



Gutachten für die Prognos AG

Evaluation der Wirkung ehe- und familienbezogener Leistungen  
auf die Geburtenrate/Erfüllung von Kinderwünschen

Endbericht

25. August 2014

**Projektteam:**

Raphael Abiry (ZEW)

Dr. Christina Boll (HWWI)

Prof. Dr. Holger Bonin (ZEW, Projektleiter)

Prof. Dr. Irene Gerlach (FFP Münster)

Prof. Dr. Karsten Hank (Universität zu Köln)

Inga Laß (FFP Münster)

Marc-André Nehr Korn-Ludwig (Universität Duisburg-Essen)

Dr. Nora Reich (HWWI)

Dr. Karsten Reuß (ZEW)

Prof. Dr. Reinhold Schnabel (Universität Duisburg-Essen)

Dr. Holger Stichnoth (ZEW)

Dr. Christina B. Wilke (HWWI)

**Kontakt:**

Prof. Dr. Holger Bonin

Leiter des Forschungsbereichs

Arbeitsmärkte, Personalmanagement und Soziale Sicherung

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW)

L 7,1

68161 Mannheim

Tel.: 0621-1235-151

Fax: 0621-1235-225

Email: [bonin@zew.de](mailto:bonin@zew.de)

## Inhalt

<b>1</b>	<b>Einleitung und Zusammenfassung der ersten Teilstudie.....</b>	<b>1</b>
1.1	Einleitung .....	1
1.2	Zusammenfassung der ersten Teilstudie .....	4
1.2.1	Bestandsaufnahme zu Fertilität und Kinderwünschen.....	5
1.2.2	Einflussfaktoren auf Fertilität und Kinderwünsche .....	6
<b>2</b>	<b>Modellansätze und Stand der Forschung.....</b>	<b>16</b>
2.1	Strukturelle Modelle versus Modelle in „reduzierter Form“ .....	16
2.2	Anforderungen an ein strukturelles Verhaltensmodell .....	19
2.2.1	Modellierung der Ergebnisvariablen .....	19
2.2.2	Zeitliche Aspekte der Entscheidung.....	20
2.2.3	Simultane Modellierung mehrerer Entscheidungsdimensionen .....	21
2.2.4	Berücksichtigung der relevanten Einflussfaktoren .....	23
2.2.5	Verhandlungsprozesse zwischen den Partnern .....	25
2.2.6	Abbildung des Steuer-Transfer-Systems.....	26
2.3	Verfügbare Modelle .....	28
2.3.1	Unitäre Modelle mit kurzfristiger Optimierung.....	30
2.3.2	Unitäre Modelle mit Optimierung über den Lebenszyklus.....	33
2.3.3	Empirische Verhandlungsmodelle .....	41
<b>3</b>	<b>Modelle zur Wirkungsanalyse .....</b>	<b>44</b>
3.1	Überblick .....	44
3.2	Modell 1: Entscheidungen in der Jahresperspektive .....	44
3.2.1	Entscheidungsverhalten.....	45

3.2.2	Datengrundlagen .....	54
3.2.3	Das Steuer-Transfer-Simulationsmodell.....	75
3.2.4	Anpassung an die Daten .....	82
3.2.5	Einordnung des Modells .....	95
3.3	Modell 2: Entscheidungen mit Lebenszyklusperspektive.....	97
3.3.1	Überblick.....	97
3.3.2	Grundstruktur des Modells .....	98
3.3.3	Entscheidungsverhalten .....	105
3.3.4	Schätzung der Übergangswahrscheinlichkeiten.....	114
3.3.5	Fortschreibung und Lösung des Modells.....	120
3.3.6	Vor- und Nachteile einer Lebenszyklusmodellierung.....	130
3.4	Vorgehen zur Wirkungsanalyse .....	133
<b>4</b>	<b>Ergebnisse der Wirkungsanalyse .....</b>	<b>138</b>
4.1	Methodische Einordnung .....	138
4.2	Kindergeld und Kinderfreibeträge .....	141
4.2.1	Konzeption der Leistungen .....	141
4.2.2	Wirkungen in der kurzen Frist .....	142
4.2.3	Wirkungen über den Lebenszyklus.....	148
4.2.4	Zusammenfassung .....	154
4.3	Elterngeld.....	155
4.3.1	Konzeption der Leistung.....	155
4.3.2	Wirkungen in der kurzen Frist .....	156
4.3.3	Wirkungen über den Lebenszyklus.....	162
4.3.4	Zusammenfassung .....	167

4.4	Nicht kostendeckende Bereitstellung von Kinderbetreuungsplätzen	168
4.4.1	Konzeption der Leistung .....	168
4.4.2	Wirkungen in der kurzen Frist.....	170
4.4.3	Wirkungen über den Lebenszyklus .....	172
4.4.4	Zusammenfassung .....	176
4.5	Ehegattensplitting.....	177
4.5.1	Konzeption der Leistung .....	177
4.5.2	Wirkungen in der kurzen Frist.....	179
4.5.3	Wirkungen über den Lebenszyklus .....	185
4.5.4	Zusammenfassung .....	188
4.6	Sonstige Leistungen und Maßnahmen .....	188
4.6.1	Wirkungen in der kurzen Frist.....	188
4.6.2	Zusammenfassung .....	195
<b>5</b>	<b>Zusammenfassung .....</b>	<b>196</b>
5.1	Gegenstand der Untersuchung.....	196
5.2	Methodisches Vorgehen .....	197
5.3	Zentrale Ergebnisse.....	199
5.4	Ausblick .....	208
<b>Anhang A</b>	<b>Literatur .....</b>	<b>210</b>
<b>Anhang B</b>	<b>Dokumentation der Schätzergebnisse .....</b>	<b>216</b>

## Abbildungen

Abb. 1:	Wirkungsmechanismen im Modell.....	47
Abb. 2:	Zeitlicher Ablauf der Entscheidungen im Modell .....	51
Abb. 3:	Erfassung des zeitlichen Ablaufs mit den Daten des SOEP.....	53
Abb. 4:	Anzahl der Entscheidungssituationen, in denen ein Haushalt beobachtet wird .....	57
Abb. 5:	Altersprofil der Geburten in der Schätzstichprobe .....	62
Abb. 6:	Alter der Mutter bei Geburten in der Schätzstichprobe – nach Bildungsabschluss .....	63
Abb. 7:	Erwerbsstatus der Frau – nach Region (Ost/West) .....	64
Abb. 8:	Einkommen von Paarhaushalten mit einem Kind im Alter von einem Jahr in Abhängigkeit des Bruttoerwerbseinkommens .....	80
Abb. 9:	Einkommensunterschiede zwischen kinderlosem Paarhaushalt und Paarhaushalt mit einem Kind im Alter von einem Jahr .....	81
Abb. 10:	Modellanpassung: Erwerbsstatus und Geburtenquote, nach Alter .....	85
Abb. 11:	Nutzenfunktion .....	106
Abb. 12:	Gesamtnutzen einer Handlungsalternative über den Lebenszyklus .....	109
Abb. 13:	Lösung des Modells mit dem Verfahren der Rückwärtsinduktion	111
Abb. 14:	Heiratswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit der Kinderzahl .....	116
Abb. 15:	Scheidungswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit der Kinderzahl ..	117
Abb. 16:	Wahrscheinlichkeit einer Geburt bei Fertilitätswunsch und Eintritt in Unfruchtbarkeit im nächsten Jahr .....	118
Abb. 17:	Schätzalgorithmus .....	123
Abb. 18:	Entwicklung von Kinderzahl und Erwerbsstatus im SOEP .....	127
Abb. 19:	Entwicklung von Kinderzahl und Erwerbsstatus im Modell .....	128
Abb. 20:	Evaluation familienpolitischer Leistungen im Modell .....	134

Abb. 21: Modalziele zum Ziel „Steigerung der Geburtenrate“ .....135

## Tabellen

Tab. 1:	Einflussfaktoren im Modell.....	49
Tab. 2:	Fallzahlen in der Schätzstichprobe .....	56
Tab. 3:	Sozio-demografische Merkmale der Schätzstichprobe – Personenebene .....	58
Tab. 4:	Sozio-demografische Merkmale der Schätzstichprobe – Haushaltsebene .....	60
Tab. 5:	Erwerbsstatus der Frau – nach Alter des jüngsten Kindes und Region (Ost/West) .....	65
Tab. 6:	Erwerbsstatus der Frau – nach Geburt eines Kindes und weiteren Merkmalen .....	66
Tab. 7:	Erwerbsstatus des Mannes – nach Geburt eines Kindes und weiteren Merkmalen .....	68
Tab. 8:	Wahrscheinlichkeit, keinen Betreuungsplatz zu erhalten .....	72
Tab. 9:	Erwartungswerte der monatlichen Betreuungskosten pro Kind... 74	
Tab. 10:	Elemente des eingesetzten Steuer-Transfer-Modells – hier: Rechtsstand 2012 .....	76
Tab. 11:	Wichtige Änderungen der Rechtsstände .....	78
Tab. 12:	Modellanpassung: Partizipations- und Geburtenquote .....	84
Tab. 13:	Validierung „out-of-sample“ .....	86
Tab. 14:	Wirkung der Einflussfaktoren über die Präferenzen .....	88
Tab. 15:	Situationsvariablen .....	100
Tab. 16:	Handlungsvariablen .....	103
Tab. 17:	Unsicherheitsfaktoren .....	104
Tab. 18:	Unbeobachtete Einflüsse bei der Wahl einer Handlungsalternative.....	113
Tab. 19:	Beschreibung der Stichprobe des Jahres 2010.....	121
Tab. 20:	Momente aus dem SOEP .....	125



Tab. 21:	Abweichung der simulierten Momente vom SOEP in Prozentpunkten.....	126
Tab. 22:	Simulierte Kohortenfertilität im Lebenszyklusmodell .....	129
Tab. 23:	Simulierte Erwerbsbiografien im Lebenszyklusmodell .....	130
Tab. 24:	Vergleich von kurzfristigen Entscheidungsmodellen und Lebenszyklusmodellen .....	132
Tab. 25:	Wirkungen von Kindergeld und Kinderfreibeträgen im Modell für die kurze Frist, nach Anzahl der Kinder .....	144
Tab. 26:	Wirkungen von Kindergeld und Kinderfreibeträgen im Modell für die kurze Frist, nach Alter des jüngsten Kindes und Alter der Frau .....	146
Tab. 27:	Wirkungen von Kindergeld und Kinderfreibeträgen im Modell für die kurze Frist, nach Einkommensquartil .....	148
Tab. 28:	Fertilitätswirkungen von Kindergeld und Kinderfreibeträgen über den Lebenszyklus.....	151
Tab. 29:	Arbeitsangebotswirkungen von Kindergeld und Kinderfreibeträgen über den Lebenszyklus .....	153
Tab. 30:	Wirkungen des Elterngeldes im Modell für die kurze Frist, nach Anzahl der Kinder .....	158
Tab. 31:	Wirkungen des Elterngeldes im Modell für die kurze Frist, nach Alter des jüngsten Kindes und Alter der Frau .....	160
Tab. 32:	Wirkungen des Elterngeldes im Modell für die kurze Frist, nach Einkommensquartil .....	162
Tab. 33:	Fertilitätswirkungen des Elterngeldes über den Lebenszyklus....	163
Tab. 34:	Arbeitsangebotswirkungen des Elterngeldes über den Lebenszyklus .....	166
Tab. 35:	Wirkungen der nicht kostendeckenden Bereitstellung von Kinderbetreuung im Modell für die kurze Frist, nach Anzahl der Kinder .....	171

Tab. 36:	Fertilitätswirkungen der nicht kostendeckenden Bereitstellung von Kinderbetreuung über den Lebenszyklus .....	173
Tab. 37:	Arbeitsangebotswirkungen der nicht kostendeckenden Bereitstellung von Kinderbetreuung über den Lebenszyklus.....	175
Tab. 38:	Wirkungen des Ehegattensplittings im Modell für die kurze Frist, nach Anzahl der Kinder, Benchmark Individualbesteuerung.....	180
Tab. 39:	Wirkungen des Ehegattensplittings im Modell für die kurze Frist, nach Alter des jüngsten Kindes und Alter der Frau, Benchmark Individualbesteuerung.....	183
Tab. 40:	Wirkungen des Ehegattensplittings im Modell für die kurze Frist, nach Einkommensquartil, Benchmark Individualbesteuerung.....	184
Tab. 41:	Fertilitätswirkungen des Ehegattensplittings über den Lebenszyklus, Benchmark Individualbesteuerung.....	186
Tab. 42:	Arbeitsangebotswirkungen des Ehegattensplittings über den Lebenszyklus, Benchmark Individualbesteuerung.....	187
Tab. 43:	Wirkungen weiterer Leistungen und Maßnahmen im Modell für die kurze Frist.....	190
Tab. 44:	Tabellarischer Überblick über die zentralen Simulationsergebnisse .....	206
Tab. 45:	Zweistufige Bruttolohn-Regression, Frauen, Westdeutschland..	216
Tab. 46:	Zweistufige Bruttolohn-Regression, Frauen, Ostdeutschland.....	217
Tab. 47:	Schätzung der Elternbeiträge für einen Kinderbetreuungsplatz .	218
Tab. 48:	Schätzung des simultanen Fertilitäts- und Arbeitsangebotsmodells für die kurze Frist.....	219
Tab. 49:	Wirkung zusätzlicher Einflussfaktoren über die Präferenzen (Schätzung für die Jahre 2004 und 2008) .....	222
Tab. 50:	Wirkungen des Elterngeldes im Modell für die kurze Frist, nach Anzahl der Kinder Vergleich mit dem Erziehungsgeld.....	223

Tab. 51:	Fertilitätswirkungen der Aufhebung der Rationierung bei der Kinderbetreuung über den Lebenszyklus .....	224
Tab. 52:	Arbeitsangebotswirkungen der Aufhebung der Rationierung bei der Kinderbetreuung über den Lebenszyklus .....	225
Tab. 53:	Fertilitätswirkungen der beitragsfreien Mitversicherung über den Lebenszyklus .....	226
Tab. 54:	Arbeitsangebotswirkungen der beitragsfreien Mitversicherung über den Lebenszyklus.....	227
Tab. 55:	Fertilitätswirkungen der steuerlichen Absetzbarkeit von Kinderbetreuungskosten über den Lebenszyklus.....	228
Tab. 56:	Arbeitsangebotswirkungen der steuerlichen Absetzbarkeit von Kinderbetreuungskosten über den Lebenszyklus.....	229

# 1 Einleitung und Zusammenfassung der ersten Teilstudie

## 1.1 Einleitung

Die Steigerung der Geburtenrate bzw. die Erfüllung von Kinderwünschen bildet eines der im siebten und achten Familienbericht definierten Ziele der deutschen Familienpolitik. Welche Wirkung die Politik auf diese Ziele entfaltet, wird derzeit im Rahmen der „Gesamtevaluation ehe- und familienbezogener Leistungen in Deutschland“ in mehreren Studien untersucht. Als ein Modul dieser umfangreichen Evaluation untersucht das vorliegende Projekt erstens, welche Faktoren generell Einfluss auf die Geburtenentscheidung nehmen, und zweitens, welche Bedeutung der staatlichen Familienpolitik im Speziellen dabei zukommt. Anhand ausgewählter ehe- und familienbezogener Leistungen und Maßnahmen wird der Frage nachgegangen, ob und inwiefern die Politik dazu beiträgt, dass Paare ihre Kinderwünsche realisieren können. Neben einer umfassenden Aufarbeitung des aktuellen Stands der Fertilitätsforschung besteht ein besonderer Beitrag des Projekts dabei in der Entwicklung zweier struktureller Modelle des Geburten- und Arbeitsangebotsverhaltens, mit deren Hilfe sich die Wirkungen der ehe- und familienbezogenen Leistungen auf die Geburtenrate erstmals vergleichend abschätzen lassen.

Die Durchführung des Projekts erfolgte in zwei aufeinander aufbauenden Phasen, wobei der vorliegende Bericht die Arbeitsschritte und Ergebnisse der letzten Projektphase dokumentiert. Die *erste Projektphase* diente neben einer Aufarbeitung der Faktenlage zum Geburtenverhalten, den Kinderwünschen und der Bevölkerungsentwicklung in Deutschland insbesondere einer umfassenden Bestandsaufnahme des nationalen und internationalen Forschungsstandes zu den Determinanten der Fertilität. Durch die Verbindung sowohl theoretischer Konzepte als auch empirischer Studien aus Ökonomie, Soziologie, Demografie und Politikwissenschaft wurde dabei ein explizit multidisziplinärer Ansatz verfolgt.

Entsprechend der Komplexität und Vielschichtigkeit von Lebenslaufentscheidungen hat die Bestandsaufnahme ein breites Spektrum an Faktoren aufgezeigt, die einen Einfluss auf das Geburtenverhalten nehmen. Dabei lassen sich die Determinanten drei zentralen Kategorien zuordnen: Erstens sind soziodemografische Faktoren von Bedeutung, welche neben sozialen Hintergrund-

faktoren (z.B. familiäre Herkunft, Nationalität) auch demografische Faktoren (z.B. Anzahl vorhandener Kinder) und Humankapitalfaktoren (z.B. Bildungsniveau, Erwerbsstatus) umfassen. Zweitens spielen sozial-normative Determinanten eine Rolle, wie z.B. Normen zur Biografiegestaltung und zur Elternschaft, Geschlechterrollenvorstellungen sowie die Wertschätzung von Kindern und Familie. Den dritten relevanten Komplex bilden politisch-rechtliche Einflussfaktoren. Hierbei sind nicht nur die einzelnen familienpolitische Leistungen und Maßnahmen von Bedeutung, die im Rahmen der Wirkungsanalyse der vorliegenden Studie im Fokus stehen. Eine zentrale Rolle kommt zudem der Ausgestaltung der Familienpolitik als Ganzes sowie deren Zusammenwirken mit anderen Politikbereichen und mit den Einstellungen der Bevölkerung zu. Die Ergebnisse dieser Projektphase wurden in einer ersten Teilstudie (Boll et al. 2013) ausführlich dokumentiert. Die Zusammenfassung der ersten Teilstudie ist dem Endbericht daher inhaltlich vorangestellt und findet sich direkt im Anschluss an diese Einleitung.

Die Erkenntnisse der ersten Teilstudie bilden die Grundlage für die Wirkungsanalyse der Familienpolitik in der *zweiten Projektphase*, indem sie die Einordnung der Analyseergebnisse in den Gesamtzusammenhang ermöglichen: Die Aufarbeitung des Forschungsstandes hat verdeutlicht, dass die vorliegende Studie mit der Analyse der finanziellen Anreize, die durch die Familienpolitik gesetzt werden, sowie der Wechselwirkungen von Geburten- und Erwerbsentscheidung zentrale Einflussfaktoren der Fertilität erfasst. Ebenso deutlich wurde jedoch, dass neben den finanziellen Anreizen auch soziale Faktoren, wie Normen, Werte und Einstellungen von hoher Bedeutung für die Fertilitätsentscheidung sind. Diese lassen sich im Rahmen des gewählten Studiendesigns nicht direkt abbilden und durch die Familienpolitik kurzfristig auch nicht beeinflussen. Dennoch ist von der Familienpolitik langfristig z.B. über die Symbolkraft von Leistungen und Maßnahmen auch ein familienpolitischer Einfluss auf diese Faktoren zu erwarten. Dieses zusätzliche Wirkungspotenzial der Familienpolitik gilt es, bei der Interpretation der Analyseergebnisse mit zu bedenken.

Während für die Bestandsaufnahme in der ersten Projektphase bewusst eine möglichst weite Perspektive eingenommen wurde, musste für die Wirkungsanalyse in der zweiten Projektphase eine Konzentration auf die Kernfragen des Projekts erfolgen: Das Ziel der vorliegenden Studie konnte nicht in einer um-

fassenden empirischen Überprüfung der Wirkungen sämtlicher als relevant identifizierter Fertilitätsdeterminanten bestehen. Im Interesse einer systematischen und detaillierten Evaluation der Wirkungen der einzelnen familienpolitischen Leistungen und Maßnahmen mussten diese weiteren Einflussfaktoren in dieser Studie in den Hintergrund treten.

Aufbauend auf den Erkenntnissen der ersten Projektphase wurden in der zweiten Phase zunächst zwei Simulationsmodelle zum Geburten- und Arbeitsangebotsverhalten in der kurzen und in der langen Frist entwickelt und mit den Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) sowie der Zusatzerhebung „Familien in Deutschland“ (FiD) parametrisiert. Mithilfe der Modelle wurde anschließend die Wirkung zentraler ehe- und familienbezogener Leistungen und Maßnahmen auf die Geburtenrate und das weibliche Erwerbsverhalten evaluiert. Die Modellentwicklung und die Ergebnisse der Wirkungsanalyse werden mit dem vorliegenden Bericht dokumentiert.

*Kapitel 2* beginnt mit einem methodisch angelegten Überblick über die Modelle zur Wirkungsanalyse. Es wird dargelegt, welche Anforderungen an ein strukturelles Verhaltensmodell zu stellen sind, mit dem die angestrebte Wirkungsanalyse der ehe- und familienpolitischen Leistungen und Maßnahmen geleistet werden kann. Ein Literaturüberblick zeigt, welche Modelle beim jetzigen Stand der Forschung verfügbar sind.

*Kapitel 3* beschreibt die beiden Simulationsmodelle, die für die Wirkungsanalyse im Rahmen dieser Studie entwickelt wurden. Dabei wird zunächst das Modell vorgestellt, welches die Anreize in der kurzen Frist modelliert. Das Kapitel erläutert einleitend die grundsätzliche Funktionsweise des Modells und beschreibt dann die Daten, mit denen das Modell parametrisiert wurde, sowie das Steuer-Transfer-Modell, das sowohl für die Schätzung der Modellparameter als auch für die Wirkungsanalyse der ehe- und familienbezogenen Leistungen benötigt wird. Die anschließende Darstellung der Schätzergebnisse geht auf die Modellanpassung insgesamt und auf die Wirkung einzelner Einflussfaktoren auf die Fertilitäts- und Erwerbsentscheidung ein. Da eine Modellierung in der kurzen Frist die dynamischen Aspekte der Fertilitäts- und Erwerbsentscheidungen nur näherungsweise berücksichtigen kann, wurde ergänzend ein zweites Modell entwickelt, das eine Lebensverlaufsperspektive einnimmt. Mit diesem Modell lassen sich die langfristigen Folgen der ehe- und familienbezo-

genen Leistungen und Maßnahmen besser abschätzen. Der Ansatz ist jedoch deutlich rechenaufwändiger und kann daher Unterschiede zwischen den Haushalten nicht im gleichen Detailgrad abbilden wie das Modell für die kurze Frist. Die beiden Modelle ergänzen sich somit. Zum Abschluss des Kapitels wird geschildert, wie die Modelle zur Wirkungsanalyse der ehe- und familienbezogenen Leistungen und Maßnahmen eingesetzt werden und welche Ergebnisvariablen dabei im Vordergrund stehen.

*Kapitel 4* stellt schließlich die zentralen Ergebnisse der Wirkungsanalyse vor. Im Anschluss an einige methodische Vorbemerkungen werden in jeweils separaten Kapiteln diejenigen Leistungen und Maßnahmen diskutiert, von denen die stärksten Wirkungen auf die Geburtenrate und die weibliche Erwerbstätigkeit ausgehen. Dies betrifft das Kindergeld und die Kinderfreibeträge, das Elterngeld, die nicht kostendeckende Bereitstellung von Kinderbetreuungsplätzen sowie das Ehegattensplitting. Die übrigen sechs untersuchten Leistungen und Maßnahmen, von denen vergleichsweise schwache Fertilitätswirkungen ausgehen, werden anschließend in einem gemeinsamen Kapitel behandelt.

*Kapitel 5* fasst die wesentlichen Ergebnisse der Studie noch einmal zusammen.

Im *Anhang* des Berichtes findet sich neben dem Literaturverzeichnis (Anhang A) eine Zusammenstellung von Tabellen (Anhang B), in denen die wichtigsten Schätzergebnisse dokumentiert sind.

## **1.2 Zusammenfassung der ersten Teilstudie**

Seit 2009 wird im Rahmen der „Gesamtevaluation von ehe- und familienbezogenen Leistungen“ in Deutschland erstmals eine umfassende Analyse der Wirkung staatlicher Leistungen und Maßnahmen auf bestimmte familienpolitische Ziele durchgeführt. Eines dieser Ziele ist die Steigerung der Geburtenrate bzw. die Erfüllung von Kinderwünschen. Im Zentrum des Interesses steht die Frage, wie eine Steigerung der Geburtenrate über den Kanal der Erfüllung bestehender Kinderwünsche erreicht werden kann. Die vorliegende Teilstudie bietet eine umfassende Bestandsaufnahme zur Geburtenrate und zu den Kinderwünschen und identifiziert die wichtigsten soziodemografischen, sozialnormativen und politisch-rechtlichen Einflussfaktoren auf die Fertilität. Dieser Überblick bildet die Grundlage, um die Wirkung der ehe- und familienbezoge-

nen Leistungen und Maßnahmen in Deutschland auf die Geburtenrate und die Erfüllung von Kinderwünschen zu analysieren.

### 1.2.1 Bestandsaufnahme zu Fertilität und Kinderwünschen

Im historischen Rückblick ist zu beobachten, dass in Deutschland nach Jahrzehnten der Zurückhaltung gegenüber bevölkerungspolitischen Fragen der sich abzeichnende Bevölkerungsrückgang und seine Folgen zunehmend thematisiert werden. Ein Blick auf die **Entwicklung der Fertilität** in Deutschland liefert in diesem Zusammenhang zwei maßgebliche Befunde: Es zeigt sich *erstens* ein langfristiger Trend sinkender beziehungsweise niedriger Geburtenziffern unterhalb des Bestandserhaltungsniveaus, der bereits deutlich vor dem sogenannten ‚Pillenknick‘ Ende der 1960er Jahre eingesetzt hat. Es finden sich jedoch auch Hinweise darauf, dass es in den ab 1970 geborenen Jahrgängen erstmals wieder zu einem leichten Anstieg der Kohortenfertilität kommen könnte. *Zweitens* werden die nach wie vor bestehenden strukturellen Unterschiede des Geburtenverhaltens in den alten und neuen Bundesländern deutlich.

Verknüpft man diese Erkenntnisse zur Fertilität mit den beiden weiteren demografischen Prozessen der Mortalität und der Migration, so lässt sich die **historische und zukünftige Entwicklung der Bevölkerung** Deutschlands nachzeichnen. Die aktuelle Entwicklung ist charakterisiert durch eine Geburtenrate unterhalb des Reproduktionsniveaus, eine zunehmende Lebenserwartung besonders älterer Menschen sowie schwankende, niedrige Wanderungsgewinne. Als Konsequenz dieser Entwicklung wird sich zukünftig aller Voraussicht nach der bereits eingesezte Bevölkerungsrückgang beschleunigen. Parallel hierzu wird voraussichtlich einerseits der Anteil der zugewanderten Bevölkerung zunehmen und sich andererseits die Altersstruktur zugunsten der älteren und hochbetagten Bevölkerung verschieben.

Die **Konsequenzen** dieses demografischen Wandels berühren prinzipiell alle gesellschaftlichen Bereiche. So sind u.a. aus ökonomischer Sicht einerseits finanzielle Herausforderungen für die Systeme der sozialen Sicherung zu erwarten; gleichzeitig werden Einbußen bezüglich des Wirtschaftswachstums vorausgesagt. Zweitens werden sich zukünftig Herausforderungen im Bereich der Angehörigenpflege ergeben, da einer zunehmenden Zahl Pflegebedürftiger immer weniger Angehörige gegenüberstehen werden. Dies wird auch Fra-



gen der Vereinbarkeit von Erwerbstätigkeit und Pflege stärker in den Vordergrund rücken. Drittens wird die ungleichmäßige Bevölkerungsentwicklung zwischen und innerhalb der Bundesländer zu regionalen Unterschieden mit Bezug auf Wohlstand und infrastrukturelle Versorgung führen.

Neben dem beobachtbaren Geburtenverhalten ist auch der Kinderwunsch von Paaren von Bedeutung. Dieser vieldiskutierte Indikator für die zukünftige Entwicklung der Geburtenziffern kann den politischen Entscheidungsträgern wichtige Hinweise auf mögliche (ungedeckte) Bedarfe im Bereich der familienbezogenen Leistungen und Maßnahmen geben. Aus wissenschaftlicher Sicht zeigt sich allerdings, dass die Definition des Begriffs „Kinderwunsch“ nicht einheitlich vorgenommen wird, was die Vergleichbarkeit vorhandener Studien deutlich erschwert. Entsprechend scheint Vorsicht geboten, wenn aus *Kinderwünschen* Rückschlüsse auf zukünftig *realisierte* Geburten gezogen werden sollen oder aus der häufig beobachteten Diskrepanz zwischen idealer, erwarteter und realisierter Kinderzahl Schlussfolgerungen bezüglich der Notwendigkeit einer familienpolitischen Intervention abgeleitet werden.

Obgleich die *durchschnittlich* gewünschte Kinderzahl in Deutschland lange Zeit mit 1,75 relativ konstant blieb, ergaben sich in den vergangenen Jahrzehnten markante *strukturelle* Verschiebungen: Insgesamt zeichnet sich nun eine bimodale Verteilung des Kinderwunsches ab, indem entweder gar keine oder mindestens zwei Kinder gewünscht werden. Dabei gehört Deutschland zu den europäischen Ländern mit der niedrigsten idealen oder gewünschten Kinderzahl. Neuere Umfrageergebnisse weisen allerdings darauf hin, dass die persönlich ideale Kinderzahl in jüngster Zeit auf durchschnittlich 2,1 gestiegen ist. Offen muss derzeit bleiben, inwiefern diese Entwicklung eine Trendwende markiert und sich auf die tatsächlich beobachtete Fertilität auswirken wird.

### **1.2.2 Einflussfaktoren auf Fertilität und Kinderwünsche**

Ein Überblick über vorhandene theoretische und empirische wissenschaftliche Arbeiten verdeutlicht, dass eine breite Vielfalt an Einflussfaktoren auf die Fertilität und die Kinderwünsche diskutiert wird. Diese lassen sich grob in drei Kategorien einordnen: „soziodemografische“, „sozial-normative“ sowie „politisch-rechtliche“ Einflussfaktoren.

### 1.2.2.1 Soziodemografische Faktoren

Die soziodemografischen Einflussfaktoren lassen sich in soziale Hintergrundfaktoren, demografische Faktoren und Humankapitalfaktoren unterteilen. Gemäß den ökonomischen Fertilitätstheorien wirken diese Faktoren entweder über die Kosten von Kindern, das Einkommen und/oder die Präferenzen der (potenziellen) Eltern.

Unter den **sozialen Hintergrundfaktoren** sind zunächst **familiale Faktoren** von Bedeutung. Dabei ist u.a. die familiäre Herkunft entscheidend: Während ein hoher sozio-ökonomischer Status des Elternhauses überwiegend dazu führt, dass Frauen ihr erstes Kind später bekommen, erhöht eine hohe Geschwisterzahl die Zahl der gewünschten eigenen Kinder. Darüber hinaus kann davon ausgegangen werden, dass der Familienstand der Ehe einen positiven Einfluss auf den Übergang zur Erstgeburt ausübt, wenngleich dieser Einfluss in Ostdeutschland weniger stark ausgeprägt ist als in Westdeutschland und zudem für Gesamtdeutschland abnimmt. Ein positiver Geburteneffekt wurde außerdem (insbesondere für Westdeutschland) für das Vorhandensein familialer Betreuungsnetzwerke gefunden.

Als weiterer sozialer Hintergrundfaktor erhöht eine ausgeprägte **religiöse Orientierung** die Geburtenwahrscheinlichkeit, während unterschiedliche Religionszugehörigkeiten der Partner einen hemmenden Effekt ausüben.

Schließlich gehören auch **Region, Nationalität und Migrationserfahrung** zu den sozialen Hintergrundfaktoren. Die Region ist dabei gewissermaßen als ein „Platzhalter“ für durch die verwendeten statistischen Daten nicht abgebildete Einflüsse auf die Fertilität anzusehen. So zeigt eine Vielzahl von Studien, dass die Einstellungen der Bevölkerung bezüglich der Erwerbstätigkeit von Müttern, außerfamilialer Kinderbetreuung und der Bedeutung von Familie als zentralem Lebensbereich zwischen Ost- und Westdeutschland differieren. Die regional vorherrschenden Einstellungen zu diesen Fragen wirken nicht nur direkt auf das Geburtenverhalten, sondern haben zudem einen Einfluss darauf, wie sich das regional vorhandene Kinderbetreuungsangebot auf die Fertilität auswirkt. Auch im internationalen Vergleich zeigen sich Ländereffekte, die selbst bei Kontrolle institutioneller Unterschiede auftreten und somit in Teilen ebenfalls auf Einstellungsunterschiede zurückzuführen sind. Zudem ist länderübergrei-

finden einen positiven, wenn auch rückläufigen Einfluss ausländischer Nationalität bzw. Migrationserfahrung auf die Fertilität zu beobachten.

Darüber hinaus haben auch **demografische Faktoren** einen Einfluss auf das Geburtenverhalten. So steigt mit zunehmendem Alter der Frau die Wahrscheinlichkeit einer Erstgeburt, während sich dieser Effekt für Folgegeburten umkehrt. Auch das Vorhandensein sowie das Alter von Kindern im Haushalt sind von Bedeutung für Fertilitätsentscheidungen.

Die Einflussgrößen Bildung, Erwerbstätigkeit und Einkommen lassen sich daneben als **Humankapitalfaktoren** fassen. Aus einem hohen **Bildungsniveau** resultiert meist ein hohes (erzielbares) Einkommen, dem sowohl positive als auch negative Effekte auf die Fertilität zugeschrieben werden können: Während ein hohes Einkommen der Frau einerseits die Wahrscheinlichkeit einer Geburt begünstigt (*Einkommenseffekt*), führt es andererseits dazu, dass der Wert der eigenen Zeit steigt und sich dadurch die Kosten alternativer Zeitverwendung (wie z.B. Kinderbetreuung) erhöhen (*Opportunitätskosteneffekt*). Insgesamt wirkt ein hohes Bildungsniveau auf eine Erstgeburt in der Mehrzahl der Studien verzögernd, während Folgegeburten hierdurch begünstigt werden. Die negativen Einflüsse des Bildungsniveaus auf die Übergangsrate zur ersten Geburt verschwinden jedoch unter Berücksichtigung der Dauer der Ausbildung: Zwar schließen Akademikerinnen ihre berufliche Ausbildung deutlich später ab als niedriger gebildete Frauen, jedoch erfolgt der Übergang zur Mutterschaft anschließend vergleichsweise zügig. Auch wenn die Wahrscheinlichkeit einer Familiengründung während der Ausbildung vergleichsweise gering ist, zeigt ein Ost-West-Vergleich auf, dass eine gute Vereinbarkeitssituation die Fertilität bereits während der Ausbildung erhöhen kann.

Die Vereinbarkeit entscheidet auch darüber, ob von einem hohen Bildungsniveau der Mutter ein eigenständiger geburtenfördernder Effekt ausgeht. Im internationalen Vergleich zeigt sich, dass dies dort der Fall ist, wo eine gute Vereinbarkeit von Familie und Beruf gegeben ist: Gut ausgebildete Mütter können hier einer entsprechend gut bezahlten Erwerbsarbeit nachgehen, und dieses Mehr an Haushaltseinkommen beeinflusst die Geburtenneigung positiv. Der positive Bildungseffekt seitens der Mutter bleibt auch erhalten, wenn das Bildungsniveau des Vaters berücksichtigt wird. In Ländern mit einer ungünstigeren Vereinbarkeitssituation hingegen führen gesellschaftliche Konventionen

dazu, dass zumeist die Mutter ihre Erwerbstätigkeit aufgibt oder einschränkt, während der Vater kontinuierlich erwerbstätig ist. In diesen Ländern tritt der Bildungseffekt seitens der Mutter daher hinter jenen des Vaters zurück. Außerdem ist festzuhalten, dass Bildungseinflüsse bei jüngeren Kohorten eine größere Rolle spielen als bei älteren.

Auch mit Blick auf den zweiten Humankapitalfaktor **Erwerbstätigkeit** belegt eine Vielzahl von Studien die zentrale Bedeutung der Vereinbarkeitssituation: Bei einer gelingenden Vereinbarkeit von Beruf und Familie zeigen sich fördernde Effekte der Frauenerwerbstätigkeit auf die Erstgeburt, während eine Erwerbsbeteiligung sowie eine hohe berufliche Stellung der Frau geburtenhemmend wirken, wenn eine Vereinbarkeit beider Lebensbereiche nicht gewährleistet ist. Für Folgegeburten können zudem ein hoher Wochenarbeitsumfang sowie eine langjährige Erwerbsbeteiligung der Frau negative Effekte zeitigen. Auch von Arbeitslosigkeit und einem unsicheren Beschäftigungsverhältnis der Frau gehen unterschiedliche Effekte aus, je nachdem, welche Erwerbs- und Einkommensverantwortung ihr in der Partnerschaft zukommt. Für Skandinavien und Ostdeutschland lässt sich eine geburtenhemmende Wirkung ökonomischer Unsicherheit auf Seiten der Frau konstatieren. Dieser Effekt wird zusätzlich durch das Bildungsniveau moderiert: In Ostdeutschland wirkt Arbeitslosigkeit bei niedrig qualifizierten Frauen überwiegend geburtenfördernd, während sie bei hochqualifizierten Frauen den umgekehrten Effekt hat.

Die Argumentation im Zusammenhang mit den beiden Einflussfaktoren Bildungsniveau und Erwerbsarbeit wird durch die Befunde zum dritten Humankapitalfaktor, dem **Einkommen**, unterstrichen. Neben den Einkommensverlusten, die während der beruflichen Auszeit anfallen, zieht eine Erwerbsunterbrechung auch *nach* Rückkehr in den Beruf Einkommenseinbußen (z.B. durch eine Entwertung der beruflichen Qualifikationen oder unterlassene Weiterbildungsinvestitionen) nach sich. In der Folge neigen Frauen nicht nur bei einem hohen Bildungsstand, sondern zusätzlich auch bei einer schnellen Entwertung des Humankapitals, einer langen erwarteten Erwerbsunterbrechung sowie bei hohen Investitionen in und hohen Erträgen aus beruflicher Weiterbildung dazu, die Erstgeburt aufzuschieben. Demgegenüber zeitigen die Erwerbstätigkeit und das Einkommen des männlichen Partners den meisten Studien zufolge positive Effekte auf die Fertilität, insbesondere auf die Entscheidung zu Folgegeburten. Die Befunde zum Einfluss des Haushaltseinkommens erweisen sich

allerdings als ambivalent, was auf die sehr unterschiedliche Definition des Begriffs zurückzuführen ist.

In der empirischen Analyse der soziodemografischen Faktoren von Geburtenentscheidungen auf der Mikroebene werden drei Akzentverschiebungen sichtbar, die mit der zunehmenden Einbindung von Frauen in das Erwerbsleben zusammenhängen. Zum einen spielen Zeitkosten der mütterlichen Betreuung eine zunehmende Rolle – insbesondere dort, wo die Vereinbarkeitssituation eher ungünstig ist. Geburtsbedingte Auszeiten sind, zweitens, nicht nur im Sinne des kurzfristigen Einkommensverlustes, sondern auch in ihren Erwerbs- und Einkommensfolgen für den weiteren Erwerbsverlauf relevant. Angesichts zunehmender Instabilitäten von Partnerschaften ist, drittens, auch die Frage der Arbeitsteilung zwischen den Partnern und die damit einhergehende Verteilung ökonomischer Risiken im Sinne entgangener Einkommens- und Teilhabechancen am Arbeitsmarkt in der Lebensverlaufsperspektive bedeutsam.

Ergänzend zu den Faktoren auf der Mikroebene wurden in einigen Studien **makroökonomische Faktoren** (insbesondere die Arbeitslosenquote, aber auch die Frauenerwerbsquote) mit der Geburtenrate in Verbindung gesetzt. Da die beobachtbaren Zusammenhänge jedoch vermutlich durch Drittvariablen bestimmt wurden, lassen sich hieraus meist keine kausalen Zusammenhänge ableiten.

#### 1.2.2.2 Sozial-normative Determinanten

Die Betrachtung der sozial-normativen Determinanten der Fertilität verdeutlicht, dass Normen bezüglich der Biografiegestaltung, dominante Geschlechterrollenbilder sowie das Ausmaß der Wertschätzung von Familie und Kindern einen Einfluss auf die Fertilität nehmen (können).

Bezüglich der **Normen der Partnerschaftsbildung** zeigt sich, dass eine stabile Partnerschaft in Deutschland als unentbehrliche Voraussetzung für eine Familiengründung angesehen wird. Diese Voraussetzung ist allerdings für eine steigende Zahl potenzieller Eltern nicht gegeben, was u.a. auf unrealisierbare Vorstellungen vom idealen Partner (z.B. bezüglich des Bildungsniveaus) sowie hohe Erwartungen an die emotionale Qualität einer Partnerschaft zurückzuführen ist. Demgegenüber lässt sich mit Blick auf die **normative Verbindlich-**

**keit der Elternschaft** in der Vergangenheit eine schrittweise Abnahme des gesellschaftlichen Drucks zur Elternschaft und damit verbunden eine steigende Akzeptanz der Kinderlosigkeit konstatieren. Gleichzeitig ist die Zahl sinnstiftender Handlungsoptionen als Alternativen zur Elternschaft gestiegen.

Normen, die das mögliche **Zeitfenster für Elternschaft** abstecken, beziehen sich zum einen auf das ideale Alter für eine Mutter- oder Vaterschaft und zum anderen darauf, welche Vorbedingungen für die Gründung einer Familie erfüllt sein sollten. Hierbei ist insbesondere in Westdeutschland ein sequentielles Muster zu konstatieren, welches den Eintritt in den Arbeitsmarkt und damit die ökonomische Unabhängigkeit von den eigenen Eltern einer Elternschaft voranstellt. Aufgrund verlängerter Ausbildungszeiten und verzögerter Berufseinstiege sind diese Voraussetzungen heute häufig erst ab Mitte/Ende 20 erfüllt. In Kombination mit den herrschenden Altersnormen, die das ideale Alter für eine Familiengründung im dritten Lebensjahrzehnt verorten, ergibt sich ein vergleichsweise kleines Zeitfenster. Dementsprechend ist Kinderlosigkeit häufig nicht das Ergebnis einer bewussten Entscheidung gegen Kinder, sondern Resultat des Aufschiebens der Familiengründung.

Die **Frauen- und Mutterrolle** hat in den vergangenen Jahrzehnten in Deutschland einen deutlichen Wandel erfahren und weist nun Ambivalenzen auf: Während das Qualifikationsniveau sowie die Erwerbsbeteiligung von Frauen allgemein zugenommen haben, bestehen weiterhin – im internationalen Vergleich besonders starke – Vorbehalte gegen eine Erwerbstätigkeit von Müttern. Obwohl die überwiegende Mehrheit der Frauen eine Kombination von Erwerbstätigkeit und Familie anstrebt, werden sie daher mit einem Entscheidungskonflikt zwischen diesen beiden Lebensbereichen konfrontiert. Dabei lässt sich im Ländervergleich ein positiver Zusammenhang zwischen der Befürwortung der Müttererwerbstätigkeit sowie einer egalitären Rollenverteilung einerseits und der Geburtenrate andererseits nachweisen.

Bezüglich der **Männer- und Vaterrolle** zeigt sich für Deutschland nach wie vor eine Orientierung am Modell des männlichen Ernährers, obwohl die praktische Umsetzung durch gestiegene Arbeitslosigkeit und atypische Beschäftigungsformen schwieriger geworden ist. Zudem ist Vaterschaft zunehmend mit neuen, höheren Ansprüchen bezüglich eines stärkeren Engagements in der Familienarbeit behaftet. Der doppelte Anspruch an die Vaterrolle als Ernährer sowie

„aktiver Vater“ kann zu Verunsicherung unter jungen Männern führen und ihre Bereitschaft zur Familiengründung senken.

Die **Wertschätzung von Ehe und Familie** ist in Deutschland nach wie vor groß; alternative Lebensformen werden zumeist nicht bewusst gewählt, sondern sind Resultat widriger Umstände, wie z.B. der gestiegenen Instabilität von Partnerschaften. Während im Zeitverlauf die Ehe an Bedeutung verloren hat, sind jedoch im internationalen Vergleich die Wertschätzung der Ehe sowie die Verknüpfung von Ehe und Elternschaft in Deutschland besonders ausgeprägt. Mit Blick auf die **Wertschätzung von Kindern** zeigt sich ein deutlicher gesellschaftlicher Wandel: Während Kindern ein immer geringerer ökonomischer und sozialer Wert zugemessen wird, dominiert nun ihr psychisch-emotionaler Wert. Dieser ist jedoch häufig bereits bei einer geringen Kinderzahl ausgeschöpft.

Die gesunkene Bedeutung der Institution der Ehe und die veränderte Wertschätzung von Kindern gehen einher mit einer Bedeutungszunahme von **Werten, die mit einem Leben mit Familie und Kindern in Konkurrenz** stehen. Für Deutschland kann in den vergangenen Jahrzehnten ein Zuwachs postmaterialistischer Werte, die auf Partizipation, Selbstverwirklichung und Lebensqualität ausgerichtet sind, konstatiert werden. Dabei ist eine hohe Bedeutung dieser Werte mit einer höheren Wahrscheinlichkeit der Kinderlosigkeit verknüpft. Elternschaft ist in Deutschland zu einem Wert unter vielen geworden, die das Leben mit Sinn erfüllen können, wodurch ein niedriger Kinderwunsch begünstigt werden kann.

### 1.2.2.3 Politisch-rechtliche Determinanten

Fertilitätsentscheidungen sind nicht nur von soziodemografischen und sozialnormativen Einflussfaktoren abhängig, sondern werden auch durch politisch-rechtliche Rahmenbedingungen beeinflusst. Die Wirkung einzelner familienpolitischer Leistungen und Maßnahmen auf die Fertilität ist dabei von dem **familienpolitischen Gesamtprofil** eines Landes abhängig. Hierbei ist neben der Anzahl und dem Zusammenspiel einzelner Maßnahmen auch die historische Entwicklung des bestehenden Leistungsspektrums relevant. Dabei scheinen sowohl *Kohärenz* und *Homogenität* als auch *Langfristigkeit* und *Anpassungsfähigkeit* der Familienpolitik eine hohe Fertilität zu begünstigen. Bezüglich der konkreten familienpolitischen Ausrichtung weisen im internationalen Ver-

gleich derzeit insbesondere diejenigen Länder eine hohe Fertilität auf, die der Gleichstellung der Geschlechter einen hohen Stellenwert beimessen und egalitäre Rollenmuster unterstützen. Mit Blick auf das familienpolitische Profil Deutschlands lässt sich historisch eine Ausrichtung am Modell des männlichen Ernährers und der nichterwerbstätigen bzw. zuverdienenden Mutter beobachten. Während es in den vergangenen Jahren zwar zu einer zunehmenden Förderung der Müttererwerbstätigkeit gekommen ist, lässt sich (noch) nicht von einer konsistenten Neuausrichtung der Familienpolitik sprechen.

Da es sich bei Familienpolitik um einen ausgeprägten Querschnittsbereich handelt, sind neben der Ausrichtung der Familienpolitik im engeren Sinne auch die Rahmenbedingungen, die durch **andere Politikbereiche** für Familien gesetzt werden, zu beachten. Hierbei reicht das Spektrum von Wohnungs- und Sozialpolitik über Bildungs- und Gesundheitspolitik bis hin zu Beschäftigungs- und Arbeitsmarktpolitik. Ein koordiniertes Zusammenwirken dieser Politikbereiche scheint dabei in Skandinavien sowie in Frankreich eine hohe Fertilität zu begünstigen.

Bei der Wirkung familienpolitischer Leistungen und Maßnahmen kommt **Einstellungen** eine moderierende Funktion zu. Dies gilt erstens mit Blick auf **familienbezogene Einstellungen**, die in einem wechselseitigen Zusammenhang zur Familienpolitik stehen: Einerseits beeinflussen sie die Ausgestaltung der Familienpolitik, andererseits kann die Familienpolitik langfristig einen Einstellungswandel in der Bevölkerung bewirken und dadurch die Fertilität beeinflussen. Demgegenüber kann der Effekt von Politikänderungen auf die Fertilität kurz- und mittelfristig gering sein, wenn die Neuregelungen nicht mit den vorherrschenden familienbezogenen Einstellungen (z.B. zur externen Kinderbetreuung) korrespondieren.

Zweitens sind die **Einstellungen und Erwartungen der Bevölkerung an die Familienpolitik** von Relevanz. Obwohl der Staat in Deutschland weniger stark als in anderen Ländern, wie zum Beispiel Frankreich, in der Verantwortung für Familie und Kinder gesehen wird, sind die Erwartungen an die Familienpolitik dennoch hoch. Dabei zeichnet sich ein Wandel der Bedürfnisse ab: Stufen die Befragten noch vor zehn Jahren insbesondere finanzielle Unterstützung als besonders wichtig ein, so haben nun Maßnahmen zur Vereinbarkeit von Familie und Beruf Priorität. Familienpolitische Maßnahmen und Leistungen können



ihre Wirkung allerdings nur entfalten, wenn sie der Bevölkerung *erstens* hinreichend bekannt und von dieser *zweitens* ausreichend akzeptiert werden. **Bekanntheit und Akzeptanz** sind Bedingung für die Legitimität, die langfristige Tragfähigkeit und Wirksamkeit der Maßnahmen.

Bezüglich der **Wirkung einzelner familienpolitischer Leistungen und Maßnahmen** auf die Fertilität bietet die Wissenschaft gemischte Erkenntnisse. Ursächlich hierfür ist die Heterogenität der vorhandenen Studien sowohl mit Blick auf die betrachteten Bevölkerungsgruppen, die verwendeten Fertilitätsmaße als auch die genutzten Datensätze und Modellspezifikationen. Aus den Befunden lassen sich somit derzeit nur Tendenzaussagen zu den Wirkungen der einzelnen untersuchten Politikmaßnahmen ableiten:

- a) **Elterngeld und Elternzeit** können positive Geburteneffekte zeitigen, wobei allerdings die Leistungshöhe und die Länge der Elternzeit von entscheidender Bedeutung sind. So geht ein positiver Effekt von einer mittleren Elternzeitdauer aus, während sich sehr lange Elternzeiten negativ auswirken können. Elterngeldmonate für Väter wirken sich positiv aus, indem sie die Geburtenwahrscheinlichkeit für weitere Kinder erhöhen.
- b) Von der Einführung eines **Betreuungsgeldes** sind, wenn überhaupt, positive Fertilitätseffekte bei nichterwerbstätigen Müttern mit niedriger Bildung zu erwarten.
- c) Der Ausbau des **Platzangebots in Krippen, Kitas und Horten**, wie z.B. im Rahmen des Ausbaus der Kindertagesbetreuung für unter Dreijährige, wirkt sich positiv insbesondere auf die Entscheidung zum ersten Kind aus. Dabei ist es von zentraler Bedeutung, dass die Betreuungsquoten bzw. das Platzangebot einen gewissen Schwellenwert überschreiten, um (potenziellen) Eltern ein verlässliches, verfügbares Angebot zu signalisieren. Weiterhin spielen Qualitätsaspekte wie Öffnungszeiten und Kita-Gebühren eine zentrale Rolle. Drittens beeinflusst der Ausbau des Platzangebotes nur dann die Fertilität positiv, wenn die Betreuung von (Klein-)Kindern außerhalb der Familie gesellschaftlich akzeptiert ist.
- d) **Kindbezogene monetäre Transferzahlungen und Steuererleichterungen**, wie z.B. Kindergeld und Kinderfreibeträge, können durchaus positive Fertilitätseffekte zeitigen. Allerdings sind insbesondere für Frauen höherer Einkommens- und Bildungsgruppen von einem umfassenden Ausbau der Kin-

derbetreuungsangebote vergleichsweise stärkere Geburteneffekte zu erwarten.

- e) Das **Ehegattensplitting** fördert eine traditionelle Arbeitsteilung zwischen den Partnern. Daraus können sich für erwerbsorientierte Frauen negative Geburtenanreize ergeben. Die Wirkungsanalyse der Geburteneffekte des Ehegattensplittings mit Mikrodaten steht jedoch noch aus und ist eine der Aufgaben des vorliegenden Projektes.

Insgesamt gestaltet sich die Evaluation einzelner familienpolitischer Leistungen und Maßnahmen aus mehreren Gründen schwierig. Dies hängt unter anderem mit methodischen Problemen der Messung isolierter Effekte in einem Wirkungsgefüge arbeitsmarkt-, sozial-, steuer-, bildungs- und familienpolitischer Regelungen zusammen, aber auch mit der Bedeutsamkeit von Werten, Normen und Einstellungen, die zumindest kurzfristig von Seiten der Politik nicht beeinflussbar sind. Hier sind insbesondere geschlechtsspezifische Rollenbilder, Kinder und Familie betreffende Werte sowie Einstellungen zu familienpolitischen Maßnahmen zu nennen.

Unterschiede in den sozial-normativen und politisch-rechtlichen Rahmenbedingungen erschweren darüber hinaus die Übertragbarkeit ausländischer Erfahrungen mit einzelnen familienpolitischen Maßnahmen auf deutsche Verhältnisse. Zugleich zeigen aber die theoretischen und empirischen Befunde aus den Vergleichsländern, dass diese ‚weichen‘ Hintergrundfaktoren einen zusätzlichen, effektiven Wirkungskanal von Familienpolitik darstellen, die die Wirkung der oftmals im Fokus stehenden ‚harten‘ Kostenfaktoren maßgeblich mitprägen. Dies ist, zumindest auf mittel- bis längerfristige Sicht, eine gute Nachricht für die deutsche Familienpolitik.

## 2 Modellansätze und Stand der Forschung

### 2.1 Strukturelle Modelle versus Modelle in „reduzierter Form“

Im Rahmen des vorliegenden Projekts wird die Wirkung der ehe- und familienbezogenen Leistungen und Maßnahmen in Deutschland auf die Geburtenrate und die Erfüllung von Kinderwünschen untersucht. Dazu muss ein *strukturelles Verhaltensmodell* entwickelt werden. Diese Modellklasse ist von Modellen „in reduzierter Form“ zu unterscheiden, die, wie im Folgenden dargelegt, nicht für die vorliegende Evaluationsaufgabe geeignet sind.

Ein strukturelles Verhaltensmodell besteht aus zwei Komponenten: der Zielfunktion (den „Präferenzen“) der Entscheidungseinheiten (Personen oder Haushalte) und den Restriktionen, unter denen die Entscheidungen getroffen werden (finanzielle, zeitliche und technische Restriktionen).<sup>1</sup> Das beobachtete Verhalten ergibt sich annahmegemäß als Ergebnis einer Optimierung durch die Entscheidungseinheiten unter den gegebenen Restriktionen. Anders ausgedrückt: Die Personen oder Haushalte wählen ihr Fertilitäts- und Arbeitsangebotsverhalten so, dass sie sich, gegeben die Restriktionen, möglichst gut stellen. Die Institutionen, im vorliegenden Fall die ehe- und familienbezogenen Leistungen und Maßnahmen, wirken über die Restriktionen; in einigen Modellen ist ein zusätzlicher Einfluss auf die Präferenzen erfasst.

---

<sup>1</sup> Bei einer stochastischen Modellierung kommen die Erwartungen der Entscheidungseinheiten als weitere Komponente hinzu. Das heißt, die Personen und Haushalte wissen nicht mit Sicherheit, unter welchen Restriktionen sie ihre Entscheidung treffen, haben aber Erwartungen darüber, mit welcher Wahrscheinlichkeit sich verschiedene Restriktionen ergeben. Von dieser technischen Komplikation wird in der folgenden Diskussion aber weitgehend abgesehen, da die meisten der hier beschriebenen Modelle eine Entscheidung bei vollkommener Voraussicht annehmen. Die Fehlerterme, die in den Modellen enthalten sind, stehen daher nicht für die Unsicherheit der Personen oder Haushalte, sondern bilden die Unsicherheit des Modellierers ab, der seine Schlussfolgerungen auf Basis einer Stichprobe (und nicht der Grundgesamtheit) zieht und zudem nicht alle relevanten Einflussfaktoren beobachten kann – die Entscheidungseinheit selbst kennt diese aber annahmegemäß.

Der strukturelle Ansatz trennt sauber zwischen den Präferenzen und den Anreizen, die sich aus den Restriktionen ergeben. Personen und Haushalte, die sich identischen Anreizen gegenübersehen, reagieren nämlich möglicherweise unterschiedlich: Bei in einer bestimmten Lebensphase oder generell schwach ausgeprägtem Kinderwunsch werden auch die stärksten finanziellen Anreize wenig bewirken. Bei anderen Personen, die bereits einen starken Kinderwunsch haben, entfalten hingegen vielleicht schon kleine Erleichterungen bei den finanziellen oder zeitlichen Restriktionen eine starke Wirkung. Die Trennung zwischen Präferenzen und Restriktionen und die Identifikation von Personengruppen, die auf Anreize „elastisch“ reagieren, ist also für die Politikberatung von Interesse, weil sie Anhaltspunkte für einen möglichst effizienten Einsatz der Mittel liefert.<sup>2</sup>

Für die Ex-ante Evaluation sind strukturelle Modelle unverzichtbar: Nur durch die Unterscheidung von (annahmegemäß) unveränderlicher Struktur (den Präferenzen) und durch die Politik beeinflussten Restriktionen können die Wirkungen *hypothetischer* Politikreformen abgeschätzt werden. Viele der in der ersten Teilstudie dieses Projektes referierten Studien sind dafür nicht geeignet: Es handelt sich um Modelle „in reduzierter Form“, die den Einfluss von Variablen oder die Wirkung von Leistungen und Maßnahmen ohne einen ausdrücklichen Bezug auf den strukturellen Rahmen aus Präferenzen und Restriktionen belegen. „Reduziert“ ist dabei nicht abwertend gemeint und bezieht sich nicht auf die Zahl der berücksichtigten Einflussfaktoren, sondern nur darauf, dass die Faktoren zwar in die Schätzung aufgenommen werden, die Schätzergebnisse aber nicht in ein Verhaltensmodell eingehen.

Auch für die Evaluation der Wirkungen familienpolitischer Leistungen und Maßnahmen im Status quo kommen Modelle in reduzierter Form nur dann in Frage, wenn es quasi-experimentelle Variation in der Inanspruchnahme gibt.

---

<sup>2</sup> Die Elastizität der Reaktion wird in der Literatur üblicherweise durch einen standardisierten Impuls, also etwa eine einprozentige Lohn- oder Einkommensveränderung gemessen. Damit soll die Vergleichbarkeit zwischen den Modellen gewährleistet werden. Die tatsächlichen Impulse, die sich aus der Evaluationsaufgabe ergeben, bleiben davon unberührt. Im vorliegenden Fall stammen die Impulse aus der kontrafaktischen Variation der ehe- und familienbezogenen Leistungen.

Nur in diesem Fall kann aus einer Korrelation (eine Personengruppe, die Leistung X erhält, weist eine höhere Geburtenziffer auf) auf einen kausalen Zusammenhang (die Geburtenziffer ist höher, *weil* Leistung X bezogen wird) geschlossen werden. Da bei den ehe- und familienbezogenen Leistungen quasi-experimentelle Variation häufig fehlt, sind strukturelle Verhaltensmodelle die geeignete Methode für die vorliegende Evaluationsaufgabe.

Dennoch haben Modelle „in reduzierter Form“ dort, wo quasi-experimentelle Variation vorliegt, einen großen Wert für die Identifikation kausaler Effekte, die dann aber nur für eine bestimmte Maßnahme oder Leistung ermittelt werden (zum Beispiel für eine französische Elterngeldreform der 1990er Jahre). Die Verallgemeinerung auf andere Kontexte (z.B. eine spätere französische Elterngeldreform oder die Einführung des deutschen Elterngeldes) ist stets kontrafaktisch und erfordert, implizit oder explizit, ein strukturelles Modell.

Modelle in reduzierter Form und strukturelle Modelle ergänzen sich zudem. Für tatsächliche Reformen sind die Vorhersagen der strukturellen Modelle wenn möglich anhand einer quasi-experimentellen Ex-post-Evaluation zu überprüfen. In umgekehrter Richtung haben Modelle in reduzierter Form eine exploratorische Funktion: Auf ihrer Grundlage lassen sich Anforderungen an ein strukturelles Verhaltensmodell entwickeln. Das betrifft die grundlegende Struktur des Modells ebenso wie seine konkrete Parametrisierung, die die wichtigsten Einflussfaktoren abbilden sollte, sofern dies die Datenverfügbarkeit zulässt.

Im weiteren Verlauf dieses Kapitels werden daher die Anforderungen an ein *ideales* strukturelles Modell, die sich aus dem Literaturüberblick der ersten Teilstudie sowie grundsätzlichen Überlegungen zur Wirkungsanalyse ergeben, zusammengefasst (Kapitel 2.2). Anschließend wird die Literatur zur strukturellen Modellierung der Fertilitätsentscheidung gesichtet (Kapitel 2.3). Anders als in der ersten Teilstudie orientiert sich die Darstellung dabei nicht an den Einflussfaktoren, sondern an verschiedenen Modelltypen. Die Modelle werden zum einen danach unterschieden, ob sie die Entscheidung auf Haushaltsebene modellieren oder das Zusammenwirken verschiedener Entscheider (konkret: Männer und Frauen) explizit berücksichtigen. Die andere Dimension der Kategorisierung ist der Zeithorizont der Entscheidung. Hier sind Modelle, die eine kurzfristige Entscheidung modellieren, von solchen mit längerem Entschei-

ungshorizont (bis hin zu einer Optimierung über den gesamten Lebensverlauf) zu unterscheiden.

## 2.2 Anforderungen an ein strukturelles Verhaltensmodell

### 2.2.1 Modellierung der Ergebnisvariablen

Wie in der ersten Teilstudie aufgezeigt, sind zur Untersuchung der Fertilität mindestens zwei Aspekte bei der Operationalisierung der Ergebnisvariablen zu beachten. Zum einen ist dies die *Unterscheidung von Kinderwünschen und tatsächlichen Geburten*. Letztere sind mit größerer Genauigkeit beobachtbar, etwa in administrativen Datensätzen; zur Identifikation von Kinderwünschen sind hingegen Befragungsdaten erforderlich. Man braucht also Informationen über die gewünschte oder konkret geplante Kinderzahl, die man dann den tatsächlichen Geburten gegenüberstellen kann, um etwa die Quote unerfüllter Kinderwünsche zu ermitteln. Bleiben Kinderwünsche unerfüllt, dann ist danach zu fragen, ob dies biologische oder sonstige Ursachen hatte. Eine ideale Modellierung könnte dann, etwa in einem zweistufigen Optimierungskalkül, trennen zwischen den Determinanten des Kinderwunsches und denen, die den Schritt vom Kinderwunsch zu seiner Realisierung bestimmen. Dabei würden allerdings Fälle, in denen biologische Gründe einer Verwirklichung entgegenstanden, ausgeklammert: Diese Fälle lassen sich mit der strukturellen Modellierung, die ja die Modellierung einer Entscheidung ist, nicht befriedigend erfassen.

Umgekehrt wäre es strenggenommen erforderlich, bei den tatsächlich beobachteten Geburten zu unterscheiden, ob die Schwangerschaft geplant war oder nicht. In den Datensätzen, die zur Modellierung herangezogen werden können, liegen hierzu jedoch keine Informationen vor.

Der zweite Aspekt bei der Messung der Ergebnisvariablen betrifft den *Zeitraum der Entscheidung*. Hier ist vor allem zwischen einer Querschnittbetrachtung, die sich zur periodenspezifisch zusammengefassten Geburtenziffer TFR aggregieren lässt, und der endgültigen Kinderzahl pro Frau als Längsschnittbeziehungsweise Kohortenmaß zu unterscheiden. Letzteres kann abschließend erst für Frauen, die das 45. oder 50. Lebensjahr erreicht haben, ermittelt werden. Das hat in der Wirkungsanalyse den Nachteil, dass damit eine Population in den Blick genommen wird, deren reproduktive Phase bereits abgeschlossen

ist. Kontrafaktische Wirkungsanalysen haben dann eher historischen Charakter und sind nicht mehr unmittelbar (beziehungsweise nur unter Extrapolationsannahmen, die dann den Annahmen der periodenspezifisch zusammengefassten Geburtenziffer nahekommen) für die familienpolitische Steuerung nutzbar – sie antworten in diesem Fall nicht auf die Frage „was wäre, wenn“ sondern „was wäre gewesen, wenn“. Eine zusätzliche, eher praktische Schwierigkeit ergibt sich daraus, dass die Anreizstrukturen für viele Jahre in der Vergangenheit korrekt modelliert werden müssten.

Eine Betrachtung der Kohortenfertilität wird eher in der Projektion interessant. Es handelt sich dann nicht mehr um die tatsächliche Kohortenfertilität, sondern um die Fertilität in einer hypothetisch fortgeschriebenen Kohorte. Das Verfahren dazu ist grundsätzlich das gleiche wie im Modul „Zentrale Leistungen im Lebensverlauf“ (Bonin et al. 2013b), nur dass die Fortschreibung der Fertilität auf einem Verhaltensmodell und nicht auf einem Modell in reduzierter Form beruht. Man schreibt hierzu im Idealfall nur wenige Variablen (etwa das Alter) deterministisch fort und bestimmt die übrigen Fortschreibungsdimensionen, darunter zentral die Fertilität, in jeder Periode neu durch ein Verhaltensmodell.

### **2.2.2 Zeitliche Aspekte der Entscheidung**

Das Verhaltensmodell sollte möglichst *dynamisch spezifiziert* werden, um die intertemporale Verknüpfung der einzelnen Entscheidungen abzubilden. Anschaulich gesprochen bedeutet dies, dass zwei Haushalte, die zu einem Zeitpunkt  $t$  den gleichen finanziellen Anreizen unterliegen, systematisch andere Fertilitätsentscheidungen treffen, je nachdem, wie ihr Erwerbsstatus in der Vorperiode war, ob sie in der Vorperiode ein Kind bekommen haben usw. Auch die Erwerbsentscheidung ist stark pfadabhängig, wie das Modul „Zentrale Leistungen im Lebensverlauf“ gezeigt hat. Um ein Modell mit dynamischen Feedback-Effekten schätzen zu können, müssen Haushalte in mindestens zwei aufeinanderfolgenden Perioden beobachtet werden oder es müssen retrospektive Informationen über die Vorperioden vorliegen. Diese Längsschnittperspektive ist erforderlich, um das Timing von Geburten und den Geburtenabstand (Spacing) modellieren zu können.

Auch die *Erwartungen an die Zukunft* haben einen Einfluss auf die gegenwärtigen Entscheidungen. Je nach den Annahmen über die Voraussicht der Perso-

nen sind hier verschiedene Modellierungen denkbar. Ein kurzfristig orientiertes Verhalten, bei dem für die Entscheidung nur die Folgen zu einem Zeitpunkt in einem Monat, einem Jahr, fünf Jahren usw. maßgeblich sind, ist das eine Extrem. Das andere ist eine Entscheidung, die unter Berücksichtigung der Folgen über den gesamten weiteren Lebenszyklus getroffen wird. Die Personen beziehen dann die Freude oder die Sorgen um die Kinder und den Gegenwartswert sämtlicher zukünftiger Einkommen in ihr Entscheidungskalkül ein.

Die Modellierungsentscheidung hat Folgen für die Wirkungsanalyse: In einem Modell mit vollständiger Voraussicht und Lebenszyklusoptimierung ist der Fall, dass eine Leistung oder Maßnahme einen Haushalt kurzfristig zwar besser, in einer Lebensverlaufsperspektive aber schlechter stellt, weniger wahrscheinlich. Bei vollständiger Voraussicht würden die Haushalte die mit der Geburtsentscheidung zumindest kurzzeitig verbundene Reduktion des Arbeitsangebotes und die sich daraus ergebende Abschreibung des Humankapitals antizipieren und dann über den Lebenszyklus hinweg den Leistungsbezug entsprechend ihrer Zeitpräferenzen bewerten (vgl. den Endbericht des Moduls „Zentrale Leistungen im Lebensverlauf“, Bonin et al. 2013b). Das heißt, sie würden die kurzfristigen und langfristigen Folgen ihrer Handlungen berücksichtigen und ggf. gegeneinander abwägen. Wie stark die einzelnen Wirkungen in das Entscheidungskalkül eingehen, hängt davon ab, wie stark gegenwarts- oder zukunftsorientiert die Haushalte sind.

Der richtige Zeithorizont für die Modellierung ist a priori nicht klar. Ein längerer Zeithorizont ist hier nicht zwangsläufig besser, da die Anforderungen, die ein Lebenszyklusmodell an die Voraussicht und Rationalität der Personen stellt, womöglich zu hoch sind. Ein ideales strukturelles Modell ist eines, in dem sich durch einfache Parametervariation verschiedene Zeithorizonte festlegen lassen, um prüfen zu können, wie empfindlich die Ergebnisse auf die Modellannahmen reagieren. