

Humboldt-Universität zu Berlin

Kultur-, Sozial- und Bildungswissenschaftliche Fakultät

Institut für Sozialwissenschaften

Masterarbeit

zum Erwerb des akademischen Grades Master of Arts (M. A.)

Titel der Abschlussarbeit:

Gleichstellungsimpuls BEEG? Erwerbsverläufe werdender Mütter vor und nach der Elternzeitreform von 2007

Equality impulse BEEG? Employment trajectories of mothers-to-be before and after the parental leave reform

vorgelegt von

Name: Florian Griese

Erstprüferin: Prof. Anette Fasang

Zweitprüfer: Prof. Philipp Lersch

Ort, Datum: Berlin, 12. Mai 2023

Abstract (deutsch)

Mit der Einführung des Bundeselterngeld- und Elternzeitgesetz (BEEG) im Jahr 2007 wurde der Familienpolitik in Deutschland ein Paradigmenwechsel bescheinigt, da erstmals Individuen an die Stelle von Familien in den Fokus der Unterstützungsmaßnahmen rückten. Aus der Familienforschung liegen bereits einhellige Befunde vor. Zwar kann das BEEG zur Förderung der Geschlechtergleichstellung beitragen, doch seine einkommensabhängige Ausgestaltung verträgt sich eher weniger mit den Voraussetzungen einer sozialen Gerechtigkeit. Die hier vorliegende Arbeit beschäftigt sich mit zwei zentralen Forschungsfragen. Zum einen soll mithilfe der Multichannel Sequence Analysis (MCSA) untersucht werden, ob sich werdende Mütter in ihren drei Jahre lang beobachteten Erwerbsverläufen mehr, weniger oder gleichermaßen den Erwerbsverläufen ihrer Partner annähern. Zum anderen wird die Hypothese überprüft, ob bei Müttern eine höhere Bildung mit einer privilegierten BEEG-Wirksamkeit einhergeht. Für diesen zweiten Forschungsaspekt der Arbeit wird die Methode der multinomialen logistischen Regression herangezogen. Um beide Fragestellungen bearbeiten zu können, werden die Längsschnittdaten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) genutzt und in zwei Zeitepochen (1990–2006; 2007–2018) unterteilt. Die Ergebnisse zeigen zunehmend heterogene Frauenerwerbsverläufe. Rückläufigen Berufsausstiegs- und Hausfrauenmuster sowie die deutlich vermehrte Übergänge in Teilzeitbeschäftigungen erfahren Frauen nahezu exklusiv. Dabei erhöht ein hohes bis mittleres Bildungsniveau die Wahrscheinlichkeit einer zeitigen und planbaren Erwerbsrückkehr. Damit kann dem BEEG einerseits zugestanden werden, die richtige Richtung in der Geschlechterangleichung vorzugeben. Andererseits gilt es, identifizierte Schwachstellen in der Sozialverträglichkeit des Gesetzes anzuerkennen und zugunsten von Müttern mit geringerer Bildung auszubessern.

Abstract (englisch)

The introduction of the Federal Parental Allowance and Parental Leave Act (Bundeselterngeld- und Elternzeitgesetz, BEEG) in 2007 marked a paradigm shift in family policy in Germany, as for the first time individuals took the place of families as the focus of support policies. There are already consistent findings from family research. Although the BEEG can contribute to the promotion of gender equality, its income-dependent design is rather less compatible with the requirements of social justice. This paper addresses two central research questions. First, it uses multichannel sequence analysis to investigate whether mothers-to-be converge more, less, or equally to their partners' employment trajectories in their three-year observed employment trajectories. Second, the hypothesis is tested whether mothers with higher education experience a privileged BEEG effectiveness. For this second research aspect of the paper, the method of multinomial logistic regression is used. To address both questions, longitudinal data from the German Socio-Economic Panel (GSOEP) are used and divided into two time epochs (1990-2006; 2007-2018). The results show increasingly heterogeneous female employment trajectories. Declining career exit and housewife patterns, as well as significantly increased transitions to part-time employment, are experienced almost exclusively by women. At the same time, a high to medium level of education increases the probability of a prompt and predictable return to the labor force. Thus, on the one hand, the BEEG can be credited with setting the right direction in gender equalization. On the other hand, it is important to recognize identified weaknesses in the social compatibility of the law and to remedy them in favor of mothers with lower levels of education.

Inhaltsverzeichnis

Tabellenverzeichnis.....	5
Abbildungsverzeichnis.....	5
Abkürzungsverzeichnis.....	6
1. Einleitung.....	7
2. Das Bundeselterngeld- und Elternzeitgesetz (BEEG)	9
2.1 Die Gesetzesregelungen.....	10
2.2 Die Vorgängerpolitik.....	11
2.3 Die skandinavischen Vorreiter	12
2.4 Der Paradigmenwechsel.....	14
3. Forschungsstand und theoretische Grundlagen	17
3.1 Befunde der Elternzeitforschung	18
3.2 Arbeitsmarkttheorien.....	25
3.3 Geschlechterrollentheorien auf Individual-, Paar- und Organisationsebene	27
3.4 Lebenslauftheorien	30
3.5 Forschungshypothesen	32
4. Daten und Methoden.....	33
4.1 Daten	34
4.2 Methoden.....	37
5. Ergebnisse	53
5.1 Ergebnisse zur Ökonomisierungshypothese (H1)	53
5.2 Ergebnisse zur Bildungsungleichheitshypothese (H2)	58
6. Diskussion.....	69
7. Zusammenfassung.....	73
Literaturverzeichnis.....	77
Anhangsverzeichnis.....	81

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1. Definition des Alphabets für die Sequenzanalyse	39
Tabelle 2. Verweildauer und Episoden der Frauen	54
Tabelle 3. Was folgt auf Episoden der Elternzeit?	57
Tabelle 4. Deskription der Cluster vor und seit dem BEEG	63
Tabelle 5. Ergebnisse der multinomialen logistischen Regression (AME)	66

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1. Transversale Häufigkeitsdiagramme.....	46
Abbildung 2. Ermittlung der geeigneten Clusterungen	50
Abbildung 3. Relative Häufigkeitsdiagramme und Distanzen	55
Abbildung 4. Silhottendiagramme unter Verwendung des Ward+PAM-Algorithmus.....	59
Abbildung 5. Finale Cluster-Lösungen.....	60
Abbildung 6. Einfluss der Bildung auf die Clusterzugehörigkeit	68

Abkürzungsverzeichnis

AME	Average Marginal Effects
ASW	Average Silhouette Width
AV	Abhängige Variable
BEEG	Bundeselterngeld- und Elternzeitgesetz
BErzGG.....	Bundeserziehungsgeldgesetz
BMFSFJ	Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend
DHD	Dynamic Hamming Distance
FiD	Familien in Deutschland
HC	Hubert's C
MCSA.....	Multichannel Sequence Analysis
OM.....	Optimal Matching
PAM.....	Partitioning Around Medoids
PBC	Punkt-biseriale Korrelation
SOEP	Sozio-oekonomische Panel
UV.....	Unabhängige Variable

1. Einleitung

Gleichstellung in den Erwerbsverläufen von Frauen und Männern ist ein gesellschaftliches Anliegen, welches auch heute noch keine Generation von der To-do-Liste abhaken kann. „Müsste nicht allmählich eine Veränderung eintreten?“, fragt Autor Gerald Wagner (2023) für die Frankfurter Allgemeine Zeitung. Im Artikel stellt er aktuelle Ergebnisse über weiterhin verhärtete Rollenaufteilungen unter jungen Müttern und Vätern vor. Weil weder den Geburtskohorten aus den 1970er Jahren noch denen aus den 80ern ein wirklich paritätischer Übergang gelingt, müssen die zitierten Wissenschaftlerinnen (Kelle/Romeu Gordo/Simonson 2022) auf die nächste Kohorte – die der 1990er – vertrösten. Auch die Süddeutsche Zeitung berichtete erst kürzlich von aktuellen Studienergebnissen, denen zufolge Frauen weiterhin dem Vereinbarkeitsdilemma zwischen Beruf und Familie ausgesetzt sind, weil sich noch immer drei Viertel der Väter mit dem Elternzeitminimum von zwei Monaten begnügen (Eckardt 2022). Umgeben von sich treu bleibenden Kurzzeitvätern, sich wandelnden Arbeitsmarktverhältnissen und neuen Interpretationen von „Weiblichkeit“ durchleben Frauen abwechslungsreiche und von Unsicherheiten geprägte Erwerbsverläufe rund um die Zeit der Familiengründung. Dieser Blickwinkel von werdenden Müttern soll im Rahmen der hier vorliegenden Abschlussarbeit genauer eingenommen werden.

Die Frauenerwerbsbeteiligung nahm in den vergangenen drei Jahrzehnten zwar kontinuierlich zu, geht jedoch weitestgehend auf die hohe Selektion der Frauen in Teilzeitbeschäftigungen zurück (Wanger 2015). Je nach Auslegung der Arbeitsmarktstatistiken wird die gestiegene Zahl an berufstätigen Frauen bereits als Bewältigung der Geschlechterangleichung bilanziert. Dabei kann leicht in den Hintergrund geraten, dass sich Erwerbsverläufe von jungen Frauen zunehmend diskontinuierlich und heterogen entwickeln (Kelle/Romeu Gordo/Simonson 2022). Insbesondere Müttern wird mehr und mehr abverlangt, wohlüberlegte Abwägungen zwischen Familienauszeiten, reduzierter Arbeitszeit und voller oder teilweiser Berufsrückkehr zu treffen. Weil sie dabei in der Regel nicht nur ihre eigenen Lebensläufe möglichst weitsichtig voranzuplanen haben, sondern sich zusätzlich noch auf Ansprüche und Wünsche ggf. koexistierender Partner einlassen sollen, ist die Lebenslaufgestaltung von Müttern komplexer geworden.

Die gesellschaftliche Anfrage an Mütter, eine souveräne Vereinbarkeit von Familie und Beruf zu managen, ist der deutschen Familienpolitik nicht entgangen und hat einen politischen Paradigmenwechsel hervorgerufen (Bujard 2013a). Hinter der Einführung des Bundeselterngeld- und

Elternzeitgesetzes (BEEG) im Jahr 2007 stand die Absicht, nicht länger nur die finanziellen Nachteile der Mutterschaft punktuell auszugleichen, sondern die (Erwerbs-)Lebensläufe von Müttern und ihren Partnern in ähnliche Bahnen zu lenken. Damit sollte die Grundlage einer „nachhaltigen Familienpolitik“ geschaffen werden (Bertram/Deuflhard 2013). Doch eine ungerechte Nebenwirkung, nämlich dass das BEEG aufgrund seiner einkommensabhängigen Konzeption nicht alle Gesellschaftsschichten gleichermaßen erreicht, wurde erst antizipiert (Henninger/Wimbauer/Dombrowski 2008) und mittlerweile zurückblickend untersucht (Menke/Klammer 2017; Jurczyk 2015; Schutter/Zerle-Elsässer 2012). Den Studien zufolge steht den verbesserten Handlungsspielräumen für sozial privilegierte Paare ein Mangel an effektiver Unterstützung für sozial benachteiligte Paare gegenüber. Die Befunde stützen sich in erster Linie auf Statistiken oder Daten zu Elternzeitnutzung bzw. Elterngeldbezügen und legen nahe, sich einmal aus der Perspektive der Lebenslaufforschung mit dem benannten Zielkonflikt des BEEG zwischen Geschlechtergleichheit und sozialer Gerechtigkeit auseinanderzusetzen.

Diese Abschlussarbeit nimmt sich daher zum Ziel, den mit der BEEG-Einführung assoziierten Paradigmenwechsel anhand von zwei übergeordneten Hypothesen kritisch zu beleuchten. Zum einen soll der Frage nachgegangen werden, wie stark sich die Erwerbsverläufe von Frauen im Lebensabschnitt der Familiengründung den parallelen Erwerbsverläufen männlicher Partner seit der Einführung des BEEG angenähert haben. Zu dieser ersten Teilfrage wird zum Ende der theoretischen Einordnung des Themas eine *Ökonomisierungshypothese* formuliert. Zum anderen richtet sich der zweite Fokus dieser Arbeit auf die Einflussfaktoren, mit denen sich Frauen in eher traditionelle oder eher paritätische Cluster zuordnen lassen. Anhand eines Zeitenvergleichs mit der BEEG-Reform 2007 als analytische Trennlinie soll herausgefunden werden, ob sich soziodemografische Merkmale – insbesondere das Merkmal der Bildung – als Einflussfaktoren relativ traditioneller oder gleichgestellter Erwerbsverläufe nach Geburt des ersten Kindes zugespitzt haben. Hierfür wird im anschließenden Theorie-Kapitel zur *Bildungsungleichheitshypothese* hingeleitet.

Mithilfe von drei aufeinander aufbauenden Methoden sollen die beiden Forschungsfragen empirisch behandelt werden. Zuerst wird eine statistische Funktion der Imputation dafür genutzt, fehlende Werte in den erwerbsbiografischen Daten der Frauen und Partner des Analysesamples aufzufüllen. Als zweites wird die Methode der *Multichannel Sequence Analysis* (MCSA) angewendet, um Erwerbsverläufe von Frauen in der Zeitspanne zwischen einem Jahr vor Geburt des ersten Kindes und zwei Jahren danach mit den Erwerbsverläufen ggf. koexistierender Partner zu

gruppieren. Damit der angestrebte Zeitenvergleich gezogen werden kann, erfolgt dieser Schritt einmal für die Gruppe der Frauen, die ihr erstes Kind vor 2007 bekommen haben und einmal für Frauen, die erst nach der BEEG-Einführung zum ersten Mal Mutter geworden sind. Um im abschließenden Forschungsteil die Einflussfaktoren, mit denen Frauen einem bestimmten Cluster zugeordnet werden, gruppenspezifisch analysieren zu können, wird auf die Methode der multinomialen logistischen Regression zurückgegriffen. Das quantitative Forschungsvorhaben setzt längsschnittliche und retrospektive Erwerbs- und Familieninformationen voraus. Die Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) erfüllen die Voraussetzung und werden als Datengrundlage herangezogen.

Die Arbeit gliedert sich in folgende Kapitel. Zu Beginn wird der zentrale Forschungsgegenstand dieses Beitrags – die Einführung des BEEG – thematisiert. Im Einzelnen wird in diesem Kapitel auf die konkreten Gesetzesregelungen des BEEG, die deutsche Vorgängerpolitik, die skandinavischen Vorreiter sowie auf den Paradigmenwechsel in der deutschen Familienpolitik eingegangen. Dadurch soll die Grundlage geschaffen werden, eine realistische Erwartungshaltung an den später durchgeführten Zeitenvergleich herzuleiten. Nach der Einordnung des BEEG wird ein aktueller Überblick über bisherige Erkenntnisse der Elternzeitforschung gegeben und in den Kontext anerkannter Arbeitsmarkt-, Geschlechterrollen- und Lebenslauftheorien gestellt. Daran anschließend werden die Forschungshypothesen formuliert. Das vierte Kapitel geht auf die zugrundeliegenden Daten und Variablen ein und gibt Auskunft über die aufeinander aufbauenden Methoden der Imputation, der MCSA und der MNRA. Danach werden die eigenen Forschungsergebnisse vorgestellt und Rückschlüsse auf die aufgestellten Hypothesen gezogen. Mit einer Einordnung der Ergebnisse, einer Diskussion von anschlussfähigen Forschungsaufgaben sowie einer Zusammenfassung der Arbeit schließt dieser Beitrag.

2. Das Bundeselterngeld- und Elternzeitgesetz (BEEG)

Zwischen der Deutschen Wiedervereinigung im Jahr 1990 und heute liegt die Einführung des Bundeselterngeld- und Elternzeitgesetzes (BEEG) ungefähr auf halber Strecke. Als das BEEG im Jahr 2007 in Kraft gesetzt wurde, erhofften sich Befürworter:innen der Maßnahme, dass sich die deutsche Familienpolitik damit ein Stück weit neu erfinden würde. Um im Rahmen dieser Abschlussarbeit das Einführungsjahr als analytische Trennlinie verwenden zu können, soll in diesem Kapitel eine erste Erwartungshaltung an die Wirkungskraft des BEEG aufgebaut werden. Dazu werden zunächst die genauen Regelungen und Ansprüche des BEEG vorgestellt, bevor die

Intentionen und Bestimmungen des unmittelbaren Vorgängergesetzes gegenübergestellt werden. Nach der Einbettung des BEEG in den geschichtlichen Kontext deutscher Familienpolitik soll es mit internationalen Vorreitermodellen in Bezug gesetzt werden. Länder wie Schweden oder Finnland dienen dem deutschen Modell nicht nur funktional als Orientierung, sondern setzen vor allem normative Maßstäbe im Umgang mit Gleichstellungs- und Gerechtigkeitsaufträgen. Darauf aufbauend soll zum Abschluss dieses Kapitels geschildert werden, wie an der BEEG-Einführung ein Paradigmenwechsel in der Familienpolitik Deutschlands festgemacht werden kann und was er für die (Erwerbs-)Lebensverläufe von frisch gewordenen Müttern zu versprechen oder auch zu befürchten vermag.

2.1 Die Gesetzesregelungen

Mit zwei neuartigen Zielen wurde das BEEG zum 1. Januar 2007 eingeführt. Bei der finanziellen und rechtlichen Unterstützung von Elternteilen sollten Lebensläufe über den Zeitraum des Leistungsbezugs hinaus in den Blick genommen und die Gleichstellung der Geschlechter vorangebracht werden (Bujard 2013a). Wie im Siebten Familienbericht (BMFSFJ 2006: XXXII) angekündigt, erhält der betreuende Elternteil monatlich 67 % des letzten Nettoeinkommens in Form des Elterngelds, wobei in Ausnahmefällen mindestens 300 Euro und maximal 1.800 Euro pro Monat ausbezahlt werden. Dem ergänzend ist im Bericht aufgeführt, dass sowohl der Mutter als auch dem Vater mindestens zwei Elterngeldmonate reserviert sind, dass ein in Partnerschaft lebendes Elternteil die volle Leistung bis zu zwölf Monate beziehen kann und dass Ansprüche auf Teilzeit nach dem Teilzeit- und Befristungsgesetz (TzBfG) fortbestehen. Damit einhergehend kann bis zu drei Jahre Elternzeit genommen werden und die Wiederaufnahme der letzten Stelle als garantierte Möglichkeit ergriffen werden (ebd.). Alle rechtlichen Eltern, also auch Adoptiv- und Pflegeeltern sowie Ehe- oder Lebenspartner:innen in eingetragenen Partnerschaften sind anspruchsberechtigt (Fuchsloch/Scheiwe 2007: 25). Die Gewährung der zwei zusätzlichen Elternzeitmonate setzt voraus, dass entweder beide Elternteile unmittelbar vor der Kindesgeburt erwerbstätig waren oder – im Falle von Alleinerziehenden – dass die Person, die das alleinige Sorgerecht innehat, einer Erwerbstätigkeit nachging (Schutter/Zerle-Elsässer 2012: 219).

Die BEEG-Einführung wird als Maßnahme einer „Lebenslaufpolitik“ kategorisiert, weil Erwerbsunterbrechungen insbesondere vor der Einführung mit erheblichen Einbußen im Haushaltseinkommen für den unmittelbaren Zeitraum nach der Geburt von Kindern einhergingen, also ganze Lebensabschnitte erschwerten (Bujard 2013a: 123). Die bis dato geltenden Regelungen des

Bundeserziehungsgeldgesetzes (BERzGG) legten vorzugsweise den Müttern eine berufliche Unterbrechung nahe, weil sie im Vergleich zu den Vätern weniger Einkommen erzielten (Neumann 2020: 2). Insbesondere westdeutsche Generationen von Frauen waren diesen Umständen stets ausgesetzt. Berufstätige Mütter in der ehemaligen DDR konnten hingegen im Rahmen des sogenannten Babyjahrs das Angebot einer Jobfreistellung bei vollem Lohnausgleich und gesicherter Arbeitsstelle nutzen (Israel 2017). Mit der Deutschen Wiedervereinigung übernahmen die neuen Bundesländer die gesetzlichen Regelungen der ehemaligen BRD. Zuungunsten der Frauen bedeutete dies einen im Vergleich zu Männern asymmetrischen Einkommensrückgang in den Phasen der Elternzeit. Als Gegenmaßnahme dazu stand hinter dem BEEG-Entwurf der Anspruch, die Einkommensverläufe von Frauen anzugleichen und gleichzeitig einen Anreiz für Männer zu schaffen, sich in größerer Anzahl auf den bis dato „frauentypischen“ Lebenslauf einzulassen (Bujard 2013a: 123ff.).

2.2 Die Vorgängerpolitik

Dass sich die beiden Neuaspekte nicht schon in Vorgängergesetzen des BEEG wiederfinden lassen, liegt am Paradigma, mit welchem die deutsche Politik die Rolle von Fürsorgearbeit in den Jahrzehnten vor der Reform 2007 verstanden hat. Zwar werden grundsätzliche Ansätze der zeitlich befristeten Fürsorgefreistellung, der Berufsrückkehrgarantie und der finanziellen Sicherung bereits seit der 8. Legislaturperiode des deutschen Bundestags (1976-1980) verfolgt, allerdings damals noch unter dem „Prinzip des Nachteilsausgleichs“ (Bertram/Deuflhard 2013: 164). Die erste Gesetzeseinführung zur Elterngeldthematik – der Mutterschaftsurlaub von 1979 an – deckelte eine für bis zu sechs Monate andauernde Lohnersatzzahlung bei 750 DM und richtete sich ausschließlich an Mütter. Abgelöst wurde der Mutterschaftsurlaub 1986 von der Erziehungsurlaubsregelung, die erstmalig auch Väter als potentielle Empfänger des auf monatlich 600 DM begrenzten Erziehungsgelds miteinschloss. In nachfolgenden Reformierungen wurden die Bezugsdauern und Jobgarantielaufzeiten verlängert und 2001 das Recht auf Teilzeiterwerbstätigkeit während der Elternzeit anerkannt (ebd.: 156). Doch weil der Auszahlungsbetrag seit 1986 nicht mehr erhöht wurde und die geltenden Einkommensgrenzen nicht mit den allgemeinen Tariflohnerhöhungen Schritt hielten, fielen 20 Jahre nach der Einführung nur noch Geringverdiener:innen, Alleinerziehende und Sozialhilfeempfänger:innen unter die Gruppe der Anspruchsberechtigten. Damit hatte das Erziehungsgeld stark an Wert und familienpolitischer Effektivität verloren (Müller-Heine 2006: 58).

Im Rückblick werden der Vorgängerpolitik des BEEG, lediglich die Nachteile junger Eltern kompensieren und dabei in keiner Weise in familieninterne Rollenverständigungen eingreifen zu wollen, zentrale Schwachstellen und Absurditäten angehaftet. In den Sozial- und Politikwissenschaften lässt sich der frühere Politikstil dem Prinzip der Subsidiarität zuordnen:

„The principle of 'subsidiarity' serves to emphasize that the state will only interfere when the family's capacity to service its members is exhausted.“ (Esping-Andersen 1990: 27)

In Gøsta Esping-Andersens Definition des Subsidiaritätsprinzips wird die Familie als Organisationsebene zwischen dem Staat und den Individuen betont. Individuen, die an ihre Kapazitätsgrenzen stoßen, prüfen zunächst die ökonomischen und funktionalen Umverteilungsmöglichkeiten innerhalb der eigenen Familie, bevor sie den Staat in die Verantwortung für persönliche Notlagen ziehen. Eine Politik, die nach dem Subsidiaritätsprinzip agiert, sieht sich zwar in der Pflicht, junge Familien in prekärer Situation mit Unterstützungen und Sicherheiten auszustatten, verkennt dabei jedoch die Gesellschaftsleistung dieser Familien (Bertram/Deuflhard 2013: 164). Mit dem Familienverbund als Empfänger von sozialen Transferleistungen werden Staats- und Familienaufgaben voneinander losgelöst nebeneinandergestellt (Neyer et al. 2006: 15).

Auf eine gleichwertige Anerkennung von Erwerbs- und Fürsorgearbeit war die von den BRD-Regierungen geprägte deutsche Sozialpolitik insbesondere in den Jahrzehnten vor der BEEG-Einführung noch nicht ausgerichtet. Die höchsten Steuervorteile wurden stattdessen in Haushalten erzielt, in denen zwei Eheleute miteinander lebten, einem Hauptversorger der Großteil der Erwerbsarbeit zugeteilt und die Ehefrau in der Krankenversicherung des Mannes kostenfrei mitversichert war (Mayer/Rösler 2013: 176). Insbesondere das Ehegattensplitting kristallisierte sich als sinnbildliche Gesetzesregelung dieses wenig attraktiven Politikstils für beruflich ambitionierte Mütter heraus (Bach et al. 2011). Der westdeutsche Regierungsstil bevorzugte also eine hierarchisch abstufende Sozial- und Steuerpolitik, die in erster Linie Männern eine Berufsklasse zuordnet und sie zu den wirtschaftlichen Stellvertretern ihrer jeweiligen Familien ernennt (Langan/Ostner 1991: 311).

2.3 Die skandinavischen Vorreiter

Mit der eher konservativ geprägten Auffassung darüber, wie das landesinterne Erwerbssystem zur höchstmöglichen Wohlfahrtsstaatlichkeit beiträgt, unterscheidet sich Deutschland vom

Typus her grundlegend von anderen europäischen Nationen, die entweder stärker auf sozialdemokratische, innovative und feministische Anreize setzen (wie z. B. in Schweden) oder die nach britischem Vorbild vermehrt auf Politikelemente des Liberalismus zurückgreifen (Esping-Andersen 1990). Die oben beschriebenen statusbezogenen Sozialleistungen kennzeichnen ein korporatistisch-konservatives Wohlfahrtssystem und bilden einen Gegenpol zum Universalismus staatlicher Sozialleistungen, wie er in sozialdemokratisch geführten Ländern praktiziert wird. Die Koppelung von sozialen Rechten und Privilegien an Klasse und Status trägt der politikwissenschaftlichen Typologisierung nach zwangsläufig zur Verfestigung sozialer Ungleichheiten bei. Ausgedrückt werden die Ungleichheiten über die Exklusion nicht-erwerbstätiger Ehefrauen aus dem Sozialversicherungssystem, über die einseitige Förderung von häuslicher Mutterschaft sowie über unterentwickelte Familiendienstleistungen wie der organisierten Kinderbetreuung (ebd.: 27). Auf Basis dessen werden systemisch Statushierarchien ausgebildet, die sich auf den Ebenen der Geschlechterbeziehung, der intrafamiliären Machtverhältnisse und der sozialen Organisation von Haus- und Pflegearbeit reproduzieren (Orloff 1993).

Im Gegensatz dazu orientieren sich die skandinavischen Sozialdemokratien am „Prinzip sozialer Staatsbürgerschaft“ und zielen über gleichheitsorientierte Arbeitsmarktintegration darauf ab, individuelles Wohlergehen von Arbeitnehmer:innen zu fördern, ohne dabei nicht-erwerbstätige Staatsbürger:innen sozial zu vernachlässigen (Neyer et al. 2006: 16). Die nordischen Länder schaffen damit sozialpolitische Rahmenbedingungen, unter denen es Frauen und Männern unabhängig ihres sozialen Status leichter fällt, die Geburt und Erziehung eines oder mehrerer Kinder in den eigenen Lebenslauf einzuplanen (ebd.: 24). Doch nicht nur die Beispiele aus Skandinavien zeigen auf, wie ein traditionelles Alleinernährer-Familienmodell nicht mehr auf die Lebenswirklichkeiten vieler Frauen zugeschnitten ist und damit immer mehr aus der Zeit fällt. Ende des letzten Jahrhunderts war u. a. auch schon Großbritannien mit seiner liberalen Regime-Zugehörigkeit auf dem klaren Weg zu einer „*adult-worker model family*“-Gesellschaft, die mit der Annahme verbunden ist, dass alle Erwachsenen auf dem Arbeitsmarkt Fuß fassen (Lewis 2001).

Die dargestellten Kontraste der verschiedenen Wohlfahrtssysteme sollen die besondere Ausgangslage von Deutschland vor BEEG-Einführung hervorheben. In der Folge des ausgeprägten Konservatismus hatte gerade die deutsche Familienpolitik einen im europäischen Vergleich begründeten Nachholbedarf und blickte bei der Ausarbeitung der Gesetzesvorlagen insbesondere auf die skandinavischen Vorreiter. Das finnische Elterngeldmodell sah in den Jahren vor der Einführung der deutschen Nachahmung bereits den 67%-Lohnersatz sowie eine bis zu dreijährige

Betreuungsentlastung vor, während in Schweden sogar 80 % des Monatsgehalts ausgezahlt wurden und dafür die Schonzeit geringer gehalten wurde (Bujard 2013b: 137). Eine stärkere Anlehnung am schwedischen Modell hätte für Deutschland bedingt vorausgesetzt, Anpassungen an der Funktionsweise des eigenen Sozialversicherungssystems zu diskutieren. Schweden unterscheidet sich hier insofern strukturell von Deutschland, als dass es eine andere Form von Versicherungsgemeinschaft installiert hat. Das schwedische Sozialnetz ist nicht nur für das Auffangen der Sozialleistungskosten zuständig, sondern es stuft auch Sozialversicherungsbiografien von Müttern in Teilzeitarbeit mit der gleichen Wertigkeit wie Sozialversicherungsbiografien von Vollzeitfürsorgerinnen in Erwerbspause ein (Bertram/Deuflhard 2013: 169). Erst diese weitsichtige Gleichbehandlung von Fürsorgezeit und Erwerbszeit über den Lebensverlauf hinweg erfüllt aus der Sicht moderner Familienwissenschaften ein Kriterium „nachhaltiger Familienpolitik“ (ebd.).

2.4 Der Paradigmenwechsel

Von wissenschaftlicher Seite wurde in den Jahren vor dem BEEG ein Umsteuern der familienpolitischen Strategie weg von Nachteilsausgleichen hin zu mehr Nachhaltigkeit explizit empfohlen. Anfangs wurden die Empfehlungen mit den beiden übergeordneten Zielversprechen verbunden, die niedrigen Geburtenzahlen in Deutschland dadurch steigern und die Frauenerwerbsbeteiligung stetig erhöhen zu können (Rürup/Gruescu 2003). Um sich dem Ziel einer höheren Geburtenrate erfolgreich zu nähern, plante die Politik insbesondere mehr Kindesgeburten von Frauen in höheren Einkommensgruppen mit ein, weil die überdurchschnittlichen Löhne auch mit besseren Elterngeldbezügen einhergingen (Müller-Heine 2006: 60).

Weitere Ziele schlossen sich in der vielschichtigen Debatte um das BEEG an, da sich ungeahnte Interessenkoalitionen finden konnten. Schon während des Willensbildungsprozesses zur BEEG-Einführung wurden sowohl Feminist:innen und Arbeitgeberverbände als auch Konservatist:innen und Anhänger:innen des Progressivismus aufeinander aufmerksam, weil die erwartbaren und durchaus unterschiedlichen Auswirkungen einer BEEG-Umsetzung Schnittmengen mit den jeweils eigenen Interessen erzeugten (Bujard 2013b: 135). Die Aussicht auf mehr Gleichstellung und Sozialpolitik passte zu den Vorstellungen von Feminismus und Progressivismus. Arbeitgeberverbände rechneten sich eine steigende Zahl qualifizierter Mütter im Erwerbssystem aus und Christdemokrat:innen waren wiederum an einer Umkehrung des Geburtenrückgangs interessiert. Dieser Interessenmix zog ein überparteiliches Engagement an den Gesetzesvorlagen nach sich und hielt auch bestand, als es 2005 in Zuge der Bundestagswahlen zu einem Wechsel im

Familienministerium von Renate Schmidt (SPD) zu Ursula von der Leyen (CDU) kam (Mayer/Rösler 2013: 178).

Insbesondere die gesprächsbereiten Akteur:innen aus dem Wirtschaftssektor förderten die Initiative von Renate Schmidt, eine „Allianz für die Familie“ zu gründen und eine bessere Vereinbarkeit von Familie und Beruf auf die Agenda zu nehmen (ebd.: 175). Als Motiv für die Allianzbereitschaft von Arbeitgebern konnte die ökonomisch-strukturelle Gefahr ausgemacht werden, ohne integrierte weibliche Fachkräfte nicht mit dem modernen Gesellschaftswandel Schritt halten zu können (Bertram/Deuflhard 2013: 160). Infrastrukturell wurde diese Phase des Wandels vom systematischen Ausbau der Kinderbetreuungsangebote begleitet – nicht zuletzt, weil in den 1990er Jahren das Kindesrecht auf Förderung der eigenen Entwicklung im Kinder- und Jugendhilfegesetz (KJHG) grundlegend verankert wurde und dabei auch die Gemeinden und der Staat in die Gewährleistungspflicht genommen wurden (ebd.: 161).

