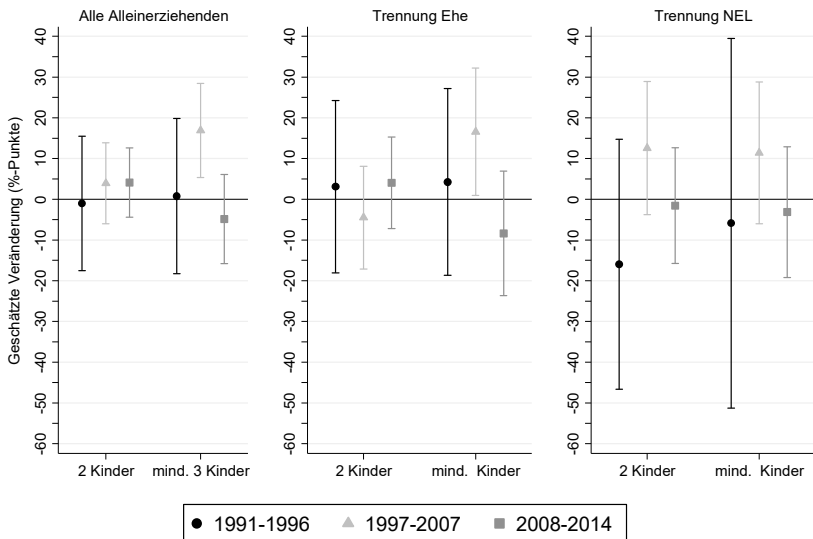


Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt). Eigene Berechnungen. Anmerkung: Lineare Hybrid-Modelle, robuste Standardfehler. Korrektur der Kompositionseffekte über Perioden anhand von Entropy Balancing. „Inaktiv“ ist die Referenzkategorie.

Im Hinblick auf den Effekt des Alleinerziehens bei *Arbeitslosigkeit* kann Folgendes festgestellt werden: Während der Effekt zwischen der ersten und zweiten Periode unverändert bleibt, erhöht er sich erst ab der dritten Periode (insbesondere für Alleinerziehende aus einer NEL). Dies ist insofern plausibel, dass im Zuge des Regierungswechsels 2010 viele Leistungskürzungen vorgenommen wurden und eine Arbeitslosigkeit seitdem weniger gut wohlfahrtsstaatlich abgesichert ist. Diese Effekte sind jedoch weder statistisch signifikant verschieden vom Effekt von Inaktivität während des Alleinerziehens noch über die drei Perioden (vgl. Tabelle A9.11 im Anhang). Die sehr breiten Konfidenzintervalle vor allem in der ersten Periode weisen deutlich darauf hin, dass

diese Ergebnisse lediglich als Tendenzen interpretiert werden können und keine robusten Befunde darstellen. In Deutschland hingegen sinkt der Effekt der Arbeitslosigkeit in der dritten Periode deutlich ab, was wahrscheinlich an einem erhöhten Risiko bei Inaktivität liegt. Eine mögliche Erklärung stellen die eingeschränkten Anspruchsrechte auf Unterhaltsvorschuss sowie nahehehlichen Unterhalt ab 2008 dar. Da jedoch auch vor dieser Reform nur eine Minderheit der unterhaltspflichtigen Ex-Partner überhaupt Zahlungen geleistet haben, ist das tatsächliche Ausmaß dieser Einschränkung unklar.

Abbildung 9.7: Der Effekt des Alleinerziehens je nach Kinderanzahl, VK

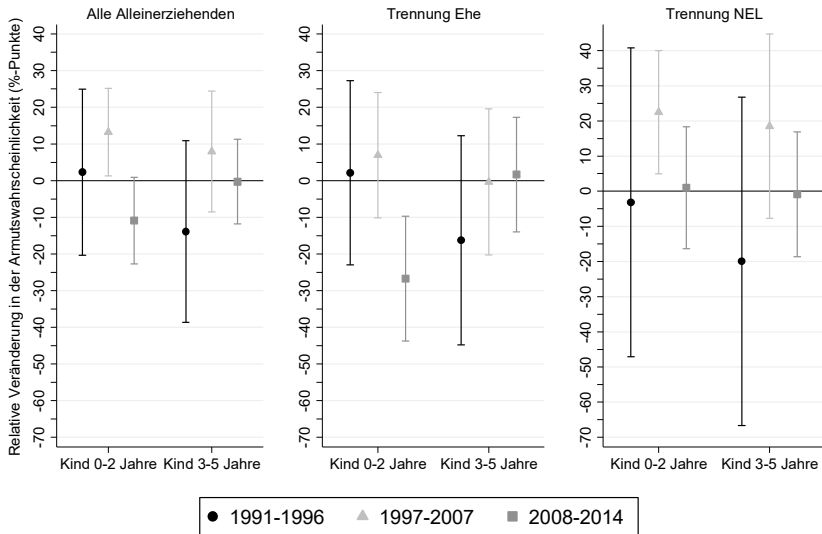


Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt). Eigene Berechnungen. Anmerkung: Lineare Hybrid-Modelle, robuste Standardfehler. Korrektur der Kompositionseffekte über Perioden anhand von Entropy Balancing. „1 Kind“: Referenzkategorie.

Abschließend wurde die Entwicklung des Effekts des Alleinerziehens auf die Armutswahrscheinlichkeit alleinerziehender Mütter im Vereinigten Königreich differenziert nach *Kinderzahl* sowie *Kindesalter* betrachtet (vgl. Abbildungen 9.7 und 9.8). Bei diesen Analysen sind deutliche Unterschiede im Vergleich zu Deutschland zu beobachten, die (teilweise) gegen die Annahme einer früher sinkenden Heterogenität im armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens je nach Haushaltskonstellation sprechen (*Hypothese V9.4*): Zunächst einmal kann eine Zunahme der Heterogenität im Zuge der beiden Reformperioden bei der Kinderanzahl konstatiert werden, während sie für das Kindesalter wie erwartet zurückgeht. Während in Deutschland der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens bei Alleinerziehenden mit mehreren bzw. jungen

Kindern im Zuge der Arbeitsmarktformen sinkt, steigt er im Vereinigten Königreich für diese Alleinerziehenden an. Dieser Anstieg ist jedoch lediglich bei Alleinerziehenden aus einer NEL mit zwei Kindern statistisch signifikant (5%-Niveau). In der Periode der erhöhten Erwerbsobliegenheit wiederum sinkt der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens für Alleinerziehende mit mindestens drei Kindern (signifikant auf dem 1%-Niveau), sehr jungen (signifikant auf dem 5%-Niveau) und Kindern im Kindergartenalter (statistisch nicht signifikant). Diese Befunde weisen darauf hin, dass der fortschreitende Ausbau der Familien- und Vereinbarkeitspolitik im Vereinigten Königreich erfolgreich das durch das Alleinerziehen erhöhte Armutsrisiko von Müttern mit mehreren und jungen Kindern reduziert.

Abbildung 9.8: Der Effekt des Alleinerziehens je nach Kindesalter, VK



Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt). Anmerkung: Lineare Hybrid-Modelle, robuste Standardfehler. Korrektur der Kompositionseffekte über Perioden anhand von Entropy Balancing. „Kind 6-17 Jahre“ ist die Referenzkategorie.

9.4 Zusammenfassung der Ergebnisse

Das Ziel dieses Kapitels war es, aufbauend auf den in Kapitel 8 durchgeführten Analysen zur Entwicklung des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter nun auch die Entwicklung in der intraindividuellen Veränderung des Armutsrisikos aufgrund von Alleinerziehen näher zu beleuchten. Die Analysen waren von

zwei Forschungsfragen geleitet: Hat sich der Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter im Zuge der beiden Reformphasen in Deutschland und im Vereinigten Königreich substantziell verändert? Gibt es heterogene Einflüsse des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter je nach Erwerbsstatus bzw. Haushaltskonstellation und verändern sich diese über die Perioden?

Um diese Fragen zu beantworten, wurden verschiedene Hypothesen empirisch überprüft, die mit dem jeweiligen Ergebnis in Tabelle 9.3 zusammengefasst sind: In *Deutschland* ist der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens im Gegensatz zur Armutsquote alleinerziehender Mütter kontinuierlich über die hier berücksichtigten institutionellen Perioden gesunken. Während das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter in der *Periode der Arbeitsmarktrefor-*men leicht ansteigt, sinkt der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens von +25-Punkten auf 13%-Punkte. Dieser Befund kann vollkommen auf den Rückgang von direkten armutsverstärkenden Effekten des Alleinerziehens, also die ökonomischen Folgen des auslösenden Ereignisses, zurückgeführt werden. Für ein besseres Verständnis der genaueren Wirkmechanismen für diese Entwicklung wurde die Entwicklung der Heterogenität im armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens je nach Erwerbsstatus und Haushaltskonstellation untersucht.

Für die Periode der Arbeitsmarktrefor-

men konnte ein Rückgang im armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens bei Alleinerziehenden mit mehr als einem Kind und mit Kleinkindern festgestellt werden. Dies könnte ein Hinweis darauf sein, dass wohlfahrtsstaatliche Maßnahmen im Bereich der Familienpolitik für diesen Rückgang im armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens verantwortlich sind. Hier kann im Wesentlichen die substanzielle Erhöhung des Kindergelds ab 1998 genannt werden, welches das Armutsrisiko aufgrund des Zusammenlebens mit Kindern abfedert. Hiervon scheinen Alleinerziehende aus einer NEL am stärksten profitiert zu haben, denn für diese Alleinerziehenden sinken diese direkten armutsverstärkenden Effekte des Alleinerziehens am stärksten. Dies kann darauf zurückgeführt werden, dass diese Alleinerziehenden insbesondere in dieser Periode häufig mit mehr als einem Kind zusammenleben (vgl. Tabelle 8.7a in Kapitel 8.1.2).

In der *Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik* sinkt der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens insgesamt von 13%-Punkten auf 9%-Punkte. Ähnlich wie bei der deskriptiven Entwicklung der Armutsquote alleinerziehender Mütter in Deutschland scheinen die Veränderungen im institutionellen Kontext heterogene Auswirkungen je nach Weg ins Alleinerziehen zu haben: Während der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens für beide Alleinerziehendengruppen nach Familientrennung weiter zurückgeht, steigt er für Alleinerziehende qua Kindesgeburt in dieser Periode wieder massiv an. Dieser Effekt ist in seiner Effektgröße wenig vertrauenswürdig, in der Effektrichtung aufgrund der ebenfalls stark gestiegenen Armutsquote jedoch

plausibel. Für diese Alleinerziehenden hat sich die Elternzeitreform von 2007 anscheinend finanziell eher negativ ausgewirkt. Dies könnte zum einen darin begründet liegen, dass sie häufig geringqualifiziert sind und deshalb trotz hoher Erwerbsbeteiligung vor dem Alleinerziehen ein vergleichsweise geringes Elterngeld erhalten. Zum anderen wird das Elterngeld genauso wie das Kindergeld oder Unterhaltsvorschuss komplett auf Leistungen aus der Grundsicherung (Arbeitslosengeld II) angerechnet.

Weiterhin kann, ähnlich wie in Kapitel 7, festgehalten werden, dass der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens in Deutschland hauptsächlich in direkten armutsverstärkenden Effekten auslösenden Ereignisses besteht. Indirekte Effekte des Alleinerziehens, vermittelt über den Erwerbsstatus und die Haushaltskonstellation, spielen dagegen nur eine untergeordnete Rolle. Auch hier nehmen Alleinerziehende qua Kindesgeburt eine Sonderposition ein, denn für diese Alleinerziehenden fallen die indirekten armutsverstärkenden Effekte in allen Perioden am größten aus. Dies kann anhand des auslösenden Ereignisses ‚Kindesgeburt‘ erklärt werden, welches das Erwerbspotenzial im Gegensatz zu Familientrennung zumindest für die ersten Jahre des Alleinerziehens deutlich stärker mindert. Dieser Umstand wird in der dritten Periode noch weiter verstärkt, da die indirekten armutsverstärkenden Effekte des Alleinerziehens steigen für diese Alleinerziehenden in der dritten Periode wieder ansteigen. Dies könnte auf die (unsicher geschätzte) gewachsene Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens je nach Erwerbsstatus in dieser Periode zurückzuführen sein. Denn für diejenigen, die eine Erwerbstätigkeit realisieren, sinkt der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens stärker als er für die arbeitslosen Alleinerziehenden qua Kindesgeburt sinkt.

Der Vergleich mit dem *Vereinigten Königreich* hat darüber hinaus interessante Erkenntnisse zum Einfluss des institutionellen Kontexts auf den armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens für alleinerziehende Mütter geliefert: Auch im Vereinigten Königreich hat ein erheblicher Rückgang im armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens für alleinerziehende Mütter im Zuge der beiden Reformperioden stattgefunden – und zwar in einem größeren Maße als in Deutschland. In der Konsequenz weisen Deutschland und das Vereinigten Königreich in der jeweiligen dritten Periode einen ähnlich großen armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens von +9% Punkten (+8% Punkten) auf. Und das trotz eines deutlich höheren Ausgangsniveaus. In beiden Ländern ist dieser armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens für Alleinerziehenden aus einer NEL am meisten zurückgegangen – in beiden Ländern entgegen der theoretischen Erwartung. Dies ist insofern positiv zu bewerten, dass diese Alleinerziehenden in beiden Ländern im Vergleich zu anderen alleinerziehenden Müttern besonders stark von Armut betroffen sind.

Weiterhin spielen auch im Vereinigten Königreich *indirekte* armutsverstärkende Effekte des Alleinerziehens insgesamt eine untergeordnete Rolle und sind wie Deutschland hauptsächlich für Alleinerziehende qua Kindes-

geburt bedeutsam. Auch im Vereinigten Königreich steigen diese indirekten armutsverstärkenden Effekte des Alleinerziehens für Alleinerziehende qua Kindesgeburt in der Periode der verstärkten Erwerbsobliegenheit (2008-2014) wieder an. Im starken Kontrast zu Deutschland sinkt im Vereinigten Königreich allerdings gleichzeitig der direkte Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko so erheblich, dass sich der Effekt in einen substanziell und statistisch signifikanten armutssenkenden Effekt des Alleinerziehens umkehrt.

Tabelle 9.3: Zusammenfassung der Hypothesen und Ergebnisse

	Hypothese	Ergebnis
H9.1a	<i>Der direkte Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter sinkt über die drei institutionellen Perioden.</i>	Bestätigt.
H9.1b	<i>Für alleinerziehende Mütter qua Kindesgeburt sinkt der direkte Effekt des Alleinerziehens am deutlichsten über die Perioden.</i>	Widerlegt.
H9.2	<i>Der indirekte Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter sinkt über die drei Perioden, in der Periode der Vereinbarkeitspolitik stärker als in der Periode der Arbeitsmarktreformen.</i>	Widerlegt.
H9.3	<i>In der Periode der Arbeitsmarktreformen sinkt die Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko je nach Erwerbsstatus weniger stark ausgeprägt als in der ersten Periode.</i>	Bestätigt.
H9.4	<i>In der Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik bleiben die heterogenen Effekte des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko je nach Erwerbsstatus unverändert auf dem Niveau der zweiten Periode.</i>	Widerlegt.
H9.5	<i>In der Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik nimmt die Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko je nach Haushaltskonstellation im Vergleich zu den ersten beiden Perioden ab.</i>	Bestätigt.
V9.1a	<i>Der Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter sinkt im Vereinigten Königreich über die drei Perioden weniger als in Deutschland.</i>	Widerlegt.
V9.1b	<i>Dieser Rückgang im Effekt des Alleinerziehens ist für Alleinerziehende aus einer Ehe am stärksten ausgeprägt.</i>	Widerlegt.
V9.2	<i>Der indirekte Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter sinkt im Vereinigten Königreich in der Periode der Arbeitsmarktreformen stärker als in Deutschland.</i>	Insgesamt widerlegt, bestätigt für AE qua Geburt.
V9.3	<i>Im Kontrast zu Deutschland bleibt die Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko über die Perioden je nach Erwerbsstatus bestehen.</i>	Widerlegt.
V9.4	<i>Im Kontrast zu Deutschland sinkt die Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko über die Perioden je Haushaltskonstellation bereits in der zweiten Periode.</i>	Für Kinderzahl widerlegt, bestätigt für Kindesalter.

Quelle: Eigene Tabelle.

Auch für die anderen alleinerziehenden Mütter im Vereinigten Königreich kann ein größerer Rückgang im armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens in der Periode der verstärkten Erwerbsobliegenheit als in der *Periode der Arbeitsmarktrefor­men* (1997-2007) verzeichnet werden. Dies kann damit zusammenhängen, dass die Aktivierungspolitik im Vereinigten Königreich zwar bereits Mitte der 1990er Jahre eingesetzt und dadurch auch schon alleinerziehende Mütter verstärkt dem Arbeitsmarkt zugeführt hat. Allerdings waren in dieser Zeit viele Maßnahmen für Alleinerziehende noch freiwillig, was sich mit der Einführung der ‚Lone Parent Obligations‘ 2008 grundsätzlich geändert hat. In der Periode der Arbeitsmarktrefor­men im Vereinigten Königreich hat – trotz der qualitativen Ähnlichkeit der Reformen zu denen in Deutschland (1998-2006) – kein Rückgang in der armutsvermeidenden Wirkung einer Erwerbstätigkeit stattgefunden. Ebenfalls unerwartet ist die zunehmende armutsvermeidende Wirkung einer Arbeitslosigkeit im Vergleich zu einer Inaktivität in dieser Periode. Dies könnte mit der umfassenden Umstrukturierung des Leistungssystems zusammenhängen, wonach Inaktivität bei Erwachsenen im Erwerbsalter nur noch in ganz speziellen Lebenslagen (Krankheit, Behinderung) vorgesehen ist. Dadurch fallen inaktive Alleinerziehende vermehrt in eine wohlfahrtsstaatliche Restkategorie mit niedrigem Leistungsumfang.

In der *Periode der verstärkten Erwerbsobliegenheit* (2008-2014) lässt sich dann auch für Alleinerziehende im Vereinigten Königreich eine sinkende armutsvermeidende Wirkung von Erwerbstätigkeit nachweisen – trotz der vermehrt staatlich subventionierten Betreuungsinfrastruktur. Eine mögliche Erklärung hierfür ist, dass im Zuge der ‚Lone Parent Obligations‘ der Zwang, auch gering entlohnte Stellen anzunehmen, zugenommen hat. Darüber hinaus existieren Zuschüsse zu Betreuungskosten vorwiegend in England, sodass Alleinerziehende in anderen Regionen bei Inanspruchnahme weiterhin immense Beiträge entrichten. Diese Ergebnisse und Interpretationen sind jedoch aufgrund der zum Teil geringen Fallzahlen als Tendenzen zu werten und bedürfen einer zukünftigen erneuten Überprüfung anhand größerer Samples.

Diese Ergebnisse können folgendermaßen in die bestehende Forschung eingebettet werden: Während Radenacker (2016) sowie Kohler et al. (2012) nach einem Absinken Ende der 1990er Jahre einen erneuten Anstieg im Armutszustrom durch Familientrennung ab 2003 konstatieren, weisen meine Analysen auf eine kontinuierliche Abnahme des armutsverstärkenden Effekts des Alleinerziehens hin. Dieses unterschiedliche Ergebnis kann sowohl auf Unterschiede im Forschungsdesign als auch in der Länge sowie Periodisierung des Untersuchungszeitraums zurückgeführt werden. Denn im Unterschied zu den genannten Autor*innen habe ich nicht untersucht, welche Mütter durch das Erleben von Familientrennung von Armut betroffen sind. Meine Analysen zeigen vielmehr den Anstieg im Armutsrisiko durch das Alleinerziehen. Weiterhin wird in meinen Analysen der durchschnittliche Effekt des Allein-

erziehens über die beobachtbare Alleinerziehendenphase⁷⁴ geschätzt, während in den beiden anderen Studien dieser Effekt zu zwei bestimmten Zeitpunkten geschätzt wird. Außerdem enden die beiden anderen Studien im Jahr 2008, wodurch die von mir definierte dritte institutionelle Periode nicht abgebildet ist. Aufgrund der unterschiedlichen zeitlichen sowie inhaltlichen Schwerpunktsetzung ergänzen sich die beiden Forschungsarbeiten gewinnbringend.

74 Diese Episoden können rechts zensiert sein, wenn der Beobachtungszeitraum vor der Alleinerziehendenphase endet.

9.5 Anhang

Tabelle A9.1: Entropy Balancing für Alleinerziehende insgesamt, Deutschland

	Alle Alleinerziehenden		Kontrollfälle
Individualmerkmale zu t-1	vor EB	nach EB	nach EB
<i>bedarfsgewichtetes HH-Nettoeinkommen</i>	1.267€	1.271€	1.272€
<i>Erwerbstätigkeit</i>			
Vollzeit	26,0	25,8	
Teilzeit	30,2	31,0	30,9
Arbeitslos	9,0	9,0	9,0
Inaktiv	34,8	34,2	34,3
<i>Bildungsqualifikation</i>			
Niedrig	26,5	26,5	26,5
Mittel	56,3	56,5	56,5
Hoch	17,2	17,0	17,0
<i>Kinderanzahl</i>			
kein Kind	18,6	18,0	18,1
1 Kind	40,2	40,0	40,0
2 Kinder	31,6	32,1	32,0
3 oder mehr Kinder	9,6	9,9	9,9
<i>Geburtskohorte</i>			
vor 1960	21,6	21,4	21,4
1960s	38,5	38,5	38,5
1970s	24,9	25,6	25,6
1980s und später	15,0	14,5	14,5
<i>Migrationshintergrund</i>	17,4	17,7	17,7
<i>Eigenheimbesitzerin</i>	28,9	29,1	29,1
<i>Alter</i>	32,6	32,8	32,8
<i>Ostdeutschland</i>	19,7	18,7	18,7
<i>N(Episoden)</i>	1.378	1.362	21.222
<i>Ausfall</i>		1%	

Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt).

Tabelle A9.2: Entropy Balancing für Alleinerziehende aus einer Ehe, Deutschland

Individualmerkmale zu t-1	Alleinerziehende aus Ehe		Verheiratete Mütter
	vor EB	nach EB	nach EB
<i>bedarfsgewichtetes HH-Nettoeinkommen</i>	1.3401€	1.343€	1.343€
<i>Erwerbslosigkeit Partner</i>	7,3	7,1	7,1
<i>Erwerbstätigkeit</i>			
Vollzeit	21,9	21,9	21,9
Teilzeit	38,4	38,8	38,8
Arbeitslos	4,9	4,8	4,8
Inaktiv	34,8	34,5	34,5
<i>Bildungsqualifikation</i>			
Niedrig	21,2	21,1	21,1
Mittel	60,0	60,2	60,2
Hoch	18,8	18,7	18,7
<i>Geburtskohorte</i>			
vor 1960	30,5	30,0	30,0
1960s	39,9	39,6	39,6
1970s	21,3	21,8	21,8
1980s und später	8,3	8,6	8,6
<i>Migrationshintergrund</i>	18,18	18,3	18,3
<i>Eigenheimbesitzerin</i>	34,87	34,8	34,8
<i>Alter</i>	35,05	35,2	35,2
<i>Ostdeutschland</i>	14,6	14,3	14,3
<i>N(Episoden)</i>	789	788	11.383
<i>Ausfall</i>		0,1%	

Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt).

Tabelle A9.3: Entropy Balancing für Alleinerziehende aus einer NEL, Deutschland

	Alleinerziehende aus NEL		Kohabitierende Mütter
Individualmerkmale zu t-1	vor EB	nach EB	nach EB
<i>bedarfsgew. HH-Nettoeinkommen</i>	1.092€	1.108€	1.108€
<i>Erwerbslosigkeit Partner</i>	16,1	16,0	16,0
<i>Erwerbstätigkeit</i>			
Vollzeit	22,5	21,7	21,7
Teilzeit	28,3	28,6	28,6
Arbeitslos	14,5	15,2	15,2
Inaktiv	34,7	34,5	34,5
<i>Bildungsqualifikation</i>			
Niedrig	25,5	26,9	26,9
Mittel	58,4	57,4	57,4
Hoch	16,1	15,7	15,7
<i>Geburtskohorte</i>			
vor 1960	15,5	15,0	15,0
1960s	41,5	40,5	40,5
1970s	27,5	28,6	28,6
1980s und später	15,4	15,9	15,9
<i>Migrationshintergrund</i>	16,4	16,8	16,8
<i>Eigenheimbesitzerin</i>	20,5	21,7	21,7
<i>Alter</i>	33,2	33,2	33,2
<i>Ostdeutschland</i>	28,2	25,5	25,5
<i>N(Episoden)</i>	378	364	1.089
<i>Ausfall</i>		4%	

Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt).

Tabelle A9.4: Entropy Balancing für Alleinerziehende qua Geburt, Deutschland

	Alleinerziehende qua Geburt		Partnerlose Frauen
Individualmerkmale zu t-1	vor EB	nach EB	nach EB
<i>bedarfsgewichtetes HH-Nettoeinkommen</i>	1.271€	1.291€	1.291€
<i>Erwerbstätigkeit</i>			
Vollzeit	42,9	44,4	44,4
Teilzeit	8,0	8,7	8,7
Arbeitslos	14,2	14,2	14,2
Inaktiv	34,9	32,7	32,8
<i>Bildungsqualifikation</i>			
Niedrig	44,9	44,8	44,8
Mittel	41,3	41,1	41,1
Hoch	13,8	14,1	14,1
<i>Anzahl Erwachsene</i>	2,0	2,0	2,0
<i>Geburtskohorte</i>			
vor 1960	2,7	2,9	2,9
1960s	30,4	31,3	31,2
1970s	32,4	34,3	34,2
1980s und später	34,6	31,5	31,7
<i>Migrationshintergrund</i>	16,2	16,9	16,9
<i>Eigenheimbesitzerin</i>	21,8	21,7	21,9
<i>Alter</i>	24,6	25,0	25,0
<i>Ostdeutschland</i>	23,7	23,5	23,5
<i>N(Episoden)</i>	211	200	8.728
<i>Ausfall</i>		5%	

Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt).

Tabelle A9.5: Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens über drei Perioden, DE

	NEL vs. Ehe	Geburt vs. Ehe	Geburt vs. NEL
1. Periode (1984-1997)	-0,13	-0,09	0,04
2. Periode (1998-2006)	-0,10	-0,06	0,04
3. Periode (2007-2016)	-0,19 [*]	0,03	0,22

Signifikanzniveau: ^{*} $p < 0,10$; ^{*} $p < 0,05$; ^{**} $p < 0,01$; ^{***} $p < 0,001$

Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt). Eigene Berechnungen. Anmerkung: Lineare Hybrid-Modelle mit Dreifach-Interaktionen basierend auf ‚KV‘-Modell in Tabelle 9.1, robuste Standardfehler. Korrektur der Kompositionseffekte über Perioden mit EB.

Tabelle A9.6: Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens für zentrale Merkmale, DE

	Erwerbsstatus		Kinderanzahl		Kindesalter	
	Erwerbs- tätig	Arbeits- los	2 Kin- der	mind. 3 Kinder	0-2 Jahre	3-5 Jahre
<i>Alle Alleinerziehenden</i>						
Unterschied Periode 2 zu Periode 1	0,38 ^{**}	-0,01	-0,22	-0,30	-0,761 ^{***}	0,0417
Unterschied Periode 3 zu Periode 1	0,28	-0,32	-0,30 [*]	-0,10	-0,527 ^{**}	-0,173
Unterschied Periode 3 zu Periode 2	-0,10	-0,31	-0,08	0,20	0,234	-0,215
<i>N (Personenjahre)</i>	71.529	71.529	71.529	71.529	71.529	71.529
<i>Trennung Ehe</i>						
Unterschied Periode 2 zu Periode 1	0,15	-0,01	-0,22	-0,31	-0,565 [*]	0,152
Unterschied Periode 3 zu Periode 1	0,01	-0,52	-0,30 [*]	-0,15	-0,124	-0,0477
Unterschied Periode 3 zu Periode 2	-0,14	-0,51	-0,08	0,16	0,441	-0,199
<i>N (Personenjahre)</i>	65.232	65.232	65.232	65.232	65.232	65.232
<i>Trennung NEL</i>						
Unterschied Periode 2 zu Periode 1	0,40	-0,17	-0,13	-0,16	-0,460	-0,128
Unterschied Periode 3 zu Periode 1	0,10	-0,43	-0,21	-0,14	-0,0929	-0,185
Unterschied Periode 3 zu Periode 2	-0,30	-0,25	-0,08	0,02	0,367	-0,0574
<i>N (Personenjahre)</i>	5.762	5.762	5.762	5.762	5.762	5.762

	Erwerbsstatus	Kinderanzahl	Kindesalter
<i>Kindesgeburt ohne Partnerschaft</i>			
Unterschied Periode 2 zu Periode 1	0,34	0,69	
Unterschied Periode 3 zu Periode 1	-0,08	0,41	
Unterschied Periode 3 zu Periode 2	-0,42	-0,28	
<i>N (Personenjahre)</i>	36.033	36.033	

Signifikanzniveau: * $p < 0,10$; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

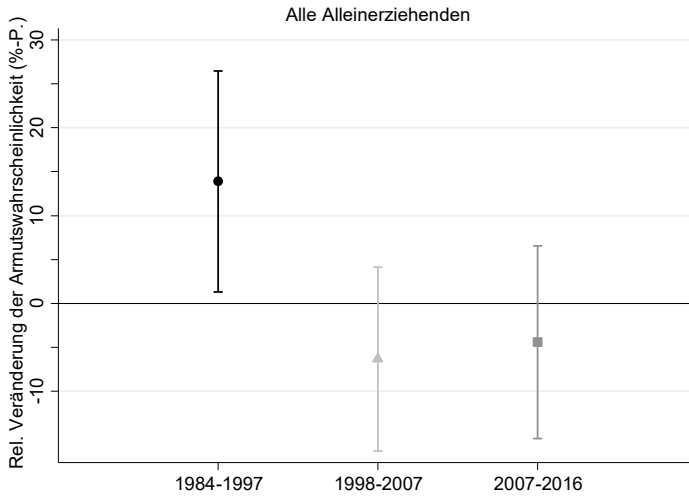
Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt). Eigene Berechnungen. Referenzkategorien: Inaktiv, 1 Kind, Kind 6-17 Jahre. Lineare Hybrid-Modelle, robuste Standardfehler. Korrektur der Kompositionseffekte über Perioden mit EB.

Abbildung A9.1: Alternative Spezifikation der Kinderzahl in Abbildung 9.4, Deutschland



Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt). Eigene Berechnungen. Anmerkung: Dargestellt ist hier der Effekt des Alleinerziehens von Alleinerziehenden mit zwei und mehr Kindern im Vergleich zu einem Kind.

Abbildung A9.2: Alternative Spezifikation des Kinderalters in Abbildung 9.5, Deutschland



Daten: SOEPlong 33.1 (1984-2016 gepoolt). Eigene Berechnungen. Anmerkung: Dargestellt ist hier der Effekt des Alleinerziehens von Alleinerziehenden mit einem Kind im Vorschulalter im Vergleich zu einem Kind im Schulalter.

Tabelle A9.7: Entropy Balancing für Alleinerziehende insgesamt, VK

	Alle Alleinerziehenden		Kontrollfälle
Individualmerkmale zu t-1	vor EB	nach EB	nach EB
<i>bedarfsgewichtetes HH-Nettoeinkommen</i>	1.289€	1.295€	1.295€
<i>Erwerbstätigkeit</i>			
Vollzeit	31,8	31,9	31,9
Teilzeit	26,4	26,7	26,7
Arbeitslos	7,6	7,5	7,5
Inaktiv	34,2	33,9	33,9
<i>Bildungsqualifikation</i>			
Niedrig	51,0	51,0	51,0
Mittel	36,6	36,4	36,4
Hoch	12,5	12,5	12,5
<i>Kinderanzahl</i>			
kein Kind	15,2	15,0	15,0
1 Kind	34,5	34,6	34,6
2 Kinder	33,3	33,3	33,3
3 oder mehr Kinder	17,0	17,1	17,1
<i>Geburtskohorte</i>			
vor 1960	9,1	8,9	8,9
1960s	31,2	31,6	31,6
1970s	33,2	33,1	33,1
1980s und später	26,4	26,4	26,4
<i>Eigenheimbesitzerin</i>	52,4	52,5	52,5
<i>Alter</i>	31,6	31,7	31,7
<i>Region</i>			
England	70,1	70,3	70,3
Wales	11,6	11,8	11,8
Schottland	11,8	11,6	11,6
Nordirland	6,5	6,3	6,3
<i>N(Personenjahre)</i>	1.601	1.540	13.233
<i>Ausfall</i>		4%	

Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt). Eigene Berechnungen.

Tabelle A9.8: Entropy Balancing für Alleinerziehende aus einer Ehe, VK

	Alleinerziehende aus Ehe		Verheiratete Mütter
Individualmerkmale zu t-1	vor EB	nach EB	nach EB
<i>bedarfsgewichtetes HH-Nettoeinkommen</i>	1.347€	1.357€	1.357€
<i>Erwerbslosigkeit Partner</i>	17,2	17,3	17,3
<i>Erwerbstätigkeit</i>			
Vollzeit	33,9		
Teilzeit	31,5	32,0	32,0
Arbeitslos	3,4	3,3	3,3
Inaktiv	31,2	30,6	30,6
<i>Bildungsqualifikation</i>			
Niedrig	47,3		
Mittel	36,9	37,0	37,0
Hoch	15,8	15,8	15,8
<i>Geburtskohorte</i>			
vor 1960	14,0		
1960s	45,5	45,9	45,9
1970s	30,0	30,2	30,2
1980s und später	10,6	10,2	10,2
<i>Eigenheimbesitzerin</i>	65,9	66,4	66,4
<i>Alter</i>	35,6	35,7	35,7
<i>Region</i>			
England	70,3		
Wales	12,0	12,2	12,2
Schottland	10,8	10,7	10,7
Nordirland	7,0	7,1	7,1
<i>N(Episoden)</i>	774	748	6.259
<i>Ausfall</i>		3%	

Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt). Eigene Berechnungen.

Tabelle A9.9: Entropy Balancing für Alleinerziehende aus einer NEL, VK

	Alleinerziehende aus NEL		Kohabitierende Mütter
Individualmerkmale zu t-1	vor EB	nach EB	nach EB
<i>bedarfsgewichtetes HH-Nettoeinkommen</i>	1.253€	1.253€	1.254€
<i>Erwerbslosigkeit Partner</i>	26,5	27,1	27,1
<i>Erwerbstätigkeit</i>			
Vollzeit	23,6		
Teilzeit	27,3	27,3	27,3
Arbeitslos	5,4	5,4	5,4
Inaktiv	43,7	43,8	43,8
<i>Bildungsqualifikation</i>			
Niedrig	54,3		
Mittel	35,5	35,2	35,2
Hoch	10,2	10,0	10,0
<i>Geburtskohorte</i>			
vor 1960	6,2		
1960s	23,1	23,2	23,2
1970s	40,4	40,0	40,0
1980s und später	30,3	30,7	30,7
<i>Eigenheimbesitzerin</i>	36,6	36,6	36,6
<i>Alter</i>	30,1	30,1	30,1
<i>Region</i>			
England	71,1		
Wales	11,8	11,8	11,8
Schottland	13,8	13,4	13,4
Nordirland	3,3	3,1	3,1
<i>N(Personenjahre)</i>	<i>584</i>	<i>560</i>	<i>1.207</i>
<i>Ausfall</i>		<i>4%</i>	

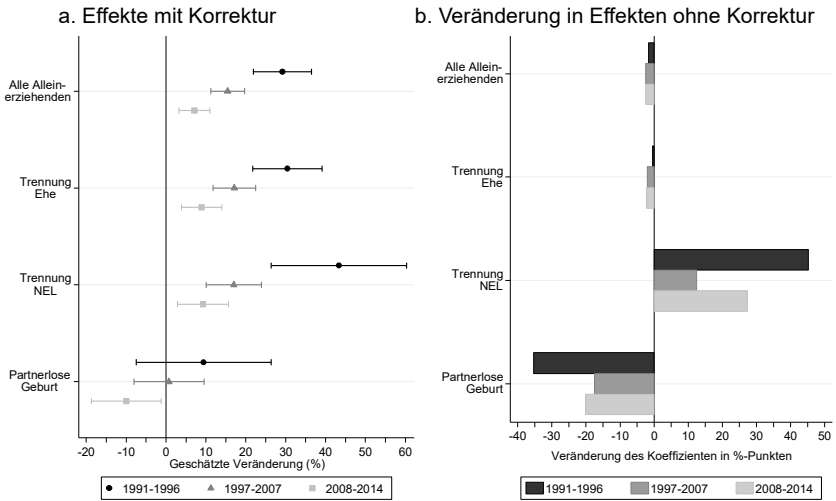
Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt). Eigene Berechnungen.

Tabelle A9.10: Entropy Balancing für Alleinerziehende qua Geburt, VK

	Alleinerziehende qua Geburt		Partnerlose Frauen
Individualmerkmale zu t-1	vor EB	nach EB	nach EB
<i>bedarfsgewichtetes HH-Nettoeinkommen</i>	1.187€	1.191€	1.191€
<i>Erwerbstätigkeit</i>			
Vollzeit	44,4		
Teilzeit	8,3	8,3	8,3
Arbeitslos	26,1	26,1	26,1
Inaktiv	21,4	20,4	20,4
<i>Bildungsqualifikation</i>			
Niedrig	54,4		
Mittel	38,0	37,4	37,4
Hoch	7,6	7,8	7,8
<i>Geburtskohorte</i>			
vor 1960	0,8		
1960s	5,3	5,2	5,2
1970s	26,3	25,7	25,7
1980s und später	67,5	68,3	68,2
<i>Eigenheimbesitzerin</i>	47,1	46,5	46,5
<i>Alter</i>	22,7	22,7	22,8
<i>Region</i>			
England	67,4		
Wales	10,3	10,9	10,8
Schottland	9,9	10,0	10,0
Nordirland	12,4	11,7	11,7
<i>N(Personenjahre)</i>	243	230	5.764
<i>Ausfall</i>		5%	

Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt). Eigene Berechnungen.

Abbildung A9.3: Direkter Effekt des Alleinerziehens über drei Perioden, VK



Daten: BHPS/UKHLS (1991-2014 gepoolt). Eigene Berechnungen.

Anmerkung: Lineare Hybridmodelle mit robusten Standardfehlern, mit und ohne Entropy Balancing.

Tabelle A9.11: Heterogenität im Effekt des Alleinerziehens für zentrale Merkmale, VK

	Erwerbsstatus		Kinderanzahl		Kindesalter	
	Erwerbs-tätig	Arbeits-los	2 Kinder	mind. 3 Kinder	0-2 Jahre	3-5 Jahre
<i>Alle Alleinerziehenden</i>						
Unterschied Periode 2 zu Periode 1	0,01	-0,11	0,06	0,18	-0,03	0,22
Unterschied Periode 3 zu Periode 1	0,21*	0,07	0,10	-0,03	-0,20	0,10
Unterschied Periode 3 zu Periode 2	0,20**	0,18	0,04	-0,21**	-0,17*	-0,12
<i>N (Personenjahre)</i>	37.712	37.712	37.712	37.712	37.712	37.712
<i>Trennung Ehe</i>						
Unterschied Periode 2 zu Periode 1	-0,06	-0,75	-0,11	0,11	-0,06	0,15
Unterschied Periode 3 zu Periode 1	0,22	-0,69	-0,00	-0,12	-0,31*	0,13
Unterschied Periode 3 zu Periode 2	0,27*	0,06	0,10	-0,23*	-0,26*	-0,02

	Erwerbsstatus		Kinderanzahl		Kindesalter	
	Erwerbs- tätig	Arbeits- los	2 Kinder	mind. 3 Kinder	0-2 Jahre	3-5 Jahre
<i>N (Personenjahre)</i>	30.989	30.989	30.989	30.989	30.989	30.989
<i>Trennung NEL</i>						
Unterschied Peri- ode 2 zu Periode 1	0,19	0,99	0,40*	0,25	0,12	0,40
Unterschied Peri- ode 3 zu Periode 1	0,30	1,26*	0,28	0,07	-0,07	0,17
Unterschied Peri- ode 3 zu Periode 2	0,11	0,27	-0,12	-0,18	-0,19	-0,23
<i>N (Personenjahre)</i>	6.093	6.093	6.093	6.093	6.093	6.093
<i>Kindesgeburt ohne Partnerschaft</i>						
Unterschied Peri- ode 2 zu Periode 1	-0,29	-0,52				
Unterschied Peri- ode 3 zu Periode 1	-0,08	-0,47				
Unterschied Peri- ode 3 zu Periode 2	0,21	0,04				
<i>N (Personenjahre)</i>	21.557	21.557				

Signifikanz: * $p < 0,10$; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$:

Daten: BHPS/UKHLS 33.1 (1991-2014 gepoolt). Eigene Berechnungen.

Anmerkung: Lineare Hybridmodelle mit robusten Standardfehlern. Korrektur der Kompositionseffekte über Perioden anhand von Entropy Balancing. Referenzkategorien: Inaktiv, 1 Kind, Kind 6-17 Jahre.

10 Schluss

Ausgangspunkt dieses Buchs war die übergeordnete Frage: Warum sind alleinerziehende Mütter in Deutschland überproportional oft von Armut betroffen? Die bestehende Forschung hat grundsätzlich zwei Antworten auf diese Frage gegeben, die bisher nicht systematisch in einem theoriegeleiteten Modell zusammenggeführt wurden: *Erstens*, individuelle Merkmale (wie z.B. ein niedriger Bildungsabschluss), welche das Risiko alleinerziehend zu werden erhöhen, korrelieren gleichzeitig positiv mit dem Armutsrisiko (endogene Selektivität). *Zweitens*, die institutionellen Rahmenbedingungen beeinflussen das Ausmaß der Doppelbelastung, die durch das Alleinerziehen entsteht, und damit das daraus resultierende Armutsrisiko. Dementsprechend wurde die zentrale Forschungsfrage dieser Arbeit folgendermaßen verfeinert: Inwiefern kann das hohe Armutsrisiko alleinerziehender Mütter in Deutschland auf die soziale Komposition der Alleinerziehenden oder den vom institutionellen Kontext gemachten Effekt des Alleinerziehens selbst zurückgeführt werden?

In der bestehenden Forschung wurde diese konkrete Fragestellung bisher nur lückenhaft beantwortet: Vielen Studien zum Armutsrisiko alleinerziehender Mütter fehlt ein theoretisches Erklärungsmodell, welches sowohl Selektionsprozesse ins Alleinerziehen als auch den institutionellen Kontext systematisch berücksichtigt und zueinander in Bezug setzt. Dies hat einerseits zur Folge, dass die familialen Prozesse, die dem Alleinerziehen vorgelagert sind, selten in ihrer zeitlichen Dynamik und ihrer Vielfalt systematisch betrachtet und dementsprechend empirisch modelliert werden. Andererseits führt die getrennte Betrachtung der beiden potenziellen Ursachen dazu, dass jeweils eine der Ursachen vernachlässigt wird und potenzielle Wechselwirkungen unberücksichtigt bleiben. Ferner hat die Aufarbeitung des bisherigen Forschungsstands ergeben, dass die Entwicklung des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter über die letzten Jahrzehnte sowie die möglichen Ursachen dieser Veränderungen nur wenig erforscht wurden.

Das Ziel der vorliegenden Arbeit war es, diese Forschungslücken näher zu beleuchten und zu ihrer Schließung beizutragen. Hierfür wurde zunächst ein an die Lebensverlaufsperspektive und gendersensible Forschung angelehntes theoretisch fundiertes Mehrebenenmodell zur Erklärung des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter entwickelt. Alleinerziehen wird somit als Ergebnis sozial selektiver familialer Übergänge und die ökonomischen Folgen des Übergangs ins Alleinerziehen als von der Ausgestaltung des institutionellen Kontexts abhängig konzipiert. Darauf basierend wurden anhand des bisherigen Wissensstands zu den beiden Ursachen des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter, d.h. der soziale Komposition der Alleinerziehenden und dem institutionellen Kontext, sowie ihrem Zusammenspiel theoretische Erwartungen abgeleitet, die in drei Kapiteln empirisch überprüft wurden.

In Kapitel 10.1 werden nun die zentralen Ergebnisse dieser empirischen Analysen noch einmal zusammengefasst. Daran schließt sich eine kritische Diskussion des theoretischen Gerüsts sowie der empirischen Umsetzung der Arbeit an (Kapitel 10.2). Am Ende werden die Beiträge der vorliegenden Arbeit zum Forschungsfeld und zu aktuellen gesellschaftspolitische Debatten besprochen. Den Abschluss bilden Erwägungen zu neuen Forschungsfragen, die sich aus der vorliegenden Arbeit ergeben (Abschnitt 10.3).

10.1 Zentrale Ergebnisse und eigener Beitrag

Die vorliegende Untersuchung hat die soziale Komposition alleinerziehender Mütter, den institutionelle Kontext sowie das interdependente Zusammenspiel aus beiden als zentrale Ursachen für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter in Deutschland (und dem Vereinigten Königreich) analysiert. Diese drei Forschungsschwerpunkte wurden jeweils in einem empirischen Kapitel näher beleuchtet. Dabei waren die empirischen Analysen eines Kapitels jeweils von spezifischen Forschungsfragen geleitet. Im Hinblick auf die Bedeutung der sozialen Komposition der alleinerziehenden Mütter für ihr Armutsrisiko sollten folgende Fragen beantwortet werden: 1) *Welche Rolle spielen die soziale Komposition der alleinerziehenden Mütter und das Alleinerziehen für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter?* 2) *Inwiefern führen verschiedene Wege ins Alleinerziehen zu Unterschieden im Armutsrisiko alleinerziehender Mütter?*

Für die Analyse der Rolle des institutionellen Kontexts für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter wurde ein Periodenvergleich innerhalb eines Landes herangezogen. In einem ersten Schritt sollte untersucht werden, 3) *wie sich das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter, ihre soziale Zusammensetzung sowie der institutionelle Kontext über die institutionellen Perioden hinweg entwickelt haben.* Daran knüpfte die Frage nach den Ursachen für die beobachteten Veränderungen an: 4) *Sind diese Entwicklungen im Armutsrisiko alleinerziehender Mütter eher auf Kompositionseffekte oder Effekte des institutionellen Kontexts zurückzuführen?* Über diese Forschungsfragen zum Zusammenspiel von Komposition und institutionellem Kontext hinaus wurde in einem zweiten Schritt explizit die Bedeutung des institutionellen Kontexts für den armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter betrachtet: 5) *Hat sich der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter im Zuge der Reformen des Arbeitsmarkts und der Familien- sowie Vereinbarkeitspolitik verändert?* 6) *Gibt es heterogene Effekte des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter je nach Erwerbsstatus bzw. Haushaltskonstellation und verändern sich diese über die Perioden?* Im Folgenden werden die

Antworten auf diese sechs Forschungsfragen, die im Rahmen der empirischen Analyse gegeben wurden, noch einmal für jeden der drei Forschungsschwerpunkte zusammengefasst.

10.1.1 Familiäre Selektionsprozesse ins Alleinerziehen bedeutsam für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter

Zur Beantwortung der ersten beiden Forschungsfragen wurden in *Kapitel 7* die familialen Selektionsprozesse ins Alleinerziehen und deren Bedeutung für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter ausführlich betrachtet. Im Einklang mit der bisherigen Forschung bestätigen die deskriptiven Analysen die soziale Selektivität des Übergangs ins Alleinerziehen in Deutschland. Im Vergleich zu Frauen, die nicht alleinerziehend werden, weisen alle zukünftigen Alleinerziehenden bereits zwei Jahre vor dem Übergang ins Alleinerziehen ein substanziiell höheres Armutsrisiko auf, egal ob sie zu diesem Zeitpunkt verheiratet, in einer nichtehelichen Lebensgemeinschaft (NEL), oder alleine leben. Dabei sind zukünftige Alleinerziehende aus einer NEL bereits zwei Jahre vor dem Alleinerziehen am stärksten von Armut betroffen, sowohl im Vergleich zu allen anderen Alleinerziehenden als auch zur Kontrollgruppe der Mütter, die dauerhaft in einer NEL leben. Für Alleinerziehende, die aus einer Ehe kommen, ist hingegen der Übergang ins Alleinerziehen mit dem höchsten *Anstieg* im intraindividuellen Armutsrisiko verbunden. Dadurch kommt es unter den verschiedenen Gruppen der Alleinerziehenden (zumindest in den ersten beiden Jahren) zu einer Annäherung im Armutsrisiko, trotz der unterschiedlichen Ausgangslagen vor dem Alleinerziehen. Damit ergeben die deskriptiven Analysen bereits Hinweise auf die Beantwortung der ersten beiden Forschungsfragen: Das höhere Armutsrisiko von Alleinerziehenden scheint sowohl von Selektionsprozessen, als auch vom Übergang ins Alleinerziehen selbst beeinflusst zu werden. Ferner unterscheiden sich die Armutsrisiken je nach Weg ins Alleinerziehen.

Diese Befunde werden auch von den multivariaten Modellen gestützt. Mittels konditionaler DiD-Modelle wurde der durchschnittliche Anstieg in der Armutswahrscheinlichkeit durch den Übergang ins Alleinerziehen im ersten Jahr des Alleinerziehens auf 23%-Punkte, im zweiten Jahr auf 16%-Punkte geschätzt. Ebenso zeigen sich ähnliche Gruppenunterschiede wie in der deskriptiven Analyse: Während sich der Übergang ins Alleinerziehen bei Frauen, die aus einer Ehe kommen, am meisten armutsverstärkend auswirkt, erhöht sich die Armutswahrscheinlichkeit bei Alleinerziehenden qua Kindesgeburt moderat und bei Alleinerziehenden aus einer NEL am wenigsten. Der Befund für Alleinerziehende aus einer NEL kann durch zwei Prozesse erklärt werden: Einerseits sind vergleichsweise viele dieser Mütter bereits vor dem Übergang zum Alleinerziehen arm, für sie steigt die Armutswahrscheinlichkeit durch den

Übergang ins Alleinerziehen faktisch nicht. Andererseits scheint ein nicht unerheblicher Anteil dieser Mütter (22%) ein bestehendes Armutsrisiko durch den Übergang ins Alleinerziehen zu überwinden. Dabei hat sich die empirische Berücksichtigung der Selektionsprozesse in Form des Entropy Balancing als wichtig herausgestellt. Ohne Entropy Balancing würde für alle drei Gruppen die intraindividuelle Veränderung des Armutsrisikos mit dem Übergang ins Alleinerziehen systematisch unterschätzt.

Es kann also Folgendes festgehalten werden: Bei Alleinerziehenden aus einer Ehe tragen Kompositionseffekte wenig zur Erklärung ihres Armutsrisikos bei. Im Kontrast dazu kann das hohe Armutsrisiko von Alleinerziehenden aus einer NEL viel stärker auf familiäre Selektionsprozesse vor dem Alleinerziehen zurückgeführt werden. Bei Alleinerziehenden qua Kindesgeburt wiederum können sowohl moderate Kompositionseffekte als auch moderate Effekte des Übergangs ins Alleinerziehen als Ursachen für das Armutsrisiko identifiziert werden.

Für eine genauere Bestimmung der Mechanismen für diesen armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens kann dieser Effekt in *direkte* Effekte einerseits, also die ökonomischen Folgen des auslösenden Ereignisses, und *indirekte* Effekte des Alleinerziehens andererseits, hauptsächlich vermittelt über den Erwerbsstatus, zerlegt werden. Insgesamt handelt es sich bei dem Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter in Deutschland um armutsverstärkende Effekte der Ereignisse Familientrennung und Kindesgeburt. Lediglich bei Alleinerziehenden qua Kindesgeburt können substantielle indirekte Effekte des Alleinerziehens, also der Kindesgeburt auf den Erwerbsstatus, identifiziert werden. Aus einer sozialpolitischen Perspektive kann demzufolge der Bedarf festgestellt werden, über die Förderung von Erwerbstätigkeit alleinerziehender Mütter hinaus auch stärker als bisher die Ereignisse Familientrennung und Kindesgeburt außerhalb einer Partnerschaft wohlfahrtsstaatlich abzusichern.

Der Ländervergleich mit dem Vereinigten Königreich hat zudem Erkenntnisse geliefert, welche nicht nur Hinweise auf die Bedeutung von Kompositionseffekten, sondern auch von institutionellen Rahmenbedingungen geben. Grundsätzlich existieren im Vereinigten Königreich stärkere familiäre Selektionsprozesse ins Alleinerziehen als in Deutschland. Dies drückt sich insbesondere in einem durchschnittlich höheren Armutsrisiko vor dem Übergang ins Alleinerziehen aus, das mit einer niedrigeren Erwerbsbeteiligung, deutlich geringeren Bildungsqualifikationen sowie einem tieferen Durchschnittsalters von Alleinerziehenden im Vereinigten Königreich in Beziehung steht. Ein Grund hierfür ist auch, dass im Vereinigten Königreich Alleinerziehendenphasen häufiger durch die Trennung einer NEL oder einer Kindesgeburt außerhalb einer festen Partnerschaft ausgelöst werden als in Deutschland. In der Konsequenz ist der Übergang ins Alleinerziehen für Frauen in Deutschland mit einem deutlich höheren *Anstieg* des Armutsrisikos verbunden als für Frauen im

Vereinigten Königreich. Daraus kann geschlossen werden, dass das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter in Deutschland stärker mittels wohlfahrtsstaatlichen Risikomanagements gesenkt werden kann, das spezifisch auf die Bedürfnisse von Alleinerziehenden zugeschnitten ist. Dafür sollten Im Vereinigten Königreich solche Reformen, die die Qualifizierung und damit auch zusammenhängend die Erwerbsbeteiligung alleinerziehender Mütter fördern, erfolgreicher in der Senkung des Armutsrisikos dieser Mütter sein. Die konkrete Bedeutung des institutionellen Kontexts für die Erklärung des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter in Deutschland wurde in Kapitel 8 und 9 systematisch in Form eines Perioden- und Ländervergleichs untersucht.

10.1.2 Das Zusammenspiel von sozialer Komposition und institutionellem Kontext

Das Hauptanliegen in *Kapitel 8* war es, das Zusammenspiel von Kompositionseffekten sowie solchen des institutionellen Kontexts in seiner Bedeutung für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter näher zu beleuchten. Hierfür wurde zunächst für Deutschland die Entwicklung des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter, der sozialen Komposition sowie des institutionellen Kontexts in Form der wohlfahrtsstaatlichen Armutsreduktion über drei institutionelle Perioden hinweg nachgezeichnet. Dabei ist die erste Periode (1984-1997) sozusagen die institutionelle ‚Ausgangslage‘, mit der die Entwicklungen im Zuge der Periode der Arbeitsmarktreformen (1998-2006) und der Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik (2007-2016) verglichen werden.

Für die Entwicklung der Armutsquote der alleinerziehenden Mütter insgesamt kann ein leichter Anstieg in der Periode der Arbeitsmarktreformen sowie ein Rückgang in der Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik konstatiert werden. Bei näherer Betrachtung – differenziert nach Weg ins Alleinerziehen – zeigt sich jedoch, dass auch die Armutsquote in der dritten Periode nur bei Alleinerziehenden aus einer Ehe sinkt. Dagegen bleibt sie bei Alleinerziehenden aus einer NEL konstant auf dem Niveau der Periode der Arbeitsmarktreformen und steigt bei den Alleinerziehenden qua Kindesgeburt sogar erheblich an. Anhand von Dekompositionsanalysen konnte gezeigt werden, dass diese in der Summe eher nachteilige Entwicklung vorrangig auf armutsverstärkende Kompositionseffekte zurückgeführt werden können. Dabei spielt der Rückgang in der Vollzeitwerbsbeteiligung eine herausragende Rolle, die auch im Zuge des verstärkten Ausbaus in der Betreuungsinfrastruktur ab 2007 nicht wieder das durchschnittliche Niveau der 1980er und frühen 1990er Jahre erreicht hat. Dagegen konnten im Aggregat für alle Alleinerziehenden kaum Einkommensstruktureffekte, die eine Annäherung der wohlfahrtsstaatlichen Absicherung von eher nachteiligen Individualmerkmalen hinsichtlich des Armutsrisikos (bspw. arbeitslos, mehr als zwei Kinder) darstellen, festgestellt

werden. Dies kann damit erklärt werden, dass sich diese Effekte sehr unterschiedlich entwickelt haben je nach Weg ins Alleinerziehen und sich in der Summe gegenseitig aufheben. Auch dieser Befund unterstreicht die Wichtigkeit einer differenzierten Betrachtung von alleinerziehenden Müttern für ein verbessertes Verständnis der Ursachen ihres Armutsrisikos.

In der *Periode der Arbeitsmarktreformen* ist die Armutsquote alleinerziehender Mütter jedoch nicht nur bei nicht erwerbstätigen Alleinerziehenden, sondern auch bei erwerbstätigen Alleinerziehenden gestiegen. An dieser Stelle verfehlt die Aktivierungspolitik zumindest für die Jahre dieser Periode das Ziel, geringentlohnte Erwerbstätigkeit in einem Maße zu subventionieren, dass ein Armutsrisiko vermieden wird. Doch auch das Ziel einer verstärkten Arbeitsmarktintegration wird in dieser Periode nicht erfüllt: Die Erwerbsquote sinkt im Vergleich zu den 1980er und 1990er Jahren vor allem in der Vollzeitbeschäftigung zugunsten von Zuwächsen in der Teilzeit- und geringfügigen Beschäftigung.

Die institutionellen Veränderungen in der *Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik* haben sich für Alleinerziehende nach Familientrennung finanziell positiv ausgewirkt, wobei diese finanzielle Verbesserung bei Alleinerziehenden aus einer NEL aufgrund gleichzeitiger armutsverstärkender Verschiebungen in der sozialen Komposition insgesamt zu einer unveränderten Armutsquote führt. Alleinerziehende qua Kindesgeburt nehmen jedoch eine Sonderposition ein, da ihr Armutsrisiko besonders stark in dieser Periode ansteigt. Aufgrund der Veränderungen in den Elternzeitregelungen ab 2007 sind diese Alleinerziehenden nun verstärkt inaktiv oder auch arbeitslos. Gleichzeitig führen zum einen die kürzere Bezugsdauer des Elterngelds und zum anderen die einkommensbezogene Leistungsstruktur zu einer finanziellen Schlechterstellung dieser Alleinerziehenden. Diese wird darüber hinaus durch die mittlerweile vollständige Anrechnung des Elterngelds und anderer Familienleistungen auf Leistungen der Grundsicherung weiter intensiviert. Dieses Ergebnis sollte jedoch aufgrund sehr niedriger Fallzahlen in Zukunft erneut überprüft werden.

Der *Vergleich mit dem Vereinigten Königreich* verstärkt weiterhin den Eindruck, dass sich die beiden Reformperioden in Deutschland eher negativ auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter ausgewirkt haben. Die wohlfahrtsstaatliche Ausgangslage in der ersten Periode (1991-1996) ist für alleinerziehende Mütter im Vereinigten Königreich erheblich schlechter als in Deutschland: Ihr Armutsrisiko liegt deutlich über dem der Alleinerziehenden in Deutschland, auch bei Erwerbstätigkeit. Das liegt zum einen in der – politisch gewünschten – hohen Inaktivität von Alleinerziehenden und zum anderen in einer niedrigen wohlfahrtsstaatlichen Absicherung begründet. Im starken Gegensatz zu Deutschland wird das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter im Vereinigten Königreich im Zuge der Arbeitsmarktreformen und der verstärkten ‚Lone Parent Obligations‘ ab 2008 effektiver gesenkt. In der zweiten

Periode liegt dies sowohl an armutssenkenden Kompositions- wie Einkommensstruktureffekten, während in der dritten Periode vorrangig armutssenkende Einkommensstruktureffekte zum Tragen kommen.

Die Erwerbsquote von alleinerziehenden Müttern ist substanziell über die drei Perioden gestiegen, genauso auch die wohlfahrtsstaatliche Armutsreduktion. Letzteres hängt dabei eng mit der ersten Entwicklung zusammen: Im Sinne des Aktivierungsparadigmas werden im Vereinigten Königreich immer mehr wohlfahrtsstaatliche Leistungen an eine Erwerbstätigkeit geknüpft („in-work benefits“), die ein Armutsrisiko aufgrund von geringen Löhnen abfedern sollen. Gleichzeitig entsteht ab Mitte der 1990er Jahre historisch erstmals im Vereinigten Königreich eine Familienpolitik „sui generis“ (Mätzke und Ostner 2010:388), die gezielt die Erwerbstätigkeit von Müttern steigern sowie das Armutsrisiko von Kindern senken soll. Da sich mit dem Regierungswechsel 2010 jedoch das politische Klima wieder eher Richtung wohlfahrtsstaatlicher Austerität gedreht hat, bleibt abzuwarten, ob der Rückgang im Armutsrisiko alleinerziehender Mütter anhält. Genauso sind weiterführende Analysen zum Zusammenhang von Armutstrend alleinerziehender Mütter und Entwicklung der Medianeinkommen generell notwendig, um die Bedeutung des institutionellen Kontexts abschließend einordnen zu können.

10.1.3 Der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens hängt vom institutionellen Kontext ab

Da die Analyse der aggregierten Armutsquoten alleinerziehender Mütter über die Perioden noch keine Schlüsse bezüglich der Entwicklung der intraindividuellen Veränderung im Armutsrisiko aufgrund des Alleinerziehens zulassen, wurde diese abschließend in *Kapitel 9* untersucht. Anhand von linearen Hybridmodellen (und der zusätzlichen statistischen Kontrolle für sich verändernde Kompositionseffekte) wurde hierfür der Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter für jede Periode geschätzt. Für Deutschland ist generell ein Rückgang im armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens im Zuge der beiden Reformperioden zu verzeichnen: Der Effekt des Alleinerziehens sinkt in der zweiten und dritten Periode substanziell wie statistisch signifikant. Dieses Ergebnis ist insofern überraschend, dass in der bisherigen Forschung die Folgen der Arbeitsmarktreformen, hinsichtlich der Erwerbsbeteiligung und der Löhne von Alleinerziehenden, eher als negativ eingeschätzt wurden. Dementsprechend wurde erwartet, dass im zeitlichen Vergleich der armutsvermeidende Effekt von Erwerbstätigkeit hätte sinken, und der armutsverstärkende Effekt von Arbeitslosigkeit hätte zunehmen sollen.

Empirisch findet die Annahme eines Anstiegs des armutsverstärkenden Effekts vom Übergang zum Alleinerziehen bei arbeitslosen Frauen in der *Periode der deutschen Arbeitsmarktreformen* kaum Bestätigung. Hingegen

nimmt der armutsvermeidende Schutz von Erwerbstätigkeit bei Alleinerziehenden tatsächlich ab. Nichtsdestotrotz scheinen sich diese Entwicklungen insgesamt nicht in einer Verstärkung des Effekts des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko niederzuschlagen. Eine Erklärung hierfür ist der gleichzeitige Rückgang im armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens bei Alleinerziehenden mit mehr als einem Kind und mit Kleinkindern. Dieser Befund liefert einen weiteren Hinweis für die herausragend effektive Wirkung der Erhöhung des Kindergelds ab 1998, auf die bereits Boehle (2019) hingewiesen hat.

Wie bei der Analyse der Entwicklung der Armutsquote zeigt sich in der *Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik* auch für die Entwicklung der intraindividuellen Veränderung im Armutsrisiko aufgrund von Alleinerziehen ein heterogenes Bild je nach Weg ins Alleinerziehen. Während der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens für beide Alleinerziehendengruppen nach Familientrennung weiter zurückgeht, steigt er für Alleinerziehende qua Kindesgeburt in dieser Periode wieder massiv an. Dieser Effekt ist in seiner Effektgröße wenig vertrauenswürdig, in der Effektrichtung aufgrund der ebenfalls stark gestiegenen Armutsquote jedoch plausibel. Gestützt wird dieser Befund auch durch weiterführende Analysen der Entwicklung von direkten und indirekten Effekten des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter. Denn indirekte armutsverstärkende Effekte des Alleinerziehens vermittelt über den Erwerbsstatus bestehen nur für diese Gruppe von Alleinerziehenden und steigen in der dritten Periode deutlich an. Zusammengefasst stellt dies einen weiteren empirischen Hinweis dafür dar, dass diese Alleinerziehenden in Folge der familien- wie vereinbarkeitspolitischen Maßnahmen ab 2008 finanziell schlechter gestellt sind als zuvor.

Weiterhin wird diese Einschätzung durch den *Vergleich mit dem Vereinigten Königreich* untermauert. Denn im Gegensatz zu den Alleinerziehenden qua Kindesgeburt in Deutschland sinkt der armutsverstärkende Effekt des Alleinerziehens für diese Alleinerziehenden im Vereinigten Königreich nicht nur kontinuierlich über die Perioden, sondern kehrt sich in der Periode der verstärkten Erwerbsobliegenheit für Alleinerziehende (2008-2014) sogar um. Diese Entwicklung ist vor allem auf einen Rückgang im direkten armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens, also der Kindesgeburt außerhalb einer Partnerschaft, zurückzuführen. Demzufolge haben insbesondere diese Alleinerziehenden vom Ausbau der Familienpolitik profitiert. Doch auch für Alleinerziehende insgesamt kann im Vereinigten Königreich ein größerer Rückgang im armutsverstärkenden Effekt des Alleinerziehens über die Perioden konstatiert werden. In der Konsequenz weisen beide Länder in der dritten Periode (DE: 2007-20016, VK: 2008-2014) einen quasi gleich hohen Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter von 8%-Punkten bzw. 9%-Punkten auf.

10.1.4 Kernaussagen

Insgesamt demonstriert die vorliegende Arbeit die Wichtigkeit, das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter in den biografisch-dynamischen sowie breiteren institutionellen Kontext einzubetten, um die Ursachen für ihr hohes Armutsrisiko verstehen zu können. Heutzutage führen in Deutschland hauptsächlich drei familiäre Ereignisse ins Alleinerziehen: die Trennung einer Ehe mit Kindern, die Trennung einer NEL mit Kindern sowie die Geburt eines ersten Kindes außerhalb einer festen Partnerschaft. Zwischen diesen drei Alleinerziehendengruppen bestehen substanzielle (obgleich nicht immer statistisch signifikante) Unterschiede – sowohl im Hinblick auf die Mechanismen des Eintritts des jeweiligen auslösenden Lebensereignisses als auch die Mechanismen der Folgen für das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter: Das hohe Armutsrisiko alleinerziehender Mütter ist das Resultat von Kompositionseffekten und Effekten des Alleinerziehens, wobei insgesamt der Effekt des auslösenden Ereignisses die zentralere Rolle spielt. Dies ist vorrangig auf den großen armutsverstärkenden Effekt des Übergangs ins Alleinerziehen aus einer Ehe zurückzuführen, während bei den Alleinerziehenden aus einer NEL die Kompositionseffekte vergleichsweise bedeutsam sind. In der Konsequenz gleicht sich das Armutsrisiko dieser Frauen nach Übergang ins Alleinerziehen (zumindest für die ersten beiden Jahre) aneinander an. Aufgrund der größeren Selektivität ins Alleinerziehen im Vereinigten Königreich fällt dort die intraindividuelle Veränderung im Armutsrisiko aufgrund von Alleinerziehen deutlich geringer aus.

Im zeitlichen Vergleich über die Perioden in Deutschland zeigt sich ferner, dass der Einfluss der sozialen Komposition auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter in der zweiten Periode am größten ist, was insbesondere mit dem Rückgang der Vollzeitbeschäftigung zusammenhängt. Ein weiterer zentraler Befund der Periodenanalyse besteht darin, dass der Effekt des Alleinerziehens auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter im Zuge der beiden Reformperioden deutlich abgenommen hat – trotz einer insgesamt gestiegenen Armutsquote in der Periode der Arbeitsmarktreformen. Weiterhin wird anhand der sehr heterogenen Entwicklung in der Periode der Familien- und Vereinbarkeitspolitik erneut die Bedeutsamkeit einer Differenzierung der Alleinerziehenden nach auslösendem Ereignis verdeutlicht.

Der Ländervergleich mit dem Vereinigten Königreich hat darüber hinaus interessante Erkenntnisse für die vergleichende Wohlfahrtsstaatenforschung geliefert: Denn trotz eines erheblich höheren Armutsrisikos alleinerziehender Mütter im Vereinigten Königreich der frühen 1990er Jahre sinkt dieses Armutsrisiko im beobachteten Zeitraum so sehr, dass es in der dritten Periode sogar um 10%-Punkte unter dem in Deutschland liegt. Anhand der durchgeführten Analysen kann festgehalten werden, dass die qualitativ ähnlichen Reformen in beiden Ländern aufgrund gegenläufiger Entwicklungen in der sozialen Komposition – allen voran im Erwerbsstatus – zu einer unterschiedlichen

Entwicklung und in der Folge zu einem gleichen Niveau im Armutsrisiko alleinerziehender Mütter geführt haben. Deshalb kann zumindest für das Outcome Armutsrisiko alleinerziehender Mütter eine gewisse Konvergenz über die Zeit konstatiert werden. Doch diese Ergebnisse lassen insgesamt nicht den Schluss einer wirklichen Konversion der Systeme zu. Vielmehr entwickeln sich beide Länder weg von den ursprünglich identifizierten wohlfahrtsstaatlichen Idealtypen. Ob die Bezeichnung dieser vom Idealtyp abweichenden Entwicklungen als ‚hybride‘ Elemente (Clasen et al. 2011, Hinrichs 2010) auf Dauer fruchtbar ist, kann zu diesem Zeitpunkt noch nicht geklärt werden.

10.2 Grenzen der Arbeit und Implikationen für zukünftige Forschung

In diesem Abschnitt sollen auf Einschränkungen und Grenzen in konzeptioneller wie methodologischer Sicht hingewiesen werden. Als erstes sollten im Hinblick auf die Konzeption bzw. *theoretische Anlage* der Arbeit drei Punkte in Betracht gezogen werden: *Erstens* werden aufgrund des Fokus auf die Ursachen des Armutsrisikos alleinerziehender Mütter mögliche Bewältigungsstrategien und die Gelingensbedingungen für das Überwinden einer Armutslage nicht näher beleuchtet. So hat Kraus (2014) beispielsweise die Aufnahme bzw. einer Ausdehnung der Erwerbstätigkeit und das Eingehen einer neuen festen Partnerschaft mit gemeinsamer Haushaltsgründung als zentrale Bewältigungsstrategien zum Überwinden eines Armutsrisikos für Alleinerziehende herausgearbeitet. Müttern mit mindestens mittleren Bildungsabschlüssen sowie Kindern im Schulalter gelingt es dabei eher, Armut durch stärkere Beteiligung am Arbeitsmarkt zu überwinden (Hancioglu und Hartmann 2014). Ferner argumentiert Bastin (2016), dass das Eingehen einer neuen Partnerschaft insbesondere bei erwerbstätigen und gut gebildeten Alleinerziehenden sowie solchen mit recht jungen Kindern oft ein Weg aus der Armut darstellt (ebd. 2016).

Weitere wichtige Bewältigungsstrategien stellen möglicherweise die stärkere Beteiligung des Kindesvaters oder des sozialen Netzwerkes dar. Denn auch wenn Frauen ‚allein‘ erziehen, sind sie ja meistens nicht tatsächlich alleine. So wird im Rahmen der vorliegenden Arbeit die Rolle des Kindesvaters nur indirekt betrachtet, etwa bezüglich seines Erwerbsstatus sowie der Ausgestaltung der Arbeitsteilung zwei Jahre vor dem Alleinerziehen oder dem Anteil aller privater Transferzahlungen⁷⁵ am Haushaltseinkommen alleinerziehender Mütter. Inwiefern der biologische Vater (weiterhin) finanziell wie auch

75 Im SOEP werden die privaten Transferzahlungen leider erst mit der Ergänzungsstichprobe des Datensatzes ‚Familien in Deutschland‘ (FiD) nach Personenkreisen differenziert erfasst.

erzieherisch und emotional zum Wohlergehen des Kindes leistet, bleibt in dieser Arbeit unberücksichtigt. Interessant wäre in diesem Zusammenhang die Untersuchung der Väterbeteiligung differenziert nach Weg ins Alleinerziehen und über die Perioden hinweg. Zum Beispiel stellt sich die Frage, ob Väter mit Elternzeiterfahrung nach einer Ehescheidung oder Trennung einer nicht-ehelichen Lebensgemeinschaft stärker involviert bleiben. Eine große Unterstützung bei der Kinderbetreuung durch den Vater könnte zur Reduktion des Effekts des Übergangs zum Alleinerziehen führen, da dies der Mutter die Teilnahme am Arbeitsmarkt erleichtern sollte. In Bezug auf die Rolle direkter finanzieller Unterstützung durch Väter kann aus der bisherigen Forschung abgeleitet werden, dass ein beachtlicher Teil der unterhaltspflichtigen Väter entweder keine oder nur begrenzt Unterhaltszahlungen leistet (Hartmann 2015). Gleichzeitig steigt allerdings auch die Zahl der ‚multilokalen Wohnarrangements‘ (Schier und Hubert 2015), in denen ein weiterhin intensiver Kontakt der Kinder zu beiden Elternteilen aufrecht erhalten bleibt.

Genauso blieb in dieser Arbeit die Rolle von sozialen Netzwerken in Form von Herkunftsfamilie oder engen Freundschaften bei der Bewältigung der alltäglichen Herausforderungen des Alleinerziehens theoretisch und empirisch im Hintergrund. Diese wurden lediglich in Form der privaten Transferzahlungen berücksichtigt. Wie die Befunde von Zigel (2018) jedoch zeigen, bleibt die Kontakthäufigkeit zu Familienmitgliedern und Freundeskreis nach dem Übergang ins Alleinerziehen weitgehend unverändert. Zudem gibt es keine substanziellen Unterschiede zwischen unterschiedlichen Gruppen der Alleinerziehenden⁷⁶. Damit ist es unwahrscheinlich, dass die Berücksichtigung des Kontakts zum erweiterten Familien- und Freundeskreis die substantiellen Ergebnisse dieser Arbeit verändern würden. Allerdings lassen die im SOEP erhobenen Informationen keine weitergehenden Schlüsse zum Inhalt oder zur Qualität des Kontakts zu. Im FiD werden immerhin mehr Details zum sozialen Netzwerk erhoben, aber auch hier sind bisher keine Fragen zu Betreuungsarrangements zwischen getrennt lebenden Eltern integriert. Hier besteht ein großer Bedarf an quantitativ erhobenen Daten jenseits der existierenden qualitativen Studien, um zum einen die Determinanten verschiedener Betreuungsarrangements und zum anderen deren sozio-ökonomische Auswirkungen untersuchen zu können.

Die *zweite* konzeptionelle Einschränkung bezieht sich auf die Bestimmung des institutionellen Kontexts als institutionelle Perioden. Dies ist zwar insofern sinnvoll, dass im Rahmen der vorliegenden Arbeit keine einzelnen politischen Maßnahmen in ihrer Wirkung auf das Armutrisiko alleinerziehender Mütter evaluiert werden sollen. Vielmehr geht es ja um das Erfassen der gesamten institutionellen Rahmenbedingungen, in welche die Lebensverläufe von Alleinerziehenden eingebettet sind. Dennoch können aufgrund dieser

76 Die Heterogenität der Alleinerziehenden ist hier in Form des Familienstands erfasst.

Vorgehensweise keine genauen Mechanismen herausgearbeitet werden, wodurch die Interpretation der Ergebnisse vage bleibt. So bleibt beispielsweise unklar, ob der Anstieg der Arbeitslosigkeit und im Armutsrisiko alleinerziehender Mütter qua Kindesgeburt in der dritten Periode eher auf makrostrukturelle Faktoren wie die Finanzkrise oder auf finanzielle Einbußen im Zuge der Elternzeitreform zurückzuführen ist⁷⁷.

Im Rahmen der vorliegenden Arbeit wurden sozialpolitische Maßnahmen nur anhand des Anteils des Transfereinkommens am Gesamteinkommen sowie Anteils verschiedener sozialpolitischer Bereiche am Gesamttransfereinkommen direkt berücksichtigt. Im Hinblick auf die Identifizierung von Mechanismen wäre eine tiefer gehende empirische Analyse verschiedener Reformen notwendig, um beispielsweise auch altersspezifische Restriktionen wohlfahrtsstaatlicher Anspruchsrechte systematisch zu berücksichtigen. Denn die Relevanz spezifischer wohlfahrtsstaatlicher Maßnahmen variiert über den Lebensverlauf – vorrangig in Abhängigkeit des Alters des jüngsten Kindes (Zagel und Hübgen 2018). Während die Reform der Elternzeit hauptsächlich Alleinerziehende qua Kindesgeburt betrifft, wirkt sich die zeitliche Einschränkung des Unterhaltsvorschusses insbesondere auf Alleinerziehende aus einer Ehe aus, weil sie im Durchschnitt ältere Kinder haben und somit diese Leistung für kürzere Zeit in Anspruch nehmen können.

Effekte von spezifischen sozialpolitischen Maßnahmen könnten gerade aus vergleichender Perspektive gewinnbringend untersucht werden: Ländervergleichende Studien zeigen beispielsweise, dass eine Elternzeitregelung mit moderater Länge und hoher Lohnersatzquote das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter substanziell senkt (Misra et al. 2007, 2012). Aber in den meisten untersuchten Ländern stellen Alleinerziehende, die aufgrund des Alters ihrer Kinder überhaupt Anspruch auf Elternzeit haben, jedoch eine kleine Minderheit von unter 10% dar (Zagel und Hübgen 2018)⁷⁸. Über die genauen Mechanismen, wie sich die Elternzeit auf das Armutsrisiko alleinerziehender Mütter auswirken kann, wissen wir bisher noch viel zu wenig. Geht es hier vor allem um direkte Effekte, die das finanzielle Risiko der Kindesgeburt beeinflussen? Oder vielmehr um indirekte längerfristige Effekte, indem so genannte ‚scaring effects‘ von Erwerbsunterbrechungen vermieden werden? Dem Wissensstand der Autorin zufolge wurde eine solche differenzierte Untersuchung bisher nicht durchgeführt.

Drittens wäre eine umfassendere Definition und Messung des zu erklärenden Phänomens Armut wünschenswert gewesen. Auch wenn das ökonomische Kapital (hier in Form von Einkommen) im Bourdieuschen Sinne allen anderen

77 Bei ausreichenden Fallzahlen könnte dies in einem zukünftigen Forschungsvorhaben z.B. anhand eines ‚Regression Discontinuity‘-Designs untersucht werden.

78 In manchen Ländern kann Elternzeit theoretisch bis zum Einschulungsalter oder etwas länger beantragt werden. De facto nimmt allerdings die große Mehrheit der Eltern die gesamte Elternzeit direkt nach der Geburt.

Kapitalarten zugrunde liegt (Bourdieu 1983), wäre eine mehrdimensionale Modellierung mit der Berücksichtigung potenzieller Interdependenzen wünschenswert. Inwiefern geht eine Einkommensarmut bei alleinerziehenden Müttern auch mit materieller Deprivation, schlechter Wohnqualität oder gesundheitlichen Einbußen jenseits von Selbstselektion einher? Wie hat sich das Armutrisiko in diesen Dimensionen über die letzten 40 Jahre entwickelt? Hier herrscht noch ein bedeutender Forschungsbedarf. Zum Beispiel zeigt eine neue Studie der Bertelsmann Stiftung (Garbuszus et al. 2018), wie willkürlich bestehende Konventionen zur Messung von Einkommensarmut sind und wie wichtig ein kritischer Umgang mit ihnen ist.

Darüber hinaus möchte ich näher auf die Grenzen der verwendeten *Daten und Methoden* sowie in der Folge auf die Interpretation der Ergebnisse eingehen. Das SOEP stellt die größte Datenbasis für Deutschland dar, die vielfältige sozio-ökonomische Informationen im Längsschnitt und über einen langen Zeitraum bereitstellt. Nichtsdestotrotz bin ich im Zuge der empirischen Arbeit immer wieder an unverrückbare Fallzahlgrenzen gestoßen, wodurch sich manche interessante Forschungsfrage als nicht realisierbar herausstellte. Zum einen wäre es nach der Analyse des Effektes des Übergangs ins Alleinerziehen auf das Armutrisiko alleinerziehenden Mütter ein logischer Schritt gewesen, die Persistenz dieses Armutrisikos zu untersuchen. Genauso interessant wäre die Frage, ob Alleinerziehen im Sinne des Ansatzes der kumulativen Nachteile auch das Eintreten anderer kritischer Lebensereignisse begünstigt (z.B. Arbeitslosigkeit). Darüber hinaus wäre auch im Hinblick auf die systematische Untersuchung bestehender Gendernormen eine Differenzierung nach West- und Ostdeutschland sinnvoll gewesen. Diese Fragen sind insbesondere spannend mit Bezug auf potenzielle Unterschiede je nach Weg ins Alleinerziehen. Spätestens bei dieser Differenzierung jedoch sind nicht mehr genügend Fälle identifizierbar, anhand derer einigermaßen vertrauenswürdige Ergebnisse produziert werden können.

Da jedoch in dieser Differenzierung zwischen alleinerziehenden Müttern eine wesentliche Stärke der Arbeit liegt, wurden diese Forschungsfragen (vorerst) verworfen und für den Periodenvergleich auf ein Analysesample mit unterschiedlich häufigen Beobachtungen zurückgegriffen. Potenziellen Verzerrungen kann mit Hilfe entsprechender Episodengewichte, geclusteter Standardfehler sowie der Modellierung von Hybridmodellen zwar entgegengewirkt werden, aber ein Restrisiko bleibt bestehen. Deshalb können die Befunde des Periodenvergleichs für Alleinerziehende aus einer Ehe, NEL und qua Kindesgeburt lediglich als erste Tendenzen betrachtet werden.

Darüber hinaus werden bei den theoretischen Überlegungen zu bestehenden Geschlechterungleichheiten im Wohlfahrtsstaat und auf dem Arbeitsmarkt zwar implizit Annahmen zu bestehenden Geschlechternormen auf der gesellschaftlichen Ebene getroffen, die allerdings aufgrund der inhaltlich gesetzten Schwerpunkte weder explizit ins theoretische noch ins empirische Modell

mitaufgenommen werden. Aufgrund mangelnder Daten konnte genauso nicht berücksichtigt werden, inwiefern sich individuelle Werte bezüglich Geschlechterrollen auf das Verhalten alleinerziehender Mütter auswirken. Denn es wäre denkbar, dass alleinerziehende Mütter mit einem traditionelleren Rollenverständnis öffentliche Kinderbetreuung für Kleinkinder generell ablehnen. In diesem Fall kann nicht unbedingt von einer Verhaltensanpassung in der Erwerbstätigkeit ausgegangen werden in Folge des Ausbaus der Betreuungsinfrastruktur (für die Niederlande: van Gameren und Ooms 2009). In einem zukünftigen Forschungsvorhaben könnte dieser wichtige Aspekt der Geschlechternormen zusammen mit einer Differenzierung nach Alleinerziehenden in Ost- und Westdeutschland gezielt untersucht werden.

10.3 Sozialpolitische Implikationen und Ausblick

Nichtsdestotrotz liefert die vorliegende Arbeit genügend empirische Hinweise dafür, dass die Unterschiede zwischen den alleinerziehenden Müttern zum einen substanziell wichtig sind und zum anderen nicht nur auf Kompositionseffekte zurückgeführt werden können. Vielmehr spielt auch der institutionelle Kontext eine wesentliche Rolle in der Absicherung verschiedener Risiken. In diesem Zusammenhang ist es interessant, über potenzielle Implikationen dieser Forschungsarbeit für die Sozialpolitik nachzudenken. Insgesamt ist es schwierig, anhand einer einzelnen und darüber hinaus auf wenige Aspekte zugespitzte Arbeit sozialpolitische Implikationen abzuleiten. Für diesen Zweck stellen Metanalysen ein sehr geeignetes Instrument statt. Im Rahmen der vorliegenden Arbeit kann jedoch untersucht werden, welche sozialpolitischen Schlussfolgerungen bisheriger Studien und Gutachten durch meine Ergebnisse zusätzliche empirische Unterstützung finden.

Aufgrund der hohen intraindividuellen Veränderung im Armutrisiko durch das Alleinerziehen besteht die zentrale sozialpolitische Aufgabe darin, die direkten ökonomischen Folgen von Familientrennung und Kindesgeburt außerhalb einer Partnerschaft effektiver zu senken. Dies kann zum einen durch ein gesetzlich verstärktes in die Pflicht Nehmens des anderen Elternteils sowohl hinsichtlich finanzieller als auch erzieherischer Bedarfe erreicht werden. Zum anderen sollten bestehende familienpolitische Leistungen Alleinerziehenden auch tatsächlich zugutekommen und sie nicht wie bisher Paarfamilien mit Kindern gegenüber benachteiligen (van Lancker et al. 2015). Hierfür kann eine zentrale Stellschraube identifiziert werden: Das (vollständige) Anrechnen familienpolitischer Leistungen auf andere vorrangige Sozialleistungen. Die politische Zielsetzung dieser Regelung ist zweifelhaft, weil beispielsweise finanziell gut gestellten Familien ein Kindergeld gezahlt wird, während für Familien

im Grundsicherungsbezug – das sind häufig Alleinerziehende – das Kindergeld quasi entfällt.

In diesem Zusammenhang stellt auch die Nichtinanspruchnahme von Sozialleistungen einen spannenden Aspekt dar: Es gibt erste empirische Hinweise darauf, dass diese unmittelbar im Zuge der Zusammenlegung von Sozialhilfe und Arbeitslosenhilfe zu ALGII insbesondere für Alleinerziehende stark gestiegen ist (Becker 2015). Als mögliche Ursache wird fehlendes Wissen bezüglich der Kombinationsmöglichkeiten von geringentlohnter Erwerbstätigkeit mit Grundsicherungsleistungen angeführt. Inwiefern dieser Befund nach über zehn Jahren seit der Einführung des Kombilohns weiterhin besteht, ist eine offene und wichtige Frage für die zukünftige Forschung. Darüber hinaus könnten auch bewusst bestimmte soziale Ansprüche nicht genutzt werden, um andere Ansprüche nicht zu verlieren.

Darüber hinaus könnte der Kinderzuschlag für erwerbstätige Eltern mit geringem Einkommen ausgedehnt werden, sodass er auch effektiv eine finanzielle Entlastung darstellt. Im Hinblick auf den staatlichen Unterhaltsvorschuss ist die Gesetzesänderung von 2017 positiv anzumerken, die eine Ausdehnung der Anspruchsrechte zur Folge hatte. Diese Änderung könnte für Alleinerziehende mit älteren Kindern insgesamt, aber auch insbesondere für solche aus einer NEL entlastend wirken, weil ihre ehemaligen Partner vergleichsweise häufig arbeitslos sind und deshalb auch mit größerer Wahrscheinlichkeit keinen Kindesunterhalt leisten können.

Sozialpolitische Maßnahmen könnten jedoch bereits ‚präventiv‘ darauf abzielen, das latente Armutsrisiko von Müttern und Frauen insgesamt zu senken – noch bevor sie potenziell alleinerziehend werden. Hierfür bilden der Arbeitsmarkt sowie die Vereinbarkeitspolitik wichtige Stellschrauben. Die vorliegende Arbeit konnte im Einklang mit bisheriger Forschung zeigen, dass es für geringqualifizierte Frauen wahrscheinlicher ist, alleinerziehend zu werden. Dies trifft in besonderem Maße auf Alleinerziehende qua Kindesgeburt zu, die darüber hinaus im Durchschnitt noch sehr jung sind. Gerade für diese Alleinerziehenden wäre eine stärkere ‚enabling‘-Strategie im Sinne von Angeboten für Aus- und Weiterbildungen sinnvoll. Damit alleinerziehende Mütter solche qualifizierenden Maßnahmen überhaupt wahrnehmen können, sind sowohl Teilzeitformate als auch wiederum adäquate Kinderbetreuungsangebote notwendig.

Generell nimmt das Kinderbetreuungsangebot eine Schlüsselrolle in der Familien- und Vereinbarkeitspolitik für Mütter und insbesondere für Alleinerziehende ein. Denn selbst wenn arbeitgeberseitige Vorbehalte schwinden würden, können Mütter einen neuen Job nur dann annehmen oder ihre Stunden ausdehnen, wenn für ihre Kinder ein entsprechendes Betreuungsangebot besteht. Aufgrund der Altersstruktur der Kinder von alleinerziehenden Müttern (nur 6% 0-2 Jahre alt, ca. 70% 6-17 Jahre alt) geht es dabei jedoch weniger um das Betreuungsangebot für Kleinkinder, sondern vor allem um Ganztags-

schulen und andere Formen staatlich geförderter Nachmittagsbetreuung für Schulkinder. Zwar nimmt mit steigendem Kindesalter auch die Betreuungsin- tensität ab, aber eine lange Teilzeitstelle ist häufig nur schwer mit den Unter- richtszeiten von Grundschulen und der Unterstufe von Sekundarschulen kom- patibel. Ein weiterer Ausbau dieses Angebots würde insbesondere Alleinerzie- henden aus einer Ehe zugutekommen, bei denen sich der Übergang ins Allein- erziehen in den ersten Jahren besonders stark auswirkt.

Eine weitere politische Stellschraube stellt das momentane Steuersystem dar, welches aufgrund des bestehenden Ehegattensplittings sowohl aus einer geschlechtergerechten als auch einer familienfreundlichen Perspektive als problematisch angesehen wird. Das Ehegattensplitting setzt zum einen de facto für verheiratete Frauen Anreize, wenig oder gar nicht erwerbstätig zu sein, was wiederum ihr latentes Armutsrisiko erhöht. Zum anderen werden hier steuerliche Entlastungen nicht aufgrund der Anwesenheit von Kindern verteilt, son- dern aufgrund einer bestimmten Form der Partnerschaft. In der Folge wird ein kinderloses verheiratetes Paar steuerlich besser gestellt als eine alleinerzie- hende Mutter – insbesondere seitdem der Entlastungsbetrag für letztere stark gekürzt wurde. Stattdessen wird die Individualbesteuerung (Beblo 2009, Wrohlich 2009) zusammen mit effektiven steuerlichen Entlastungen für Fami- lien mit Kindern favorisiert. Dies könnte sich insbesondere positiv auf das hohe Armutsrisiko von Alleinerziehenden aus einer NEL auswirken – sowohl vor dem Alleinerziehen als auch in der Alleinerziehendenphase. Darüber hin- aus sollten bestehende Geschlechterungleichheiten auf dem Arbeitsmarkt – unter besonderer Berücksichtigung der Diskriminierung von Müttern – aktiv abgebaut werden. Dabei sind an erster Stelle die Arbeitgeber*innen in die Pflicht zu nehmen, Frauen und Müttern den Zugang zu guten Jobs zu gewähren und eine familienfreundliche Arbeitskultur zu etablieren. Eine solche Entwick- lung kann der Staat unterstützen, indem er entsprechende Anreize setzt. Die Politik sollte das Ziel verfolgen, dass das Berufsspektrum von Frauen breiter wird und die ‚gläserne Decke‘ durchbrochen wird. Hierfür sind sowohl er- mächtigende Maßnahmen für Mädchen und Frauen (Mentoring, ‚girls‘ day), ein familienfreundliches Arbeitsumfeld als auch der Abbau von geschlechter- typischen Stereotypen – insbesondere bei Arbeitgeber*innen – von großer Be- deutung. Bernhardt und Kolleg*innen (2016) zeigen in diesem Zusammen- hang die Bedeutung betrieblicher Arrangements: Flexible Arbeitszeitmodelle für alle Beschäftigten könnten gleichzeitig Mütter darin unterstützen, das Er- werbsvolumen zu erhöhen, und Väter, es zu reduzieren, ohne Stigmatisierungen und Karrierenachteile für Eltern zu befeuern. Damit soll mittel- bis länger- fristig die überproportionale (Selbst-)Selektion von Müttern in geringfügige Beschäftigung sowie in den Niedriglohnssektor entgegengewirkt werden. Denn für Frauen und Mütter, die im Niedriglohnssektor oder geringfügig beschäftigt sind, ist es einerseits aufgrund von Selektionsprozessen wahrscheinlicher, kri- tische Lebensereignisse (wie Trennung oder Arbeitslosigkeit) zu erleben

(Kaiser 2012). Andererseits können genau für diese Frauen mit einem Einkommen im Bereich des prekären Wohlstands die Folgen solcher Lebensereignisse den Eintritt in die Armut bedeuten.

Der wachsende Niedriglohnsektor wurde als eine Ursache steigender Armutsrisiken in den letzten Jahren in Deutschland identifiziert (Haupt und Nollmann 2014). Um die Folgen dieser Entwicklung einzudämmen, wurde 2015 erstmalig in Deutschland ein Mindestlohn von 8,50€ eingeführt. Im internationalen Vergleich kann diese Entwicklung als eher spät und in der Höhe als vergleichsweise niedrig eingestuft werden (Bosch und Weinkopf 2014). Dennoch weisen erste Evaluationen auf positive Entwicklungen seit der Einführung hin: Einem aktuellen IAB-Bericht zufolge (2018) sinkt seit der Einführung der Frauenanteil sowohl in einer rein geringfügigen Beschäftigung als auch bei den Kombilohnbeziehern*innen. Genauso hat die geplante Gesetzesänderung zur Teilzeit, die unter anderem einen Rechtsanspruch von der kurzen in die lange Teilzeit vorsieht, das Potenzial, Mütter in ihrer ökonomischen Unabhängigkeit zu stützen.

Wie Orloff (1993) überzeugend argumentiert hat, sollten wohlfahrtsstaatliche Maßnahmen auch daraufhin evaluiert werden, ob sie Frauen erlauben, unabhängig von einem männlichen Hauptverdiener einen eigenen Haushalt aufrecht zu halten. Wie abschließend in diesem Abschnitt der Arbeit diskutiert wurde, ist es im Hinblick auf Alleinerziehende besonders wichtig, das Zusammenspiel von arbeitsmarkt-, sozial- und steuerpolitischen Maßnahmen zu betrachten. Die Ergebnisse dieser Arbeit weisen jedoch darauf hin, dass politische Akteure*innen darüber hinaus die verschiedenen Herausforderungen von alleinerziehenden Müttern je nach Weg ins Alleinerziehen in Betracht ziehen sollten, um für sie und ihre Kinder ein Leben mit ökonomischer Sicherheit zu gewährleisten.

Literatur

- Abadie, Alberto und Guido W. Imbens (2006): Large Sample Properties of Matching Estimators for Average Treatment Effects. *Econometrica* 74(1): 235-267.
- Achatz, Juliane, Andreas Hirsland, Torsten Lietzmann und Cordula Zabel (2013): Alleinerziehende Mütter im Bereich des SGB II. Eine Synopse empirischer Befunde aus der IAB-Forschung. IAB-Forschungsbericht. Nürnberg: Institute for Employment Research (IAB).
- Acker, Joan (1990): Hierarchies, Jobs, Bodies: A Theory of Gendered Organizations. *Gender & Society* 4(2): 139-158.
- Acker, Joan (2006): Inequality Regimes: Gender, Class, and Race in Organizations. *Gender & Society* 20(4): 441-464.
- Aisenbrey, Silke und Anette Fasang (2017): The Interplay of Work and Family Trajectories over the Life Course: Germany and the United States in Comparison. *American Journal of Sociology* 122(5): 1448-1484.
- Aisenbrey, Silke und Anette Eva Fasang (2010): New Life for Old Ideas. The 'Second Wave' of Sequence Analysis - Bringing the Course Back into the Life Course. *Sociological Methods & Research* 38(3): 420-462.
- Allison, Paul (2009): Fixed Effects Regression Models. Thousand Oaks, California.
- Allmendinger, Jutta (1994): Lebensverlauf und Sozialpolitik: die Ungleichheit von Mann und Frau und ihr öffentlicher Ertrag. Frankfurt/M., Campus.
- Amato, Paul R. und Sarah E. Patterson (2017): The Intergenerational Transmission of Union Instability in Early Adulthood. *Journal of Marriage and Family* 79(3): 723-738.
- Andreß, Hans-Jürgen, Barabara Borgloh Borgloh, Miriam Bröckel, Marco Gieselmann und Dina Hummelsheim (2006): The Economic Consequences of Partnership Dissolution - A Comparative Analysis of Panel Studies from Belgium, Germany, Great Britain, Italy, and Sweden. *European Sociological Review* 22(5): 533-560.
- Andreß, Hans-Jürgen, Barbara Borgloh, Miriam Güllner und Katja Wilking (2003): Wenn aus Liebe rote Zahlen werden. Die wirtschaftlichen Folgen von Trennung und Scheidung. Wiesbaden, Westdeutscher Verlag.
- Andreß, Hans-Jürgen und Miriam Bröckel (2007): Marital Disruption in Germany: Does the Conservative Welfare State Care? Changes in Material Well-Being and the Effects of Private and Public Transfers. *Schmollers Jahrbuch - Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 127(2): 193-226.
- Andreß, Hans-Jürgen und Till Seeck (2007): Ist Das Normalarbeitsverhältnis Noch Armutsvermeidend? *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 59(3): 459-492.
- Asendorpf, Jens B. (2008): Living Apart Together: Alters- und Kohortenabhängigkeit einer heterogenen Lebensform. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 60(4): 749 - 764.

- Aulenbacher, Brigitte (2008): Geschlecht als Strukturkategorie: Über den inneren Zusammenhang von moderner Gesellschaft und Geschlechterverhältnis. in: S. M. Wilz Geschlechterdifferenzen - Geschlechterdifferenzierungen: Ein Überblick über gesellschaftliche Entwicklungen und theoretische Positionen. Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften: 139-166.
- Avram, Silvia, Mike Brewer und Andrea Salvatori (2013): Lone Parent Obligations: an impact assessment. Research Report No 845. London: Department for Work and Pensions.
- Bahle, Thomas (2008): Family Policy Patterns in the Enlarged EU. in: J. Alber, T. Fahey und C. Saraceno Handbook of Quality of Life in the Enlarged European Union. London and New York, Routledge: 100-125.
- Barg, Katherin und Miriam Beblo (2012): Does "Sorting into Specialization" Explain the Differences in Time Use between Married and Cohabiting Couples? An Empirical Application for Germany. *Annals of Economics and Statistics*(105/106): 127-152.
- Bastin, Sonja (2012): Dynamik alleinerziehender Mutterschaft. Partnerschaftsverläufe in der frühen Elternbiografie. *Zeitschrift für Familienforschung, Sonderheft*: 201-228.
- Bastin, Sonja (2016): Partnerschaftsverläufe alleinerziehender Mütter: Eine quantitative Untersuchung auf Basis des Beziehungs- und Familienpanels. Wiesbaden, Springer Fachmedien Wiesbaden.
- Bastin, Sonja, Michaela Kreyenfeld und Christine Schnor (2013): Diversität von Familienformen in Ost- und Westdeutschland. in: D. Krüger, H. Herma und A. Schierbaum Familie(n) heute. Entwicklungen, Kontroversen, Prognosen. Weinheim, Juventa: 126-145.
- Beblo, Miriam (2009): Geschlechterpolitische Bewertung von Individualbesteuerung. Fachgespräch. Heinrich-Böll-Stiftung, Berlin: Heinrich-Böll-Stiftung.
- Becker-Schmidt, Regina (1987): Die doppelte Vergesellschaftung — die doppelte Unterdrückung: Besonderheiten der Frauenforschung in den Sozialwissenschaften. in: L. Unterkirchner und I. Wagner Die andere Hälfte der Gesellschaft. Österreichischer Soziologentag 1985. Wien: 10-25.
- Becker-Schmidt, Regina (2010): Doppelte Vergesellschaftung von Frauen: Divergenzen und Brückenschläge zwischen Privat- und Erwerbsleben. in: R. Becker und B. Kortendiek Handbuch Frauen- und Geschlechterforschung. Theorie, Methoden, Empirie. Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften. 3: 65-74.
- Becker, Irene (2015): Der Einfluss verdeckter Armut auf das Grundsicherungsniveau. Arbeitspapier, Arbeit und Soziales. Düsseldorf: Hans-Böckler-Stiftung.
- Becker, Irene, Richard Hauser, Klaus Kortmann, Tatjana Mika und Wolfgang Strengmann-Kuhn (2005): Dunkelziffer der Armut. Ausmaß und Ursachen der Nicht-Inanspruchnahme zustehender Sozialhilfeleistungen. Forschung aus der Hans-Böckler-Stiftung.
- Becker, Rolf (2009): Entstehung und Reproduktion dauerhafter Bildungsungleichheiten. in: R. Becker Lehrbuch der Bildungssoziologie: Für Caterina. Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften: 85-129.

- Beer, Ursula (1990): *Geschlecht, Struktur, Geschichte. Soziale Konstituierung des Geschlechterverhältnisses*. Frankfurt/M., New York, Campus Verlag.
- Benard, Stephen und Shelley Correll (2010): Normative Discrimination and the Motherhood Penalty. *Gender & Society* 24: 616-646.
- Berger, Lawrence M. und Jane Waldfogel (2004): Maternity leave and the employment of new mothers in the United States. *Journal of Population Economics* 17(2): 331-349.
- Bernardi, Fabrizio und Juan-Ignacio Martínez-Pastor (2011): Female Education and Marriage Dissolution: Is it a Selection Effect? *European Sociological Review* 27(6): 693-707.
- Bernardi, Laura und Ornella Larenza (2018): Variety of Transitions into Lone Parenthood. in: L. Bernardi und D. Mortelmans *Lone Parenthood in the Life Course*. Cham, Springer International Publishing: 93-108.
- Bernardi, Laura, Dimitri Mortelmans und Ornella Larenza (2018): Changing Lone Parents, Changing Life Courses. in: L. Bernardi und D. Mortelmans *Lone Parenthood in the Life Course*. Cham, Springer International Publishing: 1-26.
- Bernhardt, Janine, Lena Hipp und Jutta Allmendinger (2016): Warum nicht fifty-fifty? Betriebliche Rahmenbedingungen der Aufteilung von Erwerbs- und Fürsorgearbeit in Paarfamilien. Berlin: Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung (WZB).
- Berninger, Ina und Irene Dingeldey (2013): Familieneinkommen als neue Normalität? WSI Mitteilungen. *Zeitschrift des Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Instituts der Hans-Böckler-Stiftung* 3: 182-191.
- Beste, Jonas und Torsten Lietzmann (2012): Grundsicherung und Arbeitsmotivation: Single-Mutter sucht passenden Job. *IAB-Forum* 1: 46-51.
- Betzelt, Sigrid und Silke Bothfeld (2011): The Erosion of Social Status: The Case of Germany. in: S. Betzelt und S. Bothfeld *Activation and Labour Market Reforms in Europe. Challenges to Social Citizenship*. Basingstoke, Palgrave Macmillan: 103-124.
- Biewen, Martin und Andos Juhasz (2012): Understanding Rising Income Inequality in Germany, 1999/2000–2005/2006. *Review of Income and Wealth* 58(4): 622-647.
- Bleses, Peter und Martin Seeleib-Kaiser (2004): *The dual transformation of the German welfare state*. New York, Palgrave Macmillan.
- Bliemeister, Patricia (2015): *Zuwachs und Verluste? Über die Einkommensfolgen einer ersten Mutterschaft - ein Vergleich selbständiger und abhängig beschäftigter Frauen auf der Grundlage der amtlichen Einkommenssteuerstatistik*.
- Blinder, Alan S. (1973): Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources* 8(4): 436-455.
- Blome, Agnes, Wolfgang Keck und Jens Alber (2009): *Family and the Welfare State in Europe. Intergenerational Relations in Ageing Societies*. Cheltenham/Northampton, Edward Elgar Publishing.
- Blossfeld, Hans-Peter und Sonia Drobnic (2001): A Cross-National Comparative Approach to Couples' Careers. in: H.-P. Blossfeld und S. Drobnic *Careers of*

- couples in contemporary societies. From male breadwinner to dual earner families. Oxford, Oxford University Press: 3-14.
- Boeckmann, Irene, Joya Misra und Michelle J. Budig (2015): Cultural and Institutional Factors Shaping Mothers' Employment and Working Hours in Postindustrial Countries. *Social Forces* 93(4): 1301-1333.
- Boehle, Mara (2019): Armut von Familien im sozialen Wandel: Ausmaß, Strukturen, Ursachen. Wiesbaden, Springer.
- Boehle, Mara und Wolfgang Voges (2013): Die Entwicklung familialer Armut im Kontext sozialstrukturellen Wandels, 1962 bis 2009. ZeS-Report. Bremen
- Böheim, René und John Ermisch (2004): Analysis of the Dynamics of Lone Parent Families.
- Böhmer, Michael, Oliver Ehrentraut, Andreas Heimer, Melanie Henkel, Nina Ohlmeier, Katharina Poschmann, Sabrina Schmutz und Johannes Weisser (2014): Gesamtevaluation der ehe- und familienbezogenen Maßnahmen und Leistungen in Deutschland. Endbericht. Berlin.
- Bönke, Timm, Jürgen Faik und Markus Grabka (2012): Tragen ältere Menschen ein erhöhtes Armutsrisiko? Eine Dekompositions- und Mobilitätsanalyse relativer Einkommensarmut für das wiedervereinigte Deutschland. *Zeitschrift für Sozialreform* 58(2): 175-208.
- Bonoli, Giuliano (2005): The politics of the new social policies: providing coverage against new social risks in mature welfare states. *Policy & Politics* 33(3): 431-449.
- Bosch, Gerhard und Claudia Weinkopf (2014): Zur Einführung des gesetzlichen Mindestlohns von 8,50 € in Deutschland. *Arbeit und Soziales*. Düsseldorf: Hans-Böckler-Stiftung.
- Bourdieu, Pierre (1983): Ökonomisches Kapital, kulturelles Kapital, soziales Kapital. in: R. Kreckel *Soziale Ungleichheiten (Soziale Welt, Sonderband Nr.2)*. Göttingen, Schwartz: 183-198.
- Brady, David und Rebekah Burroway (2012): Targeting, Universalism and Single Mother Poverty: A Multi-level Analysis Across 18 Affluent Democracies *Demography* 49: 719-746.
- Brady, David, Ryan Finnigan und Sabine Hübgen (2017): Rethinking the Risks of Poverty: A Framework for Analyzing Prevalences and Penalties. *American Journal of Sociology* 123(3): 740-786.
- Brand, Jennie E. und Juli Simon Thomas (2014): Job displacement among single mothers: effects on children's outcomes in young adulthood. *American Journal of Sociology* 119(4): 955-1001.
- Brewer, Mike, James Browne und Wenchao Jin (2012): Universal Credit: A Preliminary Analysis of Its Impact on Incomes and Work Incentives*. *Fiscal Studies* 33(1): 39-71.
- Brewer, Mike, Sarah Cattan, Claire Crawford und Brigitta Rabe (2014): The impact of free, universal pre-school education on maternal labour supply. London: Institute for Fiscal Studies.

- Brewer, Mike, Marco Francesconi, Paul Gregg und Jeffrey Grogger (2009): Feature: In-Work Benefit Reform in a Cross-National Perspective: Introduction. *The Economic Journal* 119(535): F1-F14.
- Bröckel, Miriam und Hans-Jürgen Andreß (2015): The Economic Consequences of Divorce in Germany: What Has Changed since the Turn of the Millennium? *Comparative Population Studies* 40(3): 277-312.
- Brüderl, Josef (2010): Kausalanalyse mit Paneldaten. in: C. Wolf und H. Best *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*. Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften: 963-994.
- Brüderl, Josef und Thomas Klein (2003): Die Pluralisierung partnerschaftlicher Lebensformen in Westdeutschland, 1960–2000. in: W. Bien und J. H. Marbach *Partnerschaft und Familiengründung: Ergebnisse der dritten Welle des Familien-Survey*. Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften: 189-217.
- Brülle, Jan (2018): *Poverty Trends in Germany and Great Britain. The Impact of Changes in Labour Markets, Families, and Social Policy*. Wiesbaden, Springer VS.
- Brynin, Malcolm und Francisco Perales (2016): Gender Wage Inequality: The De-gendering of the Occupational Structure. *European Sociological Review* 32(1): 162-174.
- Budig, Michelle, Joya Misra und Irene Böckmann (2012): The Motherhood Penalty in Cross-National Perspective: The Importance of Work–Family Policies and Cultural Attitudes. *Social Politics* 19(2): 163-193.
- Bundesagentur für Arbeit (2008): *Alleinerziehende im SGB II. Der Arbeitsmarkt in Deutschland*. Arbeitsmarktberichterstattung. Nürnberg.
- Bundesagentur für Arbeit (2016): *Der Arbeitsmarkt in Zahlen 2005 bis 2015*. Zentrale Statistik/Arbeitsmarktberichterstattung. Nürnberg: Bundesagentur für Arbeit.
- Bundesagentur für Arbeit (2018): *Merkblatt für Arbeitslose. Ihre Rechte – Ihre Pflichten*. Merkblatt 1. Nürnberg.
- Bundesministerium für Arbeit und Soziales (2017): *Lebenslagen in Deutschland. Der Fünfte Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*. Berlin.
- Bundesministerium für Arbeit und Soziales (2018). *Arbeitslosengeld II / Sozialgeld*. Zuletzt am 12.07.2018, entnommen von <http://www.bmas.de/DE/Themen/Arbeitsmarkt/Grundsicherung/Leistungen-zur-Sicherung-des-Lebensunterhalts/2-teaser-artikelseite-arbeitslosengeld-2-sozialgeld.html>.
- Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend, (2012): *Alleinerziehende in Deutschland - Lebenssituationen und Lebenswirklichkeiten von Müttern und Kindern*. Monitor Familienforschung. Berlin.
- Bundeszentrale für Politische Bildung (2013): *Datenreport 2013*. Bonn.
- Bünning, Mareike (2015): What Happens after the ‘Daddy Months’? Fathers’ Involvement in Paid Work, Childcare, and Housework after Taking Parental Leave in Germany.
- Burauel, Patrick, Marco Caliendo, Alexandra Fedorets, Markus M. Grabka, Carsten Schröder, Jürgen Schupp und Linda Wittbrodt (2017): *Mindestlohn noch längst nicht für alle – Zur Entlohnung anspruchsberechtigter Erwerbstätiger vor*

- und nach der Mindestlohnreform aus der Perspektive Beschäftigter. DIW Wochenbericht. Berlin: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung.
- Busch-Heizmann, Anne (2015): Frauenberufe, Männerberufe und die „Drehtür“ – Ausmaß und Implikationen für West- und Ostdeutschland. WSI Mitteilungen. Zeitschrift des Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Instituts der Hans-Böckler-Stiftung 8: 571–582.
- Busch, Anne (2013): Der Einfluss der beruflichen Geschlechtersegregation auf den „Gender Pay Gap“. KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 65(2): 301-338.
- Callender, Claire und Martin Kemp (2000): Changing Student Finances: Income, Expenditure and the Take-up of Student Loans Among Full- and Part-time Higher Education Students in 1998/9. Research Report. South Bank: South Bank University.
- Charles, Maria und David B. Grusky (2004): Occupational Ghettos: The World-wide Segregation of Women and Men. Stanford, Stanford University Press.
- Christopher, Karen (2002): Welfare state regimes and Mothers' Poverty. Social Politics 9(1): 60-86.
- Churchill, Harriet (2012): Family support and the Coalition: retrenchment, refocusing and restructuring.
- Clasen, Jochen (2011a): From unemployment programmes to 'work first': is German labour market policy becoming British? in: J. Clasen Converging Worlds of Welfare? British and German Social Policy in the 21st Century. Oxford, Oxford University Press: 266-281.
- Clasen, Jochen (2011b): Introduction. in: J. Clasen Converging Worlds of Welfare? British and German Social Policy in the 21st Century. Oxford ; New York, NY, Oxford University Press: 1-11.
- Clasen, Jochen und Daniel Clegg (2014): Soziale Sicherung bei Arbeitslosigkeit – auf dem Weg in den Dualismus? Die Hartz-Reformen in historisch-komparativer Perspektive WSI Mitteilungen. Zeitschrift des Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Instituts der Hans-Böckler-Stiftung(3): 192-198.
- Clasen, Jochen, Daniel Clegg und Alexander Goerne (2016): Comparative Social Policy Analysis and Active Labour Market Policy: Putting Quality before Quantity. Journal of Social Policy 45(1): 21-38.
- Clasen, Jochen, Steffen Mau, Traute Meyer und Martin Seeleib-Kaiser (2011): Conclusion: parallel paths, great similarities, remaining differences. in: J. Clasen Converging Worlds of Welfare? British and German Social Policy in the 21st Century. Oxford, Oxford University Press: 282-297.
- Cooke, Lynn Prince, Jani Erola, Marie Evertsson, Michael Gähler, Juho Härkönen, Belinda Hewitt, Marika Jalovaara, Man-Yee Kan, Torkild Hovde Lyngstad, Letizia Mencarini, Jean-Francois Mignot, Dimitri Mortelmans, Anne-Rigt Poortman, Christian Schmitt und Heike Trappe (2013): Labor and Love: Wives' Employment and Divorce Risk in its Socio-Political Context. Social Politics: International Studies in Gender, State & Society 20(4): 482-509.

- Cooke, Lynn Prince und Vanessa Gash (2010): Wives' part-time employment and marital stability in Great Britain, West Germany and the United States. *Sociology-the Journal of the British Sociological Association* 44(6): 1091-1108.
- Daly, Mary (1994): A Matter of Dependency: Gender in British Income Maintenance Provision. *Sociology* 28(3): 779-797.
- Daly, Mary (2000): *The Gender Division of Welfare. The Impact of the British and German Welfare States*. Cambridge, Cambridge University Press.
- Daly, Mary (2010): Shifts in family policy in the UK under New Labour. *Journal of European Social Policy* 20(5): 433-443.
- Daly, Mary (2011): Family policy: Striving for sustainability. in: J. Clasen *Converging Worlds of Welfare? British and German Social Policy in the 21st Century*. Oxford, Oxford University Press: 75-90.
- Daly, Mary und Kirsten Scheiwe (2010): Individualisation and Personal Obligations – Social Policy, Family Policy, and Law Reform in Germany and the UK. *International Journal of Law, Policy and the Family* 24(2): 177-197.
- Dar, Aliyah (2016): *Work Programme: background and statistics*. Briefing Paper. London: House of Commons Library.
- de Vaus, David, Matthew Gray, Lixia Qu Qu und David Stanton (2015): *The economic consequences of divorce in six OECD countries*. Research Report No. 3. Melbourne: Australian Institute of Family Studies.
- Dechant, Anna, Jessica Schreyer, Harald Rost, Gregor Czerne und Désirée Jakob (2015): *Familienleben und Familienformen nach Trennung und Scheidung. Zwischenbericht*. Bamberg: Staatsinstitut für Familienforschung an der Universität Bamberg.
- Deeming, Christopher (2015): Foundations of the Workfare State – Reflections on the Political Transformation of the Welfare State in Britain. *Social Policy & Administration* 49(7): 862-886.
- Dewilde, Caroline (2003): A life-course perspective on social exclusion and poverty. *The British Journal of Sociology* 54(1): 109-128.
- Dieckhoff, Martina, Vanessa Gash, Antje Mertens und Laura Romeu Gordo (2016): A stalled revolution? What can we learn from women's drop-out to part-time jobs: A comparative analysis of Germany and the UK. *Research in Social Stratification and Mobility* 46(B): 129-140.
- Dieckhoff, Martina, Vanessa Gash, Antje Mertens und Laura Romeu Gordo (2015): Female atypical employment in the service occupations: a comparative study of time trends in Germany and the UK. in: W. Eichhorst und P. Marx *Non-Standard Employment in Post-Industrial Labour Markets: An Occupational Perspective*. Cheltenham, Edward Elgar Publishing: 353-377.
- Dingeldey, Irene (2007): Wohlfahrtsstaatlicher Wandel zwischen „Arbeitszwang“ und „Befähigung“. *Berliner Journal für Soziologie* 17(2): 189-209.
- DiPrete, Thomas A. und Gregory M. Eirich (2006): Cumulative Advantage as a Mechanism for Inequality: A Review of Theoretical and Empirical Developments. *Annual Review of Sociology* 32(1): 271-297.
- DiPrete, Thomas A. und Markus Gangl (2004): Assessing Bias in the Estimation of Causal Effects: Rosenbaum Bounds on Matching Estimators and

- Instrumental Variables Estimation with Imperfect Instruments. *Sociological Methodology* 34(1): 271-310.
- DiPrete, Thomas A. und Patricia A. McManus (2000): Family Change, Employment Transitions, and the Welfare State: Household Income Dynamics in the United States and Germany. *American Sociological Review* 65(3): 343-370.
- DiPrete, Thomas A. (2002): Life Course Risks, Mobility Regimes, and Mobility Consequences: A Comparison of Sweden, Germany, and the United States. *American Journal of Sociology* 108(2): 267-309.
- Dressel, Kathrin und Susanne Wanger (2010): Erwerbsarbeit: Zur Situation von Frauen auf dem Arbeitsmarkt. 489-498.
- EGgebeen, David, Anastasia Snyder und Wendy Manning (1996): Children in Single-Father Families in Demographic Perspective. *Journal of Family Issues* 17(4): 441-465.
- Ehlert, Martin (2016): The Impact of Losing Your Job. Unemployment and Influences from Market, Family, and State on Economic Well-Being in the US and Germany. Amsterdam, Amsterdam University Press.
- Ehrentraut, Oliver, Markus Matuschke, Sabrina Schmutz und Reinhard Schüssler (2010): Fiskalische Effekte eines gesetzlichen Mindestlohns. Basel: Prognos AG.
- Eichhorst, Werner und Paul Marx (2011): Reforming German labour market institutions: A dual path to flexibility. *Journal of European Social Policy* 21(1): 73–87.
- Elder, Glen H. (1998): Life course and human development. in: Damon Handbook of child psychology New York, Wiley: 939-991.
- Elder, Glen H., Monica Kirkpatrick Johnson und Robert Crosnoe (2003): The Emergence and Development of Life Course Theory. in: J. T. Mortimer und M. J. Shanahan Handbook of the Life Course. Boston, MA, Springer US: 3-19.
- Enders-Dragässer, Uta und Brigitte Sellach (2002): Weibliche Lebenslagen und Armut am Beispiel von allein erziehenden Frauen. in: V. Hammer und R. Lutz Weibliche Lebenslagen und soziale Benachteiligung. Theoretische Ansätze und empirische Beispiele. Frankfurt, Campus Verlag: 18-44.
- England, Paula, Jonathan Bearak, Michelle J. Budig und Melissa J. Hodges (2016): Do Highly Paid, Highly Skilled Women Experience the Largest Motherhood Penalty? *American Sociological Review* 81(6): 1161-1189.
- Esping-Andersen, Gosta (1990): The Three Worlds of Welfare Capitalism. Oxford, Polity Press.
- Esping-Andersen, Gosta (2002): A Child Centred Social Investment Strategy. in: G. Esping-Andersen Why We Need a New Welfare State. Oxford, Oxford University Press: 26-67.
- Esser, Hartmut (1999): Heiratskohorten und die Instabilität von Ehen. in: J. Gerhards und R. Hitzler Eigenwilligkeit und Rationalität sozialer Prozesse: Festschrift zum 65. Geburtstag von Friedhelm Neidhardt. Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften: 260-288.
- Eurostat (1999): European Community Household Panel (ECHP) - Selected indicators from the 1995 wave. Luxembourg.

- Eurostat (2016). Glossar: Materielle Deprivation. Statistics explained. Zuletzt am 12.07.2018, entnommen von http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary:Material_deprivation/de.
- Eurostat (2017). Women earn on average 16 % less than men. Zuletzt am 12.07.2018, entnommen von <http://ec.europa.eu/eurostat/en/web/products-eurostat-news/-/WDN-20171103-1>.
- Eurostat (2018a). Einkommen und Lebensbedingungen. Zuletzt am 18.06.2018, entnommen von <http://ec.europa.eu/eurostat/web/income-and-living-conditions/data/database>.
- Eurostat (2018b). Frauen verdienten 2016 in der EU im Schnitt 16% weniger als Männer. Zuletzt am 12.07.2018, entnommen von <http://ec.europa.eu/eurostat/documents/2995521/8718277/3-07032018-BP-DE.pdf>.
- Fasang, Anette Eva (2012): Retirement Patterns and Income Inequality. *Social Forces* 90(3): 685-711.
- Fasang, Anette Eva, Silke Aisenbrey und Klaus Schömann (2013): Women's Retirement Income in Germany and Britain. *European Sociological Review* 29(5): 968-980.
- Fasang, Anette, Johannes Huinink und Matthias Pollmann-Schult (2016): Aktuelle Entwicklungen in der deutschen Familiensoziologie: Theorien, Daten, Methoden.
- Feijten, Peteke und Maarten van Ham (2010): The Impact of Splitting Up and Divorce on Housing Careers in the UK. *Housing Studies* 25(4): 483-507.
- Feijten, Peteke und Maarten van Ham (2013): The Consequences of Divorce and Splitting up for Spatial Mobility in the UK. *Comparative Population Studies - Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*; Vol 38, No 2 (2013): Geographical Mobilities and Family Lives.
- Ferragina, Emanuele, Martin Seeleib-Kaiser und Mark Tomlinson (2013): Unemployment Protection and Family Policy at the Turn of the 21st Century: A Dynamic Approach to Welfare Regime Theory. *Social Policy & Administration* 47(7): 783-805.
- Finke, Claudia, Florian Dumpert und Martin Beck (2017): Verdienstunterschiede zwischen Männern und Frauen. Eine Ursachenanalyse auf Grundlage der Verdienststrukturerhebung 2014. *Wirtschaft und Statistik* 2: 43-62.
- Fisher, Hayley und Hamish Low (2017): Financial implications of relationship breakdown: does marriage matter? IFS Working Paper London: Institute for Fiscal Studies.
- Fleckenstein, Timo (2012): The politics of labour market reforms and social citizenship in Germany. *West European Politics* 35(4): 847-868.
- Fortin, Nicole, Thomas Lemieux und Sergio Firpo (2011): Decomposition Methods in Economics. in: O. Ashenfelter und D. Card *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam, Elsevier. 4A.
- Francesconi, Marco und Wilbert van der Klaauw (2007): The Socioeconomic Consequences of "In-Work" Benefit Reform for British Lone Mothers. *Journal of Human Resources* XLII(1): 1-31.

- Franzese, Fabio und Ingmar Rapp (2013): Der Einfluss von Arbeitslosigkeit auf das Trennungsrisiko von Ehen. *Zeitschrift für Familienforschung* 25(331-345).
- Fux, Beat (2011): Sozioökonomische Situation und soziale Beziehungen von Alleinerziehenden. Würzburg, Ergon Verlag.
- Gangl, Markus (2010): Nichtparametrische Schätzung kausaler Effekte mittels Matchingverfahren. in: C. Wolf und H. Best *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*. Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften: 931-961.
- Gangl, Markus (2015): Matching estimators for treatment effects. in: H. Best und C. Wolf *The Sage Handbook of Regression Analysis and Causal Inference*. Los Angeles: 251-276.
- Gangl, Markus und Andrea Ziefle (2009): Motherhood, Labor Force Behavior, and Women's Careers: An Empirical Assessment of the Wage Penalty for Motherhood in Britain, Germany, and the United States. *Demography* 46(2): 341-369.
- Garbuszus, Jan Marvin, Notburga Ott, Sebastian Pehle und Martin Werding (2018): Wie hat sich die Einkommenssituation von Familien entwickelt? Ein neues Messkonzept. Gütersloh: Ruhr-Universität Bochum.
- Geisler, Esther und Michaela Kreyenfeld (2006): Müttererwerbstätigkeit in Ost- und Westdeutschland. *Zeitschrift für Familienforschung (Journal of Family Research)* 18(3): 333-360.
- Geyer, Johannes, Peter Haan, Katharina C. Spieß und Katharina Wrohlich (2013): Das Elterngeld und seine Wirkungen auf das Haushaltseinkommen junger Familien und die Erwerbstätigkeit von Müttern. *Zeitschrift für Familienforschung (Journal of Family Research)* 25(2): 193-211.
- Giesecke, Johannes (2013): Arbeitsmarkt und Beschäftigung. in: S. Mau und N. M. Schöneck *Handwörterbuch zur Gesellschaft Deutschlands*. Wiesbaden, Springer Fachmedien Wiesbaden: 40-57.
- Giesecke, Johannes, Jan Paul Heisig und Heike Solga (2015): Getting more unequal: Rising labor market inequalities among low-skilled men in West Germany. *Research in Social Stratification and Mobility* 39(Complete): 1-17.
- Giesselmann, Marco und Michael Windzio (2012): Regressionsmodelle zur Analyse von Paneldaten. Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Glatzer, Wolfgang und Werner Hübinger (1990): Lebenslagen und Armut. in: D. Döring, W. Hanesch und E.-U. Huster *Armut im Wohlstand*. Frankfurt a. M., Suhrkamp: 31-55.
- Goebel, Jan und Peter Krause (2016): Einkommensentwicklung: Verteilung, Angleichung, Armut und Dynamik in: B. f. P. *Bildung Datenreport 2016* Bonn: 178-190.
- Grabka, Markus und Joachim Frick (2010): Weiterhin hohes Armutsrisiko in Deutschland: Kinder und junge Erwachsene sind besonders betroffen. *DIW Wochenbericht*. Berlin: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung.
- Gregg, Paul, Susan Harkness und Sarah Smith (2009): Welfare Reform and Lone Parents in the UK. *The Economic Journal* 119(535): F38-F65.

- Grinstein-Weiss, Michal, Clinton Key und Shannon Carrillo (2015): Homeownership, the Great Recession, and Wealth: Evidence From the Survey of Consumer Finances. *Housing Policy Debate* 25(3): 419-445.
- Groh-Samberg, Olaf (2004): Armut und Klassenstruktur. *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 56(4): 653-682.
- Groh-Samberg, Olaf (2009): Armut, soziale Ausgrenzung und Klassenstruktur. Zur Integration multidimensionaler und längsschnittlicher Perspektiven. Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Groh-Samberg, Olaf und Wolfgang Voges (2013): Armut und soziale Ausgrenzung. in: S. Mau und N. M. Schöneck Handwörterbuch zur Gesellschaft Deutschlands. Wiesbaden, Springer Fachmedien Wiesbaden: 58-79.
- Grunow, Daniela (2013): Zwei Schritte vor, eineinhalb Schritte zurück. Geschlechtsspezifische Arbeitsteilung und Sozialisation aus Perspektive des Lebensverlaufs. *Zeitschrift für Soziologie der Erziehung und Sozialisation*(4): 384-398.
- Grunow, Daniela, Silke Aisenbrey und Marie Evertsson (2011): Familienpolitik, Bildung und Berufskarrieren von Müttern in Deutschland, USA und Schweden. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 63(3): 395-430.
- Hainmüller, Jens (2012): Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies. *Political Analysis* 20: 25-46.
- Hakovirta, Mia und Merita Jokela (2019): Contribution of child maintenance to lone mothers' income in five countries. *Journal of European Social Policy* 29(2): 257-272.
- Halaby, C. N. (2004): Panel models in sociological research: Theory into practice. *Annual Review of Sociology* 30: 507-544.
- Hall, Peter A. und David Soskice (2001): *Varieties of Capitalism: The Institutional Foundations of Comparative Advantage*. Oxford, Oxford University Press.
- Haller, Lisa, Annette Henninger und Christine Wimbauer (2011): Die Verringerung von Kinderarmut als Rechentrick? *Zeitschrift für Sozialreform*. 57: 27.
- Hancioglu, Mine und Bastian Hartmann (2014): What Makes Single Mothers Expand or Reduce Employment? *Journal of Family and Economic Issues* 35(1): 27-39.
- Harkness, Susan (2016): The Effect of Motherhood and Lone Motherhood on the Employment and Earnings of British Women: A Lifecycle Approach. *European Sociological Review* 32(6): 850-863.
- Harkness, Susan (2018): The Economic Consequences of Becoming a Lone Mother. in: L. Bernardi und D. Mortelmans *Lone Parenthood in the Life Course*. Cham, Springer International Publishing: 213-234.
- Harkness, Susan, Paul Gregg und Lindsey MacMillan (2012): *Poverty: The role of Institutions, Behaviours and Culture*. Joseph Rowntree Foundation (JRF) Programme Paper. York: Joseph Rowntree Foundation.
- Harkness, Susan und Mariña Salgado Fernández (2018): Single motherhood and child development in the UK. in: R. Nieuwenhuis und L. Maldonado *The Triple*

- Bind of Single-Parent Families. Resources, employment and policies to improve wellbeing. Bristol, University Press: 101-123.
- Härkönen, Juho (2018): Single-mother poverty: how much do educational differences in single motherhood matter? in: R. Nieuwenhuis und L. Maldonado The Triple Bind of Single-Parent Families. Resources, employment and policies to improve wellbeing. Bristol, Policy Press: 31-50.
- Härkönen, Juho und Jaap Dronkers (2006): Stability and Change in the Educational Gradient of Divorce. A Comparison of Seventeen Countries. *European Sociological Review* 22(5): 501-517.
- Hartmann, Bastian (2015): (K)Ein Bund fürs Leben. Ehestabilität und ökonomische Auswirkungen von Scheidungen. Wiesbaden, Springer VS.
- Hassel, Anke und Christof Schiller (2010): Die politische Dynamik von Arbeitsmarktreformen in Deutschland am Beispiel der Hartz IV-Reform. Abschlussbericht.
- Haupt, Andreas (2014): Lohnungleichheit durch soziale Schließung. K. I. o. Technology.
- Haupt, Andreas und Gerd Nollmann (2014): Warum werden immer mehr Haushalte von Armut gefährdet? *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 66(4): 603-627.
- Haupt, Andreas und Gerd Nollmann (2017): Die Schere öffnet sich. *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 69(3): 375-408.
- Hauser, Richard (2008): Das Maß der Armut: Armutsgrenzen im sozialstaatlichen Kontext Der sozialstatistische Diskurs. in: E.-U. Huster, J. Boeckh und H. Mogge-Grotjahn Handbuch Armut und Soziale Ausgrenzung. Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften: 94-117.
- Hauser, Richard und Irene Becker, Eds. (2003): Reporting on Income distribution and poverty. Perspectives from a German and a European point of view. Berlin, Springer-Verlag.
- Hausmann, Ann-Christin und Corinna Kleinert (2014): Berufliche Segregation auf dem Arbeitsmarkt: Männer- und Frauendomänen kaum verändert. IAB-Kurzbericht. Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.
- Hausmann, Ann-Christin, Corinna Kleinert und Kathrin Leuze (2015): Entwertung von Frauenberufen oder Entwertung von Frauen im Beruf? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 67(2): 217-242.
- Haux, Tina (2013): Lone parents and activation – towards a typology of approaches. *Journal of International and Comparative Social Policy* 29(2): 122-133.
- Heckman, James J. (2005): The Scientific Model of Causality. *Sociological Methodology* 35(1): 1-97.
- Heckman, James J., Hidehiko Ichimura und Petra E. Todd (1997): Matching As An Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme. *The Review of Economic Studies* 64(4): 605-654.
- Heimer, Andreas, Tilmann Knittel und Hanna Steidle (2009): Vereinbarkeit von Familie und Beruf für Alleinerziehende.

- Heinze, Rolf, G., H. Willy Hohn, Karl Hinrichs und Thomas Olk (1981): Armut und Arbeitsmarkt: Zum Zusammenhang von Klassenlagen und Verarmungsrisiken im Sozialstaat. *Zeitschrift für Soziologie* 10(3): 219.
- Heisig, Jan Paul (2015): *Late-Career Risks in Changing Welfare States. Comparing Germany and the United States since the 1980s.* Amsterdam, Amsterdam University Press.
- Henninger, Annette, Christine Wimbauer und Rosine Dombrowski (2008): Demography as a Push toward Gender Equality? Current Reforms of German Family Policy. *Social Politics: International Studies in Gender, State & Society* 15(3): 287-314.
- Hinrichs, Karl (2010): A Social Insurance State Withers Away. Welfare State Reforms in Germany - Or: Attempts to Turn Around in a Cul-de-Sac. in: B. Palier *A Long Goodbye to Bismarck? The Politics of Welfare Reform in Continental Europe.* Amsterdam, Amsterdam University Press: 45-72.
- Hobson, Barbara (1994): Solo Mothers, Social Policy Regimes, and the Logics of Gender. in: D. Sainsbury *Gendering Welfare States.* London, SAGE Publications Ltd: 170-187.
- Hobson, Barbara und Mieko Takahashi (1997): The Parent-Worker Model: Lone Mothers in Sweden. in: J. Lewis *Lone Mother in European Welfare Regimes. Shifting Policy Legacies.* London, Jessica Kingsley Publishers: 121-139.
- Holmes, John und Kathleen Kiernan (2010): *Fragile Families in the UK: evidence from the Millennium Cohort Study.* Manchester: SCHMI University of Manchester.
- Holst, Elke und Martin Fiedrich (2017): *Führungskräfte-Monitor 2017. Update 1995-2015. Politikberatung kompakt.* Berlin: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung.
- Horemans, Jeroen und Ive Marx (2018): Doesn't anyone else care? Variation in poverty among working single parents across Europe. in: R. Nieuwenhuis und L. Maldonado *The Triple Bind of Single-Parent Families. Resources, employment and policies to improve wellbeing.* Bristol, University Press: 195-221.
- Huber, Evelyne, John D. Stephens, Stephanie Moller und Francois Nielsen (2009): The Politics of Women's Economic Independence. *Social Politics* 16(1): 1-39.
- Hübgen, Sabine (2018): 'Only a Husband Away from Poverty'? Lone Mothers' Poverty Risks in a European Comparison. in: L. Bernardi und D. Mortelmans *Lone Parenthood in the Life Course.* Cham, Springer International Publishing: 167-189.
- Hübinger, Werner (1996): *Prekärer Wohlstand: neue Befunde zu Armut und sozialer Ungleichheit.* Freiburg im Breisgau, Lambertus.
- Huinink, Johannes (1998): Ledige Elternschaft junger Frauen und Männer in Ost und West. in: R. M. Metze, K. Mühler und K.-D. Opp *Der Transformationsprozess: Analysen und Befunde aus dem Leipziger Institut.* Leipzig, Universitätsverlag: 301-320.
- Huinink, Johannes, Josef Brüderl, Bernhard Nauck, Sabine Walper, Laura Castiglioni und Michael Feldhaus (2011): *Panel Analysis of Intimate Relationships and Family Dynamics (PAIRFAM): Conceptual framework and design.*

- Huinink, Johannes und Dirk Konietzka (2007): *Familiensoziologie: Eine Einführung*.
- Institute for Family Studies (2018). Five Facts About Today's Single Fathers. Zuletzt, entnommen von <https://ifstudies.org/blog/five-facts-about-todays-single-fathers>.
- Institute for Social and Economic Research, NatCen Social Research und Kantar Public (2017): *Understanding Society: Waves 1-7, 2009-2016 and Harmonised BHPS: Waves 1-18, 1991-2009*. University of Essex.
- Jacobi, Lena und Jochen Kluge (2007): Before and After the Hartz Reforms: The Performance of Active Labour Market Policy in Germany. *Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung* 40(1): 45-64.
- Jaehrling, Karen, Marcel Erlinghagen, Thorsten Kalina, Sarah Mümken, Leila Mesaros und Manuela Schwarzkopf (2011): *Arbeitsmarktintegration und sozio-ökonomische Situation von Alleinerziehenden. Ein empirischer Vergleich: Deutschland, Frankreich, Schweden, Vereinigtes Königreich*. Forschungsbericht Arbeitsmarkt 420. Berlin.
- Jaehrling, Karen, Thorsten Kalina und Leila Mesaros (2014): Mehr Arbeit, mehr Armut? Ausmaß und Hintergründe der Entkoppelung von Erwerbsarbeit und materieller Sicherheit von Alleinerziehenden im Ländervergleich. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 66: 343–370.
- Jaehrling, Karen, Thorsten Kalina und Leila Mesaros (2015): A Paradox of Activation Strategies: Why Increasing Labour Market Participation among Single Mothers Failed to Bring Down Poverty Rates. *Social Politics* 22(1): 86–110.
- Jenkins, Stephen (2010): *The British Household Panel Survey and its income data*. ISER Working Paper Series. Colchester: Institute for Social and Economic Research.
- Jenkins, Stephen, John Ermisch und Robert Wright (1990): 'Adverse Selection' Features of Poverty amongst Lone Mothers. *Fiscal Studies* 11(2): 76–90.
- Jenkins, Stephen P. (2008): Marital splits and income changes over the longer term. in: M. Brynin und J. Ermisch *Changing Relationships*. London, Routledge: 217-236.
- Joseph Rowntree Foundation (2017): *UK Poverty 2017. A comprehensive analysis of poverty trends and figures*. York: Joseph Rowntree Foundation.
- Jüttner, Ann-Kathrin, Sigrid Leitner und Anneli Rüling (2011): Increasing returns: the new economy of family policy in Britain and Germany. in: J. Clasen *Converging Worlds of Welfare? British and German Social Policy in the 21st Century*. Oxford, Oxford University Press: 91-109.
- Kaiser, Lutz C. (2008): Arbeit: Mit Erwerbsarbeit in die Armut oder aus der Armut? . in: E.-U. Huster, J. Boeckh und H. Mogge-Grotjahn *Handbuch Armut und Soziale Ausgrenzung*. Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften: 265-281.
- Kaiser, Lutz C. (2012): Poor Working: Soziale (Des-)Integration und Erwerbsarbeit. in: E.-U. Huster, J. Boeckh und H. Mogge-Grotjahn *Handbuch Armut und Soziale Ausgrenzung*. Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften: 305-318.

- Kiernan, Kathleen (2001): The rise of cohabitation and childbearing outside of marriage in Western Europe. *International Journal of Law, Policy and the Family* 15(1): 1-21.
- Kiernan, Kathleen, Sara McLanahan, John Holmes und Melanie Wright (2011): *Fragile Families in the US and UK*. Working Paper 11-04-FF. Princeton University: Centre for Research on Child Well-Being.
- Kilkey, Majella und Jonathan Bradshaw (1999): Lone Mothers, Economic Well-being, and Policies. in: D. Sainsbury *Gender and Welfare state Regimes*. New York, Oxford University Press: 147-184.
- Kitagawa, Evelyn M. (1955): Components of a Difference Between Two Rates. *Journal of the American Statistical Association* 50(272): 1168-1194.
- Klammer, Ute, Christina Klenner und Svenja Pfahl (2011): *Frauen als Ernährerinnen der Familie: politische und rechtliche Herausforderungen. Zeit für Verantwortung im Lebensverlauf – Politische und rechtliche Handlungsstrategien*. Berlin.
- Kleffmann, Norbert und Carsten Kleffmann (2018): Die Entwicklung des Unterhaltsrechts im Jahr 2017 - Teil 1. *Familie und Recht* 29(1): 3-3.
- Knies, Gundi (2017): *Understanding Society. The UK Household Longitudinal Study. Waves 1-7. User Guide* Colchester: Institute for Social and Economic Research.
- Kocher, Eva (2017): *Erwerbs- und Sorgearbeit gemeinsam neu gestalten. Gutachten für den Zweiten Gleichstellungsbericht der Bundesregierung*.
- Kohler, Ulrich, Martin Ehlert, Britta Grell, Jan Paul Heisig, Anke Radenacker und Markus Wörz (2012): Verarmungsrisiken nach kritischen Lebensereignissen in Deutschland und den USA. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 64: 223-245.
- Kohli, Martin (1985): Die Institutionalisierung des Lebenslaufs : historische Befunde und theoretische Argumente. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* Vol. 37(Nr. 1): 1-29.
- Konietzka, Dirk und Michaela Kreyenfeld (2005): Nichteheliche Mutterschaft und soziale Ungleichheit im familialistischen Wohlfahrtsstaat. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 57(1): 32-61.
- Kraus, Tanja (2014): *Wege aus der Armut für Alleinerziehende. Eine Analyse der Partner- und Arbeitsmarktchancen*. Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Kroh, Martin (2010): *Gewichtung im SOEP. Workshop zur Nutzung des SOEP*. Berlin German Institute for Economic Research (DIW).
- Kronauer, Martin und Gudrun Linne, Eds. (2005): *Flexicurity. Die Suche nach Sicherheit in der Flexibilität. Forschung aus der Hans-Böckler-Stiftung*. Berlin, edition sigma.
- Krüger, Helga (1995): Dominanzen im Geschlechterverhältnis: Zur Institutionalisierung von Lebensläufen. in: R. Becker-Schmidt und G.-A. Knapp *Das Geschlechterverhältnis als Gegenstand der Sozialwissenschaften*. Frankfurt a.M./New York, Campus Verlag: 195–219.

- Krüger, Helga (2010): Lebenslauf: Dynamiken zwischen Biografie und Geschlechterverhältnis. in: R. Becker und B. Kortendiek Handbuch Frauen- und Geschlechterforschung. Theorie, Methoden, Empirie. Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften: 219-227.
- Kühnert, Michael (2012): Childbirth and the Long-Term Division of Labour within Couples: How do Substitution, Bargaining Power, and Norms affect Parents' Time Allocation in West Germany? *European Sociological Review* 28(5): 565-582.
- Kull, Silke, Barbara Riedmüller und Katy Münzner (2007): Auf dem Weg zur Arbeitsmarktbürgerin? Neue Konzepte der Arbeitsmarktpolitik am Beispiel allein erziehender Frauen. Berlin, edition sigma.
- Lechner, Michael (2010): The Estimation of Causal Effects by Difference-in-Difference Methods. *Foundations and Trends in Econometrics* 4(3): 165-224.
- Legewie, Joscha (2012): Die Schätzung von Kausalen Effekten: Überlegungen Zu Methoden Der Kausalanalyse Anhand von Kontexteffekten in Der Schule. *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 64(1): 123-153.
- Leisering, Lutz (2003): Governemnt and the Life Course. in: J. T. Mortimer und M. J. Shanahan *Handbook of the Life Course*. New York, Kluwer Academic/ Plenums Publishers: 205-225.
- Leisering, Lutz (2009): Germany: A Centrist Welfare State at the Crossroads. in: A. P. und G. Craig *International Social Policy: Welfare Regimes in the Developed World*. London, Macmillan: 148-170.
- Leisering, Lutz und Petra Buhr (2012): Dynamik von Armut. in: E.-U. Huster, J. Boeckh und H. Mogge-Grotjahn *Handbuch Armut und Soziale Ausgrenzung*. Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften: 147-163.
- Leisering, Lutz und Stephan Leibfried (1999): Time and Poverty in Western Welfare States. *United Germany in Perspective*.
- Leisering, Lutz und Robert Walker (1998): *The Dynamics of Modern Society*. Bristol, The Policy Press.
- Leitner, Sigrid (2003): Varieties of familialism: The caring function of the family in comparative perspective. *European Societies* 5(4): 353-375.
- Leitner, Sigrid, Ilona Ostner und Christoph Schmitt (2008): Family Policies in Germany. in: I. Ostner und C. Schmitt *Family Policies in the Context of Family Change: The Nordic Countries in Comparative Perspective*. Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften: 175-202.
- Lenze, Anne und Antje Funcke (2016): Alleinerziehende unter Druck. Rechtliche Rahmenbedingungen, finanzielle Lage und Reformbedarf. *Aktuelle Daten und Fakten*.
- Lersch, Philipp M. und Sergi Vidal Vidal (2014): Falling Out of Love and Down the Housing Ladder: A Longitudinal Analysis of Marital Separation and Home Ownership. *European Sociological Review* 30(4): 512-524.
- Letablier, Marie -Thérèse und Karin Wall (2018): Changing Lone Parenthood Patterns: New Challenges for Policy and Research. in: L. Bernardi und D.

- Mortelmans Lone Parenthood in the Life Course. Cham, Springer International Publishing: 29-53.
- Lewis, Jane (2001): The Decline of the Male Breadwinner Model: Implications for Work and Care. *Social Politics: International Studies in Gender, State & Society* 8(2): 152-169.
- Lewis, Jane und Mary Campbell (2007): UK Work/Family Balance Policies and Gender Equality, 1997–2005. *Social Politics: International Studies in Gender, State & Society* 14(1): 4-30.
- Lewis, Jane und Barbara Hobson (1997): Introduction. in: J. Lewis Lone mothers in European welfare regimes: Shifting policy logics. Philadelphia, Jessica Kingsley Publishers: 1–20.
- Lewis, Jane, Trudie Knijn, Claude Martin und Ilona Ostner (2008): Patterns of Development in Work/Family Reconciliation Policies for Parents in France, Germany, the Netherlands, and the UK in the 2000s. *Social Politics: International Studies in Gender, State & Society* 15(3): 261-286.
- Lewis, Jane und Ilona Ostner (1994): Gender and the Evolution of European Social Policies. ZeS-Arbeitspapier Nr. 4. Bremen: Zentrum für Sozialpolitik.
- Liebeskind, Uta (2004): Arbeitsmarktsegregation und Einkommen. Vom Wert „weiblicher“ Arbeit. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 56(4): 630–652.
- Lietzmann, Torsten (2014): After Recent Policy Reforms in Germany: Probability and Determinants of Labour Market Integration of Lone Mothers and Mothers with a Partner who Receive Welfare Benefits. *Social Politics: International Studies in Gender, State and Society* 21(4): 585-616.
- Lietzmann, Torsten und Claudia Wenzig (2017): Arbeitszeitwünsche und Erwerbstätigkeit von Müttern. Welche Vorstellungen über die Vereinbarkeit von Beruf und Familie bestehen. IAB-Kurzbericht. Nürnberg Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.
- Lohmann, Henning (2010): Armut von Erwerbstätigen im europäischen Vergleich. *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 62(1): 1-30.
- Lohmann, Henning und Hannah Zagel (2016): Family policy in comparative perspective: The concepts and measurement of familization and defamilization. *Journal of European Social Policy* 26(1): 48-65.
- Lucas, Richard E. (2007): Adaptation and the Set-Point Model of Subjective Well-Being. Does Happiness Change After Major Life Events? *Current Directions in Psychological Science* 16: 75-80.
- Lyngstad, Torkild Hovde und Marika Jalovaara (2010): A review of the antecedents of union dissolution. *Demographic Research* 23(10): 257-292.
- Mai, Christoph-Martin (2010): Der Arbeitsmarkt im Zeichen der Finanz- und Wirtschaftskrise. *Wirtschaft und Statistik*(3): 237-247.
- Mätzke, Margitta und Ilona Ostner (2010): Introduction: change and continuity in recent family policies. *Journal of European Social Policy* 20(5): 387-398.
- May, Vanessa (2006): Lone motherhoods in context National Centre for Research Methods Working Paper Series. Manchester: ESRC National Centre for Research Methods.

- Mayer, Karl Ulrich (1998): Lebensverlauf. in: B. Schäfers und W. Zapf Handwörterbuch zur Gesellschaft Deutschlands. Opladen, Leske + Budrich: 438-451.
- Mayer, Karl Ulrich (2005): Life courses and life chances in a comparative perspective. in: S. Svallfors Analyzing inequality: Life chances and social mobility in comparative perspective. Stanford (CA), Stanford University Press: 17-55.
- Mayer, Karl Ulrich und Walter Müller (1989): Individualisierung und Standardisierung im Strukturwandel der Moderne : Lebensläufe im Wohlfahrtsstaat. Handlungsspielräume: 42-60.
- McGinnity, Frances und Patricia McManus (2007): Paying the price for reconciling work and family life: Comparing the wage penalty for women's part-time work in Britain, Germany and the United States. *Journal of Comparative Policy Analysis: Research and Practice* 9(2): 115-134.
- McLanahan, Sara und Christine Percheski (2008): Family Structure and the Reproduction of Inequalities. *Annual Review of Sociology* 34(1): 257-276.
- Merton, Robert K. (1968): The Matthew Effect in Science. The reward and communication systems of science are considered. *Science* 159(3810): 56-63.
- Merton, Robert K. (1973): The Matthew effect in science. *The Sociology of Science*: 439-459.
- Ministerium für Arbeit, Soziales, Frauen und Familie des Landes Brandenburg (2009): Familienform: Alleinerziehend. Soziale Situation alleinerziehender Mütter und Väter im Land Brandenburg. Beiträge zur Sozialberichterstattung Nr. 8.
- Misra, Joya, Stephanie Moller und Michelle Budig (2007): Work-family policies and poverty for partnered and single women in Europe and North America. *Gender & Society* 21(6): 804-827.
- Misra, Joya, Stephanie Moller, Eiko Strader und Elizabeth Wemlinger (2012): Family policies, employment and poverty among partnered and single mothers. *Research in Social Stratification and Mobility* 30: 113-128.
- Mood, Carina (2010): Logistic regression: Why we cannot do what we think we can do and what we can do about it. *European Sociological Review* 26(1): 67-82.
- Morgan, Stephen und Christopher Winship (2007): Counterfactuals and Causal Inference. *Methods and Principles for Social Science*. New York, Cambridge University Press.
- Naess, Siri, Morten Blekesaune und Niklas Jakobsson (2015): Marital transitions and life satisfaction: Evidence from longitudinal data from Norway. *Acta Sociologica* 58(1): 63-78.
- Nave-Herz, Rosemarie (1997): Pluralisierung familialer Lebensformen - ein Konstrukt der Wissenschaft? in: L. A. Vaskovics Familienleitbilder und Familienrealitäten. Opladen, Leske + Budrich: 36-49.
- Nazio, Tiziana und Hans-Peter Blossfeld (2003): The Diffusion of Cohabitation among Young Women in West Germany, East Germany and Italy. *European Journal of Population* 19: 47-82.
- Nieuwenhuis, Rense und Laurie Maldonado (2018): The triple bind of singleparent families: resources, employment and policies. in: R. Nieuwenhuis und L.

- Maldonado The triple bind of single-parent families. Resources, employment and policies to improve well-being. Bristol, Policy Press: 1-27.
- Nollmann, Gerd (2008): Die "große Kehrtwende" in der Einkommensverteilung. Wie stark sind die Effekte der Globalisierung tatsächlich? in: P. A. Berger und A. Weiß Transnationalisierung sozialer Ungleichheit. Sozialstrukturanalyse. Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften: 283-310.
- O'Connor, Julia S. (2015): The State and Gender Equality: From Patriarchal to Women-Friendly State? in: S. L. Leibfried, E. H. Huber, M. Lange, J. D. L. Levy und J. D. Stephens The Oxford Handbook of Transformations of the State. Oxford, Oxford University Press: 482-499.
- O'Rand, Angela M. (1996): The Cumulative Stratification of the Life Course. in: R. H. Binstock und L. K. George Handbook of Aging and the Social Sciences. San Diego, Academic Press.
- Oaxaca, Ronald (1973): Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review* 14(3): 693-709.
- Oexle, Otto G. (1986): Armut, Armutsbegriff und Armenfürsorge im Mittelalter. in: C. Sachsse und F. Tennstedt Soziale Sicherheit und soziale Disziplinierung. Frankfurt/ Main, suhrkamp: 73-101.
- Office for National Statistics (2015): Families and Households: 2015. Statistical bulletin.
- Orloff, Ann Schola (1996): Gender in the Welfare State. *Annual Review of Sociology* 22: 51-78.
- Orloff, Ann Schola und Theda Skocpol (1984): Why not equal protection? Explaining the politics of public spending in Britain, 1900-1911, and the United States, 1880s-1920. *American Sociological Review* 49(6): 726-750.
- Orloff, Ann Schola (1993): Gender and the Social Rights of Citizenship: The Comparative Analysis of Gender Relations and Welfare States. *American Sociological Review* 58(3): 303-328.
- Ostner, Ilona (1995): Wandel der Familienformen und soziale Sicherung der Frau, oder: Von der Status- zur Passagensicherung? in: D. Döring und R. Hauser Soziale Sicherheit in Gefahr. Zur Zukunft der Sozialpolitik. Frankfurt, Suhrkamp-Verlag: 80-117.
- Ostner, Ilona (1997): Lone Mothers in Germany Before and after Unification. in: J. Lewis Lone Mothers in European Welfare Regimes. Shifting Policy Logics. London, Jessica Kingsley Publishers: 21-49.
- Ostner, Ilona, Sigrid Leitner und Stephan Lessenich (2001): Sozialpolitische Herausforderungen. Zukunft und Perspektiven des Wohlfahrtsstaats in der Bundesrepublik. Arbeitspapier 49. Hans-Böckler-Stiftung.
- Ott, Notburga, Mine Hancioglu und Bastian Hartmann (2011): Dynamik der Familienform "alleinerziehung". Forschungsbericht Sozialforschung. Bundesministerium für Arbeit und Soziales.
- Page, Marianne E. und Ann Huff Stevens (2004): The Economic Consequences of Absent Parents. *The Journal of Human Resources* 39(1): 80-107.
- Pailhé, Ariane, Dimitri Mortelmans, Teresa Castro, Clara Cortina Trilla, Marie Digoix, Patrick Festy, Sandra Krapf, Michaela Kreyenfeld, Vicky Lyssens-

- Danneboom, Teresa Martín-García, Wilfried Rault Rault, Olivier Thévenon und Laurent Toulemon (2014): Changes in the life course. FamiliesAnd Societies Working Paper Series. Brussels: European Union.
- Palier, Bruno und Kathleen. A. Thelen (2012): Dualization and Institutional Complementarities: Industrial Relations, Labor Market, and Welfare State Changes in France and Germany. in: P. Emmenegger, S. Häusermann, B. Palier und M. Seeleib-Kaiser The Age of Dualization: The Changing Face of Inequality in Deindustrializing Societies. Oxford, Oxford University Press: 201-225.
- Paull, Gillian, Jane Taylor und Alan Duncan (2002): Mothers' Employment and Childcare Use in Britain. London: The Institute for Fiscal Studies.
- Pelletier, David (2016): The diffusion of cohabitation and children's risks of family dissolution in Canada. *Demographic Research* 35(45): 1317-1342.
- Pfau-Effinger, Birgit (2000): Kultur, Wohlfahrtsstaat und Frauenerwerbstätigkeit im europäischen Vergleich. Opladen, Leske + Budrich.
- Pfau-Effinger, Birgit (2005a): Culture and Welfare State Policies: Reflections on a Complex Interrelation. *Journal of Social Policy* 34(1): 3-20.
- Pfau-Effinger, Birgit (2005b): Welfare State Policies and the Development of Care Arrangements. *European Societies* 7(2): 321-347.
- Piachaud, David (1992): Wie Misst Man Armut? in: S. Leibfried und W. Voges Armut im modernen Wohlfahrtsstaat. Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften: 63-87.
- Promberger, Markus (2007): Neue Daten für die Sozialstaatsforschung. Zur Konzeption der IAB-Panelerhebung „Arbeitsmarkt und Soziale Sicherung“. IAB-Forschungsbericht Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.
- Przeworski, Adam und Henry Teune (1970): The Logic of Comparative Social Inquiry. New York, John Wiley & Sons Inc.
- Raab, Marcel (2017): Childhood Family Structure and Early Family Formation in East and West Germany. *Journal of Marriage and Family* 79(1): 110-130.
- Rabindrakumar, Sumi und Laura Dewar (2018): Unhelpful and unfair? The impact of single parent sanctions. London: Gingerbread.
- Radenacker, Anke (2011): Economic Consequences of Family Break-ups. Income before and after Family Break-ups of Women in Germany and the United States. *Schmollers Jahrbuch - Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 131(2): 225-234.
- Radenacker, Anke (2016): Economic Consequences of Family Dissolution. Comparing Germany and the United States since the 1980s, and married and cohabiting parents in Germany. Potsdam, University of Potsdam.
- Rowlingson, Karen und Stephen McKay (1998): The Growth of Lone Parenthood: Diversity and Dynamics. London: Policy Studies Institute.
- Rowlingson, Karen und Stephen McKay (2005): Lone motherhood and socio-economic disadvantage: insights from quantitative and qualitative evidence. *The Sociological Review* 53(1): 30-49.
- Rubin, Donald B. (1974): Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. *Journal of Educational Psychology* 66(5): 688-701.

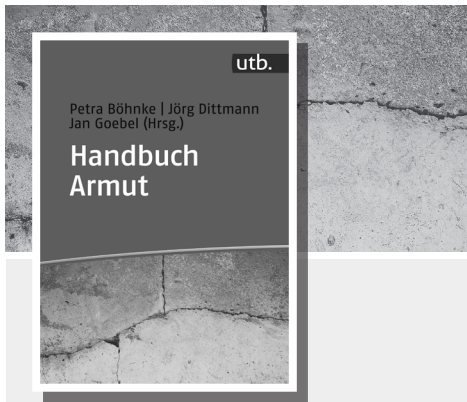
- Ruth, Lister (1994): She has other duties': Women, citizenship and social security. in: B. Falkingham und J. Falkingham Social Security and Social Change: New Challenges. Hemel Hempstead:, Harvester Wheatsheaf.
- Sainsbury, Diane (1994): Gendering Welfare States. London, SAGE Publications.
- Sainsbury, Diane (1999): Gender and Social-Democratic Welfare States. in: D. Sainsbury Gender and Welfare State Regimes. Oxford, Oxford University Press: 75-114.
- Sayer, Liana, Paula England, Paul Allison und Nicole Kangas (2011): She Left, He Left: How Employment and Satisfaction Affect Men's and Women's Decisions to Leave Marriages. *American Journal of Sociology* 116(6): 1982-2018.
- Schier, Michaela und Sandra Hubert (2015): Alles eine Frage der Opportunität, oder nicht? Multilokalität und Wohnentfernung nach Trennung und Scheidung. *Zeitschrift für Familienforschung* 27(1): 3-31.
- Schmidt, Manfred G., Tobias Ostheim, Nico A. Siegel und Reimut Zohlnhöfer, Eds. (2007): Der Wohlfahrtsstaat. Eine Einführung in den historischen und internationalen Vergleich. Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Schneider, Norbert (2003): Alleinerziehen. Soziologische Betrachtungen zur Vielfalt und Dynamik einer Lebensform. in: J. M. Fegert und U. Ziegenhain Hilfen für Alleinerziehende. Die Lebenssituation von Einelternfamilien in Deutschland. Weinheim, Beltz Verlag: 70-79.
- Schneider, Norbert, Dorothea Krüger, Vera Lasch, Ruth Limmer und Heike Matthias-Bleck (2001): Alleinerziehen. Vielfalt und Dynamik einer Lebensform. Stuttgart: Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend.
- Schnor, Christine (2014): The Effect of Union Status at First Childbirth on Union Stability: Evidence from Eastern and Western Germany. *European Journal of Population* 30: 129–160.
- Schommer, Martin (2008): Wohlfahrt im Wandel. Risiken, Verteilungskonflikte und sozialstaatliche Reformen in Deutschland und Großbritannien. Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Schroeder, Mathis, Rainer Siegers und C. Katharina Spieß (2013): "Familien in Deutschland" – FiD. *Schmollers Jahrbuch - Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 133: 595 – 606.
- Schröter, Anne (2013): Zur Bedürftigkeit von Aufstocker-Familien. Wie das traditionelle Familienmodell und ambivalente sozialstaatliche Instrumente zur Falle werden können. Schriftenreihe. Bremen: Institut Arbeit und Wirtschaft (IAW).
- Sellach, Brigitte (2010): Armut: Ist Armut weiblich? . in: R. Becker und B. Kortendiek Handbuch Frauen- und Geschlechterforschung : Theorie, Methoden, Empirie. Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften. 3., erweiterte und durchgesehene Ausgabe: 471-479
- Sen, Amartya (1999): Development as freedom. Oxford/New York, Oxford University Press.
- Siegel, Nico A. (2007): Sozialpolitik im internationalen Vergleich von den Anfängen bis zur Gegenwart. in: M. G. Schmidt, T. Ostheim, N. A. Siegel und R. Zohlnhöfer Der Wohlfahrtsstaat. Eine Einführung in den historischen und

- internationalen Vergleich. Wiesbaden, VS Verlag für Sozialwissenschaften: 221-224.
- Skinner, Christine, Jonathan Bradshaw und Jacqueline Davidson (2007): Child support policy: An international perspective. Research Report York: University of York.
- Solga, Heike (2005): Meritokratie - die moderne Legitimation ungleicher Bildungschancen. in: P. A. Berger und H. Kahlert Institutionalisierte Ungleichheiten: Wie das Bildungswesen Chancen blockiert. Weinheim, Juventa: 19-38.
- Solga, Heike, Peter A. Berger und Justin Powell (2009): Soziale Ungleichheit - Kein Schnee von gestern! Eine Einführung. in: H. Solga, J. Powell und P. A. Berger Soziale Ungleichheit. Klassische Texte zur Sozialstrukturanalyse. Frankfurt/ New York, Campus Verlag: 11-45.
- Solga, Heike und Alessandra Rusconi (2007): Determinants of and obstacles to dual careers in Germany. Zeitschrift für Familienforschung (Journal of Family Research) 19(3): 311-336.
- Spicker, Paul (1992): Armut im Land des ‚Welfare State‘. in: S. Leibfried und W. Voges Armut im modernen Wohlfahrtsstaat. KZfSS, Sonderheft 32. Opladen, Westdeutscher Verlag: 174-194
- Spieß, C. Katharina und Katharina Wrohlich (2005): Wie viele Kinderbetreuungsplätze fehlen in Deutschland?: Neue Bedarfsermittlung für Kinder unter drei Jahren auf der Basis von Mikrodaten. DIW Wochenbericht 72(14): 223-227.
- Statistisches Bundesamt (2005): Von der „traditionellen Familie“ zu „neuen Lebensformen“. Wirtschaft und Statistik(1): 25-40.
- Statistisches Bundesamt (2015): Bevölkerung und Erwerbstätigkeit. Haushalte und Familien. Ergebnisse des Mikrozensus 2014. Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2018a). Armutsgefährdungsquote (monetäre Armut) nach Sozialleistungen in Deutschland nach dem Haushaltstyp. Zuletzt am 12.07.2018, entnommen von https://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/GesellschaftStaat/EinkommenKonsumLebensbedingungen/LebensbedingungenArmutsgefaehrdung/Tabellen/ArmutsgefQuoteTyp_SILC.html.
- Statistisches Bundesamt (2018b). Familien mit minderjährigen Kindern im Zeitvergleich nach Lebensform in Deutschland. Zuletzt am 11.07.2018, entnommen von https://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/GesellschaftStaat/Bevoelkerung/HaushalteFamilien/Tabellen/2_8_LR_Familien.html.
- Taulbut, Martin, Gerry McCartney und Marion Davis (2016): Lone parents in Scotland, Great Britain and the UK: health, employment and social security. Edinburgh: NHS Health Scotland.
- Taylor-Gooby, Peter (2004): New Risks and Social Change. in: P. Taylor-Gooby New Risks, New Welfare. The Transformation of the European Welfare State. Oxford, Oxford University Press: 1-28.
- Taylor-Gooby, Peter und Trine P. Larsen (2004): The UK—A Test Case for the Liberal Welfare State? in: P. Taylor-Gooby New Risks, New Welfare: The Transformation of the European Welfare State. Oxford, Oxford University Press.

- Taylor, Marcia Freed , John Brice, Nick Buck und Elaine Prentice-Lane (2010): British Household Panel Survey User Manual. Volume A: Introduction, Technical Report and Appendices. Colchester: University of Essex.
- Teachman, Jay D. (2002): Childhood Living Arrangements and the Intergenerational Transmission of Divorce. *Journal of Marriage and Family* 64(3): 717-729.
- Teitzer, Roland, Nina-Sophie Fritsch und Roland Verwiebe (2014): Arbeitsmarktflexibilisierung und Niedriglohnbeschäftigung: Deutschland und Österreich im Vergleich. *WSI Mitteilungen. Zeitschrift des Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Instituts der Hans-Böckler-Stiftung*(4): 257-266.
- Thomson, Elizabeth (2014): Family Complexity in Europe. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science* 654: 245-258.
- Thomson, Elizabeth und Sara S. McLanahan (2012): Reflections on “Family Structure and Child Well-Being: Economic Resources vs. Parental Socialization”. *Social Forces* 91(1): 45-53.
- Townsend, Peter (1979): *Poverty in the United Kingdom*. London, Allen Lane and Penguin Books.
- Trappe, Heike (2006): Berufliche Segregation im Kontext. Über einige Folgen geschlechtstypischer Berufsentscheidungen in Ost- und Westdeutschland. *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 58(1): 50-78.
- Trappe, Heike, Matthias Pollmann-Schult und Christian Schmitt (2015): The Rise and Decline of the Male Breadwinner Model: Institutional Underpinnings and Future Expectations. *European Sociological Review* 31(2): 230-242.
- US Census Bureau (2019). How the U.S. Census Bureau Measures Poverty. Zuletzt am 04.09.2019, entnommen von <https://www.census.gov/topics/income-poverty/poverty/guidance/poverty-measures.html>.
- van Gameren, Edwin und Ingrid Ooms (2009): Childcare and labor force participation in the Netherlands: the importance of attitudes and opinions. *Review of Economics of the Household* 7(4): 395.
- van Lancker, Wim, Joris Ghysels und Bea Cantillon (2015): The impact of child benefits on single mother poverty: Exploring the role of targeting in 15 European countries. *International Journal of Social Welfare* 24(3): 210-222.
- Vandecasteele, Leen (2011): Life Course Risks or Cumulative Disadvantage? The Structuring Effect of Social Stratification Determinants and Life Course Events on Poverty Transitions in Europe. *European Sociological Review* 27(2): 246-263.
- Vignoli, Daniele, Anna Matysiak, Marta Styrac und Valentina Tocchioni (2018): The positive impact of women’s employment on divorce: Context, selection, or anticipation? *Demographic Research* 38(37): 1059-1110.
- vom Berge, Philipp, Steffen Kaimer, Silvina Copestake, Johanna Eberle und Wolfram Klosterhuber (2018): *Arbeitsmarktspiegel. Entwicklungen nach Einführung des Mindestlohns*. IAB-Forschungsbericht. Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.

- Wagner, Gert G., Joachim R. Frick und Jürgen Schupp (2007): The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) - Scope, Evolution and Enhancements. *Schmollers Jahrbuch: Journal of Applied Social Science Studies* 127(139-169).
- Wagner, Michael und Bernd Weiß (2003): Bilanz der deutschen Scheidungsforschung. Versuch einer Meta-Analyse. *Zeitschrift für Soziologie* 32(1): 29–49.
- Waldfogel, Jane (2010): *Britain's war on poverty*. New York, Russell Sage Foundation.
- Walwei, Ulrich (2010): Folgen der Finanzkrise: Wie robust ist der deutsche Arbeitsmarkt? *Arbeit* 19(2/3): 116-131.
- Wanger, Susanne (2011): Ungenutzte Potenziale in der Teilzeit. Viele Frauen würden gerne länger arbeiten. IAB-Kurzbericht. Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.
- Wersig, Maria (2010): Getrennt leben, gemeinsam betreuen – das Wechselmodell im Steuer- und Sozialrecht. in: K. Scheiwe und M. Wersig *Einer zahlt und eine betreut?: Kindesunterhaltsrecht im Wandel*. Baden-Baden, Nomos Verlagsgesellschaft mbH & Co. KG: 273-288.
- Whelan, Christopher T. und Bertrand Maitre (2010): Welfare regime and social class variation in poverty and economic vulnerability in Europe: an analysis of EU-SILC. *Journal of European Social Policy* 20(4): 316-332.
- Wippermann, Carsten (2010): *Frauen in Führungspositionen. Barreiren und Brücken*. Berlin.
- Wippermann, Carsten (2017): *Männer-Perspektiven. Auf dem Weg zu mehr Gleichstellung?*
- Wright, Sharon (2011): Relinquishing Rights? The Impact of Activation on Citizenship for Lone Parents in the UK. in: S. Betzelt und S. Bothfeld *Activation and Labour Market Reforms in Europe. Challenges to Social Citizenship*. Basingstoke, Palgrave Macmillan UK: 59-78.
- Wrohlich, Katharina (2009): *Individualbesteuerung – die bessere Wahl für Geschlechtergerechtigkeit?* Fachgespräch. Berlin.
- Wrohlich, Katharina, Eva Berger, Johannes Geyer, Peter Haan, Denise Sengül, Katharina C. Spieß und Andreas Thiemann (2012): *Elterngeld Monitor. Endbericht: Forschungsprojekt im Auftrag des Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend*. DIW Berlin: Politikberatung kompakt. Berlin.
- Zagel, Hannah (2013): *Timing of single motherhood: implications for employment careers in Great Britain and West Germany*. Edinburgh, The University of Edinburgh.
- Zagel, Hannah (2018): *Alleinerziehen im Lebensverlauf. Familiendynamiken und Ungleichheit im Wohlfahrtsstaat*. Wiesbaden, Springer VS.
- Zagel, Hannah und Sabine Hübgen (2018): A life-course approach to single mothers' economic wellbeing in different welfare states. in: R. Nieuwenhuis und L. Maldonado *The triple bind of single-parent families. Resources, employment and policies to improve well-being*. Bristol, University Press: 171-193.
- Ziefle, Andrea (2004a): Die individuellen Kosten der Erziehungsurlaubs. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 56(2): 213-231.

Ziefle, Andrea (2004b): Die individuellen Kosten des Erziehungsurlaubs. KZfSS
Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 56(2): 213-231.



Petra Böhnke • Jörg Dittmann
Jan Goebel (Hrsg.)

Handbuch Armut

Ursachen, Trends,
Maßnahmen

Wie sprechen wir über Armut? Was wissen wir über Armut? Wie bearbeiten wir Armut? Das Handbuch liefert Antworten auf diese Fragen und bietet sowohl Überblick als auch Detailinformation. Es richtet sich an Studierende und Lehrende der Sozialwissenschaften, aber auch an PraktikerInnen aus der Sozialen Arbeit und Pädagogik, die ganz konkret mit dem Phänomen Armut zu tun haben.

Aus dem Inhalt:

Konzepte, Diskurse und Messung • Problemfelder und Ursachen • Ansatzpunkte der Armutsbekämpfung

2018 • 366 S. • Kart. • 29,99 € (D) • 30,90 € (A) • utb L
ISBN 978-3-8252-4957-1 • eISBN 978-3-8385-4957-6

www.utb-shop.de



Sebastian Thieme

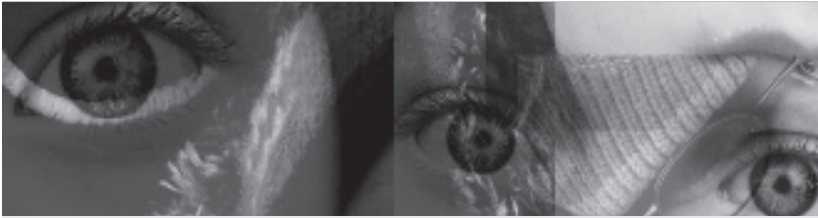
Menschengerechtes Wirtschaften?

Subsistenzethische Perspekti-
ven auf die katholische Sozial-
ethik, feministische Ökonomik
und Gesellschaftspolitik

Wirtschaften, um sich selbst zu erhalten? Was eigentlich selbstverständlich ist, bleibt in der ökonomischen Theorie und in den sozialpolitischen Debatten oft nur eine Randnotiz. Dem gegenüber diskutiert der Autor auf Basis einer modernen Subsistenzethik die Elemente der Selbsterhaltung in der katholischen Sozialethik und in feministischen Ansätzen der Ökonomik sowie sozialpolitische Fragen (Grundeinkommen, Einkommensobergrenzen, Workfare, Mindest-Einkommensgarantie).

2017 • 297 S. • Kart. • 34,90 € (D) • 35,90 € (A)
ISBN 978-3-8474-2077-4 • eISBN 978-3-8474-0977-9

www.shop.budrich.de



Mariam Irene Tazi-Preve

Das Versagen der Kleinfamilie

Kapitalismus, Liebe
und der Staat

2., durchgesehene Auflage 2018 • 225 Seiten • Kart. •
22,90 € (D) • 23,60 € (A) • ISBN 978-3-8474-2196-2

Die Autorin geht vom Leiden an den kleinfamilialen Verhältnissen aus und fragt:

Kann das Liebespaar wirklich die Basis einer ganzen Gesellschaftsordnung sein? Sie legt die historischen und ideologischen Ursachen des Dilemmas der Kleinfamilie dar statt einem „individuellen Verschulden“ nachzugehen und fordert ein radikales Umdenken des Privaten. Dabei greift sie alle relevanten Themen pointiert und fachkundig auf: das Drama der Mutterschaft, die neue Vaterschaftsdebatte und die Vereinbarkeitsfrage.



www.shop.budrich.de



budrich training –

Schlüsselkompetenzen
für Ihren Erfolg in der
Wissenschaft

Gelungene Wissenschaftskommunikation ist der Schlüssel zur Wissenschaftskarriere. Wer am wissenschaftlichen Diskurs nicht teilnimmt, ist nicht sichtbar. Wer nicht sichtbar ist, hat es schwer, sich in der Wissenschaft zu etablieren.

Unsere Expertise liegt im Bereich Wissenschaftskommunikation: Als Lektorinnen, Berater und Verlagsmenschen begleiten wir die Wissenschaft seit Jahrzehnten mit Schwerpunkten im Bereich Schreiben und Publizieren. Unsere Erfahrung haben wir systematisch aufbereitet und teilen sie in Vorträgen, Workshops und Coachings.

Erfahren Sie mehr über

- unsere Angebote zum wissenschaftlichen Schreiben,
- unsere Angebote zum wissenschaftlichen Publizieren,
- unsere Coaching-Angebote

www.budrich-training.de

Sabine Hübgen Armutsrisiko alleinerziehend

Die Bedeutung von sozialer Komposition
und institutionellem Kontext in Deutschland

Das Buch untersucht die Ursachen für das hohe Armutsrisiko alleinerziehender Mütter in Deutschland. Handelt es sich primär um Selektionseffekte von benachteiligten Frauen ins Alleinerziehen oder werden Frauen durch das Alleinerziehen arm? Welche Rolle spielt dabei der institutionelle Kontext (Arbeitsmarkt- und Familienpolitik)? Diese Fragen werden anhand eines Perioden- sowie Ländervergleichs mit dem Vereinigten Königreich unter dem Einsatz quantitativer Längsschnittmethoden beantwortet.

Die Autorin: Dr. Sabine Hübgen, wissenschaftliche Mitarbeiterin, Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung (WZB)

ISBN 978-3-86388-818-3



9 783863 888183 >