Alle öffentlichen Diskurse zusammengenommen konnten mit der BEEG-Einführung letztendlich fünf Ziele verbunden werden, die aus der Perspektive von Medien, Wissenschaft und politischer Öffentlichkeitsarbeit jeweils anders hierarchisiert wurden (Bujard 2013b). Während die Medien vorrangig die Steigerung der Geburtenrate als erste Zielformulierung aufgriffen, stand dieses Ziel eher im Hintergrund des politischen Diskurses. Stattdessen betonten die verantwortlichen Politiker:innen, wie wichtig Schonzeit und -raum für Familien sei. Aus der Wissenschaft waren wiederum zunehmende Erwerbsbeteiligung und Einkommenssicherung von Müttern zur Reduzierung von Kinderarmut sowie Gleichstellungsförderung die dringendsten Appelle. Um das Gleichstellungsthema mehr in den Vordergrund zu stellen, hoben Wissenschaftler:innen zu Zeiten der Gesetzesvorbereitung vor allem die Schritte zur ökonomischen Unabhängigkeit von Frauen hervor und beschäftigten sich damals noch eher weniger mit dem Stellenwert der Elternzeitaufteilung unter den Geschlechtern (ebd.: 143). Der wissenschaftliche Aufruf, Gleichstellungspolitik in Deutschland eine höhere Priorität und mehr Eigenständigkeit zuzugestehen, war auch eine Reaktion darauf, wie die Hauptintentionen für das BEEG im Siebten Familienbericht verstanden werden konnten. Denn die Familienpolitik wurde weniger an den Denkweisen des Feminismus und der Gleichstellung ausgerichtet. Vielmehr sah sie sich in der Pflicht, einen wichtigen Beitrag zur Bewältigung der demographischen sowie der damit einhergehenden wirtschaftspolitischen Herausforderungen der späten Moderne zu leisten und die Integration der Geschlechtergleichstellung mehr oder weniger nebenbei mit anzuschieben (Jurczyk 2007: 531f.).

Trotz des überwiegenden Gleichklangs der politischen, wirtschaftlichen und gesellschaftlichen Interessen, war die Verabschiedung des BEEG nicht ohne Kompromissfindungen im Bundestag möglich. Zum einen stritten die Parteien über die konkrete Ausgestaltung der sogenannten Partnermonate. Im Gespräch war eine negativ konnotierte 12-minus-2-Variante, bei der sich die Elternzeit auf insgesamt zehn Monate reduziert hätte, wann immer der zweite Elternteil seinen Anteil von mindestens zwei Monaten ausgeschlagen hätte. Mit der 12-plus-2-Variante, bei der zwei optional nutzbare Monate die gemeinsam verhandelbare Elternzeit auf 14 Monate aufstockt, sollte ein positives Framing und damit ein klarer Anreiz für partnerschaftliche Kinderbetreuung gesetzt werden (Bujard 2013b: 135f.). Zum anderen sah die CSU die damalige Familienministerin von der Leyen in der Bringschuld, ein Betreuungsgeld für heimisch betreuende Mütter zu versprechen (Mayer/Rösler 2013: 176).

Bei nahezu allen Reformüberlegungen, die sich mit der Betreuungs- oder Elternzeit befassten, stand stets die widerständige Bedingung im politischen Raum, dass der Staat die „Wahlfreiheit zwischen Lebensformen“ gänzlich unbeeinflusst lassen müsse (Bertram/Deuflhard 2013: 156). Diese Haltung wurde damit begründet, dass der Staat zur Förderung einzelner Lebensformen unberechtigt sei. Gegner:innen der Partnermonate sahen diese Wahlfreiheitsbedingung unerfüllt und reklamierten eine Verletzung des Selbstbestimmungsrechts der Eltern laut Artikel 6 des Grundgesetzes. Damit sahen sie sich den Verfechter:innen des noch jungen Gesetzes der Staatsverpflichtung zur „tatsächlichen Durchsetzung der Gleichberechtigung von Frauen und Männern“ (Artikel 3 Absatz 2 des Grundgesetzes) gegenüber (Müller-Heine 2006: 62). Erst mit dem in Aussicht gestellten „Gegeneingriff“ einer Betreuungsgeldeinführung ließ sich die Befürwortung der CDU/CSU-Fraktion und damit eine klare Bundestagsmehrheit für den BEEG-Entwurf rekrutieren.

Im Jahr 2015 hat die Bundesregierung letztmalig am BEEG nachjustiert. Das ElterngeldPlus stellt für Eltern mit Geburten nach dem 01.07.2015 eine Wahlalternative dar, bei der die Parameter der Bezugsdauer und Auszahlungshöhe variabler austariert werden können (Statistisches Bundesamt 2022c: 3f.). Konkret können einzelne Elterngeldmonate verdoppelt werden, wenn lieber der an die Verlängerung geknüpfte Wegfall von mindestens 50 % des monatlichen Basiselterngeldbetrags in Kauf genommen werden möchte. Über den sogenannten Partnerschaftsbonus können Paare zudem vier zusätzliche ElterngeldPlus-Monate pro Elternteil beantragen, wenn sich gleichzeitig die Partnerin und der Partner in aktiver Teilzeiterwerbstätigkeit mit 25 bis 30 Wochenstunden befinden. Aus den neuen Regelungen sollen Eltern eine stärkere Motivation zu

mehr Teilzeitarbeit nach Kindesgeburten ziehen (ebd.). Damit steht hinter dem ElterngeldPlus der Anspruch, Väter noch stärker in das Leistungsangebot einzuführen und die „politischen Bemühungen zur Verwirklichung elterlicher Parallelität von Erwerbs- und Familienarbeit“ zu intensivieren (Neumann 2020: 6).

In diesem Kapitel sollte das BEEG politisch-historisch eingebettet und so eine erste Erwartungshaltung an seinen Gleichstellungsbeitrag für Deutschland entwickelt werden. Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass das Instrumentarium der deutschen Familienpolitik mit dem Inkrafttreten des BEEG zum 01.01.2007 nicht um 180 Grad gewendet, sondern um eine erste andersartige Maßnahme erweitert wurde. Über einen stärkeren Einkommensschutz der Hauptbetreuungsperson und die Einführung der Partnermonate adressierte die Politik erstmals schwerpunktmäßig Individuen anstelle von Familienverbunden und folgte somit dem skandinavischen Vorbild. Das BEEG startete dadurch mit dem Potential, die Lebensverläufe von Frauen und Männern anzugleichen und damit Aushängeschild einer neuen, nachhaltigen Familienpolitik zu werden. Mit welcher Durchschlagskraft bisherige Auswirkungen des BEEG empirisch beobachtet werden konnten und welche anerkannten Theorien einen Einfluss darauf haben dürften, soll im nächsten Kapitel behandelt werden.

3. Forschungsstand und theoretische Grundlagen

Das BEEG kann auf eine Kontinuität von nunmehr über 16 Jahren zurückblicken. In diesem Zeitraum wurden Elemente des Gesetzes weder einkassiert noch großartig reformiert. Das oben beschriebene ElterngeldPlus bildet seit 2015 lediglich eine Zusatzoption ab, die den Kern der Gesetzesregelungen unberührt lässt. Dadurch hat sich für die Familienforschung bereits Gelegenheit geboten, das BEEG in seiner Wirksamkeit auf den Prüfstand zu stellen. Nachfolgend sollen bisherige Befunde der Elternzeitforschung im Hinblick auf die beiden eingangs angekündigten Fragestellungen dieser Arbeit vorgestellt werden. Dabei soll besonders hervorgehoben werden, dass dem BEEG bislang differenzierende Effekte in Bezug auf die Förderung der Geschlechtergleichstellung und der Gleichbehandlung entlang anderer sozialer Kategorien nachgesagt werden. Unter der Annahme, dass einschlägige Arbeitsmarkt-, Geschlechterrollen- und Lebenslauftheorien eng mit der Durchschlagskraft und den Auswirkungen des BEEG zusammenhängen, werden sie nacheinander in einzelnen Unterkapiteln angeknüpft. Auf der gesammelten Grundlage schließt das Kapitel mit der Formulierung gerichteter Forschungshypothesen.

3.1 Befunde der Elternzeitforschung

Im letzten Jahr des BErzGG, also in 2006, waren satte 96,5 % aller Erziehungsgeldempfänger:innen Frauen (Schutter/Zerle-Elsäßer 2012: 220). Durch die äußerst einseitige Ausgangssituation stellte es keine Überraschung dar, dass sich mit Einführung der neuen Gesetzesregelung der Anteil an Vätern unter den BEEG-Leistungsempfänger:innen direkt erhöhte und im Herbst 2011 schon bei 23,4 % angekommen war (ebd.). Doch im weiteren Verlauf des Jahrzehnts ließ dieser Trend der Geschlechterangleichung massiv nach. Das Statistische Bundesamt (2022c: 6) zählt für das Jahr 2021 insgesamt noch immer etwa dreimal so viele Frauen unter den Elterngeldempfänger:innen wie Männer. Unterschiedlich ist vor allem auch die durchschnittliche voraussichtliche Bezugsdauer von Elterngeld. Während Frauen im Durchschnitt auf 14,6 Bezugsmonate zurückgreifen, begnügen sich Männer mit 3,7 Monaten. Damit liegt der Mittelwert für Partnermonate auf demselben Level wie ein Jahr nach der BEEG-Einführung. Auch die Inanspruchnahme von ElterngeldPlus geht mit Geschlechterunterschieden einher. Während knapp 37 % der Elterngeldbezieherinnen ihre Bezugsdauer zumindest teilweise verlängern, nutzen männliche Elterngeldbezieher diese an Teilzeitstundenvereinbarungen geknüpfte Möglichkeit nur zu etwa 15 % (Statistische Bundesamt 2022c: 7). Eine erste kritische Bilanz fällt also dahingehend aus, dass Mütter zumindest im Geschlechtervergleich die Hauptverantwortlichen für häusliche Betreuungsaufgaben geblieben sind (Neumann 2020: 7).

Nicht nur im Hinblick auf die noch zurückhaltende Elternzeitbeteiligung von Vätern, stellt sich die zentrale Frage, wie sich das BEEG bisher auf Verhaltensmuster der Mütter ausgewirkt hat. Denn der große Spielraum für eine Geschlechterangleichung der Erwerbsverläufe geht auch aus der Ausgangsperspektive der Frauen hervor. Die 36-monatige Schutzfrist von Müttern, wie sie 1992 in Deutschland auf einen Höchststand angehoben wurde, verleitete Paare dazu, die funktionale Arbeitsteilung nach Geschlecht in höchstem Maße traditionell zu internalisieren (Schober 2014). Die berufliche Rückkehr von Müttern war dadurch verlangsamt oder gar ungewiss. Hierzu ließen sich erhebliche Unterschiede zwischen Deutschland und Nationen wie den USA, deren Politik die Haushaltsversorgung stark universal fördert, und Schweden finden. So zeigen die Ergebnisse, die Deutschland noch vor dessen BEEG-Einführung repräsentieren, dass 75 % aller US-Frauen bereits sechs Monate nach der Kindesgeburt wieder erwerbstätig waren, während Schweden diese Marke nach fünf Jahren erreichte und Deutschland selbst nach acht Jahren Probleme damit hatte, auf 75 % wiedereingegliederte Frauen zu kommen (Aisenbrey/Evertsson/Grunow 2009: 597). Dieses starke Gefälle in der Rückkehrzeit konnte trotz der auffälligen

Gemeinsamkeit der drei Untersuchungsländer, dass die Frauen größtenteils zu ihren alten Arbeitsstellen zurückkehrten, festgehalten werden.

Gegenüber der Befunde, die sich auf den Vergangenheitszeitraum des BEEG beziehen, haben sich typische Erwerbsverläufe von Müttern seit der Reform verändert. Bezugnehmend auf die Gruppe der Frauen, die vor der ersten Mutterschaft als Erwerbsbeschäftigte im Arbeitsmarkt integriert waren, lässt sich mit dem geschaffenen Angebot des BEEG ein Trend zu früheren beruflichen Wiedereinstiegen beobachten. Befördert von einem durchschnittlich ca. 480 Euro höheren Monatselterngehalt im Vergleich zu den Jahren vor 2007, grenzen Mütter eine fokussierte Babypause im ersten Lebensjahr des Kindes konsequenter von einer erhöhten Wiederbeschäftigungsbereitschaft im zweiten Kindesjahr ab (Geyer et al. 2013). Die erweiterten Entlastungsmöglichkeiten ergeben sich aber nicht nur aus den finanziellen Staatshilfen, sondern auch aus der Zunahme von Väterbeteiligung und Kinderbetreuungsangeboten sowie einer wachsenden Akzeptanz in Betrieben und Unternehmen, familiäre Aufgaben als geschlechtsneutral wahrzunehmen. Die Verbesserungen haben in der Summe dazu geführt, dass immer mehr Frauen ein „neues betriebliches Leitbild“ der beruflich maximal ein Jahr abwesenden Mutter umsetzen (Pfahl/Reuyß 2009: 201). Anhand der Reform in Deutschland kann der positive Effekt einer kompakten und dafür höher bezuschussten Elternzeit auf die allgemeine Egalität des Arbeitsmarktes bestätigt werden, der zuvor schon für andere europäische Staaten nachgewiesen werden konnte (Boll/Leppin/Reich 2011: 60).

Mit der Abfederung finanzieller Einbußen von Müttern, der angelaufenen Väterbeteiligung und den geschaffenen Anreizen für vorgezogene Berufswiedereinstiege von Frauen werden dem BEEG also eine Reihe von Teilerfolgen zugesprochen. Demgegenüber wird jedoch problematisiert, dass das BEEG gemessen an seiner bisherigen Funktionalität zu stark an den Bedürfnissen der Ökonomie ausgerichtet ist (Leitner, 2008: 80). Die daran angeknüpfte Befürchtung lautet, dass eine ökonomisierte Familienpolitik „eindimensional“ auf ein sich verselbständigendes Aus-sortieren nicht-ökonomischer Reformvorschläge hinsteuern würde (ebd.). Anstatt die Care-Arbeit als elterliche Grundaufgabe vor wirtschaftlichen Zwängen zu schützen, nehme die Familienpolitik ungleich beeinträchtigte Lebensverläufe von Eltern je nach sozialer Stellung in Kauf (Menke 2017). Die Tendenz zu kürzeren Erwerbsunterbrechungen bei Müttern und stagnierenden Elternzeitbezugsdauern bei Vätern erhärten den Vorwurf einer ökonomisierten BEEG-Effektivität im Sinne des Arbeitsmarkts.

Die Gegenüberstellung des anerkannten Positivtrends hin zu mehr Arbeitsmarktgleichheit und der missbilligten Ökonomisierung von Elternzeit wirft die Frage auf, ob das BEEG einen sozialverträglichen Beitrag zur Angleichung geschlechtsspezifischer Lebensläufe leistet oder eher nur eine überschaubare Gruppe an Frauen zu mehr Wahlfreiheiten verhilft. Bisherige Forschungen, die sich mit der Wirksamkeit des BEEG befassen haben, lassen durchblicken, dass mindestens entlang von fünf Merkmalen privilegierte BEEG-Empfängerinnen anzunehmen sind. Im Einzelnen handelt es sich um die Privilegien (1.) der Teilzeitoption, (2.) des überdurchschnittlichen persönlichen Einkommens, (3.) der EU-Staatsbürgerschaft, (4.) der aktiven Väterbeteiligung und (5.) des überdurchschnittlichen Bildungsniveaus. Nachfolgend werden die Forschungsstände zu den fünf vorteilhaften Merkmalen näher vorgestellt. Während sich die ersten vier Privilegien auf eintrüchtige Befunde stützen können, gehen bisherige Einschätzungen eines Bildungsprivilegs zum Teil auseinander und suggerieren eine neu überdachte theoretische Herleitung der Bildung als wichtiges Untersuchungsmerkmal im Kontext der BEEG-Wirksamkeit auf die Erwerbsverläufe von Müttern.

Schon ein genauere Blick auf das Wiedereinstiegsverhalten der Mütter legt nahe, innerhalb der Gruppe der Frauen zu differenzieren. Als Hauptanreiz und -beschleuniger für die früheren Wiedereinstiege gilt die Aussicht auf Teilzeitbeschäftigung. Junge Mütter mit Teilzeitoption ziehen diese im Durchschnitt nach 8,3 Monaten Erwerbspause und unterscheiden sich damit stark von Frauen ohne Teilzeiterwerbstätigkeit, bei denen die Unterbrechung durchschnittlich 17,8 Monate andauert (Schreyer 2015: 72). Aus einer sozialen Gerechtigkeitsvorstellung heraus ist diese Statistik insofern problematisch, als dass Teilzeitanprüche ein privilegiertes Gut für Beschäftigte darstellen. In Abhängigkeit von einerseits der Betriebsgröße, der Beschäftigungsdauer und der betrieblichen Umsetzbarkeit sowie andererseits der ökonomischen Haushaltsressourcen stehen Frauen vor sehr ungleichen rechtlichen oder faktischen Möglichkeiten der Arbeitszeitreduzierung (Menke/Klammer 2017: 225). Aus dem Teilzeitoptionsprivileg geht demnach eine erste Begründung zur Annahme einer diskrepanten Wirksamkeit des BEEG auf die Erwerbsverläufe von Frauen hervor.

Ein zweiter Gesichtspunkt zur differenzierten BEEG-Beurteilung ist das Einkommensprivileg. Die einkommensabhängige Konzeption der Elterngeldbestimmungen hat die Familienforschung frühzeitig dazu alarmiert, soziale Gruppenunterschiede unter Beobachtung zu stellen (Henninger/Wimbauer/Dombrowski 2008). Wissenschaftliche Befunde weisen darauf hin, dass das Elterngeld nicht die notwendige Finanzunterstützung für prekär beschäftigte Frauen,

Alleinerziehende und nicht-erwerbstätige Frauen – darunter anteilig viele Migrant:innen – liefert, weil diesen Frauengruppen oftmals die Erwerbsposition fehlt, mithilfe derer sie in die existenzsichernden Bezugshöhen angesiedelt oder überhaupt als leistungsberechtigt eingestuft werden könnten (Schutter/Zerle-Elsäßer 2012: 223). Seit 2011 ist ein Anrechnen des Elterngelds auf die staatlichen Transferleistungen des zweiten Sozialgesetzbuches (SGB II) festgeschrieben. Dieser Paragraph bedeutet für betroffene Elternteile, dass sie bei der Minimalauszahlung von 300 Euro Elterngeld auch 300 Euro an Sozialleistungsanspruch aberkannt bekommen (Jurczyk 2015: 274). Damit wird dem BEEG bisher kein positiver Einfluss auf den Anteil an in Armut lebenden Familien in Deutschland attestiert (Mayer/Rösler 2013: 181). Stattdessen kann es junge Elternteile dazu verleiten, Kinderwünsche so lange aufzuschieben, bis (irgend)eine Erwerbstätigkeit vorliegt (Schutter/Zerle-Elsäßer 2012: 224).

Drittens spielt die (EU-)Staatsbürgerschaft eine wesentliche Rolle im politischen Anreizsystem für gleichgestellte Familiengründungsphasen. Auf der einen Seite wird erwerbslosen Deutschen der Mindestbetrag von 300 Euro Elterngeld zugesprochen, während andererseits kein Elterngeldanspruch für aufenthaltsrechtlich anerkannte Elternteile ohne Arbeitserlaubnis besteht (Menke/Klammer 2017: 224). Dieselbe Benachteiligung erfahren auch Asylsuchende sowie Schüler:innen und Student:innen mit außereuropäischer Staatszugehörigkeit. Somit ist für Drittstaatsangehörige eine Berechtigung zur sozial unterstützten Elternschaft der „Berechtigung zur Erwerbstätigkeit“ nachgeordnet (ebd.: 219).

Als viertes Differenzierungsmerkmal soll das Privileg der Väterbeteiligung genauer erläutert werden. Schon per Definition handelt es sich um ein Privileg, welches alleinerziehende Mütter exkludiert. Die Einführung sowie der Ausbau der an Partner adressierten Elternzeitmonate wird neben einer gut dotierten Elternzeit von mittlerer Dauer als international validierte Kernkonfiguration für eine geschlechtergerechte Familienpolitik hervorgehoben (Dearing 2016). Der Festlegung der genauen Elternzeit von Vätern geht in vielen Fällen eine familienökonomische Aushandlung voraus. Der Betragsanteil von Müttern am Haushaltsnettoeinkommen und die Betreuungsaktivität von partnerschaftlich zugeneigten Vätern stehen in direktem Zusammenhang zueinander und beeinflussen sich gegenseitig (Zerle-Elsäßer/Li 2017). Vor allem ein hohes Einkommen der Frau motiviert Partner zu überdurchschnittlich langen Elterngeldbezugszeiten (Trappe 2013: 257). Damit verbunden zählen auch die Erwartungen über die zukünftigen Einkommenspositionen, die für beide Individuen aus dem Bildungsstand sowie den antizipierten

Karrierechancen und -hindernissen abgeleitet werden, zur ökonomischen Bewertung verschiedener Aufteilungsvarianten (Vogt/Pull 2010: 64f.).

Doch das Väterbeteiligungsprivileg von Frauen wäre allein über das Vorhandensein eines Partners, der sich mit ökonomischen Argumenten zu Elternzeitmonaten überzeugen lässt, zu kurzgefasst. Denn als weitere Einflussfaktoren auf die Entscheidungen der Väter werden deren Persönlichkeitsstruktur, Geschlechterrollenverständnis sowie Verhältnis zum aktuellen Arbeitgeber ausgemacht (ebd.). Je intrinsischer das Fürsorgebewusstsein des Partners ist, desto besser kann sich dies auf den Lebenslauf der Partnerin auswirken. Am Anfangsverhalten von Männern direkt nach der ersten Vaterschaft sind nämlich wegweisende Verhaltensfolgen geknüpft (Bünning 2015). Lassen Väter die Partnermonate verstreichen, leisten sie in der Regel auch kaum einen Betreuungsbeitrag in ihrer Freizeit. Beziehen sie jedoch mehr als nur zwei Elternzeitmonate und durchlaufen sie Phasen der alleinigen Zeit mit dem Kind zuhause, dann beteiligen sie sich in erhöhtem Maße auch weiterhin an der Kindesbetreuung und stellen ihre Familienaufgaben eher mit denen der Partnerin gleich (ebd.). Aus diesen Erkenntnissen kann abgeleitet werden, dass Partnererwerbsverläufe zur Erklärung von Gruppenmustern in den Frauenerwerbsverläufen rund um die erste Kindesgeburt beisteuern können.

Insbesondere ein partnerschaftlich ebenbürtiger Austausch kann für die Lebensverläufe werdender Mütter vorteilhaft sein. Befunde eines Theorie- und Empirie-Mix zeigen, dass der Suche nach einer beidseitig passenden Elternzeitaufteilung durchaus eine „Eigenleistung der Paare“ zugrunde liegt (Peukert 2015: 274). Unter Eigenleistung ist hier die partnerschaftliche Interpretation der jeweiligen beruflichen Perspektiven und der finanziellen Gesamtsituation zu verstehen. Selbst wenn einem der beiden Individuen ein Vorrecht auf den lückenloseren Erwerbsverlauf bzw. höheren Erwerbsumfang während der frühen Elternphase beigemessen werden könnte – z. B. weil einer der beiden die bessere Einkommens- oder Berufssituation innehat – so muss dieser Unterschiedlichkeit zunächst eine Bedeutung im Paarkontext zugesprochen werden. Kommt es im Rahmen der partnerschaftlichen Auseinandersetzung hingegen nicht zur Relevanzzuschreibung objektiv einleuchtender Besserpositionierungen eines der beiden Individuen, so wird die Erklärungskraft der Arbeitsmarktpositionen subjektiv konterkariert (ebd.). Mit anderen Worten: Partnerschaftsideale können zur Hauptursache werden, rational erwartbare Elternzeitaufteilungen ausstechen.

Beobachtungen subjektiver Relevanzzuschreibungen sind aktuell noch vor allem in der qualitativen Paarforschung zu finden. So lässt sich bspw. ein Vaternstypus exemplifizieren, der Kinderbetreuungszeit so selbstverständlich mit einer Lebensbereicherung verbindet, dass er das zuvor nicht einmal in Abwägung mit Finanzargumenten stellt (Johansson 2011: 122). In einer fachähnlichen Studie der Soziologin Almut Peukert (2015) wird mehr die Frauenperspektive, die auch im Fokus der hier vorliegenden Arbeit steht, ins Zentrum einer qualitativ aufgestellten Typologisierung genommen. Peukert beschränkt sich bei ihrer Untersuchung auf Paare in einer Doppelverdienstsituation vor der ersten Kindesgeburt und arbeitet heraus, dass das BEEG-Angebot mindestens vier verschiedene Resonanzmuster unter diesen Doppelkarrierepaaren hervorbringt (siehe *Anhang A*). Die vier Gruppen lassen sich insbesondere über die unterschiedliche „Selbst- und Fremdzuschreibung von Betreuungsverantwortung im Paar“ abgrenzen (ebd.: 278). Es wird deutlich, dass weder eine partnerschaftliche Übereinkunft noch eine paritätisch eingestellte Frau schon zwangsläufig eine Umverteilung von Elternzeitmonaten hervorrufen. Erst egalitäre Verantwortungsgefühle beider Individuen gegenüber der Kindesbetreuung bildet in der Regel die Verhandlungsgrundlage, auf der unüblich viele Elternzeitmonate auf den Vater übertragen werden (ebd.: 282).

Die dargestellte Gruppierung von vier Elternzeittypen lässt offen, ob die unterschiedlichen Selbst- und Fremdbestimmungen von Betreuungsverantwortung auch mit unterschiedlichen Bildungsniveaus der Paare oder der einzelnen Paarmitglieder einhergehen. Generell ist das Merkmal des Bildungsniveaus als Einflussfaktor bislang zum einen konträr und zum anderen eher auf Väter oder Paare fokussiert erforscht (Zerle-Elsäßer/Li 2017: 15; Peukert 2015: 43). Zwischen dem Bildungsniveau des Vaters und der Inanspruchnahme von Elternzeit besteht einer auf SOEP-Daten beruhenden Analyse zufolge kein signifikanter Zusammenhang (Wrohlich et al. 2012: 69). Unter Verwendung der Mikrozensusdaten lässt sich hingegen für die Jahre 2007 bis 2009 – im Gegensatz zum Zeitraum 1999-2006 – eine deutlich höhere Wahrscheinlichkeit väterlicher Elternurlaubsbeantragung feststellen, wenn die Väter einen Universitätsabschluss haben (Geisler/Kreyenfeld 2012: 16). Grundsätzlich kann für die heutige Zeit erwartet werden, dass die Bildungslevel von Vätern und Müttern dicht beieinanderliegen, da die Bildungshomogamie in den letzten Jahrzehnten weiter zugenommen hat und sich demzufolge kaum noch Frauen und Männer unterschiedlicher Bildung verpartnern (Burkart 2018: 90ff.).

Bislang dokumentierte Analysen, die von vornherein den Paarkontext berücksichtigen, lassen weitblickende Datengrundlagen und infolgedessen Einstimmigkeit in ihren Erkenntnissen über

einen Bildungseffekt vermissen. So zeigt ein auf zwei exemplarische Bundesländer Norddeutschlands und dem Erhebungsjahr 2008 fokussierter Befund einen positiven Einfluss von beidseitig hoher Bildung auf eine ausgeglichene Elternzeitaufteilung (Trappe 2013: 39). Teilergebnis dieser Analyse ist, dass auch ein relational höheres Bildungsniveau des Vaters diesen positiven Effekt nach sich zieht. Einen genau gegenteiligen Einfluss dieses letzten Aspekts implizieren ebenfalls auf 2008 bezogene Ergebnisse aus einer Online-Befragung von Vätern in Deutschland (Vogt/Pull 2010: 62). Erklärungstheorien schreiben Männern mit höherer Bildung hierzu einerseits die vergleichsweise paritätischeren Geschlechter Einstellungen und andererseits die besseren Karriere- und Einkommenschancen bei konsequenter Verfolgung der Berufslaufbahn zu (Zerle-Elsässer/Li 2017: 16). Ob es sich bei den ambivalenten Verhaltensoptionen hochqualifizierter Väter um ein geschlechtsspezifisches Luxusproblem handelt, bleibt im Rahmen der hier dargelegten Forschungen ungeklärt. Für das Analysevorhaben dieser Arbeit sollen im folgenden fundierte Hinweise auf ein Bildungsprivileg innerhalb der Gruppe der Frauen gesammelt werden.

An ein zu erwartendes Bildungsprivileg unter den BEEG-Empfängerinnen würde sich die konkrete Annahme anschließen, dass höher gebildete Frauen in ihren Lebensverläufen stärker von der 2007er Reform profitieren als Frauen mit geringerer Bildung. Der Annahme soll sich darüber angenähert werden, dass sie den vier zuvor aufgestellten Privilegien mehr oder weniger vorausgeht. Bezogen auf das oben erstgenannte Teilzeitoptionsprivileg soll nicht gemeint sein, dass Teilzeitbeschäftigung *per se* mit höherer Bildung bei Frauen in Verbindung zu setzen wäre. Vielmehr dürfte die rechtliche und faktische Möglichkeit der selbstbestimmten und -organisierten Arbeitsflexibilisierung eher den Frauen mit höherer Bildung vorbehalten sein. So hebt eine Laufbahnanalyse die hohen Bildungstitel von Frauen in Führungspositionen sowie von höheren Beamtinnen, selbstständigen Unternehmerinnen und Freiberuflerinnen hervor (Groh-Samberg/Hertel 2011: 139). Wiederum in Einklang mit dem Einkommensprivileg steht der Befund, dass emporkommende Lebensformen mit hohen Doppelseinkommen oder Frauen als hauptverantwortliche Familienversorgerinnen unmittelbar mit hohen Qualifikationen der Frauen zusammenhängen (Gottschall/Schröder 2013). Auch Einkommensvergleiche können eine Deckungsgleichheit von Einkommens- und Bildungsprivileg untermauern. Während der Elterngeldbezug in Haushalten mit unterdurchschnittlich ausgebildeter Mutter einen Haushaltseinkommensanstieg von 18 % bzw. 430 Euro im ersten Jahr nach der Kindesgeburt erzielt, verzeichnen Haushalte mit überdurchschnittlich ausgebildeter Mutter ein Plus von 24 % bzw. 600 Euro (Geyer et

al. 2013: 200). Für eine Vereinbarkeit von Bildungs- und Staatsbürgerschaftsprivileg spricht, dass relativ schlechte Erwerbspositionen vieler Migrant:innen maßgeblich durch niedrigere Bildungsqualifikationen erklärt werden können (Kalter/Granato 2018: 381). Zuletzt dürfte auch das Väterbeteiligungsprivileg im Zusammenhang mit hoher Bildung der Frauen stehen. Diesen Rückschluss legen die Merkmale des Elternzeittypus der „egalitären Elternschaft“ in Kombination mit der zunehmenden Bildungshomogamie nahe (siehe *Anhang A*).

Zusammengefasst wurde die Wirkungsrichtung des 2007 eingeführten BEEG von der Familienforschung überwiegend positiv aufgenommen. Ansätze einer Geschlechtergleichstellung und einer Unterstützungspolitik, die sich Lebensverläufen mit größerem Weitblick annimmt, sind bereits nachweislich erkennbar. Kritischeren Stimmen zufolge neigen die positiven Einflüsse jedoch auf klare Grenzen der ökonomischen Rentabilität zu stoßen und im Zuge dessen Leistungsempfängerrinnen anhand bestimmbarer sozialer Merkmale unterschiedlich stark zu erreichen. Der hier dargelegte Stand der Elternzeitforschung soll nun in anerkannte Arbeitsmarkt-, Geschlechterrollen-, und Lebenslauftheorien eingebettet werden. Dabei soll gezeigt werden, dass sich Maßnahmen der Gleichstellungsförderung hartnäckigen Ungleichheitsdimensionen auf dem Arbeitsmarkt, in den Rollenvorstellungen von Individuen, Paaren und Organisationen sowie im Lebenszeitverlauf gegenübersehen.

3.2 Arbeitsmarkttheorien

Erwerbsverläufe von Frauen haben sich nicht erst seit Einführung des BEEG gewandelt und sie sind auch nicht erst seit der Reform in ökonomische Absichten der Wirtschaft verstrickt. In den letzten drei Jahrzehnten profitierte der Arbeitsmarkt in Deutschland von einem sukzessiven Anstieg der Frauenerwerbsbeteiligung, speziell in den westdeutschen Bundesländern (Giesecke 2013: 48ff.). Die Entwicklung wurde einerseits von einem kulturellen und sozialstrukturellen Wandel angeschoben und galt im gleichen Zuge als Reaktion auf industriewirtschaftliche und technologische Umstrukturierungen. Neben einer wachsenden Dienstleistungsbranche wurde auch die Teilzeitarbeit relevant (ebd.). Anhand dieser parallelen Bewegungen auf dem Arbeitsmarkt wird der Großteil der Frauenerwerbssteigerung erklärt. Die Zahl der Frauen in Teilzeitbeschäftigungen verdoppelte sich im ersten Vierteljahrhundert des wiedervereinten Deutschlands und überschritt die Marke von zehn Millionen (Wanger 2015). Während die Teilzeitquote von Frauen auf 58 % im Jahr 2014 anzog, wurde sie bei Männern auf nur ca. 20 % beziffert (ebd.: 2).

Auf den ersten Blick ist somit ein Angleichungsprozess zwischen Frauen- und Männererwerbsbeteiligung in Gang gekommen, wenngleich die unterschiedlichen Ausgangssituationen von West- und Ostdeutschland zu berücksichtigen sind. Während in Westdeutschland der Anteil von „Hausfrauenbiografien“ rückläufig ist, geht in Ostdeutschland die zuvor hohe Quote der vollbeschäftigten Frauen zurück (Simonson/Romeu Gordo/Titova 2011). Auf den zweiten Blick fällt die überregionale Gemeinsamkeit auf, dass diskontinuierliche Frauenerwerbsverläufe heute deutlich häufiger vorkommen als noch bei früheren weiblichen Erwerbskohorten (Kelle/Romeu Gordo/Simonson 2022). Gemeint sind damit häufigere Erwerbsstatuswechsel, vermehrte Teilzeitepisoden und eine höhere Anzahl an verschiedenartigen Berufssituationen für die Geschlechtergruppe der Frauen. Diese Pluralität und Heterogenität von Erwerbsbiografien fordert eine proaktive und flexible Lebenslaufgestaltung von Frauen – insbesondere von jungen Müttern – heraus.

Als Kernursache für den großen Unterschied in der Teilzeitbeschäftigungsquote wird ausgemacht, dass sich Frauen und Männer stark in unterschiedliche Berufe segregieren (Busch 2013). Ein erheblicher Anteil an Frauen präferiert Berufe, in denen sie soziale Fähigkeiten einbringen können und in denen sie sich einer hohen (Teilzeit)Flexibilität sowie Rücksichtnahme für familiäre Aufgaben sicher sein können. Darunter fallen in erster Linie Erziehungs-, Pflege- und Dienstleistungsberufe, die überwiegend nicht mit den Gehältern in männlich konnotierten Berufen (wie z. B. aus der Technikbranche oder dem Ingenieurwesen) mithalten können (ebd.). Gerade das übermäßig von Männern ausgehende Arbeitsangebot für boomende Berufe in der Technologie- und Digitalbranche stellt die Geschlechtergleichheit auf dem deutschen Arbeitsmarkt vor die Herausforderung, eine fortlaufende Herausbildung von Geschlechterstereotypen und Machthierarchien einzufangen (Ohlert/Boos 2020).

Neben der Geschlechtersegregation sind weitere Treiber von Ungleichheit im Erwerbsarbeitsystem Deutschlands hinlänglich erforscht. So verdienen Frauen unabhängig davon, ob ihre Berufssituationen auf vergleichbare Tätigkeit, Qualifikation und Berufserfahrung kontrolliert werden oder nicht, im Mittel weniger als Männer. Das Statistische Bundesamt (2022a) bestätigt einen Gender-Pay-Gap in Höhe von 18 % vor Angleichung der Messparameter und 6 % nach Angleichung. Der unerklärte Anteil an Lohnunterschied wird in den Sozialwissenschaften auch als statistische Arbeitgeberdiskriminierung interpretiert. Über vorurteilsbehaftete Antizipationen, wie etwa länger vermutete Erwerbspausen oder geringer eingeschätzte Produktivität bei

Frauen, diskriminieren Arbeitgeber potentielle Arbeitnehmerinnen schon bevor überhaupt ein Arbeitsvertrag aufgesetzt wird (Achatz 2018: 396f.).

Geringere Löhne und Chancen bringen für Frauen kumulative Nachteile auf dem wettbewerbsorientierten Arbeitsmarkt mit sich. Es gehört zum Kern der Humankapitaltheorie (Becker 1962), dass Individuen ihre berufliche Situation durch stetige Eigeninvestitionen in ihre Qualifikation verbessern. Setzen die Investitionen allerdings aus, wie bspw. während des Mutterschutzes oder der Elternzeit, dann entsteht ein Wettbewerbsnachteil für die Betroffenen – sofern der Staat keine egalisierende Ausgleichsleistung entgegenbringt. Insbesondere Mütter sind zu Unterbrechungen der beruflichen Investitionsbereitschaft hingezogen bzw. gezwungen (Correll/Bernard/Paik 2007). Für Deutschland und seinem äußerst undurchlässigen Arbeitsmarkt ergeben sich dadurch „Frauen-typische“ Erwerbsbiografien, die aufgrund von Phasen der Nichterwerbstätigkeit in unmittelbarer Nähe des Berufseinstiegsniveaus verharren und einem Großteil der Mütter berufliche Mobilität im Lebenslauf verwehren (Groh-Samberg/Hertel 2011). Die geschlechtsspezifischen Erwerbsverläufe sind jedoch nicht nur auf die hier beschriebenen Gegebenheiten des Arbeitsmarkts zurückzuführen, sondern bilden sich auch aus unterschiedlichen Geschlechterrollenverständnissen heraus.

3.3 Geschlechterrollentheorien auf Individual-, Paar- und Organisationsebene

Einhergehend mit der deutschen Familienpolitik und Arbeitsmarktentwicklung blicken auch die Geschlechterrollentheorien auf Epochen des Wandels zurück. Zu Beginn der Nachkriegsära formte sich mit der gesellschaftlichen Rehabilitation ein Selbstverständnis darüber, dass gesicherte familiäre Beständigkeit funktional aus dem sogenannten „*male breadwinner model*“ hervorgehen würde, demzufolge Männer für das Haushaltseinkommen und Frauen für die Sorgearbeit zuständig waren (Lewis 2001: 153). Das Modell greift die häuslichen Normen der monogamen Familiendefinition des 19. Jahrhunderts auf, in der Frauen in großer Abhängigkeit zu männlichen Grund- und Eigentumsbesitzern standen und ihre materiellen Teilhabeansprüche überhaupt erst durch ungeteilte Fürsorgetätigkeiten formulieren konnten (Engels 1884: 33ff.). Die Ausübung unbezahlter Arbeit ohne einer damit verbundenen Eigentumsgenerierung bedeutete für die Frauen eine Szenerie des unterdrückten Rollenhandels (Hartmann 1983: 34), welches sich im Strukturfunktionalismus des 20. Jahrhunderts sozialisatorisch von Generation zu Generation übertrug (Parsons 1956) und erst im Postindustrialismus zunehmend emanzipatorisch angefochten wurde (Bertram 1997).

Im Blickpunkt der modernen Geschlechterrollenforschung steht nicht länger die Frage im Vordergrund, ob Frauen auch als Erwerbspersonen in Erscheinung treten, sondern in welchem Umfang sie berufstätig sind und in welchem Wertschätzungsverhältnis ihre bezahlte Arbeit zur unbezahlten Care-Arbeit steht. Dieser Fragestellung hat sich die britische Soziologin Jane Lewis (2001) mit der Aufstellung von sechs verschiedenen Aufteilungsmodellen angenähert. Zum einen führt sie das in Teilen der westeuropäischen Gesellschaft überdauerte Modell der Vollzeithausfrau an der Seite eines männlichen Versorgers auf und stellt es dem Modell alleinerziehender Frauen, die auf ihre eigene Erwerbs- und Sorgearbeit oder auf Verwandtschafts- und Staatshilfen angewiesen sind, gegenüber. Dazwischen stellt sie vier Paarmodelle mit dualer Erwerbsarbeit auf und unterscheidet diese Modelle in erster Linie auf Basis der Frauenrolle. Gehen die Frauen lediglich kurzzeitige Teilzeitbeschäftigungen ein, obliegt ihnen nach wie vor die Hauptlast der Sorgearbeit. Finden sich Frauen entweder in langfristigen Teil- oder in Vollzeitkarrieren wieder, gelingt in der Regel eine Auslagerung der Care-Arbeit auf Verwandte oder staatliche Einrichtungen. Ein letztes Modell sieht Frauen und männliche Partner in etwa gleich aufgeteilten Erwerbs- und Fürsorgerollen vor (ebd.: 156f.). Trotz der Variationszunahme im Vergleich zu Zeiten des herkömmlichen *male breadwinner models* fällt an den modernen partnerschaftlichen Rollenaufteilungen auf, dass noch immer in vier der sechs Modelle Frauen in der hauptsächlichen Fürsorgeverantwortung stehen, während Männer in vier von sechs Modellen als reine Vollzeitarbeiter und damit uneingeschränkte Einkommensbezieher fungieren.

Zum Problem werden die Rollenunterschiede u. a. deshalb, weil Frauen für ihren größeren Anteil an Sorgearbeit nicht in dem Maße wertgeschätzt werden wie Männer für deren oftmals recht eindimensionalen ökonomischen Beitrag (Becker-Schmidt 2010). Aus der partnerschaftlichen Ungleichverteilung von bezahlter Erwerbsarbeit und unbezahlter Care-Arbeit leitet sich ein paradox übereinstimmendes Fairnessempfinden von Partnerin und Partner ab (Trappe/Köppen 2014). Männer sind nach wie vor eher der Ansicht, dass ihr persönlicher Lohn sie in die Lage versetzen sollte, die ökonomische Familienversorgung ohne große Beihilfe schultern zu können (Liebig/Sauer/Schupp 2011). Wenn auch Frauen diese Vorstellung beim Partner antizipieren, dann neigen sie dazu, sich Entscheidungen zum Wohle des gemeinschaftlichen Paares zu eigen zu machen (Bennett et al. 2012). Mit einer größeren Bereitschaft der eigenen beruflichen Zurücknahme erwarten sie im Gegenzug eine höhere Chance auf Ehezufriedenheit und anhaltende familiäre Stabilität (Bertrand/Kamenica/Pan 2015: 598ff.). Somit halten es Frauen verbreitet für legitim, wenn ihre Partner einen höheren individuellen Verdienst erzielen.

Im Zuge dessen entwickeln Frauen jedoch auch geringere Ansprüche an die Bedeutsamkeit und Entlohnung der eigenen beruflichen Anstrengungen. Gleichwohl Lohnansprüche von Frauen mit zunehmendem Humankapital steigen, werden hierzulande in kaum einer partnerschaftlichen Lebensform die verschiedenartigen Geschlechtsidentitäten gänzlich ausgeblendet. Selbst wenn Frauen einem Haushalt mit Doppelverdienst angehören, stufen sie verglichen mit der Gruppe der Partner die eigene Berufserfahrung als weniger wichtig ein und halten auch verhältnismäßig geringe Lohnniveaus für gerecht (Liebig/Sauer/Schupp 2011: 48f.). Für den Stellenwert der Frau in der Partnerschaft kann sich das negativ auswirken. Denn mit zunehmender Diskrepanz des eigenen Lohns zum Individualeinkommen des Partners müssen sich Frauen auf ein geringeres Mitspracherecht bei Finanzentscheidungen des Haushalts einstellen (Mader et al. 2012).

Das Aufbrechen von geschlechtsspezifischer Rollenverteilung gilt Forschungen zufolge als mühsamer Prozess. In seiner ganzen Komplexität resultiert ein Rollenverhalten aus dem dreidimensionalen Zusammenspiel von einerseits den inneren, zwischenmenschlichen und äußeren Einflüssen, zweitens aus der zeitlichen Lebenslaufachse und drittens aus der Parallelität mehrerer relevanter Lebensbereiche (Bernardi/Huinink/Settersten Jr. 2019). Unzählige Handlungs- und Interaktionsmöglichkeiten stellen Individuen permanent auf die Probe, Alltagsüberforderungen abzuwenden. An diesen Punkten sind Geschlechterdifferenzierungen oftmals das probate Mittel, um eine Alltagsentlastung herbeizuführen (Peukert 2015: 111). Frauen und Männer verinnerlichen dann unreflektiert und ohne erklärte Absicht Routinen, auf die sie zurückgreifen, wenn sie anfallende Tätigkeiten lieber mit Verlässlichkeit als mit Aushandlung erledigt haben wollen (Burkart 2018: 286). Beispielhaft ist hier der Rückverfall in Gewohnheiten traditioneller Geschlechterrollen mit Einsetzen der Ehe oder Elternschaft (Kelle/Romeu Gordo/Simonson 2022; Schulz/Blossfeld 2006). Wie die Studien zeigen, ist dieses Phänomen auch bei Paaren erkennbar, die vor der Familiengründung eine hohe Parität in den Erwerbsumfängen aufweisen konnten.

Eine nach wie vor gängige Routine unter Müttern ist es, Betreuungszeit mit dem eigenen Kind zu verbringen. Die „Behüterin der Mütterlichkeit“ lässt bei sich selbst und beim Partner keine wirklichen Zweifel aufkommen, dass die Kinderbetreuung zu ihren Kernaufgaben zählt (Peukert 2015: 279). Dieses Verantwortungsbewusstsein koexistiert auch bei Frauen, die zunehmend selbstverständlich einer Erwerbstätigkeit nachgehen und berufliche Selbstverwirklichung als identitätsstiftendes Ziel verfolgen (Baumgarten/Maihofer/Wehner 2020: 14). Daraus resultieren zwei Ideale, die zwar gleichermaßen erstrebenswert sein können, aber in ihrem zeitlichen Verfügbarkeitsanspruch durchaus konkurrieren und in Vereinbarkeit zu bringen sind (ebd.).

In Kontrast zu mütterlichen Routinen blicken Männer auf ein historisch unangefochtenes Ideal der lückenlosen Vollzeitberufsbiografie zurück und empfinden ein ausgeprägtes Verantwortungsgefühl gegenüber ihrer Arbeit (Possinger 2015: 148). Väterliche Bestrebungen nach mehr Familienzeit zuungunsten des eigenen Erwerbsumfangs treffen auf verfestigte Normen des Arbeitsmarkts, leistungsstarke und loyale Arbeitnehmer:innen vorzugsweise unter Männern zu finden (Gesterkamp 2007). Seit der Einführung des BEEG gilt eine zweimonatige Berufsabstinenz von Vätern, die sich für das derzeitige Minimum an Partnermonaten entscheiden, als routiniert auffangbar. Doch ab einer längeren Elternzeitabwesenheit gerät die Verwaltung des Normalbetriebs unter den Anforderungen eines globalisierten Arbeitsmarkts aus den Fugen (Aunkofer/Meuser/Neumann 2018). Die betriebliche Rücksichtnahme für kurzzeitige Familienauszeit weicht dann einer latenten Aufforderung zur vollwertigen Jobrückkehr des beschäftigten Familienvaters. Vor allem Beschäftigte mit hoher Arbeitsbelastung laufen Gefahr, sich in einer Verpflichtungssituation wiederzufinden, aus der sie nur über einen „Verstoß gegen einen solidarisch-fürsorglichen Ehrenkodex“ des Arbeitsverhältnisses kürzertreten können (Possinger 2015: 149).

Die „komplexe Beziehung“ zur Organisationsebene verlangt vielen Paaren mit dem Wunsch einer gleichmäßigen Aufteilung der gemeinsamen Elternzeit ein Entgegenstemmen gegen eine traditionelle Elternkultur ab (Aunkofer/Meuser/Neumann 2018: 78). Durch das gesellschaftliche Aufeinandertreffen von sich modernisierenden Geschlechterideologien und hartnäckig geschlechtsspezifischen Anforderungen entsteht eine Ambivalenz, mit der Individuen und Paare in erster Linie auf sich selbst gestellt werden (Baumgarten/Maihofer/Wehner 2020: 14). Zusammengefasst und zurückgeführt auf die Gruppe der Frauen kann ein solcher Konflikt mit einem bewussten oder unbewussten Zurückstellen der eigenen Berufsambitionen einhergehen. Auf Basis dieses Kenntnisstandes stehen vor allem Regierungen in der Verantwortung, eine Familienpolitik der Geschlechtergleichheit ohne Interpretationsspielräume anzubieten (Bennett et al. 2012: 116). Andernfalls drohen Rollenaufteilungen in Paaren hierarchische Züge anzunehmen und Frauen vor langfristigen Nachteilsrisiken im Lebenszeitverlauf zu stellen.

3.4 Lebenslauftheorien

Die geschlechtsdifferenzierenden Mechanismen auf dem Arbeitsmarkt und in der Rollenaufteilung tragen dazu bei, dass sich anteilig mehr Männer als Frauen in einer ökonomisch unabhängigen Lebenssituation innerhalb Deutschlands befinden. Zahlen des Statistischen Bundesamts

(2022b) belegen, dass nur etwa zwei Drittel der 18- bis 64-jährigen Frauen von der eigenen Erwerbstätigkeit überwiegend leben können. Das übrige Drittel ist auf eine Teilübertragung anderer Haushaltseinkünfte angewiesen. Mit nur 21 % liegt der Anteil an in Abhängigkeit stehender Männer dieser Altersspanne deutlich unterhalb des Frauenanteils (ebd.). Der Unterschied kann nicht zuletzt darüber erklärt werden, dass es sich bei den Teilzeitstellen der Frauen in empfindlich hohem Maße um prekär eingestufte Minijobs handelt, die verheiratete Nebenverdienerinnen leicht in eine finanzielle Scheinunabhängigkeit und auf sich allein gestellte Frauen in die Einkommens- oder Altersarmut versetzen können (Klenner/Schmidt 2012). Treten Frauen erst einmal Niedriglohnjobs an, bleiben sie dauerhaft auf eine Teilhabe an anderen Leistungen, wie etwa dem höheren Einkommen eines Partners, angewiesen.

Unter diesen Vorzeichen nehmen Lebensstandards geschlechtsspezifische Verläufe. Vor allem Mütter sind anfällig für kumulative Eigenstatusverluste, weil das erste Kind indirekt auch dann noch berufliche Kosten auf- statt abbaut, wenn es älter wird (Abendroth/Huffman/Treas 2014: 1008f.). So fallen Vermögens- und Rentenanwartschaftsbilanzen von Frauen signifikant geringer aus als jene von Männern (Grabka/Marcus/Sierminska 2015; Keck/Romeu Gordo 2020). Im Seniorinnenalter erfahren Mütter die negativen Konsequenzen mangelnder oder instabiler Arbeitsmarkteinbindung nochmals verstärkt – dann in Form eines vergleichsweise geringen persönlichen Renteneinkommens (Madero-Cabib/Fasang 2016). Das verschlechtert die Aussichten auf Zufriedenheit in den hinteren Lebensabschnitten. Fehlt es Frauen im höheren Alter an persönlichen und sozialen Ressourcen sowie Sicherheit und Gesundheit, leidet darunter nachweislich ihre Lebenszufriedenheit (Beutel et al. 2009).

Aus einer erwerbsbiografischen Perspektive heraus lässt sich somit zusammenfassen, dass Frauen im Vergleich zu Männern nicht nur punktuell auf ungleiche Arbeitsmarktbedingungen und Rollenerwartungen treffen, sondern auch mit höherer Wahrscheinlichkeit kumulierte Lebenslaufnachteile erfahren. Die Mutterschaft gilt in diesem Zusammenhang als nachgewiesener „Kostenfaktor“ für die Berufskarrieren (Abendroth/Huffman/Treas 2014). Sie unterscheidet sich in ihrem Effekt eindeutig von der Vaterschaft. Während Frauen im Alter von 22 bis 44 Jahren vielmehr davon betroffen sind, Abwägungen hin zu einem vorteilhafteren Arbeits- oder Familienleben treffen zu müssen, lassen sich Berufsvorteile für Männer weißer Hautfarbe nahezu völlig losgelöst von Fragen der Vereinbarkeit realisieren (Fasang/Aisenbrey 2022). Durchlaufen Elternteile dieser Altersgruppe zudem Phasen der frühen und dauerhaften Alleinerziehung, so weisen sie eine erhöhte Wahrscheinlichkeit auf, in prekäre und instabile Erwerbsverläufe zu

geraten (ebd.: 27). Die hier dargelegte Ansammlung wahrscheinlicher Nachteile von Müttern im Lebenslauf soll verdeutlichen, welche Signalwirkung an familienpolitische Reformen geknüpft werden darf. Eine Maßnahme wie das BEEG beeinflusst die Lebensverläufe der Empfänger:innen demnach weit über die tatsächlichen Bezugszeiten hinaus.

3.5 Forschungshypothesen

Die nachfolgende Aufstellung der empirisch zu untersuchenden Hypothesen erfolgt in Anlehnung an drei bisherige Bestandteile dieser Arbeit: Die beiden eingangs vorgestellten Forschungsfragen, die in Kapitel 2 aufgebaute Erwartungshaltung an das BEEG und der in diesem Kapitel zusammengetragene und theoretisch eingebettete Stand der Elternzeitforschung.

Das BEEG sollte wie bisher keine andere Familienpolitikmaßnahme für eine Initialzündung in der Geschlechtergleichstellung Deutschlands stehen. Nach skandinavischem Vorbild galt es, Individuen und ihre Lebensläufe erstmals anstelle von Familien mit ihren kurzzeitigen Mutterschutzbedarfe in den Fokus des Leistungsumfangs zu nehmen. Demzufolge stellt sich die erste Frage, wie sehr sich Erwerbsverläufe von Frauen und männlichen Lebenspartnern in der Phase rund um die erste Kindesgeburt seit der Reform 2007 angeglichen haben. Gründe zur Annahme, dass eine Angleichung im empirischen Abschnitt dieser Arbeit zu beobachten sein wird, ergeben sich vor allem aus den bisherigen Befunden der nun durchschnittlich früheren Berufsrückkehr von Müttern und der zumindest angelaufenen Nutzung der Partnermonate. Während sich jedoch Mütter auf Basis der stärker abgedeckten Betreuungslasten zunehmend schnell in die Erwerbstätigkeit reintegrieren und ein neues Ideal der Weiblichkeit hervorrufen, stagniert die Väterbeteiligung nahe des Minimums von zwei Monaten. Hieran spiegelt sich die aufgeworfene Kritik wider, dass das BEEG in seinem Willensbildungsprozess zu stark auf Vorstellungen der Arbeitsmarktökonomie beruht und Väter mit mehrmonatigen Familienauszeiten noch nicht in den Kalkulationen vieler Arbeitgeber auftauchen. Schlussfolgernd ergibt sich daher zunächst die *Ökonomisierungshypothese*:

H1: Erwerbsverläufe von Frauen zwischen dem Jahr vor Geburt des ersten Kindes und den zwei Jahren danach haben sich seit der BEEG-Einführung an die Erwerbsverläufe von Partnern angeglichen – und zwar stärker als umgekehrt.

Außerdem wurde der Forschungsstand zum BEEG dahingehend zusammengefasst, dass die aus einem wirtschaftlich angeführten Interessenmix hervorgebrachte Reform problematische Sozialstrukturauswirkungen erzeugt. Einleitend wurde hierzu die zweite Forschungsfrage formuliert, ob bestimmte soziale Merkmale seit der BEEG-Einführung stärker in Zusammenhang mit dem Eingehen von eher traditionellen oder paritätischen Erwerbsverläufen stehen als vorher. Aus der Literatur konnten fünf Privilegien herausgearbeitet werden, die auf gruppenspezifische Profiteurinnen des BEEG hindeuten. Müttern mit Teilzeitoption, überdurchschnittlichem Individual-einkommen, EU-Staatsbürgerschaft, einem in der Kindesbetreuung aktiv eingebundenen Vater sowie einem hohen Bildungsniveau dürfte das BEEG besonders zugutekommen. Theoretisch hergeleitet kann dem Bildungsmerkmal zugesprochen werden, die fünf Privilegien am besten zu vereinen. Dementsprechend wird eine *Bildungsungleichheitshypothese* als zweite Hypothese dieser Arbeit abgeleitet.

H2: Erwerbsverläufe von werdenden Müttern mit höherer Bildung haben sich seit der BEEG-Einführung stärker an die Erwerbsverläufe von Partnern angeglichen als Erwerbsverläufe von werdenden Müttern mit geringerer Bildung.

4. Daten und Methoden

Um beide vorgestellten Forschungshypothesen empirisch überprüfen zu können, sollen in diesem Kapitel die dafür vorgesehenen Daten und Methoden beschrieben werden. Dabei wird im ersten Teil die Datengrundlage des Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) beleuchtet. Kurze Einblicke in bereits generierte SOEP-Datensätze, Variablen und Do-Files sollen zum Verständnis beitragen, wie sich die später folgenden Analyseschritte realisieren lassen. Daran anschließend werden der Beobachtungszeitraum sowie das in zwei Zeiträume unterteilte Analysesample definiert. Im zweiten Unterkapitel wird die Anwendung einer Funktion, mithilfe derer fehlende Werte in den verwendeten Erwerbsbiografien plausibel imputiert werden sollen, erklärt und in ihren Resultaten bewertet. In der Folge wird in die Sequenz- und Clusteranalysemethode eingeführt und das auf die Arbeit zugeschnittene Vorgehen der *Multichannel Sequence Analysis* (MCSA) erläutert. Den Abschluss bildet eine Beschreibung der multinomialen Regressionsanalyse, die im letzten Methodenschritt herangezogen wird. Durchgehend soll in diesem Kapitel darauf eingegangen werden, wie die methodischen Anwendungen aufeinander aufbauen.

4.1 Daten

Die Längsschnittdaten des SOEP bilden die Datengrundlage dieser Arbeit. Im Rahmen dieser vom Bundesministerium für Bildung und Forschung (BMBF) und Landesregierungen geförderten Panelstudie werden bis heute jährlich ca. 30.000 Personen aus 15.000 Haushalten zur Wiederteilnahme an der Befragung eingeladen (Goebel et al. 2019). Über die Kombination aus Gleichhaltung und zufallsbasierter Anreicherungen der Ausgangsstichprobe repräsentieren die SOEP-Daten seit 1984 die Lebenssituationen der westdeutschen und seit 1990 der gesamtdeutschen Bevölkerung (ebd.: 347). Weil innerhalb der Befragungshaushalte alle erwachsenen Personen zum Mitmachen gebeten werden, ergeben sich eine Reihe von individuumszentrierter Analysemöglichkeiten (Giesselmann et al. 2019). Auf der Basis ihrer „*transition-centered life course designs*“ gewährleisten die SOEP-Daten lebensbegleitende und retrospektive Einblicke in die Übergänge zwischen verschiedenen, bereichsbezogenen Lebensphasen (ebd.: 740). Dadurch können z. B. Veränderungen im Erwerbsstatus, in der Partnerschaft und im Familienleben über die Zeit beobachtet und zueinander in Beziehung gesetzt werden. In Anbetracht dieser kontextbezogenen Erhebungsdesigns sowie des weitreichenden Erhebungszeitraums und der fünfstelligen Fallzahl bietet sich die Nutzung der SOEP-Daten für das vorliegende Forschungsvorhaben an. Verwendet wird die Datendistribution v37 mit ihrem Umfang an Erhebungsjahren von 1984 bis einschließlich 2020.

Für die Untersuchung ist ein Nachvollziehen und Zusammenfügen verschiedener SOEP-Datensätze erforderlich. Die erwerbsbiografischen Daten auf Monatsebene werden im SOEP jährlich über eine retrospektive Abfrage aller Erwerbszustände des jeweils vergangenen Kalenderjahres erhoben und im *ARTKALEN*-Datensatz im sogenannten Spelldatenformat aufbereitet (Schmelzer/Hamjediers 2020). In diesem speziellen Datenformat werden Informationen über aufeinanderfolgende Lebensereignisse und deren Dauer komprimiert. Für ein leichter handhabbares Datenmanagement stehen Nutzer:innen frei zugängliche Do-files bereit, mithilfe derer die Spelldaten in Paneldaten überführt und daraufhin monatsgenau mit punktuellen Ereignisdaten zusammengespielt werden können (Hamjediers/Schmelzer/Wolfram 2018). Bei den punktuellen Ereignisdaten handelt es sich im Fall dieser Arbeit um die Informationen zu Geburtsmonat und -jahr des ersten Kindes. Sie lassen sich dem Datensatz *BIOBIRTH* entnehmen (Zimmermann 2022).

An die erwerbsbiografischen Daten der Frauen soll jedoch nicht nur das Event der jeweils ersten Kindesgeburt, sondern auch die zeitlich parallelen Erwerbsverläufe ggf. koexistierender und wechselnder Partner angespielt werden. Für diese Zusammenführung stehen in den SOEP-Daten

zwei Paar-Identifikationsnummern zur Verfügung, die zweistufig berücksichtigt werden sollen. Die ID-Nummer *cupid* im Datensatz *BIOCOUPLM* ermöglicht eine monatsgenaue Generierung der Partnerdimension, sofern die retrospektiv berichteten Partnerschaften den Kalendermonaten zugeordnet werden konnten (Kara/Zimmermann 2022: 115). Würde sich auf diese präzise ID-Variable beschränkt werden, beliefe sich der Anteil unbekannter Partnererwerbszustände jedoch auf fast zwei Drittel. Unter der Annahme, dass Partnerschaften innerhalb eines Erhebungsjahres weitestgehend stabil sind, werden die Monatslücken mithilfe der ID-Variable *parid* aus dem Datensatz *PPATHL* aufgefüllt. Dadurch lässt sich der Anteil unbekannter Partnerschaftssituationen auf knapp 4 % und der Anteil unbekannter Erwerbszustände zuzuordnender Partner auf weitere 13 % reduzieren.¹ Alle Daten berücksichtigen, dass Partnerschaften divers sein können. Weil im hier vorliegenden Analysevorhaben jedoch die Erwerbsverläufe von Frauen und deren Männern gegenübergestellt werden sollen, um sie auf Geschlechterangleichung zu überprüfen, werden nur Erwerbsbiografien männlicher Partner zu denen der Partnerinnen mit einbezogen.

Frauen rund um ihre erste Kindesgeburt treten im methodischen Vorhaben also als Ankerpersonen auf, während ggf. vorliegende Partner als zeitlich parallele Dimension von den haushaltsbezogenen Beziehungsinformationen der beobachteten Frauen abgeleitet werden. Gleichwohl die Erwerbsverläufe partnerschaftlich in Bezug gesetzt werden, bilden die werdenden Mütter die Beobachtungseinheiten und nicht etwa die identifizierten Paare. Entsprechend wird im Rahmen dieser Arbeit nicht der Anspruch erhoben, anhand der empirischen Ergebnisse Rückschlüsse auf in Deutschland lebende Paare zu ziehen. Im Einklang mit den formulierten Forschungshypothesen (vgl. Kapitel 3.5) richtet sich der Aufbau des Analysedatensatzes auf erhobene Erwerbsverläufe und Erstgeburten von Frauen aus. Dieser einseitig fokussierte Analyseaufbau zieht einen unterschiedlich großen Anteil fehlender Werte in den erwerbsbiografischen Daten von Partnerinnen (< 1 %) und Partnern (knapp 20 %) nach sich. Im Kapitel 4.2 wird genauer darauf

¹ Grund dafür ist, dass die jahresbezogene *parid*-Variable auf drei weitere Datenquellen zurückgreift: Eine Frage des jährlichen Personenfragebogens zur Partner:innenidentifikation im Haushalt; eine durch Befragung des Haushaltsvorstands jährlich aktualisierte Haushaltsmatrix; eine prospektive Selbstangabe im Personenfragebogen zum Familienstand (SOEP-Gruppe 2022: 35). Jedoch machen nicht alle dem SOEP bekannten Partner im Haushalt (im ersten Jahr des Zusammenlebens) an der Befragung mit. Daraus resultieren insgesamt 17 % fehlende Erwerbsangaben in der Partnerdimension.

eingegangen, wie mit den fehlenden Werten umgegangen wird.

Die individuellen Erwerbsverläufe sollen retrospektiv über drei aufeinanderfolgende Jahre hinweg beobachtet werden, um später inhaltlich aussagekräftige Cluster aus den Verläufen aufstellen zu können. Der Zeitpunkt zwölf Monate vor dem Geburtsmonat des ersten Kindes soll den Beginn des Beobachtungszeitraums abbilden, weil der Erwerbsstatus vor der Elternschaft wichtige Weichen für die Inanspruchnahme von Elternzeit/-geld und die berufliche Wiedereingliederung stellt (vgl. Kapitel 2.1). Der zeitliche Vorlauf soll außerdem ermöglichen, Frauen aus Partnerschaften mit anfänglich paritätischer Erwerbsarbeitsteilung herausheben zu können und bei ihnen die Form und die Auswirkungen des Elternzeitbezugs in den Vergleich zu anderen Frauengruppen zu setzen. Nach der Kindesgeburt sollen sich 24 weitere Beobachtungsmonate anschließen, um das berufliche (Nicht-)Rückkehrverhalten der Frauen hinreichend nachzeichnen zu können. Aus dem hier beschriebenen Design mit zwölf Vorlaufmonaten, einem Monat der Geburt und 24 Anschlussmonaten resultiert eine Beobachtungszeitspanne von insgesamt 37 Monaten. Teil des Analysesamples sind nur Frauen, die sowohl im Erhebungsjahr des ersten Monats als auch im Jahr des 37. Monats zur realisierten Befragungspopulation zählen.

Aus den eingangs formulierten Forschungsfragen geht hervor, dass ein Zeitenvergleich in Anlehnung an die BEEG-Einführung vorgenommen werden soll. Daher gilt es, das Analysesample unter Beachtung der Datenlage und des BEEG-Gültigkeitszeitraums trennscharf aufzuteilen und abzustecken. Monatliche Erwerbszustände liegen für SOEP-Teilnehmende aus Westdeutschland von 1983 an und für die Stichprobe ostdeutscher Befragungspersonen von Juli 1990 an vor.² Um den oben vorgestellten Beobachtungszeitraum einhalten zu können, werden dem Analysesample nur Frauen zugeordnet, die im Juli 1991 oder später ihr erstes Kind bekommen haben. Bis Dezember 2006 – dem letzten Monat vor der BEEG-Einführung – ergeben sich dadurch insgesamt 15,5 kumulierte Jahre, welche die Gruppe der früheren Mütterjahrgänge definieren. Demgegenüber stehen zwischen 2007 und 2017 elf zusammengehaltene Kindesgeburtsjahre der späteren Gruppe des Zeitenvergleichs. Durch die Obergrenze im Dezember 2017 wird sichergestellt, dass immer auch Erwerbsdaten für 24 Monate nach der Entbindung zur Verfügung stehen können.

Der Beobachtungszeitraum und das Analysesample sind in Kombination ungeeignet für die Verwendung von Gewichtungsfaktoren. Um den persönlichen Erwerbsverlauf über 37 Monate

² Damit startete die Erhebung ostdeutscher Erwerbsbiografien mit der Einführung der D-Mark in den ostdeutschen Bundesländern (Infratest Sozialforschung 2012: 87).

hinweg lückenlos berichtet haben zu können, müssen die Befragungspersonen exakt vier zusammenhängende Auskunftsjahre aufweisen.³ Zurückgeführt auf das Untersuchungsvorhaben liegen diese vier Jahre fallbezogen zwischen den Erhebungsjahren 1991 und 2020. Die Paneldaten sollen demzufolge *unbalanced* untersucht werden. Als Teil der SOEP-Daten werden personenbezogene Hochrechnungsfaktoren und Wahrscheinlichkeiten für den Verbleib im Panel bereitgestellt, um Effekte selektiver Panelausfälle auszugleichen (Siegers/Steinhauer/Schütt 2022). Doch weil sich sowohl die Hochrechnungsfaktoren als auch die Verbleibwahrscheinlichkeiten zu den Folgejahren individuell auf unterschiedliche Erhebungswellen beziehen, werden alle Analysen ohne Gewichte durchgeführt.

Im zweigeteilten Analysesample wird auf drei identifizierte Datenbeschränkungen wie folgt reagiert. Erstens wird die monatsgenaue Feststellung der ersten Kindesgeburt als Bedingung ausgemacht, um das in 37 Beobachtungsmonate unterteilte Analysekonzept anwenden zu können. Fälle, zu denen lediglich Angaben über das genaue Jahr der ersten Mutterschaft vorliegen, werden daher außen vor gelassen. Zweitens können vereinzelte Datenlücken in den auf 37 Beobachtungsmonate zugeschnittenen Erwerbsbiografien vorkommen. Weil die Partnerdimension in größerem Umfang davon betroffen ist, wird die Durchführung einer Imputation der Sequenzanalyse vorgeschaltet, sofern der jeweiligen Imputation mindestens ein bekannter Erwerbszustand zur Verfügung steht (siehe Kapitel 4.2). Drittens werden die Erwerbsbiografien auf Monatsebene nur bei Personen erhoben, die im Befragungsjahr volljährig werden oder es bereits sind. Potentielle Erwerbsverläufe minderjähriger bzw. 18 Jahre junger Mütter bleiben somit unbeobachtet. Nach Abzug aller Eingrenzungen verbleiben 1.379 beobachtete Frauen in der Gruppe der früheren Mütterjahrgänge und 862 Frauen in der Post-BEEG-Gruppe. Die insgesamt 2.241 Fälle bilden die Datengrundlage für die im nächsten Unterkapitel vorgestellte Methodenanwendung.

4.2 Methoden

Die Sequenzanalyse hat sich im Laufe der letzten vier Jahrzehnte als wertvolle und zukunfts-trächtige Methode der Lebenslaufforschung etabliert (Liao et al. 2022). Bei der Anwendung der Methode werden mehrere Datenpunkte (z. B. zu einer Erwerbsbiografie) zeilenweise und

³ Ein zwischenzeitlich ausgesetztes Jahr kann fallweise – einer Rückkehr ins Panel vorausgesetzt – aufgefangen werden, da im SOEP ein Nacherhebungsinstrument im Jahr nach dem Ausfalljahr eingesetzt und darin der entgangene Erwerbsverlauf nacherhoben wird (Kara/Zimmermann 2022: 71).

entsprechend ihrer zeitlichen Abfolge aneinandergereiht und dadurch als Sequenz abgebildet. Eine Sequenz zeichnet also durchlaufene Zustände und Zustandsübergänge nach und repräsentiert einen einzelnen individuellen Verlauf (ebd.: 3). Mit zunehmender Anzahl an Sequenzen treten Gruppen von sich einerseits ähnelnden und andererseits deutlich unterscheidenden Sequenzen in Erscheinung. Daher wird die Sequenzanalyse auch als „statistisches Verfahren zur Mustererkennung in Daten“ bezeichnet (Jäckle 2017: 333) und oftmals mit der Methode der Clusteranalyse kombiniert (ebd. 350).

Bei der Clusteranalyse werden Sequenzen mit ähnlichen Merkmalen, wie z. B. die zeitliche Abfolge, die Dauer oder die genaue Reihenfolge der einzelnen Episoden, gebündelt und anhand dieser gemeinsamen Merkmale bewertet (Liao et al. 2022: 8f.). Mit der Clusterung entsteht eine Typologie, die einerseits inhaltlich bedeutsame und leicht interpretierbare Datenmuster hervorheben kann, doch andererseits auch den am schwächsten zugehörigen Sequenzen die Gruppen-gemeinsamkeit unterstellt. Letzteres legt eine gründliche Qualitätsprüfung der Clusterung nahe (ebd.). Neben der Clusteranalyse stellt die multidimensionale Skalierung eine Alternative zur Aufdeckung von Gruppenstrukturen in den Sequenzen dar. Die Skalierungsmethode unterscheidet die einzelnen Gruppen auf eine latenter Weise und kann dadurch in ihrer inhaltlichen Interpretation schwieriger sein (Jäckle 2017: 350). Die hier vorliegende Arbeit bindet daher die Clusteranalyse mit ein, um die Ergebnisse intuitiver berichten und am Ende gruppenspezifische Handlungsempfehlungen an die Familienpolitik formulieren zu können.

Eine der ersten kombinierten Anwendungen der Sequenz- und Clusteranalyse stammt von Abbott und Hrycak (1990) und zählt bis heute zu den Pionierarbeiten der Forschung mit Sequenzdaten (Liao et al. 2020: 3). In der Arbeit werden Musikkarrieren sequenziell untersucht, in Karrieretypen kategorisiert und mit inhaltlich passenden Bezeichnungen vorstellbar gemacht (Abbott/Hrycak 1990: 165). 20 Jahre später haben Anwender:innen der Methode Forschungsbedarfe erkannt, für deren Abdeckung Sequenzen nicht mehr nur eindimensional, sondern mehrdimensional in den Blick genommen werden. Die MCSA stellt die dafür geeignete Methode dar. Bei dieser Variante der Sequenzanalyse werden zwei oder mehr zusammengehörige Sequenzvariablen, die nachgewiesen in Abhängigkeit zueinanderstehen, simultan analysiert (Gauthier et al. 2010). Die gegenseitige Einflussnahme von partnerschaftlichen Erwerbsverläufen gilt in den Sozialwissenschaften als übereinstimmend erwiesen (vgl. Kapitel 3.1 und 3.3). Für die Zwecke dieser Arbeit wird im Sequenz- und Clusteranalyseteil ebenfalls die MCSA genutzt und die Dimension der Frauenerwerbsverläufe mit der Dimension der Partnererwerbsverläufe verlinkt.

Jede Sequenzanalyse baut auf ein zuvor definiertes Alphabet auf, welches einerseits die forschungsrelevanten Zustände eindeutig und realitätsnah umfasst und andererseits von handhabbarer Größenordnung sein sollte (Jäckle 2017: 338). Die zentrale Bezugsquelle für die Aufstellung des Alphabets dieser Arbeit ist die *spelltyp*-Variable aus dem oben vorgestellten Biografie-Datensatz *ARTKALEN*. Die Variable unterscheidet zwischen 15 validen Ausprägungen, die sich teilweise zusammenfassen lassen, um mit einer reduzierten Anzahl an Zuständen fortfahren zu können. Der hier durchgeführte Vorbereitungsschritt resultiert in einem Alphabet mit sieben unterschiedlichen Erwerbszuständen sowie einem Sonderzustand, der nur innerhalb der Partnerdimension zum Tragen kommt (siehe Tabelle 1).

Tabelle 1. Definition des Alphabets für die Sequenzanalyse

Nr.	Zustand	Zustand in der <i>spelltyp</i> -Variable	Priorität
1	In Vollzeit erwerbstätig	<i>Voll erwerbstätig</i>	06
2	In Teilzeit erwerbstätig	<i>Kurzarbeit</i>	05
		<i>Teilzeit/geringfügig</i>	07
		<i>nebenberufliche Tätigkeit</i>	10
		<i>Minijob</i>	09
3	In Elternzeit/Mutterschutz	<i>Elternzeit/Mutterschutz</i>	01
4	Hausfrau/Hausmann	<i>Hausfrau/-mann</i>	13
		<i>in Rente/Ruhestand</i>	12
5	Arbeitslos gemeldet	<i>arbeitslos gemeldet</i>	14
6	In Ausbildung	<i>betriebliche Ausbildung</i>	04
		<i>Schule/Hochschule</i>	08
		<i>Wehr-/ Zivildienst</i>	02
		<i>in betrieblicher Erstausbildung/Lehre</i>	03
		<i>in Fortbildung/Umschulung</i>	11
7	Sonstiges	<i>sonstiges</i>	15
8	Kein Partner	<i>cupid</i> -Variable: <i>Trifft nicht zu</i>	-

Quelle: SOEP v37, eigene Darstellung

Während die Kategorien (1) *In Vollzeit erwerbstätig*, (3) *In Elternzeit/Mutterschutz* und (5) *Arbeitslos gemeldet* jeweils eins-zu-eins der originalen Selbstauskunft entsprechen, fallen in der Kategorie (2) *In Teilzeit erwerbstätig* vier ursprüngliche Ausprägungen zusammen. Eine dieser vier Ausprägungen ist *Kurzarbeit*, die als Erwerbsphase zwar überwiegend den eigentlich in Vollzeit angestellten Personen begegnen dürfte, jedoch aufgrund des reduzierten Arbeitsumfangs eher mit der Teilzeitbeschäftigung vergleichbar ist. Im Unterschied zu einer ähnlich aufgebauten

Forschungsarbeit von Kelle, Romeu Gordo und Simonson (2022)⁴ soll der Erwerbszustand der Teilzeittätigkeit nicht mit Vollzeit zusammengelegt, sondern als relevantes und selektives Unterscheidungsmerkmal zwischen Frauen und Männern (vgl. Kapitel 3.2) in einer eigenen Ausprägung gefasst werden. Auch die Kategorien (3) *In Elternzeit/Mutterschutz* und (4) *Hausfrau/Hausmann* sollen auseinandergehalten werden, damit die Elternzeit als zentraler Zustand dieser Forschungsarbeit für sich steht. Kategorie (7) *Sonstiges* entspricht der originalen Selbstauskunft. Eine Sonderausprägung der Partnerdimension stellt abschließend die Kategorie (8) *Kein Partner* dar. Ist diese Kategorie besetzt, so zeigt entweder die monatsgenaue *cupid*-Variable an, dass die Frau in dem Monat ohne Partner im selben Haushalt lebte, oder die *parid*-Variable lässt dies auf Grundlage der Jahresinformation annehmen.

Sowohl in den biografischen Daten als auch in der Realität können mehrere Erwerbszustände gleichzeitig vorliegen. Die Daten bilden durchgehend nur ganze Monate ab und berücksichtigen nicht, dass Zustandswechsel auch inmitten eines Monats auftreten können (wie etwa bei einem Arbeitsvertragsbeginn zur Monatsmitte). Doppelte Angaben lassen sich aber auch darüber erklären, dass bestimmte Status parallel zutreffend sein können (z. B. *In Vollzeit erwerbstätig* und *Arbeitslos gemeldet* oder *In Teilzeit erwerbstätig* und *In Ausbildung*). Daher gilt es, einen inhaltlich begründeten Entscheidungskatalog für den Umgang mit doppelten Erwerbszuständen aufzustellen. Hierbei werden in erster Linie die Kriterien herangezogen, ob der jeweilige Zustand die spezifischere Form einer anderen Kategorie ist, normalerweise aktiv im Vordergrund steht oder auch einer beiläufigen Formalität entsprechen kann.

Dem Zustand *Elternzeit/Mutterschutz* wird der geringsten Interpretationsspielraum attestiert. Sollten Befragte angeben, zur selben Zeit z. B. auch erwerbstätig zu sein, dann könnten sie damit auf ihre eigentliche Arbeitsvertragssituation anspielen. In dem Fall wäre der Verweis auf eine Erwerbstätigkeit also nur von formaler Bedeutung. An zweiter bis fünfter Stelle werden die spezifischen Tätigkeiten *Wehr-/Zivildienst*, *in betrieblicher Erstausbildung/Lehre*, *betriebliche Ausbildung* und *Kurzarbeit* eingereiht. *Voll erwerbstätig* folgt an sechster Stelle, weil dadurch

⁴ Die Autorinnen vergleichen unter Verwendung von SOEP-Daten partnerschaftliche Erwerbsverläufe aus drei verschiedenen Geburtskohorten. Sie fassen die Erwerbszustände der Frauen und Männer jeweils in den drei Kategorien *Erwerbstätigkeit*, *Haushalt/Elternzeit* und *Nichterwerbstätigkeit* zusammen. Daraus kombinieren sie ein Alphabet mit Zuständen und wenden in der Folge die eindimensionale Sequenzanalyse an.

angegeben wird, an irgendeinem Punkt im Monat mit voller Arbeitszeit erwerbstätig gewesen zu sein. Im Falle einer zusätzlich genannten Tätigkeit könnte die Erwerbsarbeit in dem Monat gar mehr als 39 Wochenstunden eingenommen haben. Erst danach reiht sich der Zustand *Teilzeit/geringfügig* ein, weil er gegenüber der noch übrigen Zustände vordergründig sein dürfte. Mit der achthöchsten Priorität wird *Schule/Hochschule* versehen, da diesem zeitlich sehr variablen Zustand eine untergeordnete Rolle gegenüber Teilzeitbeschäftigung, aber eine übergeordnete Rolle gegenüber den Zuständen *Minijob, nebenberufliche Tätigkeit* und *in Fortbildung/Umschulung* zugeteilt wird. Gerade letzteres kann sich in seinem zeitlichen Umfang bspw. auf einen eintägigen Weiterbildungskurs beziehen oder nebenbei in der Freizeit praktiziert werden. Im Gegensatz zu allen bis hierhin priorisierten Zuständen werden die Zustände *in Rente/Ruhestand* und *Hausfrau/-mann* mit Passivität assoziiert. Demgegenüber kann wiederum der Zustand *Arbeitslos gemeldet* als rein formale Statusmeldung betrachtet werden. Nur dem Zustand *Sonstiges* wird eine noch geringere Priorität zugeordnet. Für die Partnerdimension ist es ausgeschlossen, dass sich der auf die Frau beziehende Sonderzustand *Kein Partner* mit einem der anderen Zustände überschneiden kann.

Die aus den monatlichen Erwerbszuständen zusammengesetzte Variable weist sowohl in der Frauen- als auch in der Partnerdimension fehlende Werte auf. In Aggregation der Einzelmonate liegen unter 1 % fehlende Werte bei den Frauen und knapp 20 % in der Partnerdimension vor. Für den Umgang mit den fehlenden Werten bieten sich drei grundlegende Optionen. Die einfachste Möglichkeit ist, die Sequenzanalyse ausschließlich mit vollständig beobachteten Erwerbsbiografien beider Dimensionen durchzuführen. Da jedoch der Anteil fehlender Partnerinformationen in einem unverhältnismäßigen Verhältnis zu den Datenlücken der wichtigeren Ankerpersonen stehen, wird diese Option nicht in Betracht gezogen. Als zweite Möglichkeit können die fehlenden Werte als Teil der Kategorie *Sonstiges* in die Analyse mit einfließen. Doch davon abgesehen, dass eine fehlende Erwerbsinformation inhaltlich von der Angabe eines sonstigen Erwerbszustands abweicht, nimmt dieser Partnerzustand dann eine unnötig hohe Bedeutung für die algorithmische Bildung der multidimensionalen Cluster ein. Daher wird eine dritte Option favorisiert: Eine modellbasierte Imputation unbeobachteter Erwerbszustände.

Um die Methode der Imputation einzuleiten, gilt es zunächst den verschiedenen Ursachen der fehlenden Werte auf den Grund zu gehen. Zum einen blickt das SOEP als Datenquelle nur deshalb auf eine jahrzehntelang stabile Fallzahlenhöhe zurück, weil es Panelausfälle regelmäßig mit neuen Auffrischungsstichproben kompensiert (Goebel et al. 2019: 347). Startet eine SOEP-

Stichprobe in ihr erstes Erhebungsjahr, so werden die Neubefragten erstmalig nach ihrem Erwerbsverlauf im letzten Kalenderjahr gefragt. Zeitlich weiter zurückliegende Erwerbsinformationen auf Monatsebene werden nicht eingeholt. Demzufolge zeigt sich für den Analysedatensatz, dass der Anteil fehlender Werte besonders hoch ist, wenn größere Neustichproben im SOEP eingeführt wurden.⁵ Zum anderen lässt sich erkennen, dass der Anteil fehlender Werte zu Beginn der *unbalanced* Beobachtungszeiträume am höchsten ist und im Laufe der Beobachtungsmomente kleiner wird. Neben inhaltsbezogenen Einschränkungen in Erstbefragungen kann hier auch eine tendenziell instabilere Haushaltssituation im Jahr vor der Erstgeburt im Vergleich zu den zwei Jahren nach der Kindesgeburt als Erklärung angenommen werden. Zu allen Zeitpunkten können fehlende Werte ebenso zustande kommen, weil Befragungspersonen einzelne Angaben oder gar Erhebungsjahre verweigern oder Erinnerungslücken offenbaren. Innerhalb der Partnerdimension kommt hinzu, dass als Partner identifizierte Befragungspersonen ihre Teilnahmebereitschaft an der Panelstudie niederlegen können, wohingegen die Partnerin weiterhin zur Auskunft bereit im selben Haushalt lebt und damit Teil des Analysesamples bleibt.

Um fehlende Werte in den erwerbsbiografischen Daten aufzufüllen, wird die Methode der Imputation genutzt. Bei der multiplen Imputation werden fehlende Werte zwar nicht ohne Unsicherheit, aber je nach Modellgüte mit plausibel geschätzten Werten aufgefüllt (van Buuren 2012). Eine sinnvolle Anwendung von multipler Imputation ist vor allem dann sichergestellt, wenn die fehlenden Daten vollkommen oder zumindest gruppenbezogen zufällig vorliegen (ebd.: 7). Die im vorangegangenen Absatz beschriebenen Ursachen für die fehlenden Erwerbszustände deuten auf eine gruppenbezogene Zufälligkeit ihres Fehlens hin (*missing at random*). Für die Imputation von kategorialen Sequenzdaten hat Brendan Halpin (2013) ein Berechnungsmodell entwickelt, welches hauptsächlich die Umgebungsinformationen verwendet, um die fehlenden Werte vorherzusagen. Die maßgeblichen Prädikatoren sind der letzte sowie der nächste

⁵ An dieser Stelle ist insbesondere auf die im SOEP integrierte Teilstudie „Familien in Deutschland“ (FiD) mit ihren auf familiäre Lebenssituationen ausgerichteten Teilstichproben hinzuweisen. In der Stichprobenbildung der FiD-Studie wurden über 4.500 Familienhaushalte mit den Hauptmerkmalen der Alleinerziehung, der finanziellen Benachteiligung, der Mehrkindfamilien sowie einer Kindesgeburt zwischen 2007 und 2010 ermittelt. Das Befragungsprogramm zeichnete sich durch eine hohe Deckungsgleichheit zur SOEP-Befragung jener Jahre aus (Schröder/Siegers/Spieß 2013). 2014 wurden die FiD-Teilstichproben vollständig in das SOEP integriert (Goebel et al. 2019: 348).

beobachtete Wert einer Sequenzreihe. Die auf Halpins Verfahren basierende und für das Statistikprogramm *R* konzipierte Funktion *seqimpute* (Berchtold et al. 2022) bietet zudem die Möglichkeit, zeitkonsistente oder -abhängige Kovariate zur Modellpräzision mit einfließen zu lassen.

Die Imputationen werden getrennt nach Geschlecht durchgeführt. Damit soll vermieden werden, dass etwa Partner zu Zeiten vor der BEEG-Einführung Elternzeitmonate entgegen der damaligen Regularien zugewiesen bekommen. Jede Dimension wird zudem ein zweites Mal unterteilt, um dem Geltungsbereich des Mutterschutzes bzw. der Elternzeit gerecht werden zu können. Der Mutterschutz setzt in der Regel sechs Wochen vor der Entbindung ein (BMFSFJ 2022: 44). Daher wird bei den Frauen innerhalb der zehn Beobachtungsmonate vor dem Beginn der üblichen Mutterschutzoption separat zur 27-monatigen Zeitspanne ab der Mutterschutzoption imputiert. In der Partnerdimension tritt die Elternzeit- anstelle der Mutterschutzoption und trennt folgerichtig die ersten zwölf Monate von den weiteren 25 Monaten ab. Diese Kombination aus geschlechts- und gesetzesspezifischer Unterscheidung soll zur Plausibilität der imputierten Werte beisteuern.

Das *unbalanced* und in Gruppen unterteilte Analysedesign legt nahe, die Imputationsmodelle jeweils über den Einbau von weiteren Kovariaten anzureichern. Zum einen soll im Modell die Analysegruppe berücksichtigt werden, also zwischen Fällen aus der Vorlauf- und der Geltungszeit des BEEG differenziert werden können. Zum anderen wird angenommen, dass das Alter zum Zeitpunkt einer Datenlücke plausibel zur Präzision der Vorhersagen beitragen kann, da vor allem in jüngeren Jahren Bildungswege verfolgt und eher in späteren Jahren Teilzeittätigkeiten oder der Haushaltung nachgegangen werden. In Vorbereitung des Datensatzes zur Imputation innerhalb der Partnerdimension muss zudem berücksichtigt werden, dass Männer mehr als einmal als Partner einer erstmalig werdenden Mutter in Erscheinung treten können. Im Fall von zwölf Männern bewahrheitet sich dieses Phänomen in den Daten. In diesen zwölf Fällen tauchen Partner-IDs im Analysedatensatz doppelt auf - zunächst an der Seite einer werdenden Mutter des Analysesamples und Jahre später nochmal als Partner einer anderen Ankerperson. Die betroffenen Partner-IDs werden ihrem Auftreten nach gesplittet und in den Datenzeilen des zweiten Auftretens vorübergehend mit dem Wert 10 multipliziert. Dieser Vorgang erzeugt zwölf fiktive, *unique* IDs, die unmittelbar vor dem Zusammenführen mit den Partnerinnen wieder in die ursprünglichen IDs zurücktransformiert werden.

Die Methode der Imputation kommt mehrstufig zum Einsatz, um die Füllwerte möglichst präzise zu bestimmen. Auf der ersten Stufe werden die erwerbsbiografischen Daten imputiert, noch bevor die Partner mit den Frauen des Analysesamples verlinkt wurden. Dadurch wird auf das später abweichende Alphabet in der Partnerdimension mit dem Sonderzustand *Kein Partner* Rücksicht genommen. Der Sonderzustand ist logischerweise kein Erwerbszustand, sondern liegt dann bei den Partnern vor, wenn die Frauen in den Monaten keine Partner-ID (weder *cupid* noch *parid*) aufweisen. Nach den Imputationen der ersten Stufe werden die beiden Dimensionen über die Partner-ID miteinander gekoppelt. Von da an gilt für die zweite Stufe der Imputation das abweichende Alphabet in der Partnerdimension. In der zweiten Stufe kann also auch der Sonderzustand *Kein Partner* vorhergesagt werden, was angesichts von etwa 4 % unbekannter Partnersituationen im Analysedatensatz als legitim erachtet werden kann. Um nicht fern der beobachteten Zustandsverteilung zu imputieren, wird von einer *seqimpute*-Option Gebrauch gemacht, welche die Inzidenzen aller Zustände zu allen Beobachtungszeitpunkten rechnerisch einbezieht. Es werden keine Fälle in den Imputationsmodellen berücksichtigt, zu denen nicht wenigstens ein bekannter Zustand vorliegt. Im Umkehrschluss fallen dadurch 188 Frauen aus der Analyse heraus – sechs davon, weil sie selbst eine leere Sequenzreihe vorweisen und 182 davon, weil die Sequenzreihe in der Partnerdimension gänzlich fehlt.

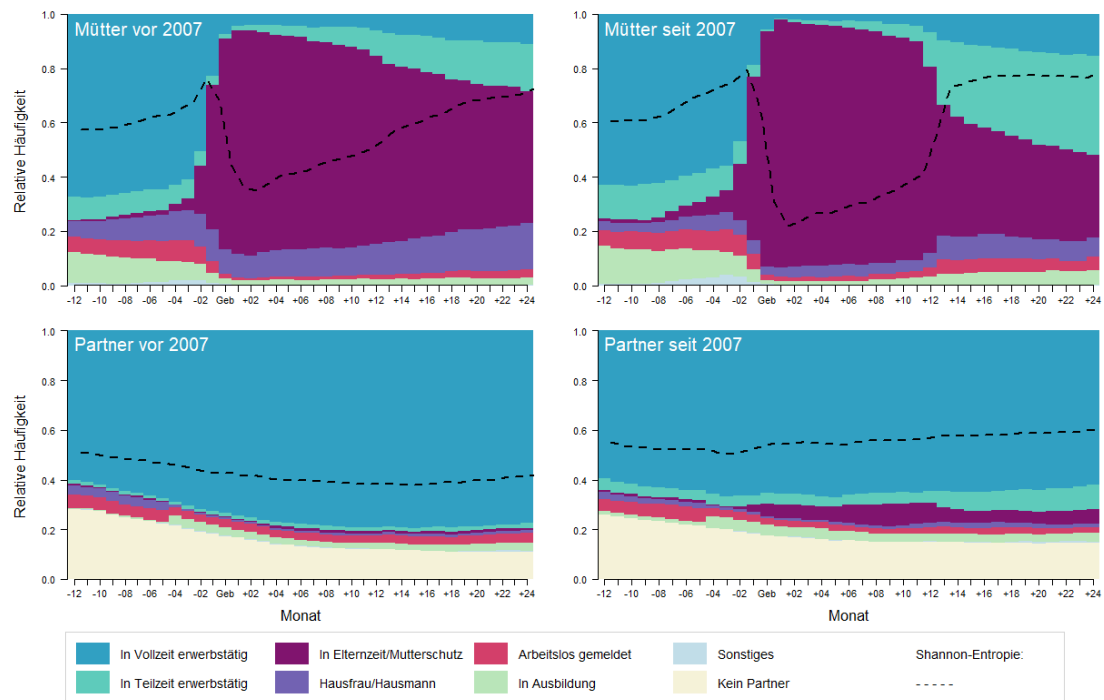
Pro Einsatz der Funktion wird nur ein Durchgang der Imputation angefordert, weil direkt von einem annehmbar hergeleiteten Auffüllen fehlender Werte ausgegangen werden kann. Für die auffüllbaren Fälle auf der ersten Stufe zeigt sich im Ergebnis, dass die wenigen fehlenden Werte in der Frauendimension aufgefüllt werden konnten. Blickt man pro Modell auf die exklusiven Verteilungen der vorhergesagten Werte, so lassen sich die erwarteten Unterschiede feststellen, wegen der die Modelle im Vorfeld separiert wurden. Während für die Gruppe mit Mutterschutzoption bspw. 62 % aller imputierten Werte auf den Zustand *In Elternzeit/Mutterschutz* fallen, liegt dieser Anteil in der Gruppe der Frauen vor der Mutterschaft bei lediglich 7 %. Innerhalb der Partnerdimension fällt der Großteil aller imputierten Werte erwartungsgemäß auf den Zustand *In Vollzeit erwerbstätig* (zu 75 % vor und zu 81% nach der Kindesgeburt). Insgesamt geben alle drei Imputationen Verteilungen aus, die sich an den Verteilungen der beobachteten Erwerbszuständen widerspiegeln lassen können (siehe *Anhang B*).

Die zweite Stufe der Imputation dient nur noch zum weiteren Auffüllen der Partnerdimension. Nach der Verlinkung mit den Partnerinnen und der Herausnahme von Fällen mit komplett leerer Sequenzreihe in einer der beiden Dimensionen lassen sich noch knapp 9 % fehlende Werte

identifizieren. Weil bei der Paarverknüpfung in etwa 4 % aller Beobachtungsmonate weder die monatsgenaue Klarheit noch die jahresbezogene Information vorlag, ob die Frauen mit einem Partner zusammenleben, kann auf der zweiten Stufe nun auch der Sonderzustand *Kein Partner* imputiert werden. Die zweite Stufe der Imputation erzielt, dass die verbliebenen 8,7 % an fehlenden Werten vollständig vorhergesagt werden. Wie schon auf der ersten Stufe wird vor allem der Zustand *In Vollzeit erwerbstätig* imputiert (zu ca. 54 %) und die Relation der Zustände weitestgehend aufrechterhalten (siehe *Anhang C*). Im Vorher-Nachher-Vergleich der Verteilungen zeigt sich jedoch, dass der Zustand *Kein Partner* überproportional in die Lücken der Sequenzreihen geschrieben wird (zu etwa 29 %). Dies liegt daran, dass Phasen der Partnerlosigkeit häufiger als Umgebungsinformationen ungefüllter Monate in Erscheinung treten als Erwerbszustände bekannter Partner. Es ist nicht abwegig, dass in der zweiten Stufe der Imputation demnach mehr Sequenzreihen von Frauen mit sprunghafteren Partnerschaftssituationen aufgefüllt werden als von Frauen in stabilen Partnerschaften. Das Ergebnis der Imputation wird letztendlich angenommen und 2.241 Sequenzreihen können nun lückenlos analysiert werden. Die ansonsten ratsame, ausführliche Diagnostik der Imputationen wird an dieser Stelle ausgespart, um mit der zentralen Methode der Sequenzanalyse fortzuschreiten.

Nach dem Zusammenschluss von beobachteten und imputierten Erwerbszuständen kann die Anwendung der Sequenzanalyse methodisch vorbereitet werden. Dazu werden die Sequenzdaten des Analysesamples zunächst visualisiert und ein Blick in die Zustandsverteilungen aller Subgruppen geworfen. Für das Statistikprogramm R hat sich hierfür sowie für die weiteren Sequenzanalyseschritte das von Gabadinho et al. (2011) initiierte Funktionspaket *TraMineR* bewährt. Abbildung 1 zeigt für beide Zeitepochen und außerdem getrennt nach Dimensionen vier transversale Häufigkeitsdiagramme. Dieser Diagrammtyp zeichnet sich dadurch aus, dass darin noch keine Einzelsequenzen zusammengehalten werden, sondern zu jedem Zeitpunkt (Monat) der Beobachtungszeitspanne die Verteilung aller Zustände dargestellt wird (Jäckle 2017: 339f.). Der direkt auffälligste Unterschied zwischen den Diagrammen ist, wie drastisch das Ereignis der Kindesgeburt die Erwerbsverläufe von Frauen beeinträchtigt. Die Shannon-Entropien, deren Verläufe in den Diagrammen mit eingebettet sind, untermauern diesen Aspekt. Als gestrichelt eingezeichnete Linien geben die Shannon-Entropien wieder, wann die einzelnen Zustände in der Population stark durchmischt vorkommen und wann ein oder wenige Zustände die Verteilung dominieren. Während in der Partnerdimension kaum Ausschläge in der Entropie zu beobachten sind, bricht die Entropie in der Frauendimension mit Eintritt in die Mutterschaft ein und übersteigt im zweiten Jahr nach der Kindesgeburt das Niveau vom ersten Beobachtungsjahr.

Abbildung 1. Transversale Häufigkeitsdiagramme



Quelle: SOEP v37, eigene Darstellung

Die Häufigkeitsdiagramme verschaffen schon vor den eigentlichen Analyseschritten einen Überblick über die einzelnen Subdatensätze. Für die Frauendimension kann aus ihnen abgeleitet werden, dass die BEEG-Einführung eine Welle der Teilzeitrückkehrerinnen im zweiten Lebensjahr des Kindes neu hervorgebracht hat, während der Anteil an Vollzeitrückkehrerinnen im Vergleich zu den Jahren vor dem BEEG nur marginal wächst. Im Gegenzug nimmt die Häufigkeit ab, mit der sich die Frauen als Hausfrauen ausweisen. In den Daten der Partnerdimension kommt der Zustand *In Teilzeit erwerbstätig* vor 2007 ebenso selten vor wie Phasen der Elternzeit. In erkennbarem Ausmaß ändert sich dieser Aspekt innerhalb der zweiten Zeitepoche. Partner in Teilzeit tauchen nun häufiger an allen Stellen der Verteilung auf. Zudem stechen Elternzeitmonate vorzugsweise gegen Ende des ersten Lebensjahres des Kindes hervor. Aus den Häufigkeitsverteilungen kann die Prognose abgeleitet werden, dass die MCSA für die variantenreichere Post-BEEG-Gruppe eine etwas höhere Anzahl an intrahomogenen Clustern nahelegen wird. Das dürfte wiederum mit Clustern auf geringerer Fallzahlenbasis einhergehen, da die Post-BEEG-Gruppe etwa ein Drittel kleiner ist als die weniger heterogene Pre-BEEG-Gruppe.

Kernbestandteil der Sequenzanalyse ist die Distanzberechnung zwischen den Sequenzen. Hierzu sind Vorüberlegungen zu treffen, wie einerseits die einzelnen Zustände des Alphabets inhaltlich zueinanderstehen und wie ganze Sequenzen miteinander in Beziehung gesetzt werden sollten.

Diese Information benötigt ein Sequenzanalysemodell zur Berechnung, welche Ersetzungskosten aufgewendet werden müssen, um Sequenzreihen aneinander anzugleichen (ebd.: 343ff.). Je geringer die Ersetzungskosten zwischen zwei Sequenzen ausfallen, desto höher ist die Wahrscheinlichkeit, dass sie statistisch vertretbar im selben Cluster zusammengefasst werden können. Im Fall der hier untersuchten Erwerbszustandsvariable bietet der kategoriale Typ kaum Argumente dafür, bestimmte Zustandswechsel in einem geringeren oder höheren Kostenverhältnis vorzudefinieren als andere Zustandswechsel. Sinnvoller erscheint es, sich auf die gängige Annahme zu stützen, dass alle Zustände gleichermaßen verschieden sind. Eine dritte Option besteht darin, die Ersetzungskosten von den tatsächlichen Übergangsraten in den Daten abhängig zu machen. Diese Voreinstellung sollte jedoch ebenfalls nicht ohne inhaltsbezogene Rückversicherung getroffen werden (Studer/Ritschard 2016: 491). Sie ist insbesondere für Alphabete unvorteilhaft, die gering besetzte Ausprägungen (z. B. *Sonstiges*) mit aufführen. Die standardmäßige Gleichbehandlung aller möglichen Zustandsübergänge wird somit als Berechnungsvorgabe ausgewählt. Zum zweiten Klärungsbedarf kann festgehalten werden, dass kein Referenzverlauf in den Erwerbsbiografien ausgemacht wird. Im Interesse des Forschungsvorhabens sollen alle Sequenzreihen miteinander verglichen werden.

Den Operationen liegt ein zu bestimmender Berechnungsalgorithmus zugrunde, mithilfe dessen die Distanzen gegeneinander gerechnet und die verschiedenen Sequenzreihen so theoretisch ineinander überführt werden. Als beliebter Algorithmus gilt das *Optimal Matching* (OM), da es nach der kostengünstigsten Transformation der Sequenzen sucht (Lesnard 2010: 391). OM ist nicht nur darauf ausgerichtet, Ersetzungen an den Sequenzen vorzunehmen, sondern kommt auch über Ergänzungs- sowie Lösungsoperationen an den Sequenzen zum bestmöglichen Ergebnis. Der Analyseaufbau dieser Arbeit ist jedoch nicht auf Ergänzungen und Löschungen von Einzelsequenzen angewiesen, da die 37-monatigen Sequenzdatenreihen im Beobachtungszeitraum bereits zugeschnitten und am 13. Monat – dem Monat der Kindesgeburt – verankert sind. Zeitgenaue Überlappungen haben demnach eine höhere Bedeutung für die Ähnlichkeit zwischen den Sequenzen dieser Arbeit als gleiche, aber zeitlich versetzte Episoden. Es bieten sich somit Berechnungsalgorithmen an, die auf die Beobachtung gemeinsamer Timings fokussiert sind. Eine Verwendung von *Hamming Distance* (HAM) zielt auf die exakte Positionierung der einzelnen Zustände ab (ebd.: 397). Noch stärker fällt die Zeitgenauigkeit von Zustandswechseln bei der *Dynamic Hamming Distance* (DHD) ins Gewicht. Die DHD passt nämlich die Höhe der Ersetzungskosten daran an, ob identische Transitionen an den einzelnen Zeitpunkten häufig

oder selten in Erscheinung treten (ebd.: 400f.). Wechseln bspw. viele Frauen des Analysesamples nach exakt 12 Monaten Elternzeit in die Teilzeitbeschäftigung, dann werden die Ersetzungskosten für genau diesen bestimmten Übergang kleiner gesetzt.

Bei der DHD stimmt die Theorie des Berechnungsalgorithmus sehr gut mit den inhaltlichen Anforderungen des Forschungsvorhabens überein. Deshalb wird die DHD im nächsten Schritt der Sequenzanalyse angewendet. Mit den drei vorgestellten Algorithmen und den Alternativen an Ersetzungskosten werden zur Absicherung der Entscheidung Distanzmatrizen ermittelt, die miteinander auf Korrelation geprüft werden. Alle Distanzmatrizen korrelieren hochprozentig miteinander ($> 0,97$; siehe *Anhang*). Das Ergebnis deutet daraufhin, dass die Sequenzen im Analyse Datensatz zu individuell sind, als dass die Wahl eines bestimmten Distanzmaßes gravierend unterschiedliche Ergebnisse produzieren würde. Diese hohe Individualität in den Daten kann man sich dadurch vorstellen, dass zu 37 Zeitpunkten sieben (bzw. in der Partnerdimension sogar acht) verschiedene Zustände vorliegen können.

Im Gegensatz zur eindimensionalen Sequenzanalyse werden beim *multichannel*-Ansatz zwei oder mehr Distanzmatrizen zusammengeführt. Oftmals werden über die zwei Kanäle zwei unterschiedliche Bereiche vereint. Beliebt ist bspw. die Parallelisierung von Erwerbs-, Familien- und/oder Hausarbeitsinformationen (Liao et al. 2022: 9). In aller Regel gibt es gute inhaltliche Gründe, alle Dimensionen mit demselben Gewicht in die Gesamtberechnung einfließen zu lassen. Doch die MCSA bietet an dieser Stelle methodischen Spielraum. An die Dimension der Frauenerwerbsverläufe wird im Rahmen dieses Analysevorhabens eine Partnerdimension angehängt, die sich wiederum ganz aus der Perspektive der Frauen zusammensetzt. Anstatt etwa drei Jahre andauernde, stabile Partnerschaften zu betrachten und beide Dimensionen in eine Paaranalyse einzubetten, wird hier ein auf die Erwerbsverläufe der Frauen fokussiertes Forschungsinteresse verfolgt. Diesem inhaltlichen Zuschnitt zufolge kann argumentiert werden, die Distanzmatrix der Frauendimension in einem 2:1-Verhältnis zur Distanzmatrix der Partnerdimension zu gewichten. Wenn im nächsten Methodenschritt die Clustervariable gebildet wird, hängt das Ergebnis also doppelt so stark von den Sequenzreihen der Frauen ab als von jenen der ggf. koexistierenden Partner.

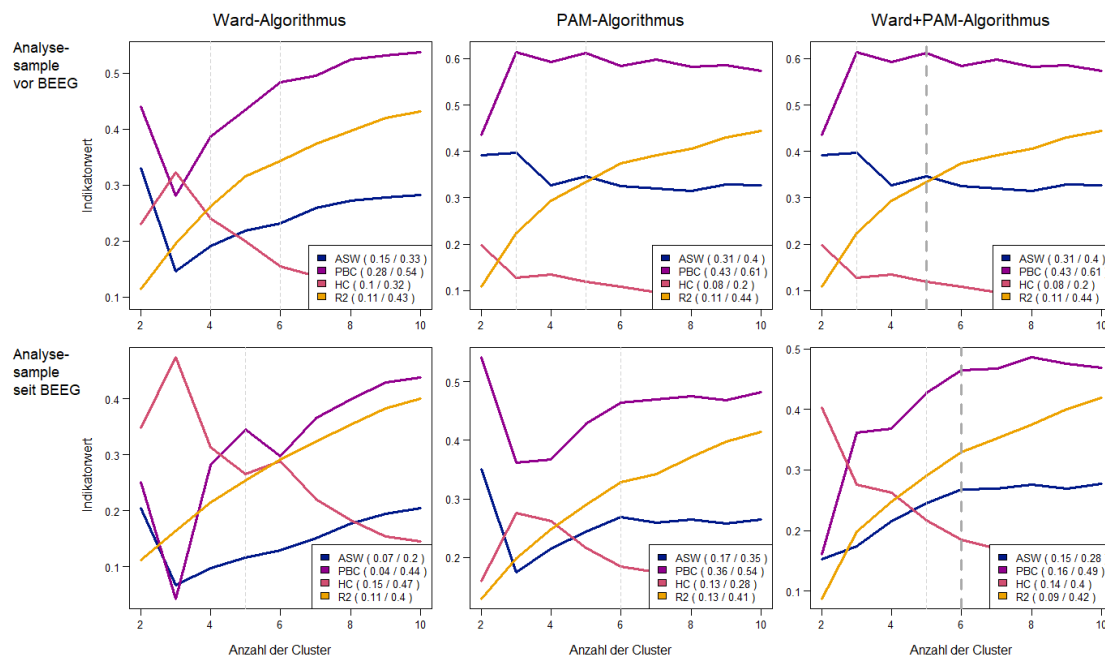
Nach der Bestimmung der multidimensionalen Distanzmatrix folgt die Ermittlung der Cluster. Für die Clusterbildung stehen ebenfalls verschiedene Berechnungsansätze zur Verfügung. Einen dieser Ansätze stellt das sogenannte Ward-Verfahren dar. Unter Verwendung des Ward-

Verfahrens wird die größtmögliche Homogenität innerhalb der Cluster bei gleichzeitig größtmöglicher Heterogenität zwischen den Clustern gesucht (Liao et al. 2022: 8; Jäckle 2017: 350). Die Cluster sollen also ähnliche Sequenzreihen zusammenhalten, die sich in ihren Verläufen stark von den anderen Clustern abgrenzen. Dieses Ziel teilt sich das Ward-Verfahren mit der Alternative des *Partitioning Around Medoids* (PAM). Doch während Ward hierarchisch vorgeht und einmal zusammengeschlossene Sequenzen in den Wiederholungsschleifen des Algorithmus nicht mehr voneinander trennt, hält PAM nach den k besten Repräsentanten (Medoide) für alle beobachteten Sequenzen Ausschau (Studer 2013: 5ff.). Die Medoide weisen letztendlich die geringste Distanzsumme zu allen Sequenzen der eigenen Gruppe aus. Dieses Berechnungsprinzip verleiht ihnen ihre repräsentative Eigenschaft. In der Forschung mit Sequenzdaten ist auch die Kombination aus Ward und PAM nutzbar (Nie 2016). Hierbei wird nach zunächst hierarchischer Initialisierung durch den Ward-Ansatz auf den PAM-Algorithmus gewechselt, um im besten Fall die Vorteile beider Algorithmen zu verknüpfen.

Zur Bestimmung der optimalen Cluster-Lösung werden vier statistische Gütemaße als Entscheidungshilfen herangezogen, die als Qualitätsindikatoren anerkannt sind (Studer 2013: 12). Die *Average Silhouette Width* (ASW) prüft die Intrahomogenität in Kombination zur Heterogenität der Cluster. Mit der *Punkt-biserialen Korrelation* (PBC) wird die Fähigkeit der Cluster-Lösung gemessen, die Distanzmatrix zu reproduzieren. Über *Hubert's C* (HC) wird die Abweichung der Cluster-Lösung von der theoretischen Ideallösung hergeleitet. Außerdem gibt der *Pseudo R²-Wert* (R^2) den Anteil der Varianz aus, die durch die Cluster-Lösung erklärt werden kann. Während hohe Indikatorenwerte bei den Maßen ASW, PBC und R^2 positive Rückschlüsse auf die Güte einer Cluster-Lösung erlauben, sollte der HC-Wert idealerweise klein sein.

Abbildung 2 zeigt die Indikatoren getrennt nach Berechnungsalgorithmus und für unterschiedliche Anzahlen an Clustern. Zunächst fällt an den Liniendiagrammen auf, dass über den PAM-Algorithmus eine bessere Verarbeitung der Sequenzdaten gelingt als mithilfe der Ward-Berechnung. Nochmal marginal klarer gehen die Verläufe aus dem kombinierten Algorithmus Ward+PAM hervor, der jeweils ab einer Anzahl von drei Clustern stark ähnliche Ergebnisse zu PAM produziert. Die Hochpunkte der ASW- und PBC-Verläufe sowie die HC-Tiefstwerte legen für die Pre-BEEG-Gruppe nahe, sich die 3-Cluster- und die 5-Cluster-Lösung unter Anwendung des integrierten Ward+PAM-Verfahrens datentechnisch und inhaltlich näher anzuschauen. Beide manuellen Prüfungen werden durch die Verwendung der Gütemaße nicht ersetzt, da die rein

Abbildung 2. Ermittlung der geeigneten Clusterungen



Quelle: SOEP v37, eigene Darstellung

rechnerisch beste Lösung einzelne Cluster hervorbringen kann, die inhaltlich schwer zu deuten sind oder sich aus einer ungeeignet geringen Fallzahl zusammensetzen. Für die Post-BEEG-Gruppe erreichen fünf bis sechs Cluster die statistisch bestmögliche Einstufung durch die Gütemaße. Der R^2 -Verlauf verdeutlicht, dass die Erklärungskraft der Cluster-Lösungen mit zunehmender Anzahl an Clustern ansteigt. Dies wird zum ausschlaggebenden Kriterium, warum letztendlich fünf Cluster für die Pre-BEEG-Gruppe und sechs Cluster für die Post-BEEG-Gruppe ausgewählt werden. Diese Auswahl ermöglicht es, inhaltliche Feinheiten in den Sequenzdaten zu beschreiben, die mit drei Pre-BEEG-Clustern bzw. fünf Post-BEEG-Clustern untergegangen wären. In Kapitel 5.2 wird die inhaltliche Begründung nochmal genauer dargestellt.

Die gebildeten Cluster werden als Ausprägungen einer neu erstellten Variable im Analysedaten-satz abgespeichert. Die Cluster-Variable stellt die abhängige Variable (AV) für den letzten empirischen Abschnitt dieser Masterarbeit – die multinomiale Regressionsanalyse – dar. Da die Cluster inhaltlich für verschiedene Erwerbsverlaufstypen stehen, lassen sie sich in keine Rangfolge bringen. Die multinomiale logistische Regression ist das methodische Mittel, um mit dem limitierten Informationsgehalt der kategorialen AV umzugehen (Windzio 2013: 223). Die Regressionsanalysen werden für die beiden Zeitepochen getrennt durchgeführt. Mithilfe von *Likelihood Ratio Tests*, des *Bayesian Information Criterion* (BIC) und unter Konstanthaltung der Fallzahlen

wird die Güte verschiedener Modelle ermittelt und miteinander verglichen. Dadurch lassen sich einzelne Kontrollvariablen und Variableninteraktionen hinsichtlich ihres Mehrwerts für die Modelle überprüfen. Die Regressionsgleichung führt unter Einbezug der jeweiligen Kovariaten zu geschätzten Zuordnungswahrscheinlichkeiten für jede einzelne Kategorie der AV. Um dabei die gesamte Verteilung der Cluster-Variable zu berücksichtigen, werden *Average Marginal Effects* (AME) ausgegeben (Leeper 2021: 7). Über die AME lassen sich Prozentangaben darüber machen, wie sich die über alle Beobachtungen gemittelte Wahrscheinlichkeit für die Zugehörigkeit zu einem jeden Cluster durchschnittlich verändert, wenn sich der Wert der Kovariate (unter Kontrolle der anderen Kovariate) um eine Einheit erhöht.

Die unabhängigen Variablen (UVs) des Regressionsmodells orientieren sich nach Möglichkeit an den fünf theoriebasierten Merkmalen einer privilegierten BEEG-Wirksamkeit (vgl. Kapitel 3.1). Das Merkmal der Bildung ist als Kernbestandteil der *Bildungsungleichheitshypothese* die zentrale UV. Für das Bildungsniveau wird die dreistufige kategoriale Variable verwendet, wie sie von der SOEP-Gruppe für internationale Vergleiche standardisiert aufbereitet wird (Grabka 2022). Die Variable stellt sich anhand des amerikanischen *High-School*-Niveaus auf und unterscheidet zwischen niedriger (Haupt-, Realschulabschluss), mittlerer (Abitur, Fachhochschulreife, Lehre, Berufsfachschulabschluss) und höherer Bildung (Schulabschluss im Gesundheitswesen, Fachhochschul-, Universitätsabschluss). Um laufende Bildungsgänge, die während der ersten zwei Lebensjahre des ersten Kindes abgeschlossen werden, zu inkludieren, wird der Bildungsstand der Frauen aus dem letzten Erhebungsjahr des Beobachtungszeitraums entnommen. Nur in dem seltenen Fall, dass die Bildungsinformation an der letzten Zeitstelle fehlt, wird auf Bildungsangaben der Vorjahre zurückgegriffen.

Die weiteren theoretisch relevanten Merkmale können nur eingeschränkt als UVs berücksichtigt werden. Das persönliche Einkommen fließt in Form des inflationsbereinigten Bruttostundenlohns⁶ im Jahr vor der Mutterschaft mit ein. Die Variable kann jedoch nur positive Werte aufweisen, wenn die Frau im Erhebungsjahr einer Erwerbstätigkeit nachgeht. Diese Voraussetzung

⁶ Er errechnet sich aus dem Monatsbruttoeinkommen, dividiert mit der tatsächlichen Wochenarbeitszeit, multipliziert mit dem Wert 4,33 (Kalenderwochen im Jahr/Monate im Jahr) und wird nochmals mit einem vom Statistischen Bundesamt (Destatis) vorgegebenen Faktor zur Inflationsbereinigung multipliziert. Der Faktor ist für jedes Erhebungsjahr unterschiedlich, da er sich am Verbraucherpreisindex des entsprechenden Jahres orientiert und an das Referenzjahr 2015 angleicht.

geht mit einem übermäßig hohen Anteil an fehlenden Angaben einher. Daher wird der Bruttostundenlohn im Ergebnisteil nur deskriptiv betrachtet und nicht in die Regressionsmodelle aufgenommen. Das Privileg der Teilzeitoption lässt sich mit den SOEP-Daten nicht im eigentlichen Sinne operationalisieren, da keine Variable Aufschluss über die Arbeitsvertragsoptionen der Erwerbsbeschäftigten gibt. Das Privileg der EU-Staatsbürgerschaft wird binär über das Vorliegen eines direkten Migrationshintergrundes mit abgedeckt. Durch die definitorische Ausweitung des Merkmals soll eine höhere Varianz in der Verteilung sichergestellt werden. Zum Privileg der Betreuungsstunden eines Partners wird keine zusätzliche Variable in das Modell aufgenommen. Stattdessen wird nur der Erwerbsumfang von Partnern, der mit dem Betreuungsumfang theoretisch konkurriert, aus der zweidimensionalen Zusammensetzung der Cluster abgelesen und in den Vergleich gesetzt. Für die deskriptive Betrachtung der Cluster wird zudem eine Dummy-Variable zum Ehezustand gebildet.

Dem Regressionsmodell werden weitere Kontrollvariablen beigefügt. Das Alter im Kindesgeburtsjahr fließt als metrische Variable in das Modell ein. Eine Dummy-Variable zur Wohnregion unterscheidet zwischen ost- und westdeutschen Bundesländern. Die Humankapitaltheorie soll mit abgedeckt werden, indem die persönliche Berufserfahrung bis zur Erstgeburt als weitere UV genutzt wird. Die metrischen Werte zur Berufserfahrung summieren sich aus Vollzeitjahren mit dem Faktor 1 und Teilzeitjahren mit dem Faktor 0,5. Da die gesammelte Berufserfahrung mit dem Alter korreliert, wird zu diesen zwei Variablen auch der Interaktionseffekt in der Regressionsanalyse berücksichtigt. Über die Variable zum inflationsbereinigten⁷ Haushaltsnettoeinkommen im Jahr vor der Geburt wird der finanzielle Ressourcenumfang des gesamten Haushalts im Modell berücksichtigt. Für die Variablen zum Bruttostundenlohn, zur Wochenarbeitszeit sowie zum Haushaltsnettoeinkommen gilt, dass Ausreißer, die das Dreifache des 99. Perzentils übertreffen oder ein Drittel des 1. Perzentils unterschreiten, auf genau diese Grenzwerte gesetzt werden.

⁷ Siehe Faktor zur Inflationsbereinigung aus Fußnote 6.

5. Ergebnisse

In diesem Kapitel werden die Ergebnisse der Sequenz- und Clusteranalyse sowie der multinomialen Regression vorgestellt und zur Beurteilung der zentralen Forschungshypothesen dieser Arbeit herangezogen. Mithilfe der Sequenzanalyse werden die geschlechtsspezifischen Dimensionen im ersten Unterkapitel gegenübergestellt, um die *Ökonomisierungshypothese* zu behandeln. Im zweiten Unterkapitel werden die unter Anwendung der MCSA gebildeten Cluster in ihrer inhaltlichen Zusammensetzung vorgestellt. Daraufhin wird die *Bildungsungleichheitshypothese* in den Fokus genommen und auf Basis der multinomialen Regressionsergebnisse überprüft.

5.1 Ergebnisse zur Ökonomisierungshypothese (H1)

Sequenzdaten geben bereits eine Fülle an deskriptiven Informationen her, noch bevor die Distanzen zwischen den Sequenzen berechnet und die Bestimmung von Clustern vorgenommen wird. Einen Einblick haben die transversalen Häufigkeitsdiagramme (*Abbildung 1* auf Seite 46) gegeben, die dafür genutzt wurden, sich mit den Subdatensätzen der zwei Zeitepochen sowie den beiden Geschlechterdimensionen vertraut zu machen. Statistiken über die durchschnittliche Episodenzahl und Verweildauer in den einzelnen Zuständen sowie die Prozentanteile nicht erfahrener Zustände erweitern den Datenüberblick im Vorfeld der MCSA. Alle nachfolgenden Zahlen sind ungewichtet und beziehen sich auf die 2.241 lückenlosen Fälle des Analysesamples.

In der 37-monatigen Beobachtungszeitspanne nimmt die Verweildauer der Frauen in Elternzeit/Mutterschutz mit Einführung des BEEG leicht ab. Während *In Elternzeit/Mutterschutz* 17,7 Monate in der Pre-BEEG-Gruppe ausmacht, liegt dieser Mittelwert für die Post-BEEG-Gruppe bei leicht geringeren 16,7 (siehe Tabelle 2). Die ebenfalls rückläufige Standardabweichung von 8,9 auf 7,6 Monate zeigt, dass auch die Streuung um den Mittelwert kleiner wird und sich dieser Zustand bei den Frauen tendenziell konzentriert. Ein Blick auf die gemittelte Anzahl an Episoden deutet an, dass die kindesbedingten Erwerbspausen der erstmaligen Mütter nach wie vor hauptsächlich zusammenhängend und nicht – wie es die BEEG-Regelung zulassen würde – gesplittet sind. Deutlich zurückgegangen ist die durchschnittliche Verweildauer im Zustand *Hausfrau*. Die von Hausfrauen belegte Gesamtzeit von 11 % vor dem BEEG reduziert sich auf 5 % bei den Post-BEEG-Müttern. Im Zuge dessen steigt zwar der Erwerbsumfang der Frauen an, jedoch drückt sich das nicht in erhöhter Vollzeitbeschäftigung aus. Nur im Zustand *In Teilzeit erwerbstätig* lässt sich

ein klarer Anstieg im durchschnittlichen Gesamtzeitanteil, nämlich von 9 % auf 15 %, verzeichnen. Waren in der Pre-BEEG-Gruppe noch zwei Drittel der Frauen zu keinem einzigen beobachteten Zeitpunkt teilszeitbeschäftigt, so beläuft sich der Anteil in der Post-BEEG-Gruppe auf nur noch 44 % (siehe *Anhang*).

Die Gegenüberstellung der früheren und der späteren Frauengruppe schließt mit einem Blick in die Part-

nerdimension ab, weil dort der Zustand *Kein Partner* ausgewiesen wird. Der Anteil an (werdenden) Müttern ohne Partner im Haushalt verhält sich mit 16 % vor 2007 bzw. 18 % ab 2007 ungefähr gleich (siehe *Anhang*). Die weiteren Zahlen in *Anhang* beziehen sich auf die Erwerbszustände männlicher Partner. Darin fällt auf, dass die Vollzeitbeschäftigung von Partnern auf sehr hohem Niveau rückläufig ist. Die Frauen vor der BEEG-Einführung haben in 74 % aller Beobachtungsmonate einen in Vollzeit erwerbstätigen Partner. Dieser Anteil liegt in der Post-BEEG-Gruppe um 10 % niedriger. Damit einhergehend wächst zumindest geringfügig eine partnerschaftliche Präsenz in Teilzeit- (6 %) und Elternzeitmonaten (4 %). Im Durchschnitt halten sich Partner allerdings nur 1,7 Monate in Elternzeit auf. *Anhang* bekräftigt dennoch den Trend zur erhöhten Elternzeitbereitschaft bei Partnern. Haben vor 2007 noch satte 97 % aller Frauen nie einen in Elternzeit befindlichen Partner an der Seite gehabt, so trifft dies seit 2007 „nur“ noch auf 86 % der Frauen zu. Für beide Zeitepochen gilt, dass ungefähr sieben von zehn Frauen die gesamte Zeit der ersten Mutterschaft mit einem Partner im Haushalt durchleben.

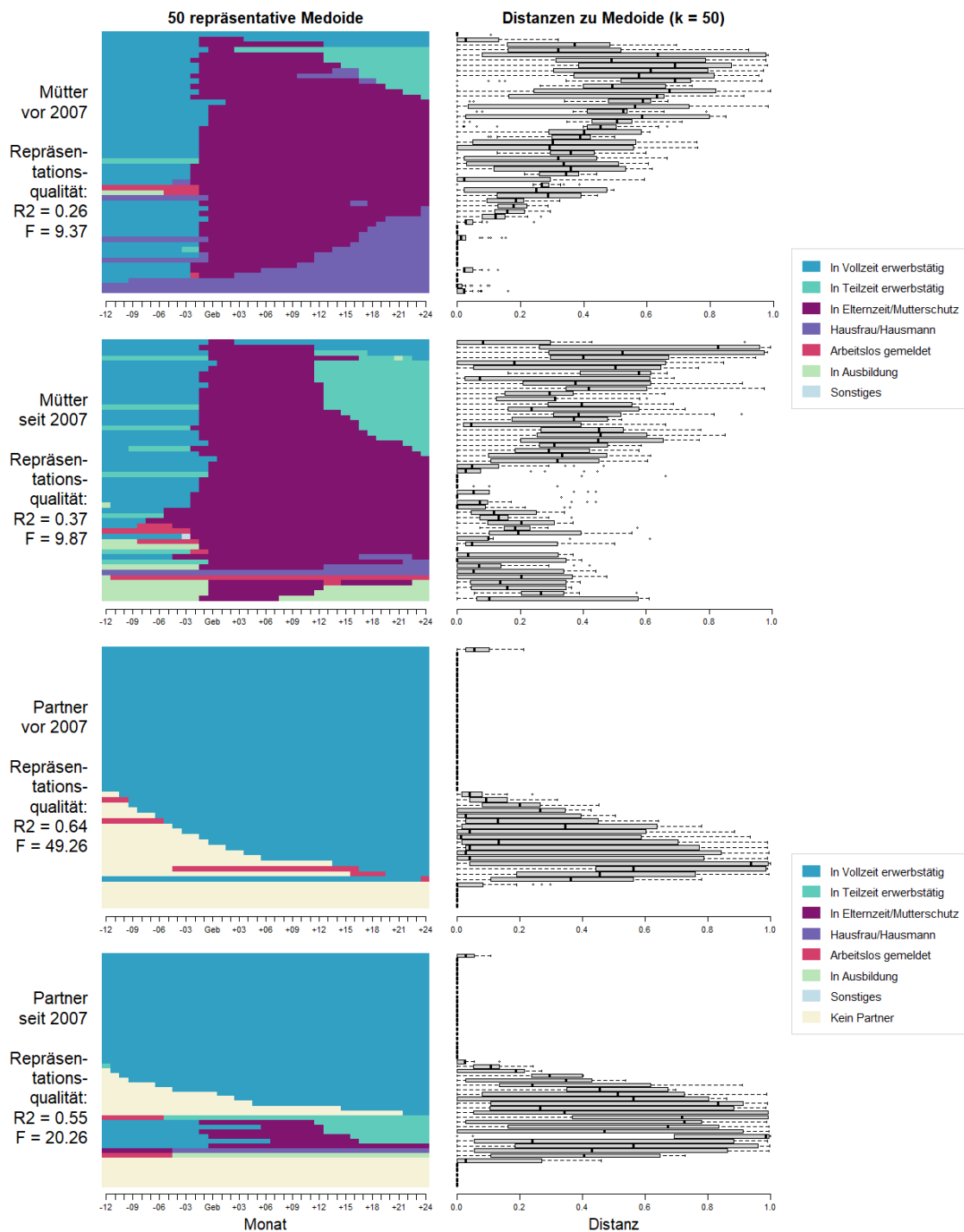
Im nächsten Analyseschritt beginnt das Zusammenhalten und Gruppieren der einzelnen Sequenzen entsprechend des zuvor bestimmten DHD-Berechnungsmaßes. Die relativen Häufigkeitsdiagramme auf der linken Seite von Abbildung 3 fassen die separaten Sequenzdaten der Mütter

Tabelle 2. Verweildauer und Episoden der Frauen

Zustand	vor BEEG						seit BEEG				
	Zeit in Monaten			Episoden			Zeit in Monaten			Episoden	
	\emptyset	σ	%	\emptyset	σ	\emptyset	σ	%	\emptyset	σ	
VZ	9.0	7.4	0.24	0.9	0.7	8.7	7.5	0.24	0.9	0.7	
TZ	3.2	6.0	0.09	0.4	0.6	5.5	6.6	0.15	0.7	0.7	
EZ	17.7	8.9	0.48	1.0	0.4	16.7	7.6	0.45	1.1	0.4	
HA	4.1	8.8	0.11	0.4	0.6	2.0	6.1	0.06	0.2	0.5	
AL	1.2	3.4	0.03	0.2	0.5	1.6	5.0	0.04	0.2	0.5	
BIL	1.6	5.0	0.04	0.2	0.5	2.1	5.7	0.06	0.3	0.6	
SO	0.2	0.9	0.00	0.0	0.2	0.2	1.1	0.01	0.1	0.2	

Quelle: SOEP v37, ungewichtete Ergebnisse, eigene Berechnungen

Abbildung 3. Relative Häufigkeitsdiagramme und Distanzen



Quelle: SOEP v37, ungewichtete Ergebnisse, eigene Darstellung

vor und seit 2007 repräsentativ zusammen. Dafür werden die Distanzen zwischen den Sequenzen in multidimensional skalierte Werte überführt und auf jeweils 50 relative Häufigkeitsgruppen (Medoide) aufgeteilt. Zu jeder der 50 Medoide werden jeweils die zugrundeliegenden Distanzverteilungen auf gleicher Höhe des entsprechenden Medoids abgebildet. Als Kriterium zur

Sortierung wird der Abschlusszustand gewählt, weil dieser den inhaltlich interessanten Fokus darauf lenkt, wie die Frauen und ihre ggf. koexistierenden Partner aus dem Zeitraum der ersten Mutterschaft der Frau herausgehen. Für beide Zeitepochen werden die erklärte Varianz (R^2) sowie die F-Statistik mit angegeben. Mit dem F-Test wird geprüft, ob die spezifizierte Darstellung der Medoide signifikant im Zusammenhang mit dem Analysesample steht (Fasang/Liao 2014: 664). Mit F-Werten weit über 1 kann angenommen werden, dass alle Visualisierungen die jeweilige Substichprobe in ihrer Heterogenität erfassen. Am eindeutigsten gelingt dies innerhalb der offensichtlich homogenen Partnerdimension. Hier können die Medoide sogar jeweils über 50 % der gesamten Varianz in den Sequenzen abbilden.

Die vier relativen Häufigkeitsdiagramme spiegeln die variantenreicheren Frauenerwerbsverläufe seit der BEEG-Einführung wider. Im Vergleich zur Pre-BEEG-Gruppe nimmt das frühere Rückkehrverhalten von Müttern in die Erwerbstätigkeit deutlich an Bedeutung zu. Übergänge aus der Elternzeit in die Teilzeitbeschäftigung werden für die Zeit vor 2007 durch wenige Medoide mit relativ hohen Distanzwerten veranschaulicht. Demgegenüber bedarf es mehr Medoide in der Gruppe ab 2007, um Teilzeitrückkehrerinnen zu repräsentieren. Die nun geringen relativen Distanzen verweisen darauf, dass im Mittel nur geringfügige Ersetzungen an den Sequenzreihen vorzunehmen sind, um viele ähnliche Fälle zusammenhalten zu können. Während in der Pre-BEEG-Gruppe vor allem der Wechsel zur Hausfrau kleinteilig in den Übergangszeitpunkten unterschieden werden kann, visualisiert das Diagramm zur Post-BEEG-Gruppe Nuancen im genauen Monat der Teilzeitrückkehr. Dennoch bleibt ein massiver Teil an Müttern weiterhin bis zum letzten Beobachtungsmontat in der Elternzeit. Das Rückkehrverhalten in Vollzeitbeschäftigung stagniert – jedenfalls für die zwei hier untersuchten Jahre nach der ersten Kindesgeburt. Am unteren Rand des Post-BEEG-Diagramms der Frauen geht zudem hervor, dass Mütter seit 2007 häufiger über Phasen der Ausbildung repräsentiert werden als noch in der Zeit vor 2007.

Der Epochenvergleich in der Partnerdimension zeichnet sich zunächst einmal dadurch aus, dass um die 80 % der repräsentativen Medoide in beiden Darstellungen identisch vorkommen. Konkret handelt es sich bei diesen Medoiden um Partner, die entweder durchgängig fehlen oder durchgängig bzw. nach Zusammenzug mit der Partnerin in Vollzeit erwerbstätig sind. Nahezu alle Medoide, die aus nur einem einzigen Zustand bestehen, weisen Nullwerte in den relativen Distanzen auf. Im Gegensatz dazu streuen die durchschnittlichen Distanzen, wenn die Medoide Zustandswechsel auf der Seite der Partner kennzeichnen. Während die Repräsentation der Pre-BEEG-Gruppe vollkommen ohne Abschnitte der Elternzeit, Teilzeitarbeit, Haushaltstätigkeit und

der Ausbildung auskommt, zeigen immerhin sieben der 50 Partner-Medoiden seit 2007 Elternzeiten an. Die Länge dieser abgebildeten Elternzeiten sollte allerdings nicht überinterpretiert werden, da die Partner im Analysesample nur angespielt sind und nicht mit der monatsgenauen Präzision untersucht werden können wie die Ankerpersonen. Dennoch deuten diese sieben Medoiden auf eine neuartige Teilmenge in den Partnersequenzen hin. Interessanterweise enden die Elternzeitbezieher eher in Teilzeit- als in Vollzeitbeschäftigung, was eine Angleichung an „frauentypische“ Erwerbsverläufe bedeuten würde.

Tabelle 3. Was folgt auf Episoden der Elternzeit?

Gruppe	Wahrscheinlichkeit für Anschlussperiode							
	VZ	TZ	EZ	HA	AL	BIL	SO	KP
Mütter vor 2007 (n=1.262)	0.22	0.34	0	0.31	0.07	0.06	0	NA
Mütter seit 2007 (n=820)	0.19	0.51	0	0.13	0.10	0.07	0	NA
Partner seit 2007 (n=120)	0.13	0.54	0	0.22	0.10	0.01	0	0

Quelle: SOEP v37, ungewichtete Ergebnisse, eigene Berechnungen

Um u. a. letzteres genauer beurteilen zu können, werden die prozentualen Wahrscheinlichkeiten herangezogen, mit denen die Elternzeit von jedem der anderen Zustände abgelöst wird (siehe Tabelle 3).

Zu 120 beobachteten Partnern lässt sich in den Daten eine Anschlussperiode nach der Elternzeit ablesen. Zu 54 % handelt es dabei um eine Teilzeitbeschäftigung, während nur 13 % der Elternzeitbezieher in Vollzeit zurückkehren. Diese Relation lässt sich in etwa auch bei den Müttern seit 2007 finden. Bei den Müttern besteht im Gegensatz zu den Partnern die Möglichkeit, die Anteile der Pre-BEEG-Gruppe gegenüberzustellen. Die Zahlen untermauern die visuellen Ergebnisse aus den relativen Häufigkeitsdiagrammen, dass einerseits ein Wandel von Hausfrauen zu Teilzeitrückkehrerinnen eingesetzt hat und andererseits eine Stagnation im Anteil an Vollzeitrückkehrerinnen vorliegt.

In der Schlussfolgerung für die *Ökonomisierungshypothese* ergibt aus dem Vergleich der beiden Dimensionen ein differenziertes Bild. Die Hypothese, dass sich Erwerbsverläufe von werdenden Müttern seit der BEEG-Einführung stärker an die Partnererwerbsverläufe angeglichen haben als umgekehrt, kann dennoch im weitesten Sinne angenommen werden. Sie kann mit Sicherheit bejaht werden, sofern auch Teilzeitarbeit als Erwerbsgrundlage dafür ausreicht, individuelle Chancen im weiteren Lebensverlauf hochzuhalten. Die zeitliche Konzentration des Elternzeitblocks seit 2007 sowie der Wandel von Hausfrauenbiografien zu Wiederbeschäftigungen in Teilzeit ist dem Entgegenkommen von Elternzeitbeziehern und Teilzeitbeschäftigten unter den Partnern zahlenmäßig deutlich überlegen. Rund ein Zehntel der Partner, die seit 2007 das männliche Vollzeithos durch tatsächlich beobachtete Zustandswechsel infrage stellen, bilden nicht die

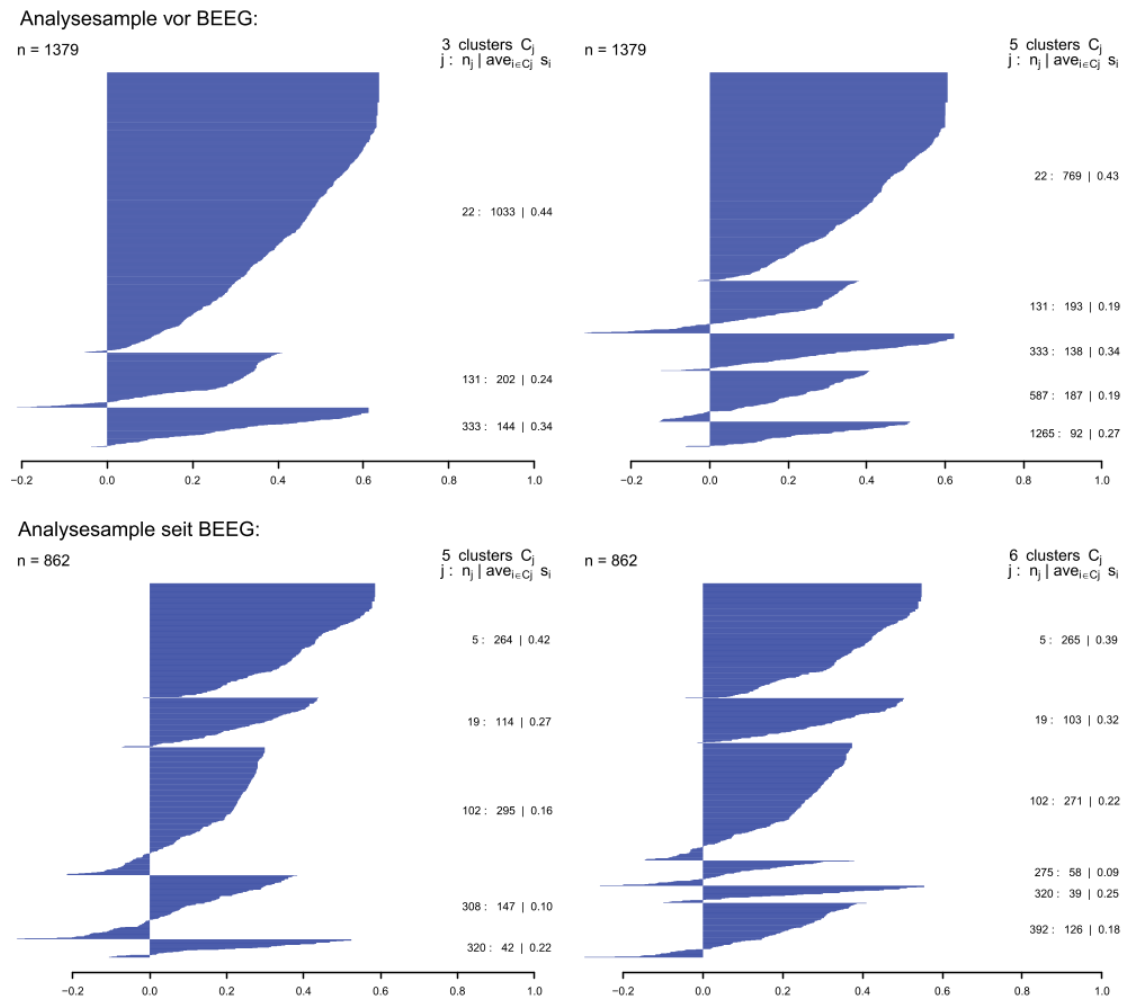
Verhältnismäßigkeit ab, mit der Frauen nun zunehmend und zeitlicher Erwerbsangebote nach der Elternzeit wahrnehmen. Deshalb sollte auch der stagnierende Anteil von Müttern, die in (ihre einstigen) Vollzeitbeschäftigungen zurückkehren, kaum Zweifel an der Annahme der *Ökonomisierungshypothese* hinterlassen.

5.2 Ergebnisse zur Bildungsungleichheitshypothese (H2)

Nachdem die beiden geschlechtsspezifischen Dimensionen zur Überprüfung der H1 noch getrennt gegenübergestellt wurden, bilden sie miteinander verbunden die Grundlage der MCSA und können in zweidimensionale Cluster überführt werden. In Anlehnung an die statistischen Gütebestimmungen aus dem Methodenkapitel 4.2, sollte der analytische Fokus in der Pre-BEEG-Gruppe auf eine 5-Cluster-Lösung und in der Post-BEEG-Gruppe auf eine 6-Cluster-Lösung gelegt werden, wenngleich auch jeweils kleinere Lösungen ähnlich hohe Indikatorenwerte erzielen (siehe *Abbildung 2* auf Seite 50). Die Betrachtung von sogenannten Silhouettendiagrammen zu den Cluster-Lösungen der engeren Auswahl gilt im Zusammenspiel mit der inhaltlichen Interpretation der Cluster als bewährtes Mittel, um die ideale Lösung finden und begründen zu können (Jäckle 2017: 351).

Aus *Abbildung 4* geht hervor, dass unter Anwendung des Ward+PAM-Algorithmus bereits drei gebildete Cluster die Zeitepoche vor 2007 statistisch zufriedenstellend abdecken können. Jedoch verschenkt die 3-Cluster-Lösung inhaltliches Analysepotential, weil es 1.033 Fälle in nur einem Cluster zusammenhält. Die drei generierten Cluster-IDs (22, 131 und 333) bestehen auch im daneben abgebildeten 5-Cluster-Modell fort. Lässt man sich die drei bzw. fünf relativen Häufigkeitsdiagramme hinter den Cluster-Lösungen ausgeben, stellt sich inhaltlich zum einen heraus, dass beim Anheben der Clusteranzahl die Gruppen der überwiegend partnerlosen Frauen (ID: 131) und der Hausfrauenbiografien (ID: 333) nahezu strukturgleich bleiben. Zum anderen gibt das größte, durch viele Elternzeitmonate gekennzeichnete Cluster (ID: 22) 264 Fälle frei, die in ihren Voll- oder Teilzeitsequenzen Alleinstellungsmerkmale aufweisen. Entsprechend fällt die Entscheidung pro 5-Cluster-Lösung im Sinne einer detaillierteren Abdeckung von Lebensrealitäten rund um die erste Kindesgeburt aus. Nach demselben Prinzip setzt sich für die Post-BEEG-Gruppe die 6-Cluster-Lösung gegenüber der 5-Cluster-Lösung durch, auch wenn diese Entscheidung mit kleineren Fallzahlen einhergeht und eines der Cluster einen sehr geringen ASW-Indikatorwert annimmt. Doch erst mit einem sechsten Cluster kann inhaltlich klarer aufgezeigt werden, dass Frauen seit 2007 zunehmend auch umgeben von Ausbildungsphasen erstmalig Mütter

Abbildung 4. Silhottendiagramme unter Verwendung des Ward+PAM-Algorithmus



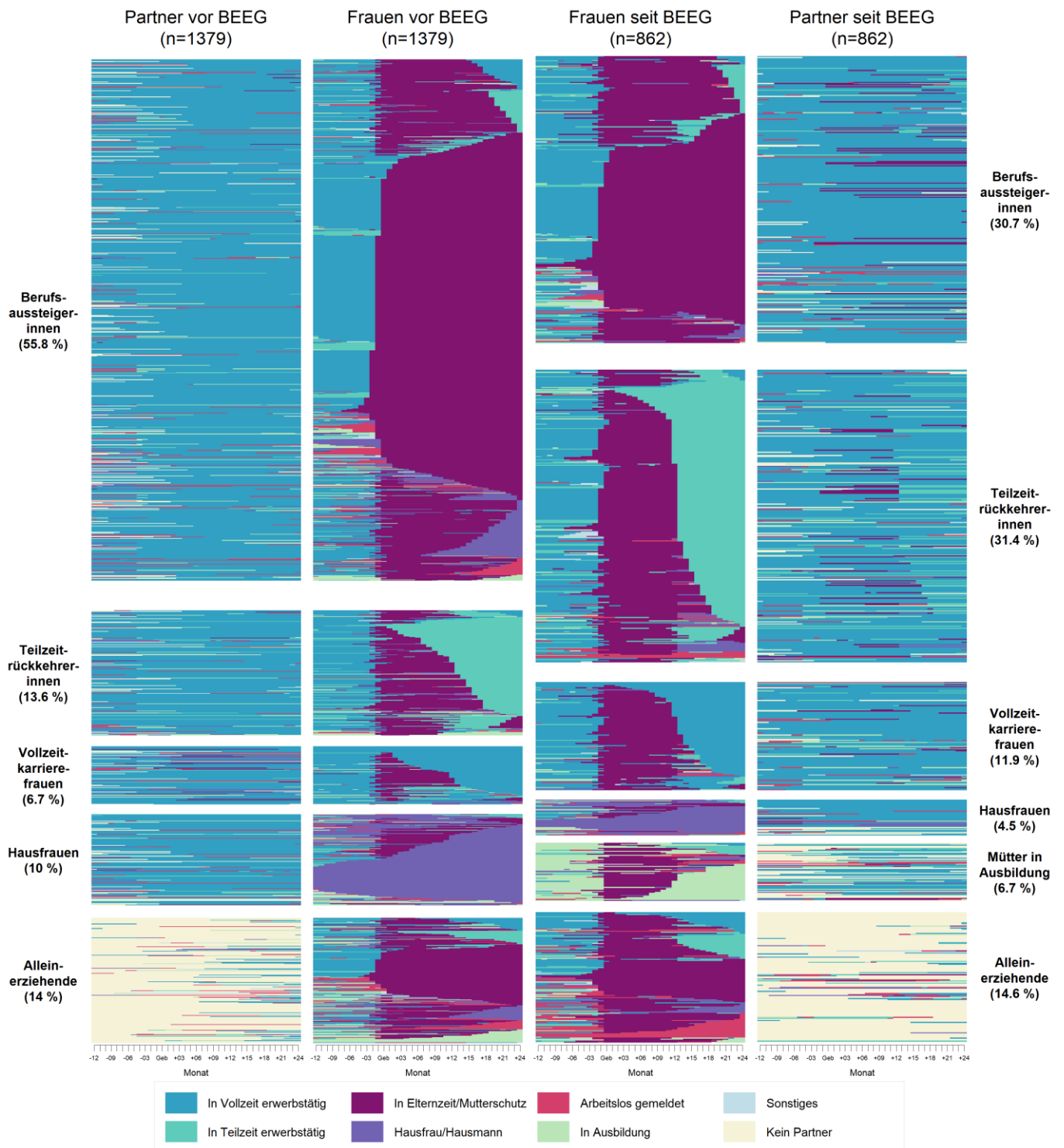
Quelle: SOEP v37, ungewichtete Ergebnisse, eigene Darstellung

werden. Der Einbezug des sechsten Clusters lohnt sich auch deshalb, weil es die ASW-Werte, also die Trennschärfe der anderen Cluster optimiert. Gleichwohl muss an dieser Stelle auch festgehalten werden, dass robuste Analysen und Interpretationen zu den zwei kleinsten Clustern (mit Fallzahlen von 58 bzw. 39) stark erschwert sein werden.

Die ausgewählten Cluster-Lösungen werden in Abbildung 5 getrennt nach Zeitepoche vorgestellt. Bei dieser Form der Visualisierung kommt erweiterter R-Code zum Einsatz, der anschlussfähig am *TraMineR*-Paket ist (Raab/Struffolino 2020). In den beiden mittleren Spalten der Abbildung stehen sich die gruppierten Frauenerwerbsverläufe relational zu ihrer tatsächlichen Clustergröße gegenüber. Alle einzelnen Diagramme sind nach dem Abschlusszustand der Frauen sortiert, also auch die außen platzierten Partnersequenzen.

Abbildung 5. Finale Cluster-Lösungen

Erwerbsverlaufcluster vor und seit dem BEEG



Quelle: SOEP v37, ungewichtete Ergebnisse, eigene Darstellung

Frauen, die überwiegend aus einer Vollzeitbeschäftigung in den Mutterschutz eintreten und zu denen nach durchgängiger Elternzeit oftmals keine Berufsrückkehr (mehr) beobachtet werden kann, bilden das mit Abstand größte Cluster (n=769) in der Pre-BEEG-Gruppe. Die Partner weisen in diesem Cluster den vergleichsweise größten Vollzeiterwerbsanteil auf, teilweise nach vorangehenden Ausbildungsphasen. Aufgrund der flächendeckend bis zum Beobachtungsende ausgedehnten Elternzeiten wird das Cluster *Berufsaussteigerinnen* genannt. Das zweite Cluster teilt mit dem ersten Cluster die Gemeinsamkeit, dass die Frauen überwiegend mit Vollzeittätigkeiten starten und daraufhin in Elternzeit gehen. Die Sequenzen wechseln in den anschließenden Monaten sukzessive in die Teilzeitbeschäftigung. Im Cluster dieser *Teilzeitrückkehrerinnen* (n=187) tendieren auch wenige vereinzelte Partner dazu, ihren Erwerbsumfang zu reduzieren. Das dritte Cluster – die *Vollzeitkarrierefrauen* (n=92) – baut sich aus einem ähnlichen Prinzip zusammen, nur dass die Elternzeiten deutlich kürzer ausfallen und die Berufsrückkehr in Vollzeit erfolgt. Bei minimalen Elternzeitdauern der Frauen können aus den dazugehörigen Partnersequenzen einzelne Elternzeitbezieher oder Hausmänner abgelesen werden. Das vierte Cluster weist den geringsten Elternzeitanteil bei den Frauen auf, weil sich hierin die Gruppe der *Hausfrauen* (n=138) wiederfindet. Bereits vor der Kindesgeburt ist der Anteil an erwerbstätigen Frauen hier am geringsten. Nicht selten erfolgen die Wechsel in die Hausfrauenbiografien direkt aus dem Bildungssystem heraus. Die in Vollzeit erwerbstätigen Partner sind verglichen zu den anderen Partnergruppen etwas anfälliger dafür, in Phasen der Arbeitslosigkeit zu geraten. Für das fünfte Cluster ist die Partnerdimension entscheidend, da es die *Alleinerziehenden* (n=193) kennzeichnet. In der Frauendimension sind alle Erwerbszustände vertreten. Überwiegend machen die partnerlos lebenden Mütter von der Elternzeit Gebrauch.

Alle fünf Cluster treten in der Post-BEEG-Gruppe erneut in Erscheinung, verändern sich dabei jedoch in ihrer Größe und Struktur. Außerdem kommt wie erwähnt ein sechstes Cluster hinzu. Am *Berufsaussteigerinnen*-Cluster sticht in erster Linie der massive Einbruch der relativen Fallzahlengröße hervor. Machte das Cluster in der früheren Zeitepoche noch 55,8 % der Substichprobe aus, so finden sich seit der BEEG-Einführung nur noch 31,4 % aller Frauen darin wieder. Weiterhin auffällige Details am Cluster sind die Sequenzen mit zweiten Elternzeitphasen nach zwischenzeitlicher Teilzeittätigkeit sowie vereinzelt in Elternzeit wechselnde Partner. Im angewachsenen Cluster der *Teilzeitrückkehrerinnen* wird wiederum deutlich, dass die BEEG-Regelungen viele Frauen zu einem kollektiven Rückkehrverhalten nach ziemlich genau zwölf Monaten Elternzeit anregen. In der Partnerdimension mehren sich parallel Eintritte in Berufsphasen mit

reduzierter Arbeitszeit. Innerhalb des *Vollzeitkarrierefrauen*-Clusters kommt es zu einer bemerkenswerten Ausweitung der Elternzeit auf oftmals jene zwölf Monate, die auch im zweiten Cluster zu beobachten sind. Da hier sowohl bei den Frauen als auch bei den Partnern der Anteil an Vollzeitarbeit nochmal leicht zugenommen hat, könnte man dieses Cluster womöglich auch als Gruppe der Doppelkarrierepaare bezeichnen. Unterhalb davon hat sich das Cluster der *Hausfrauen* zum kleinsten aller Cluster zurückentwickelt. Dem 10%-Anteil aus der Zeitepoche vor 2007 stehen lediglich noch 4,5 % gegenüber. Das Cluster der *Alleinerziehenden* hat hingegen nichts an seiner zahlenmäßigen Bedeutung eingebüßt. Die Erwerbszustände der Frauen sind noch heterogener geworden und die Sequenzen zeigen, dass die Mütter dieses Clusters ziemlich ergebnisoffen aus dem zweiten Lebensjahr des Kindes heraustreten. In nahezu gleichen Anteilen bilden sich für Alleinerziehende Vollzeit-, Teilzeit-, Elternzeit- oder Arbeitslosigkeitsverläufe heraus. Im Diagramm darüber wird das neu ausgewiesene Cluster der *Mütter in Ausbildung* eingereiht. Hierin gruppieren sich Frauen, die ihr erstes Kind inmitten von Bildungsaktivitäten gebären. Sofern den Frauen ein Partner an der Seite steht, sind diese größtenteils entweder selbst noch in Ausbildung oder gehen einer Vollzeitbeschäftigung nach.

Nachdem die inhaltliche Zusammensetzung der Cluster beider Zeitepochen beleuchtet wurde, gilt es herauszustellen, in welchen grundlegenden Merkmalen sich die Cluster unterscheiden. Dabei wird erneut ein Blick innerhalb der jeweiligen Zeitepoche und ein Blick auf die Gegenüberstellung gleicher Cluster vor und seit 2007 geworfen. Aus der ersten Zeile der Tabelle 4 geht hervor, dass im Median 10–14 Jahre zwischen den Erstgeburten der Mütter aus der Pre-BEEG-Zeit und derer aus der Post-BEEG-Zeit liegen. Da sich die frühere Zeitgruppe über einen 4,5 Jahre längeren Zeitraum erstreckt als die spätere Gruppe, fällt die Streuung des Medians entlang der Cluster in der Zeit zwischen 1991 und 2007 größer aus. Es zeigt sich, dass die Sequenzen der *Hausfrauen* im Median drei Jahre vor denen der *Teilzeitrückkehrerinnen* und der *Vollzeitkarrierefrauen* liegen und damit das zeitlich älteste Cluster innerhalb der früheren Epoche bilden.

Zusammen mit den Alleinerziehenden sind die *Hausfrauen* auch diejenigen, die ihr erstes Kind im jüngsten Alter bekommen. Ihr Durchschnittsalter von 25,7 liegt fast fünf Jahre unterhalb des Werts zu den *Vollzeitkarrierefrauen*. In der Post-BEEG-Gruppe zeigen sich nach hinten verschobene Erstgeburten in allen fünf erneut vorkommenden Clustern. Nun bilden die neu hinzugekommenen *Mütter in Ausbildung* das Cluster mit den deutlich jüngsten Frauen. Sie sind im Durchschnitt 23,9 Jahre jung, wenn das Geburtsereignis eintritt. Im Vergleich dazu liegt das Alter der *Berufsaussteigerinnen*, *Teilzeitrückkehrerinnen* und *Vollzeitkarrierefrauen* im Mittel bei 30

Tabelle 4. Deskription der Cluster vor und seit dem BEEG

	Berufs-aus- steiger-in- nen (n=769)	Teilzeit- rückkehrer- innen (n=187)	Vollzeit- karriere- frauen (n= 92)	Hausfrauen (n=138)	Allein-er- ziehende (n=193)	Berufs-aus- steiger-in- nen (n=265)	Teilzeit- rückkehrer- innen (n=271)	Vollzeit-kar- riere-frauen (n=103)	Hausfrauen (n=39)	Mütter in Ausbildung (n=58)	Allein-er- ziehende (n=126)
Kindesgeburtsjahr (Median)	1999	2001	2001	1998	2000	2011	2011	2011	2012	2011	2011
Alter (t=0)	27,4	28,4	30,1	25,7	25,2	29,9	31,0	30,8	27,7	23,9	27,5
Migrationshintergrund = Direkt	11 %	10 %	17 %	49 %	10 %	17 %	15 %	13 %	56 %	16 %	12 %
Wohnregion (t=0) = Ost	21 %	24 %	34 %	4 %	36 %	13 %	21 %	38 %	8 %	47 %	40 %
Verheiratet (t=0)	80 %	77 %	77 %	88 %	18 %	75 %	69 %	65 %	72 %	36 %	11 %
Bildungslevel (t+2) = geringer	10 %	5 %	9 %	39 %	21 %	8 %	4 %	5 %	44 %	28 %	25 %
Bildungslevel (t+2) = mittel	68 %	60 %	45 %	47 %	61 %	59 %	55 %	44 %	21 %	39 %	50 %
Bildungslevel (t+2) = höher	23 %	35 %	46 %	14 %	18 %	33 %	41 %	51 %	35 %	33 %	24 %
Berufserfahrung (t=0)	6,1	6,4	8,1	3,2	4,1	7,2	7,6	7,5	2,9	1,1	4,6
Bruttostundenlohn (t-1; Median)	7,83 €	8,68 €	8,33 €	7,56 €	6,36 €	12,89 €	13,16 €	14,05 €	6,78 €	3,31 €	8,71 €
Haushaltsnettoeinkommen (t-1)	1.801 €	2.023 €	2.110 €	1.608 €	1.457 €	3.210 €	3.100 €	3.086 €	1.939 €	1.655 €	1.790 €

Prozentangaben geben Anteile innerhalb eines Clusters wieder; Lagemaß = Mittelwert, außer gesondert benannt; t = Kindesgeburtsjahr

Quelle: SOEP v37, ungewichtete Ergebnisse, eigene Berechnungen

bis 31 Jahren. Das Cluster der *Hausfrauen* hebt sich in einigen weiteren Kategorien von den anderen Clustern ab. Die Frauen dieses Clusters weisen für die Pre-BEEG-Zeit deutlich überproportional einen direkten Migrationshintergrund (zu 49 %), ein geringeres Bildungslevel (zu 39 %) sowie eine geringe Berufserfahrung (3,2 Jahre) auf. Zudem setzt sich das Cluster nahezu nur aus Frauen westdeutscher Wohnregionen zusammen (96 %). Obwohl das *Hausfrauen*-Cluster auf eine Fallzahl von 39 in der Post-BEEG-Zeit abschmilzt, überdauern die aufgezählten Auffälligkeiten allesamt. Das Cluster scheint nach wie vor eine Gruppierung von überwiegend westdeutschen Migrantinnen mit geringerer Bildung und wenig Berufserfahrung zu sein.

Auch abgesehen von den *Hausfrauen* lassen sich Unterschiede zwischen den Clustern entlang der Kategorien feststellen. In Ostdeutschland treten die Gruppen der *Vollzeitkarrierefrauen*, der *Mütter in Ausbildung* und der *Alleinerziehenden* überproportional häufig auf. Die Anteile erhöhen sich jeweils nochmal seit der BEEG-Einführung und belaufen sich auf ca. 40 %. Beim Anteil der Ehen zum Zeitpunkt der Kindesgeburt lässt sich ein allgemeiner Rückgang in der Post-BEEG-Zeit verzeichnen. Wenig überraschend sind es die *Alleinerziehenden*, die mit 11 % in der späteren Zeitepoche eindeutig am seltensten verheiratet sind. Dagegen sind die jungen *Mütter in Ausbildung* zumindest schon zu einem Drittel und alle anderen Cluster zu zwei Drittel oder mehr verheiratet. Das Bildungslevel ist bereits zur Pre-BEEG-Zeit in denjenigen Clustern am höchsten, in denen die Frauen im Kollektiv zu einer absehbaren Erwerbsrückkehr nach der Elternzeit neigen. Die *Vollzeitkarrierefrauen* weisen dabei zu 46 % die höchste Bildungsstufe auf und auch die *Teilzeitrückkehrerinnen* finden sich zu überdurchschnittlichen 35 % in der obersten Bildungskategorie wieder. Im Zuge der Bildungsexpansion gewinnen alle Cluster an Bildungsniveau zu, wobei die Abstände zwischen den Clustern weitgehend unverändert bleiben. Das größte Zusammenkommen von Müttern mit mittlerer Bildung fällt auf das *Berufsaussteigerinnen*-Cluster, während die *Alleinerziehenden* auffällig heterogene Bildungslevel aufweisen.

In den letzten drei Zeilen der Tabelle 4 werden berufliche und finanzielle Merkmale aufgeführt. Das Cluster der *Vollzeitkarrierefrauen* zeichnet sich in der Pre-BEEG-Zeit dadurch aus, dass die Frauen darin die im Durchschnitt höchste Berufserfahrung vorweisen. Ihr Wert von 8,1 Berufsjahren zum Zeitpunkt der Kindesgeburt hebt sich gegenüber der 6,4 Berufsjahre von *Teilzeitrückkehrerinnen* sowie der 6,1 Berufsjahre von *Berufsaussteigerinnen* ab. Dieselbe Reihenfolge ergibt sich auch beim monatlichen Haushaltsnettoeinkommen. Lediglich die *Vollzeitkarrierefrauen* und die *Teilzeitrückkehrerinnen* überschreiten hier im Mittel die 2.000-Euro-Marke,

wobei zwischen diesen zwei Gruppen nochmal knapp 100 Euro Unterschied liegen. Mit Blick in die Post-BEEG-Zeit gleichen sich zum einen die Berufserfahrungswerte der drei führenden Cluster an und zum anderen dreht sich die Reihenfolge im Haushaltsnettoeinkommen. Die *Berufsaussteigerinnen* können nun auf durchschnittlich 3.210 Euro und damit im Mittel auf gut 100 Euro mehr monatliches Haushaltsbudget zurückgreifen als die *Teilzeitrückkehrerinnen* (3.100 Euro) und die *Vollzeitkarrierefrauen* (3.086 Euro). Letztere stemmen dafür nun einen vermeintlich höheren individuellen Anteil am Haushaltsbudget in den Monaten vor der ersten Schwangerschaft. Denn mit 14,05 Euro Bruttostundenlohn weisen sie erst in der Post-BEEG-Zeit den höchsten Median aller Cluster vor. In den drei hier thematisierten Merkmalen fallen sowohl die *Hausfrauen* als auch die *Alleinerziehenden* und die *Mütter in Ausbildung* deutlich ab. Auch das Gefälle im Haushaltsnettoeinkommen von jeweils über 1.000 Euro sticht hervor.

Tabelle 5 zeigt die Ergebnisse der multinomialen logistischen Regressionsmodelle für beide Zeitepochen. Die Berechnung der AME und die Darstellung der Resultate basiert auf den R-Paketen *marginaleffects* (Arel-Bundock 2023) und *modelsummary* (Arel-Bundock 2022). Das Set an verwendeten Kovariaten erreicht, dass knapp 24 % der gesamten Varianz im Pre-BEEG-Modell und ca. 31 % im Post-BEEG-Modell erklärt werden können. Die Fallzahlen liegen jeweils etwas unterhalb der Werte, die für die Sequenzanalysen herangezogen werden konnten. Dies liegt daran, dass die Befragungsinformationen zur Bildung, zur Berufserfahrung und zum Haushaltsnettoeinkommen nicht vollständig vorliegen.

Die Effekte des Bildungsmerkmals als zentrale UV werden über zwei Zeilen in der Tabelle ausgewiesen. In beiden Zeilen bildet ein geringes Bildungslevel die Referenzkategorie ab. Somit kann für die Pre-BEEG-Zeit festgehalten werden, dass eine mittlere Bildung die Zugehörigkeitswahrscheinlichkeit für jedes der fünf Cluster mindestens sehr signifikant im Vergleich zu einer geringeren Bildung und unter Kontrolle der übrigen Kovariate verändert. Die höchsten Wahrscheinlichkeitsunterschiede lassen sich bei den Clustern der *Berufsaussteigerinnen* und der *Hausfrauen* finden. Mütter des Analysesamples mit mittlerer Bildung haben eine um 12,1 % höhere statistische Wahrscheinlichkeit, dem Cluster der *Berufsaussteigerinnen* anzugehören und eine um 8,8-% geringere *Hausfrauen*-Wahrscheinlichkeit als Mütter mit geringerem Bildungsniveau. Beim Vergleich zwischen der höchsten und der niedrigsten Bildungskategorie zeigen sich hochsignifikante positive Einflüsse einer höheren Bildung für die Cluster der *Berufsaussteigerinnen* (9,8 %) und der *Teilzeitrückkehrerinnen* (7 %) und hochsignifikant negative Effekte auf die Zugehörigkeitswahrscheinlichkeiten der *Hausfrauen*- (13,8 %) und *Alleinerziehenden*-Cluster (3,9 %).

Tabelle 5. Ergebnisse der multinomialen logistischen Regression (AME)

	Cluster vor dem BEEG					Cluster seit dem BEEG					
	Berufs- aussteiger- innen	Teilzeit- rückkehrer- innen	Vollzeit- karriere- frauen	Hausfrauen	Allein- erziehende	Berufs- aussteiger- innen	Teilzeit- rückkehrer- innen	Vollzeit- karriere- frauen	Hausfrauen	Mütter in Ausbildung	Allein- erziehende
Kindesgeburtsjahr	-0,008*** (0,000)	0,003*** (0,000)	0,002*** (0,000)	0,000 (0,000)	0,003*** (0,000)	-0,009*** (0,000)	0,000 (0,000)	0,003*** (0,000)	-0,003*** (0,000)	-0,003*** (0,000)	0,012*** (0,001)
Alter (t=0)	-0,017** (0,005)	0,002 (0,004)	0,003 (0,003)	0,014*** (0,002)	-0,002 (0,003)	-0,005 (0,006)	0,006 (0,006)	-0,011* (0,005)	0,007*** (0,002)	-0,004 (0,003)	0,008* (0,004)
Migrationshintergrund = Direkt	-0,134*** (0,019)	-0,030 (0,029)	0,072** (0,024)	0,131*** (0,025)	0,039 (0,024)	0,026 (0,023)	0,002 (0,048)	-0,016 (0,016)	0,056*** (0,009)	-0,006 (0,004)	-0,061*** (0,008)
Wohnregion (t=0) = Ost	-0,075* (0,029)	0,012 (0,025)	0,074*** (0,022)	-0,089*** (0,007)	0,078** (0,024)	-0,146*** (0,018)	-0,022 (0,041)	0,133*** (0,033)	-0,039*** (0,007)	0,026 (0,014)	0,048* (0,024)
Bildungslevel (t+2) = Mittel	0,121*** (0,022)	0,044*** (0,012)	-0,031*** (0,009)	-0,088*** (0,019)	-0,046** (0,016)	0,039* (0,018)	0,111*** (0,023)	-0,027* (0,013)	-0,085*** (0,013)	0,024** (0,007)	-0,062*** (0,018)
Bildungslevel (t+2) = Höher	0,098*** (0,017)	0,070*** (0,016)	0,009 (0,011)	-0,138*** (0,011)	-0,039*** (0,010)	-0,086*** (0,012)	0,085*** (0,021)	0,067*** (0,020)	-0,087*** (0,013)	0,092*** (0,010)	-0,070*** (0,011)
Berufserfahrung (t-1)	0,025*** (0,006)	0,003 (0,004)	0,006* (0,002)	-0,024*** (0,003)	-0,011* (0,004)	0,012* (0,006)	0,012 (0,006)	0,018*** (0,005)	-0,009*** (0,003)	-0,032*** (0,006)	0,000 (0,005)
Haushaltsnettoeinkommen / 1000 (t-1)	-0,000 (0,016)	0,018 (0,011)	0,010 (0,007)	0,007 (0,008)	-0,035** (0,012)	0,064*** (0,012)	0,026* (0,013)	0,010 (0,010)	-0,006 (0,006)	-0,009 (0,009)	-0,086*** (0,013)
Fallzahl	1215	1215	1215	1215	1215	727	727	727	727	727	727
Pseudo R ²	0,236	0,236	0,236	0,236	0,236	0,311	0,311	0,311	0,311	0,311	0,311

AME = Durchschnittliche marginale Effekte, () = Standardfehler; ***p< 0,001 **p< 0,01 *p< 0,05; t = Kindesgeburtsjahr

Quelle: SOEP v37, ungewichtete Ergebnisse, eigene Berechnungen

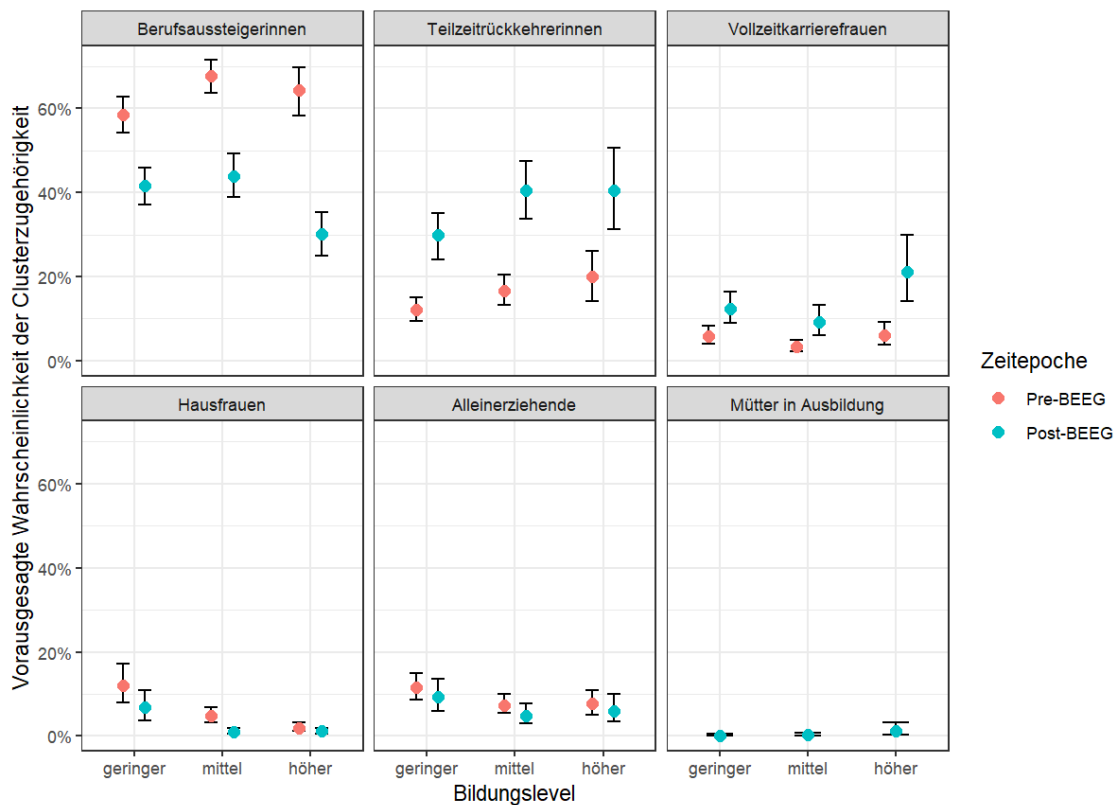
Der einzig nicht signifikante Effekt – auf das *Vollzeitkarrierefrauen*-Cluster – wandelt sich in den Regressionsergebnissen zur Post-BEEG-Zeitepoche. Hier werden Mütter mit einer höheren Bildung zu 6,7 % eher im Cluster der *Vollzeitkarrierefrauen* zusammengefasst als Mütter des niedrigsten Bildungslevels. Der Effekt ist hochsignifikant. Parallel dazu dreht sich die Richtung des Einflusses bei den *Berufsaussteigerinnen*. Hatten höher gebildete Mütter vor der BEEG-Einführung noch eine positive Zugehörigkeitswahrscheinlichkeit von 9,8 %, so kehrt sich für diese Bildungsgruppe seit dem BEEG die Wahrscheinlichkeit um, mit der sie dem *Berufsaussteigerinnen*-Cluster angehören (-8,6 %). Die weiteren Koeffizienten zu mittlerer und höherer Bildung behalten ihre jeweilige Tendenz aus dem Pre-BEEG-Modell bei.

Mit Blick auf die vier größten Cluster der späteren Zeitepoche zeigen sich Wahrscheinlichkeitsmuster in der soziodemografischen Zusammensetzung. Das Cluster der *Berufsaussteigerinnen* enthält überproportional viele in Westdeutschland lebende Frauen. In das *Teilzeitrückerinnen*-Cluster sortieren sich mit höherer Wahrscheinlichkeit Mütter mit mittlerer oder höherer Bildung ein. Für die *Vollzeitkarrierefrauen* gilt, dass neben einer höheren Bildung auch ein Wohnsitz in Ostdeutschland und jedes zusätzliche Berufserfahrungsjahr die Zugehörigkeit wahrscheinlicher werden lässt. Abschließend zeigt sich für die *Alleinerziehenden*, dass sowohl ein direkter Migrationshintergrund als auch ein mittleres oder höheres Bildungslevel sowie ein hohes Haushaltsnettoeinkommen die Clusterzugehörigkeit unwahrscheinlicher macht. Im letztgenannten Merkmal kennzeichnen sich die *Alleinerziehenden* gegenteilig zu den *Berufsaussteigerinnen*, die verhältnismäßig häufig einem Haushalt mit hohem Einkommen angehören. Hier dürfte insbesondere die unterschiedliche Partnersituation von Bedeutung sein.

Abbildung 6 nimmt das zentrale Bildungsmerkmal nochmal gesondert in den Blick. Während die Regressionstabelle die AME ausgibt, zeigt die Abbildung die relativen Vorhersagewahrscheinlichkeiten, mit der eine Durchschnittsfrau des Analysesamples⁸ nach den drei Bildungskategorien unterteilt jedem der sechs Post-BEEG-Cluster zugehört. Zur Einschätzung der statistischen

⁸ Eine in Westdeutschland lebende Mutter ohne Migrationshintergrund (jeweils der Modus dieser Merkmale) im Durchschnittsalter, mit durchschnittlichem Haushaltsnettoeinkommen und dem Kindesgeburtsjahr an der Medianstelle.

Abbildung 6. Einfluss der Bildung auf die Clusterzugehörigkeit



Quelle: SOEP v37, ungewichtete Ergebnisse, eigene Darstellung

Robustheit werden die 95%-Konfidenzintervalle mit dargestellt. Im Ergebnis lässt sich beobachten, dass sich die höher gebildete Durchschnittsfrau seit dem BEEG nur noch mit nahezu halbiertes Wahrscheinlichkeit im Cluster der Berufsaussteigerinnen wiederfinden lässt. Dadurch stellt sich das Cluster nicht länger so bildungsheterogen zusammen wie noch in der Pre-BEEG-Zeit. Auch die Durchschnittsfrau mit mittlerer Bildung fällt eher aus diesem Cluster heraus als diejenige mit geringerer Bildung. Im Gegenzug nehmen die Wahrscheinlichkeiten überproportional zu, mit der die Durchschnittsfrau mittlerer oder höherer Bildung seit 2007 dem Teilzeitrückkehrerinnen-Cluster und die Durchschnittsfrau mit höherem Bildungslevel dem Cluster der Vollzeitkarrierefrauen angehört. Vor allem die letztgenannte Beobachtung sticht in ihrer Größenordnung hervor.

Zusammengefasst hat zunächst die MCSA dargelegt, dass die beiden Cluster, die sich durch sichtbar strukturelles Erwerbsrückkehrverhalten abheben, seit der BEEG-Einführung angewachsen sind, während die Cluster der *Berufsaussteigerinnen* und *Hausfrauen* an Größe verloren haben. Daran anschließend weisen die Regressionsergebnisse signifikant darauf hin, dass sich der

Zuwachs an *Teilzeitrückkehrerinnen* vor allem auf Mütter mit mittlerer oder höherer Bildung verteilt. Ähnlich bildungsheterogen fällt das Ergebnis bei den *Vollzeitkarrierefrauen* aus. Die Inzidenzzunahme dieses Cluster ist den empirischen Befunden zufolge überproportional auf Mütter mit höherem Bildungslevel zurückzuführen. Daher wird die *Bildungsungleichheitshypothese* angenommen. Erwerbsverläufe von werdenden Müttern mit höherer Bildung haben sich seit 2007 stärker an die Partnererwerbsverläufe angeglichen als dies bei Müttern mit geringerer Bildung zu beobachten ist.

6. Diskussion

Die empirischen Hauptergebnisse dieser Arbeit legen nahe, beide formulierten Forschungshypothesen anzunehmen. Wie die MCSA visuell verdeutlicht, ist für die Lebensphase der ersten Mutterschaft ein Annäherungsprozess zwischen den Frauen- und Partnererwerbsverläufen in der Post-BEEG-Zeit angelaufen, wenngleich dieser eher von Seiten der werdenden Mütter ausgeht. Mit zunehmend heterogenen Verläufen verteilen sich die beobachteten Mütter seit 2007 gleichmäßiger auf die gebildeten Cluster und steigern insgesamt ihren Erwerbsumfang in den zwei Jahren nach der Kindesgeburt. Dem BEEG kann positiv angerechnet werden, dass es dem Rückkehrverhalten vieler erwerbsbereiter Mütter eine planbare Struktur verleiht. Diese Interpretation bezieht sich auf die auffällig gebündelten Beschäftigungsaufnahmen von Müttern ziemlich genau nach 12 Monaten Elternzeit. Auf der anderen Seite sollen die Befunde der multinomialen logistischen Regressionsmodelle den bisherigen Forschungsstand dahingehend bereichern, dass die Privilegien des BEEG nicht alle Bildungsschichten gleichermaßen erreichen. In geordnete Voll- oder Teilzeitbeschäftigungen werden insbesondere Mütter mit höherer oder mittlerer Bildung geleitet, während Mütter mit geringerem Bildungslevel überproportional zu längeren Berufsausstiegen ab der Schwangerschaft neigen.

In den Formulierungen der Hypothesen, der methodischen Vorgehensweise und der Ergebnisse wurde stets der Begriff der „Partner“ verwendet und nicht von „Männern“ gesprochen. Dieser Aspekt leitet eine Reihe von Datenlimitationen und Analysebeschränkungen dieser Forschungsarbeit ein. Insgesamt werden nachfolgend elf Punkte genannt, die es bei der Einordnung der hier vorgestellten Forschungsergebnisse zu berücksichtigen gilt.

Erstens wurden Frauen als alleinige Ankerpersonen für das Analysesetting bestimmt. Die Partnerdimension kann demnach nicht mit einer Männerdimension gleichgesetzt werden. Die

beobachteten Männer tauschen sich innerhalb der Dimension gegenseitig aus, wenn die Frauen die Partnerschaft wechseln. Die Partner treten in den Daten auch nur in Erscheinung, wenn sie im selben Haushalt wie die Frau leben. Dies impliziert zum einen, dass der Zustand *Kein Partner* im eigentlichen Sinne *Kein Partner im Haushalt* bedeutet und die *Alleinerziehenden* in Monaten dieses Zustandes durchaus auch partnerschaftliche Zuneigung oder Unterstützung von außerhalb des Haushalts erfahren haben können. Zum anderen bedarf die Erforschung von Männer- oder auch Paarerwerbsverläufen rund um die Geburt des ersten Kindes gesonderte Arbeiten. Entsprechend wird an dieser Stelle nochmal auf die eingeschränkte Aussagekraft der *Ökonomisierungshypothese* hingewiesen.

Zweitens ist im Rahmen dieser Arbeit auch die Dimension der Frauen nicht allumfassend untersucht. Werdende Mütter in lesbischen oder diversen Beziehungen kommen in den Ergebnissen ebenso wenig vor wie Frauen, die im ersten Beobachtungsjahr noch minderjährig gewesen sind. Datentechnisch kommt hinzu, dass Frauen aus der Analyse herausgenommen wurden, wenn der genaue Geburtsmonat des Kindes unbekannt ist oder wenn nicht ein einziger valider Beobachtungsmonat zur Partnerdimensionen vorliegt.

Drittens ist keine Repräsentativität der Ergebnisse garantiert, da an das *unbalanced* Analyse-sample keine Gewichte angespielt wurden und dadurch Effekte selektiver Panelausfälle unberücksichtigt bleiben.

Viertens wurden die Cluster auch in dem Wissen gebildet, dass insbesondere zwei Cluster aus der Post-BEEG-Zeit nur auf Fallzahlen von 58 bzw. 39 basieren. Tabellenwerte zu diesen Clustern sind dementsprechend mit besonderer Vorsicht zu interpretieren.

Fünftens wurden auf der Grundlage von recht einfachen Modellen Imputationen durchgeführt, die nicht der bewährten Methodik entsprechend multiple wiederholt wurden und an denen sich keine ausführliche Diagnostik anschloss. Grund dafür ist, dass das Auffüllen von knapp 20 % fehlender Werte in der Partnerdimension als notwendiger Vorbereitungsschritt des Analysedatensatzes ausgemacht wurde. Ohne Imputation wäre die Herausbildung von letztendlich elf inhaltlich klar definierbaren Clustern methodisch erschwert gewesen.

Sechstens liegt zu jedem Beobachtungsmonat im Analysedatensatz nur genau ein priorisierter Zustand vor. Informationen über sich zeitlich überschneidende Zustände wurden nach eigenen

Kriterien reduziert. Die niedrig priorisierten Zustände, wie z. B. *arbeitslos gemeldet*, könnten in den genutzten Sequenzen demzufolge leicht unterrepräsentiert sein.

Siebtens zeigen die Beobachtungsenden einiger Cluster, dass eine längere Zeitspanne nach der Kindesgeburt zu Mehrinformationen für die Bildung der Cluster geführt hätte. An dieser Stelle musste jedoch abgewogen werden. Die jüngsten beobachteten Kindesgeburten hätten dann noch nicht genügend Nachlauf in den Daten vorliegen gehabt und das Größenverhältnis zwischen der Pre-BEEG-Gruppe (15,5 berücksichtigte Erhebungsjahre) und der Post-BEEG-Gruppe (11 Jahre) wäre in der Folge noch einseitiger geworden.

Achtens nehmen die Neustichproben in der Zeitachse des SOEP einen Einfluss auf die inhaltliche Zusammensetzung der beiden nach Zeitepoche unterteilten Analysesamples. So wurde im SOEP beispielsweise erst nach 2007 eine fokussierte Teilstichprobe mit Alleinerziehenden gezogen und integriert. Eine inhaltlich vergleichbare Teilstichprobe vor 2007 ist in den SOEP-Daten nicht zu finden. Dieser Aspekt ist gerade auch vor dem Hintergrund zu berücksichtigen, dass keine Hochrechnungsgewichte verwendet wurden.

Neuntens konnten nicht alle theoretisch hergeleiteten Einflussmerkmale auf die BEEG-Wirksamkeit operationalisiert werden. Sollten zukünftige Forschungsvorhaben über Variablen zu Teilzeitarbeit, Bruttostundenlohn und Betreuungsaufteilung mit dem Partner verfügen, so dürfte den Theorien nach eine noch höhere Varianz der BEEG-Wirksamkeit erklärt werden können.

Zehntens erlauben die Ergebnisse zur Post-BEEG-Gruppe keine Rückschlüsse auf Effekte des Mitte 2015 nachjustierten ElterngeldPlus. Um dem Aspekt trennscharf nachgehen zu können, müsste der spätere Subdatensatz nochmals zeitbezogen unterteilt werden. Angesichts der noch geringen Datenmenge zur Post-BEEG-Zeitepoche stellte eine weitere Unterteilung keine sinnvolle Option dar.

Elftens lassen es die gewählten Methoden nicht zu, die Ergebnisse dem BEEG (allein) anzurechnen. Das Gesetz ist eines von vielen parallel ineinandergreifenden Gesetzen. Zwar können die Zeitepochen vor und seit 2007 verglichen werden, doch eine zusätzliche Post-BEEG-Vergleichsgruppe außerhalb des BEEG-Geltungsbereiches liegt nicht vor.

Den Datenlimitationen stehen andererseits weiterführende Analysemöglichkeiten gegenüber. Einmal gebildet, können die Cluster auch anhand von weiteren Merkmalen beleuchtet werden

(siehe *Anhang D*). Mithilfe der zusätzlichen Deskriptionen der Post-BEEG-Cluster soll ein Ausblick auf mögliche Anschlussforschungen gegeben werden. Die in *Anhang D* aufgeführten Mittelwerte deuten zumindest an, dass der Erwerbsumfang von Neumüttern mit kaum einem Unterschied in der Lebens- und Haushaltseinkommenszufriedenheit zwei Jahre nach der Kindesgeburt einhergeht. *Berufsaussteigerinnen, Teilzeitrückkehrerinnen* und *Vollzeitkarrierefrauen* weisen zum Ende der Beobachtungszeit dasselbe durchschnittliche Zufriedenheitsniveau auf. Diese weiterführenden Deskriptionen können als Indizien herhalten, dass Neumütter in der Gegenwart eines erwerbstätigen Partners die subjektive Bewertung der eigenen Lebenssituation weniger von der eigenen Erwerbssituation und mehr von anderen Lebensaspekten abhängig machen. Einer solchen These müsste sich gründlich und mit einem anderen methodischen Zuschnitt angenähert werden.

Aus den Kernergebnissen der hier vorliegenden Arbeit ergeben sich begründete Appelle an die Bereiche der Forschung und der Politik. Die Familien- und Lebensverlaufsforschung sollte es als Aufgaben betrachten, weiterhin Geschlechterungleichheiten in der Familiengründungsphase aufzudecken, den Trend des zunehmend (bildungs)heterogenen Erwerbsrückkehrverhaltens von Frauen zu beleuchten und – nach sozialen Gruppen differenziert – Wahrscheinlichkeiten von Langzeitfolgen zu ermitteln und offenzulegen. Konkrete Fragestellungen könnten darauf abzielen, ob und wie sich bspw. die Risiken für Scheidungen, für Arbeitslosigkeit im späteren Erwerbsleben oder für Eigenrenten unterhalb der Armutsschwelle je nach vorangehender Clusterzugehörigkeit unterscheiden. Angesichts der verschiedenartigen Wohlfahrtssysteme in Europa und der Welt sind zudem internationale Vergleichsanalysen auf die Agenda zu nehmen, um Vorreitermodelle in ihren genauen Vorteilen benennen und an eine Politik mit Nachholbedarf herantragen zu können.

Fürs erste soll dieser wissenschaftliche Beitrag mit zwei zentralen Handlungsempfehlungen an die Familienpolitik abschließen. Auf der einen Seite gilt es, den bisherigen Angleichungsprozess zwischen Frauen- und Partnererwerbsverläufen zu intensivieren. Die Absicht hinter dem BEEG, Mütter und Partner in ähnliche Lebenslaufbahnen zu lenken, erweist sich mit Verweis auf die zweidimensionalen und zeitlich unterteilten Analyseergebnisse dieser Arbeit als träges Unterfangen. Der Ansatz, zwei unterschiedliche Bahnen auf lange Sicht zusammenzubringen stößt mindestens auf die Nachwirkungen eines lange praktizierten Subsidiaritätsprinzips in Deutschland. Ein „12+2-Angebot“ zu den Partnermonaten, eingebettet in einer eher konservativen Wohlfahrtsstaatlichkeit, schiebt noch immer viel vom Auftrag der Elternzeitaufteilung auf die

Ebene der Familie. Konsequenter wäre es, Frauen und Partner direkt auf dieselbe Startbahn zu setzen und über eine uneingeschränkte Anerkennung von Betreuungsarbeit sowie über ein (nur in festzulegenden Ausnahmefällen substituierbares) „7+7-Angebot“ oder „8+8-Angebot“ Gleichstellung beim Wort zu nehmen. Die zurückliegende Corona-Pandemie hat gezeigt, dass die Politik sehr wohl in der Lage sein kann, den Arbeitsmarkt über systemische Relevanzzuschreibungen auszutariieren.

Auf der anderen Seite sollte es eine Familienpolitik der Nachhaltigkeit nicht gutheißen, wenn nach dem Wirkungszeitraum der BEEG-Leistung Empfängerinnen mit höherer Bildung privilegiert und Mütter mit geringerem Bildungsniveau benachteiligt hervorgehen. Wie die Ergebnisse dieser Arbeit verdeutlichen sollen, kann dies einzelne Gruppen (Alleinerziehende, Hausfrauen) besonders betreffen. Eine Aufwertung des existenzsichernden Sockelbetrags sowie eine Ausweitung des Teilzeitrechts waren schon zu Beginn der 2010er Jahre empfohlene Ansatzpunkte für eine Nachbesserung des BEEG im Sinne einer ausgeprägteren sozialen Gerechtigkeit und Gleichstellung (Auth/Leiber/Leitner 2011: 156f.). Zudem sollte sich der Leitungszugang von humanitär fragwürdigen Statusbedingungen lösen. Eine erste Chance, auf die konkreten Empfehlungen einzugehen, wurde 2015 mit dem ElterngeldPlus vertan. Bei der nächsten sich bietenden Chance wird es umso wichtiger sein, sich nicht länger von einer ambivalent geführten politischen Debatte über unantastbare Wahlfreiheiten zwischen Lebensformen in die Irre führen zu lassen. Wenn sich der Staat weiterhin in der Pflicht sieht, seinen Gesellschaftsmitgliedern die unbeeinflusste Wahl der Lebensform zu überlassen, dann sollte er die Einhaltung seiner Pflicht auch ehrlich evaluieren. Mit seinem aktuellen familienpolitischen Instrumentarium trägt der Staat zu sozialen Gruppenbildungen in den (Erwerbs)Lebensformen von Müttern bei und läuft Gefahr, insbesondere Frauen mit geringerer Bildung eben jene Wahlfreiheiten zu verwehren. Gerade weil das BEEG als Impulsgeber des familienpolitischen Paradigmenwechsels angesehen werden darf, sollte die Abstellung seiner Schwächen nun zügig auf den Weg gebracht werden.

7. Zusammenfassung

Im Rahmen dieser Arbeit wurde die Wirksamkeit des Bundeselterngeld- und Elternzeitgesetzes (BEEG) auf zwei zentrale Aspekte hin untersucht. Einerseits richtete sich das Forschungsinteresse darauf, den Angleichungsprozess von Frauen- und Partnererwerbsverläufen zu evaluieren, welchen sich die Familienpolitik bei der Einführung des BEEG im Jahr 2007 zum Ziel gesetzt hat. Daran schloss sich der zweite Fokus dieses Beitrags an, ob werdende Mütter unterschiedliche

Erwerbsverlaufsmuster aufweisen, wenn sie sich in ihrem Bildungslevel oder anhand weiterer soziodemografischer Merkmale unterscheiden.

Um sich dem Forschungsvorhaben anzunähern, beschäftigte sich der Beginn der Arbeit mit den einzelnen Regelungen, Zielen, den Vorgängermodellen sowie den skandinavischen Schablonen hinter dem BEEG. Dabei konnte festgehalten werden, dass das Instrumentarium der deutschen Politik bis 2007 nicht darauf ausgerichtet war, Individuen als vorrangige Adressaten familienpolitischer Maßnahmen zu verstehen. Mit dem BEEG änderte sich die politische Agenda dahingehend, dass fortan eine stärkere Einkommensunterstützung und die Einführung von Partnermonaten individuumszentriert an die Stelle von familienbezogenen Leistungen rückten. Damit griff die damalige Regierung Vorreitergesetze aus Finnland und Schweden auf. Von Seiten der Sozialwissenschaften wurde dieser neue Kurs als Paradigmenwechsel in die Richtung einer nachhaltigeren Familienpolitik aufgenommen.

Durch die Gesetzeseinführung im Jahr 2007 boten sich der Familienforschung bereits Gelegenheiten, bisherige Effekte des BEEG zu analysieren und offenzulegen. Den Befunden zufolge konnte dem Gesetz bisher zwar eine tendenzielle Förderung der Geschlechtergleichstellung attestiert werden, doch diese positive Einordnung wurde von einem Vorwurf der Ungleichbehandlung entlang sozialer Gruppen gedämpft. Über die konkreten Ungleichheitskategorien konnte der bisherigen Forschungsliteratur weitestgehende Einigkeit entnommen werden. Mütter mit Teilzeitation, einem hohen Individualeinkommen vor der Schwangerschaft, der EU-Staatsbürgerschaft sowie einer partnerschaftlich entlastenden Betreuungssituation profitieren in erhöhtem Maße vom BEEG. Zum Bildungsmerkmal wurden hingegen zum Teil unterschiedliche Befunde vorgestellt. Wie die Anlehnung an anerkannte Arbeitsmarkt- und Geschlechterrollentheorien zeigen sollte, sind die Faktoren für Elternzeitentscheidungen von Frauen und Partnern in der Familiengründungsphase in komplexe Abhängigkeiten verwickelt. Gerade für Frauen haben die Verhaltensmuster rund um die erste Kindesgeburt den Theorien zufolge richtungsweisende Auswirkungen auf den weiteren Lebenslauf.

Die erste von zwei anschließend aufgestellten Forschungshypothesen ging darauf ein, dass Stimmen aus der Arbeitsmarktökonomie ein großes Gewicht im Willensbildungsprozess vor der BEEG-Einführung innehatten. Weil es für Arbeitgeber als ökonomisch erträglicher gilt, wenn sich eher Frauen in mehrmonatige Elternpausen begeben als Männer, wurde die H1 zum Angleichungsprozess der Geschlechter die Ökonomisierungshypothese genannt. Daran anknüpfend

wurde als H2 die *Bildungsungleichheitshypothese* formuliert. Mit der H2 sollte überprüft werden, ob für Mütter eine höhere Bildung mit einer stärkeren Angleichung an Partnererwerbsverläufe einhergehen.

Zur Umsetzung des Forschungsvorhaben wurde nacheinander auf die Methoden der *Multichannel Sequence Analysis* (MCSA) und der multinomialen logistischen Regression zurückgegriffen. Die methodische Bearbeitung erfolgte auf Basis der längsschnittlichen Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP). Auf dieser Grundlage konnte ein Beobachtungszeitraum von einem Jahr vor der ersten Kindesgeburt bis zwei Jahre danach abgesteckt werden. Innerhalb dieser drei Jahre sollte es möglich gemacht werden, Elternzeitmuster und Erwerbsrückkehrverhalten in den Daten der werdenden Mütter und ihrer Partner auf Monatsebene zu untersuchen. Knapp 1 % fehlender Werte in der Frauendimension sowie ca. 20 % Missings bei den Partner wurden zuvor mit einer speziell für Sequenzdaten entwickelten Funktion imputiert. Das Analysesample wurde in zwei Zeitepochen unterteilt, um separate Analysen zur Pre-BEEG-Zeit (Geburten zwischen 1990 bis 2006) und zur Post-BEEG-Zeit (Geburten zwischen 2007 bis 2018) durchführen und gegenüberstellen zu können. Unter Anwendung der *Dynamic Hamming Distance* (DHD) als Distanzmaß und des Ward+PAM-Berechnungsalgorithmus wurden fünf Cluster vor und sechs Cluster hinter der Datentrennlinie gebildet.

Im Ergebnis wurden beide Forschungshypothesen angenommen. Für die *Ökonomisierungshypothese* wurde die Annahme damit begründet, dass den zunehmend heterogenen Frauenerwerbsverläufen in der Familiengründungsphase keine gleichwertig heterogenen Sequenzen in der Partnerdimension gegenüberstehen. Rückläufige Berufsausstiegs- und Hausfrauenbiografien gehen seit 2007 mit häufigeren Erwerbsrückkehren – insbesondere zum Zeitpunkt zwölf Monate nach der Entbindung – einher. Dabei gilt, dass Mütter vermehrt als Teilzeitrückkehrerinnen in Erscheinung treten, während ihre Partner nach wie vor Vollzeiterwerbsverläufe wiederaufnehmen oder ohne Unterbrechung aufrechterhalten. Die Regressionsanalysen zeigten im Anschluss, dass Mütter der Post-BEEG-Zeit mit höherer Wahrscheinlichkeit den Clustern der Teilzeitrückkehrerinnen und der Vollzeitkarrierefrauen angehören, wenn sie eine hohe bis mittlere Bildung vorweisen können. Da im Gegenzug bei Müttern mit geringerer Bildung die vergleichsweise längeren Erwerbspausen beobachtet werden konnten, bestätigte sich die *Bildungsungleichheitshypothese*.

Die Annahme beider Hypothesen impliziert zum einen weiterführenden Forschungsbedarf. Der Prozess der Geschlechtergleichstellung sollte ebenso im Blick der Sozialwissenschaften bleiben wie die ungleich verteilten Privilegien, die das aktuelle Instrumentarium der Familienpolitik mit sich bringt. Vor allem letzteres sollte auch von den Regierungsverantwortlichen als bisherige Schwachstelle des BEEG eingeräumt und korrigiert werden. Eine Sockelbetragsaufstockung, eine Zugangserleichterung sowie eine Ausweitung des Teilzeitrechts sind Ansätze, die politisch debattiert werden sollten. Nur über Nachjustierungen kann das BEEG in seiner Impulsgebung sowohl geschlechtergerecht als auch sozialverträglich werden.

Literaturverzeichnis

- Abbott, Andrew, and Alexandra Hrycak. "Measuring resemblance in sequence data: An optimal matching analysis of musicians' careers." *American journal of sociology* 96.1 (1990): 144-185.
- Abendroth, Anja-Kristin, Matt L. Huffman, and Judith Treas. "The parity penalty in life course perspective: Motherhood and occupational status in 13 European countries." *American Sociological Review* 79.5 (2014): 993-1014.
- Achatz, Juliane. „Berufliche Geschlechtersegregation.“ In: M. Abraham & T. Hinz (Hrsg.), *Arbeitsmarktsoziologie. Probleme, Theorien, empirische Befunde*, Springer VS, Wiesbaden (2018): S. 389-435.
- Aisenbrey, Silke, Marie Evertsson, and Daniela Grunow. "Is there a career penalty for mothers' time out? A comparison of Germany, Sweden and the United States." *Social Forces* 88.2 (2009): 573-605.
- Arel-Bundock, Vincent. "modelsummary: Data and Model Summaries in R." *Journal of Statistical Software*, 103(1), 1–23 (2022). doi:10.18637/jss.v103.i01
- Arel-Bundock, Vincent. *marginaleffects: Predictions, Comparisons, Slopes, Marginal Means, and Hypothesis Tests. R package version 0.9.0* (2023). <https://vincentarelbundock.github.io/marginaleffects/>.
- Aunkofer, Stefanie, Michael Meuser, and Benjamin W. Neuman. "Couples and companies: Negotiating fathers' participation in parental leave in Germany." *RES. Revista Española de Sociología* 27.3 (2018): 65-81.
- Auth, Diana, Simone Leiber, and Sigrid Leitner. "Sozialpolitik als Instrument der Geschlechtergerechtigkeit." *Gruppe. Interaktion. Organisation. Zeitschrift für Angewandte Organisationspsychologie (GIO)* 2.42 (2011): 151-162.
- Bach, Stefan, et al. "Reform des Ehegattensplittings: Nur eine reine Individualbesteuerung erhöht die Erwerbsanreize deutlich." *DIW Wochenbericht* 78.41 (2011): 13-19.
- Baumgarten, Diana, Andrea Maihofer, and Nina Wehner. "Kinderwunsch, Familie und Beruf." *Handbuch Familie: Erziehung, Bildung und pädagogische Arbeitsfelder* (2020): 1-19.
- Becker, Gary S. "Investment in human capital: A theoretical analysis." *Journal of political economy* 70.5, Part 2 (1962): 9-49.
- Becker-Schmidt, Regina. "Doppelte Vergesellschaftung von Frauen." *Handbuch Frauen- und Geschlechterforschung. VS Verlag für Sozialwissenschaften* (2010): 65-74.
- Bennett, Fran, et al. "Financial togetherness and autonomy within couples." *Gendered Lives*. Edward Elgar Publishing (2012).
- Berchtold, Andre, et al. "Package 'seqimpute'." (2022).
- Bernardi, Laura, Johannes Huinink, and Richard A. Settersten Jr. "The life course cube: A tool for studying lives." *Advances in Life Course Research* 41 (2019): 100258.
- Bertram, Hans. "Die drei Revolutionen: zum Wandel der privaten Lebensführung im Übergang zur postindustriellen Gesellschaft." *Kongress der Deutschen Gesellschaft für Soziologie "Differenz und Integration"*. Campus Verl. (1997).
- Bertram, Hans, and Carolin Deuflhard. "Das einkommensabhängige Elterngeld als Element einer nachhaltigen Familienpolitik." *Journal of Family Research* 25.2 (2013): 154-172.
- Bertrand, Marianne, Emir Kamenica, and Jessica Pan. "Gender identity and relative income within households." *The Quarterly Journal of Economics* 130.2 (2015): 571-614.
- Beutel, Manfred E., et al. "Life satisfaction, distress, and resiliency across the life span of women." *Menopause* 16.6 (2009): 1132-1138.
- Boll, Christina, Julian Sebastian Leppin, and Nora Reich. *Einfluss der Elternzeit von Vätern auf die familiäre Arbeitsteilung im internationalen Vergleich*. No. 59. *HWWI policy paper* (2011).
- Bujard, Martin. "Einführung in das Schwerpunktthemenheft. Elterngeld und Elternzeit in Deutschland: Ziele, Diskurse und Wirkungen." *Journal of Family Research* 25.2 (2013a): 123-131.
- Bujard, Martin. "Die fünf Ziele des Elterngelds im Spannungsfeld von Politik, Medien und Wissenschaft." *Zeitschrift für Familienforschung* 25.2 (2013b): 132-153.
- Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (BMFSFJ) (Hrsg.) (2006). *Siebter Familienbericht. Familie zwischen Flexibilität und Verlässlichkeit. Perspektiven für eine lebenslaufbezogene Familienpolitik*. Berlin: BMFSFJ (Drucksache 16/1360).
- Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend. "Leitfaden zum Mutterschutz." (2022).
- Bünning, Mareike. "Die Vereinbarkeitsfrage für Männer: Welche Auswirkungen haben Elternzeiten und Teilzeitarbeit auf die Stundenlöhne von Vätern?." *KZfSS-Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 68.4 (2016): 597-618.
- Burkart, Günter. "Arbeit und Liebe." *Soziologie der Paarbeziehung*. Springer VS, Wiesbaden (2018).
- Busch, Anne. "Der Einfluss der beruflichen Geschlechtersegregation auf den "Gender Pay Gap"." *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 65.2 (2013): 301-338.
- Correll, Shelley J., Stephen Benard, and In Paik. "Getting a job: Is there a motherhood penalty?." *American journal of sociology* 112.5 (2007): 1297-1338.
- Dearing, Helene. "Designing gender-equalizing parental leave schemes-what can we learn from recent empirical evidence from Europe?." *Zeitschrift für Familienforschung* 28.1 (2016): 39-64.

- Eckardt, Ann-Kathrin (2022). Väter für zwei Monate. In: <https://www.sueddeutsche.de/politik/elterngeld-vaeter-muetter-studie-1.5714814> (letzter Zugriff: 08.05.2023).
- Engels, Friedrich. "Der Ursprung der Familie, des Privateigentums und des Staats, im Anschluss an Lewis H. Morgan's Forschungen, von Friedrich Engels." Schweizerische Volksbuchhandlung (1884).
- Esping-Andersen, Gøsta. "The three worlds of welfare capitalism." Princeton University Press (1990).
- Fasang, Anette Eva, and Silke Aisenbrey. "Uncovering social stratification: Intersectional inequalities in work and family life courses by gender and race." *Social Forces* 101.2 (2022): 575-605.
- Fasang, Anette Eva, and Tim Futing Liao. "Visualizing sequences in the social sciences: Relative frequency sequence plots." *Sociological Methods & Research* 43.4 (2014): 643-676.
- Fuchsloch, Christine, and Kirsten Scheiwe. *Leitfaden Elterngeld*. Beck (2007).
- Gabadohino, Alexis, et al. "Analyzing and visualizing state sequences in R with TraMineR." *Journal of Statistical Software* 40.4 (2011): 1-37.
- Gauthier, Jacques-Antoine, et al. "1. Multichannel sequence analysis applied to social science data." *Sociological methodology* 40.1 (2010): 1-38.
- Geisler, Esther, and Michaela R. Kreyenfeld. *How policy matters: Germany's parental leave benefit reform and fathers' behavior 1999-2009*. No. WP-2012-021. Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock, Germany (2012).
- Gesterkamp, Thomas. "Väter zwischen Laptop und Wickeltisch." *Väter im Blickpunkt. Perspektiven der Familienforschung* (2007): 97-113.
- Geyer, Johannes, et al. "Das Elterngeld und seine Wirkungen auf das Haushaltseinkommen junger Familien und die Erwerbstätigkeit von Müttern." *Zeitschrift für Familienforschung* 25.2 (2013): 193-211.
- Giesecke, Johannes. "Arbeitsmarkt und Beschäftigung." *Handwörterbuch zur Gesellschaft Deutschlands*. Springer VS, Wiesbaden (2013): 40-57.
- Giesselmann, Marco, et al. „The individual in context (s): research potentials of the Socio-Economic Panel Study (SOEP) in sociology." *European Sociological Review* 35.5 (2019): 738-755. Giesecke, Johannes. "Arbeitsmarkt und Beschäftigung." *Handwörterbuch zur Gesellschaft Deutschlands*. Springer VS, Wiesbaden (2013): 40-57.
- Goebel, Jan, et al. "The german socio-economic panel (soep)." *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 239.2 (2019): 345-360.
- Gottschall, Karin, and Tim Schröder. „Familienlohn“ – Zur Entwicklung einer wirkmächtigen Normierung geschlechtsspezifischer Arbeitsteilung." *WSI-Mitteilungen* 66.3 (2013): 161-170.
- Grabka, Markus M., Jan Marcus, and Eva Sierminska. "Wealth distribution within couples." *Review of Economics of the Household* 13 (2015): 459-486.
- Grabka, Markus M. *SOEP-Core v37-Codebook for the \$ PEQUIV File 1984-2020: CNEF variables with extended income information for the SOEP*. No. 1082. SOEP Survey Papers (2022).
- Groh-Samberg, Olaf, and Florian R. Hertel. "Laufbahnklassen. Zur empirischen Umsetzung eines dynamisierten Klassenbegriffs mithilfe von Sequenzanalysen." *Berliner Journal für Soziologie* 21.1 (2011): 115-145.
- Halpin, Brendan. "Imputing sequence data: extensions to initial and terminal gaps, Stata's mi." *Limerick: University of Limerick* (2013).
- Hamjediers, Maik, Paul Schmelzer, and Tobias Wolfram. "Do-files for working with SOEP spell data." No. 492. *SOEP Survey Papers* (2018).
- Hartmann, Heidi. "Marxismus und Feminismus: eine unglückliche Ehe." *Frauen und Revolution*, Berlin (1983): 29-78.
- Henninger, Annette, Christine Wimbauer, and Rosine Dombrowski. "Geschlechtergleichheit oder „exklusive Emanzipation“? Ungleichheitssoziologische Implikationen der aktuellen familienpolitischen Reformen." *Berliner Journal für Soziologie* 18 (2008): 99-128.
- Infratest Sozialforschung* (2012). *SOEP 1991 – Erhebungsinstrumente Ost 1991 (Welle 2) des Sozio-oekonomischen Panels*. SOEP Survey Papers 86: Series A. Berlin: DIW/SOEP
- Israel, Agathe. "Frühe Fremdbetreuung in der DDR–Erfahrungen mit der Krippenerziehung." v. Bundeszentrale für politische Bildung (2017).
- Jäckle, Sebastian. "Sequenzanalyse." *Neue Trends in den Sozialwissenschaften*. Springer VS, Wiesbaden (2017): 333-363.
- Johansson, Thomas. "The construction of the new father: How middle-class men become present fathers." *International review of modern sociology* (2011): 111-126.
- Jurczyk, Karin. "Ansätze zu einer emanzipatorischen Familienpolitik: der siebte Familienbericht." *WSI-Mitteilungen* 60.10 (2007): 531-537.
- Jurczyk, Karin. "Zeit für Care: Fürsorgliche Praxis in „atmenden Lebensverläufen“." *Reiner Hoffmann und Claudia Bogedan (Hg.): Arbeit der Zukunft. Möglichkeiten nutzen, Grenzen setzen*. Frankfurt/New York: Campus (2015): 260-288.
- Kalter, Frank, and Nadia Granato. "Migration und ethnische Ungleichheit auf dem Arbeitsmarkt." *Arbeitsmarktsoziologie: Probleme, Theorien, empirische Befunde* (2018): 355-387.
- Kara, Selin, and Stefan Zimmermann. *SOEPcompanion (v37)*, V. 3. No. 1192. *SOEP Survey Papers* (2022).

- Keck, Wolfgang, and Laura Romeu Gordo. "Die Entwicklung der Rentenanwartschaften von Frauen im Kohortenvergleich: die Rolle von Niedrigeinkommen." *Sozialer Fortschritt* 69.5 (2020): 325-347.
- Kelle, Nadiya, Laura Romeu Gordo, and Julia Simonson. "Kind–und dann? Wandel partnerschaftlicher Erwerbsverläufe drei Jahre nach dem Übergang in die Elternschaft." *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* (2022): 1-23.
- Klenner, Christina, and Tanja Schmidt. "Minijobs-Eine riskante Beschäftigungsform beim normativen Übergang zum" Adult-Worker-Modell". *WSI-Mitteilungen* 65.1 (2012): 22-31.
- Langan, Mary, and Ilona Ostner. "Geschlechterpolitik im Wohlfahrtsstaat: Aspekte im internationalen Vergleich." *Kritische Justiz* 24.3 (1991): 302-317.
- Leeper, Thomas J. "Interpreting Regression Results using Average Marginal Effects with R's margins." (2021).
- Leitner, Sigrid. "Ökonomische Funktionalität der Familienpolitik oder familienpolitische Funktionalisierung der Ökonomie?." *Sozialpolitik: Ökonomisierung und Entgrenzung* (2008): 67-82.
- Lesnard, Laurent. "Setting cost in optimal matching to uncover contemporaneous socio-temporal patterns." *Sociological methods & research* 38.3 (2010): 389-419.
- Lewis, Jane. "The decline of the male breadwinner model: Implications for work and care." *Social Politics: International Studies in Gender, State & Society* 8.2 (2001): 152-169.
- Liao, Tim F., et al. "Sequence analysis: Its past, present, and future." *Social science research* 107 (2022): 102772.
- Liebig, Stefan, Carsten Sauer, and Jürgen Schupp. "Die wahrgenommene Gerechtigkeit des eigenen Erwerbseinkommens: Geschlechtstypische Muster und die Bedeutung des Haushaltskontextes." *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 63.1 (2011): 33-59.
- Mader, Katharina, et al. "Intrahaushaltsverteilung von Ressourcen. Geschlechtsspezifische Verteilung von Einkommen und Entscheidungsmacht." *Statistische Nachrichten* 12 (2012): 983-994.
- Madero-Cabib, Ignacio, and Anette Eva Fasang. "Gendered work–family life courses and financial well-being in retirement." *Advances in Life Course Research* 27 (2016): 43-60.
- Mayer, Tilman, and Wiebke Rösler. "Der" Paradigmenwechsel" zur Einführung des Elterngeldes und seine Fehlkonstruktionen." *Zeitschrift für Familienforschung* 25.2 (2013): 173-192.
- Menke, Katrin. "Eltern als „Wirtschaftssubjekte“? Die selektiven Folgen einer ökonomisierten Familienpolitik auf die Wahlfreiheit von Müttern und Vätern." *Annette von Alemann/Sandra Beaufaÿs/Beate Kortendiek (Hg.), Alte neue Ungleichheiten* (2017): 42-58.
- Menke, Katrin, and Ute Klammer. "Mehr Geschlechtergerechtigkeit–weniger soziale Gerechtigkeit? Familienpolitische Reformprozesse in Deutschland aus intersektionaler Perspektive." *Sozialer Fortschritt* 66.3-4 (2017): 213-228.
- Müller-Heine, Karin. "Vom Erziehungsgeld zum Elterngeld." *Gesundheits- und Sozialpolitik* 60.7/8 (2006): 57-63.
- Neumann, Benjamin. "Familie, Politik und Elternzeit." *Handbuch Familie: Gesellschaft, Familienbeziehungen und differenzielle Felder* (2020): 1-16.
- Neyer, Gerda, et al. "Fertilität, Familiengründung und Familienerweiterung in den nordischen Ländern." *Wem gehört die Familie der Zukunft* (2006): 207-233.
- Nie, Hongmei. "A New Clustering Algorithm Based on Ward_PAM." *International Journal of Future Computer and Communication* 5.1 (2016): 8-12.
- Ohlert, Clemens, and Pauline Boos. "Auswirkungen der Digitalisierung auf Geschlechterungleichheiten." *Arbeit* 29.3-4 (2020): 195-218.
- Orloff, Ann Shola. "Gender and the social rights of citizenship: The comparative analysis of gender relations and welfare states." *American sociological review* (1993): 303-328.
- Parsons, Talcott. "Suggestions for a Sociological Approach to the Theory of Organizations-I." *Administrative science quarterly* (1956): 63-85.
- Peukert, Almut. *Aushandlungen von Paaren zur Elternzeit: Arbeitsteilung unter neuen Vorzeichen?*. Springer-Verlag (2015).
- Pfahl, Svenja, and Stefan Reuyß. "Das neue Elterngeld." *Erfahrungen und betriebliche Nutzungsbedingungen von Vätern–eine explorative Studie*. Hans-Böckler-Stiftung, Düsseldorf (2009).
- Possinger, Johanna. "Neue Väter auf Zeit? Praktiken und Hindernisse egalitärer Vaterschaft." *Männlichkeit und Reproduktion: Zum gesellschaftlichen Ort historischer und aktueller Männlichkeitsproduktionen* (2015): 135-153.
- Raab, Marcel, and Emanuela Struffolino (2020). *Sequence Analysis. Companion Website for the little green book*. Retrieved from: <https://sa-book.github.io/companion>
- Rürup, Bernd, and Sandra Gruescu. "Nachhaltige Familienpolitik im Interesse einer aktiven Bevölkerungsentwicklung. Gutachten im Auftrag des Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend." (2003).
- Schmelzer, Paul, Maik Hamjediers, and SOEP Group. *SOEP-Core v35 – Activity Biography in the Files PBIOSPE and ARTKALEN. SOEP Survey Papers 877: Series D*. Berlin: DIW/SOEP (2020).
- Schober, Pia S. "Parental leave and domestic work of mothers and fathers: A longitudinal study of two reforms in West Germany." *Journal of Social Policy* 43.2 (2014): 351-372.
- Schreyer, Jessica. "Teilzeiterwerbstätigkeit während des Bezugs von Elterngeld: Part-time employment while receiving parental leave benefits." *Journal of Family Research* 27.1 (2015): 53-77.

- Schröder, Mathis, Rainer Siegers, and C. Katharina Spieß. "'Familien in Deutschland' – FiD." *Journal of Contextual Economics–Schmollers Jahrbuch* 133.4 (2013): 595-606.
- Schulz, Florian, and Hans-Peter Blossfeld. "Wie verändert sich die häusliche Arbeitsteilung im Eheverlauf?." *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 58.1 (2006): 23-49.
- Schutter, Sabina, and Claudia Zerle-Elsässer. "Das Elterngeld: Wahlfreiheit und Existenzsicherung für (alle) Eltern?." *WSI-Mitteilungen* 65.3 (2012): 216-225.
- Siegers, Rainer, Hans Walter Steinhauer, and Johannes Schütt. *SOEP-Core v37-Documentation of sample sizes and panel attrition in the German Socio-Economic Panel (SOEP) (1984 until 2020)*. No. 1106. *SOEP Survey Papers* (2022).
- SOEP Group. *SOEP-Core v37-PPATHL: Person-related meta-dataset*. No. 1187. *SOEP Survey Papers*, 2022. Simonson, Julia, Laura Romeu Gordo, and Nadiya Titova. "Changing employment patterns of women in Germany: How do baby boomers differ from older cohorts? A comparison using sequence analysis." *Advances in Life Course Research* 16.2 (2011): 65-82.
- Sozio-oekonomisches Panel (SOEP), Version 37, Daten der Jahre 1984-2020 (SOEP-Core v37, EU-Edition) (2022). DOI: 10.5684/soep.core.v37eu
- Statistisches Bundesamt. (2022a, 07 März). Pressemitteilung Nr. 088. https://www.destatis.de/DE/Presse/Pressemitteilungen/2022/03/PD22_088_621.html
- Statistisches Bundesamt. (2022b, 31 März). Pressemitteilung Nr. 140. https://www.destatis.de/DE/Presse/Pressemitteilungen/2022/03/PD22_140_122.html
- Statistisches Bundesamt (2022c, 05 April). *Bevölkerung und Erwerbstätigkeit [Fachserie 1, Reihe 3, Erstergebnisse 2021]*. https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Bevoelkerung/Haushalte-Familien/Publikationen/Downloads-Haushalte/haushalte-familien-2010300217004.pdf?__blob=publicationFile
- Studer, Matthias. "Weighted Cluster library manual: A practical guide to creating typologies of trajectories in the social sciences with R." (2013).
- Studer, Matthias, and Gilbert Ritschard. "What matters in differences between life trajectories: A comparative review of sequence dissimilarity measures." *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)* (2016): 481-511.
- Trappe, Heike. "Väterzeit: das Elterngeld als Beschleuniger von Gleichstellung?." *Zeitschrift für Familienforschung* 25.2 (2013): 238-264.
- Trappe, Heike, and Katja Köppen. "Familienkulturen in Ost- und Westdeutschland: Zum Gerechtigkeitsempfinden der Arbeitsteilung innerhalb der Partnerschaft." *Familie im Fokus der Wissenschaft*. Springer VS, Wiesbaden (2014): 257-297.
- van Buuren, Stef. "Flexible Imputation of Missing Data." (2012).
- Vogt, Ann-Cathrin, and Kerstin Pull. "Warum Väter ihre Erwerbstätigkeit (nicht) unterbrechen. Mikroökonomische versus in der Persönlichkeit des Vaters begründete Determinanten der Inanspruchnahme von Elternzeit durch Väter." *German Journal of Human Resource Management* 24.1 (2010): 48-68.
- Wagner, Gerald (2023). Warum die alte Rollenverteilung immer noch aktuell ist. In: <https://www.faz.net/aktuell/wissen/geist-soziales/noch-immer-machen-maenner-karriere-und-frauen-hausarbeit-18583164.html> (letzter Zugriff: 08.05.2023).
- Wanger, Susanne. "Frauen und Männer am Arbeitsmarkt: Traditionelle Erwerbs- und Arbeitszeitmuster sind nach wie vor verbreitet." No. 4/2015. *IAB-Kurzbericht* (2015).
- Windzio, Michael. *Regressionsmodelle für Zustände und Ereignisse: Eine Einführung*. Springer-Verlag (2013).
- Wrohlich, Katharina, et al. *Elterngeld Monitor. Endbericht: Forschungsprojekt im Auftrag des Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend*. No. 61. DIW Berlin: Politikberatung kompakt (2012).
- Zerle-Elsässer, Claudia, and Xuan Li. "Väter im Familienalltag-Determinanten einer aktiven Vaterschaft." *Zeitschrift für Familienforschung* 29.1 (2017): 11-31.
- Zimmermann, Stefan. *SOEP-Core v37-BIOBIRTH*. No. 1191. *SOEP Survey Papers* (2022).

Anhangsverzeichnis

Anhang A. Typologisierung partnerschaftlicher Elternzeitaufteilung.....	82
Anhang B. Ergebnisabgleich zur 1. Stufe der Imputation	83
Anhang C. Ergebnisabgleich zur 2. Stufe der Imputation	84
Anhang D. Korrelationsdiagramme zu ausgewählten Distanzmatrizen.....	85
Anhang E. Prozentanteile der nicht durchlaufenen Zustände	85
Anhang F. Verweildauer und Episoden der Partner.....	86
Anhang G. Verlaufsanalysen zu den Post-BEEG-Clustern	86

Anhang A. Typologisierung partnerschaftlicher Elternzeitaufteilung

	partnerschaftliche Übereinstimmung	partnerschaftliche Inkongruenz
retraditionalisierende Rolle der Frau	<p>Hegemoniale Mutterschaft</p> <p>selbst- und fremdbestimmte Be- treuungsverantwortung der Frau</p> <p>→ maximale Elternzeit der Frau; Partnermonate unwahrscheinlicher</p>	<p>Behüterin der Mütterlichkeit</p> <p>selbstbestimmte Betreuungsverantwor- tung der Frau setzt sich durch</p> <p>→ nahezu maximale Elternzeit der Frau; Partnermonate wahrscheinlicher</p>
enttraditionalisierende Rolle der Frau	<p>Egalitäre Elternschaft</p> <p>selbst- und fremdbestimmte Be- treuungsverantwortung beider</p> <p>→ reduzierte Elternzeit der Frau; Partnermonate gleichen sich an</p>	<p>Tabu der Gleichheit</p> <p>fremdbestimmte Betreuungsverant- wortung der Frau setzt sich durch</p> <p>→ nahezu maximale Elternzeit der Frau; Partnermonate wahrscheinlicher</p>

Quelle: Adaptiert aus Peukert 2015: 279, eigene Darstellung

Anhang B. Ergebnisabgleich zur 1. Stufe der Imputation

Frauendimension:

-> migroup = 1, spell_imputed = 0

Art des Ereignisses	Freq.	Percent	Cum.
In Vollzeit erwerbstätig	15,415	64.78	64.78
In Teilzeit erwerbstätig	2,234	9.39	74.16
In Elternzeit/Mutterschutz	516	2.17	76.33
Hausfrau/Hausmann	1,556	6.54	82.87
Arbeitslos gemeldet	1,502	6.31	89.18
In Ausbildung	2,284	9.60	98.78
Sonstiges	290	1.22	100.00
Total	23,797	100.00	

-> migroup = 1, spell_imputed = 1

Art des Ereignisses	Freq.	Percent	Cum.
In Vollzeit erwerbstätig	45	36.59	36.59
In Teilzeit erwerbstätig	10	8.13	44.72
In Elternzeit/Mutterschutz	8	6.50	51.22
Hausfrau/Hausmann	18	14.63	65.85
Arbeitslos gemeldet	7	5.69	71.54
In Ausbildung	35	28.46	100.00
Total	123	100.00	

-> migroup = 2, spell_imputed = 0

Art des Ereignisses	Freq.	Percent	Cum.
In Vollzeit erwerbstätig	6,179	9.63	9.63
In Teilzeit erwerbstätig	7,868	12.26	21.89
In Elternzeit/Mutterschutz	40,592	63.26	85.15
Hausfrau/Hausmann	5,935	9.25	94.40
Arbeitslos gemeldet	1,637	2.55	96.95
In Ausbildung	1,832	2.86	99.81
Sonstiges	124	0.19	100.00
Total	64,167	100.00	

-> migroup = 2, spell_imputed = 1

Art des Ereignisses	Freq.	Percent	Cum.
In Vollzeit erwerbstätig	50	8.74	8.74
In Teilzeit erwerbstätig	61	10.66	19.41
In Elternzeit/Mutterschutz	357	62.41	81.82
Hausfrau/Hausmann	85	14.86	96.68
Arbeitslos gemeldet	13	2.27	98.95
In Ausbildung	5	0.87	99.83
Sonstiges	1	0.17	100.00
Total	572	100.00	

Partnerdimension:

-> change = Vor Kindesgeburt, parspell_imputed = 0

parspell	Freq.	Percent	Cum.
1	14,621	84.75	84.75
2	529	3.07	87.82
3	128	0.74	88.56
4	518	3.00	91.56
5	982	5.69	97.25
6	451	2.61	99.87
7	23	0.13	100.00
Total	17,252	100.00	

-> change = Vor Kindesgeburt, parspell_imputed = 1

parspell	Freq.	Percent	Cum.
1	149	74.87	74.87
2	4	2.01	76.88
4	23	11.56	88.44
5	21	10.55	98.99
7	2	1.01	100.00
Total	199	100.00	

-> change = Nach Kindesgeburt, parspell_imputed = 0

parspell	Freq.	Percent	Cum.
1	36,704	80.88	80.88
2	1,789	3.94	84.82
3	2,240	4.94	89.76
4	591	1.30	91.06
5	2,021	4.45	95.52
6	1,886	4.16	99.67
7	149	0.33	100.00
Total	45,380	100.00	

-> change = Nach Kindesgeburt, parspell_imputed = 1

parspell	Freq.	Percent	Cum.
1	903	80.70	80.70
2	49	4.38	85.08
3	33	2.95	88.03
4	22	1.97	89.99
5	68	6.08	96.07
6	35	3.13	99.20
7	9	0.80	100.00
Total	1,119	100.00	

Quelle: SOEP v37, ungewichtete Ergebnisse, eigene Berechnungen

Anhang C. Ergebnisabgleich zur 2. Stufe der Imputation

Partnerdimension:

-> parstate_imputed = 0

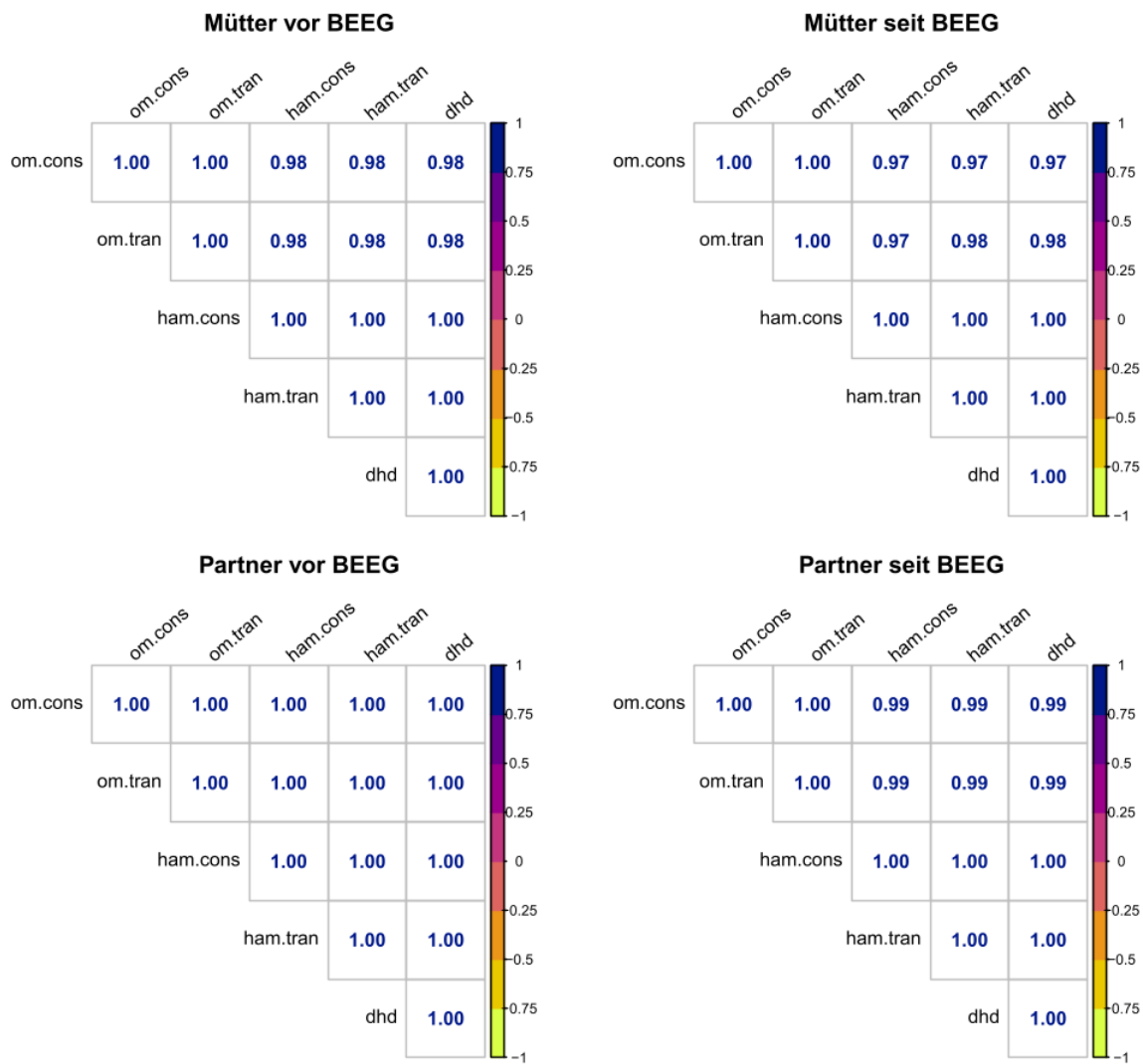
parstate_	Freq.	Percent	Cum.
1	54,516	71.98	71.98
2	2,244	2.96	74.94
3	1,702	2.25	77.19
4	1,109	1.46	78.65
5	2,408	3.18	81.83
6	1,871	2.47	84.30
7	128	0.17	84.47
8	11,761	15.53	100.00
Total	75,739	100.00	

-> parstate_imputed = 1

parstate_	Freq.	Percent	Cum.
1	3,858	53.75	53.75
2	289	4.03	57.77
3	102	1.42	59.19
4	148	2.06	61.26
5	379	5.28	66.54
6	294	4.10	70.63
7	48	0.67	71.30
8	2,060	28.70	100.00
Total	7,178	100.00	

Quelle: SOEP v37, ungewichtete Ergebnisse, eigene Berechnungen

Anhang D. Korrelationsdiagramme zu ausgewählten Distanzmatrizen



Quelle: SOEP v37, ungewichtete Ergebnisse, eigene Darstellung

Anhang E. Prozentanteile der nicht durchlaufenen Zustände

Gruppe	VZ	TZ	EZ	HA	AL	BIL	SO	KP
Mütter vor 2007	0.25	0.67	0.08	0.71	0.82	0.85	0.96	NA
Mütter seit 2007	0.28	0.44	0.05	0.82	0.82	0.80	0.94	NA
Partner vor 2007	0.13	0.95	0.97	0.94	0.85	0.92	0.99	0.70
Partner seit 2007	0.19	0.84	0.86	0.93	0.87	0.92	0.99	0.71

Quelle: SOEP v37, ungewichtete Ergebnisse, eigene Berechnungen

Anhang F. Verweildauer und Episoden der Partner

Zustand	vor BEEG					seit BEEG				
	Zeit in Monaten			Episoden		Zeit in Monaten			Episoden	
	Ø	σ	%	Ø	σ	Ø	σ	%	Ø	σ
VZ	27.4	13.7	0.74	0.9	0.4	23.9	15.1	0.64	0.8	0.4
TZ	0.6	3.4	0.01	0.1	0.2	2.1	6.2	0.06	0.2	0.4
EZ	0.3	2.2	0.01	0.0	0.2	1.7	5.0	0.04	0.1	0.4
HA	0.5	2.9	0.01	0.1	0.3	0.6	3.2	0.02	0.1	0.3
AL	1.3	4.4	0.04	0.2	0.4	1.1	4.0	0.03	0.2	0.5
BIL	0.8	3.9	0.02	0.1	0.3	1.2	4.9	0.03	0.1	0.3
SO	0.1	1.0	0.00	0.0	0.1	0.1	0.8	0.00	0.0	0.1
KP	6.0	11.7	0.16	0.3	0.5	6.5	12.6	0.18	0.3	0.5

Quelle: SOEP v37, ungewichtete Ergebnisse, eigene Berechnungen

Anhang G. Verlaufsanalysen zu den Post-BEEG-Clustern

	Berufs- aussteiger- innen (n=265)	Teilzeit- rückkehrer- innen (n=271)	Vollzeit- karriere- frauen (n=103)	Haus- frauen (n=39)	Mütter in Aus- bildung (n=58)	Allein- er- ziehende (n=126)
Bruttostundenlohn (t+2) – (t–1)	4,30	3,42	3,76	0,00	2,13	4,29
Keine Angabe	208	166	53	39	43	101
Wochenarbeitszeit (t+2) – (t–1)	-16,1	-13,2	-2,1	0,0	-1,1	-13,8
Keine Angabe	208	165	53	39	43	101
Haushaltsnettoeinkommen (t+2) – (t–1)	175	428	978	811	589	256
Keine Angabe	29	24	6	7	3	27
Zufriedenheit mit HNE (t+2)	7,0	7,0	7,0	7,1	6,0	5,5
Keine Angabe	7	5	3	4	2	5
Lebenszufriedenheit (t+2)	7,8	7,7	7,7	8,0	7,4	7,0
Keine Angabe	7	4	3	1	0	5

Lagemaß = Mittelwert; t = Kindesgeburtsjahr

Quelle: SOEP v37, ungewichtete Ergebnisse, eigene Berechnungen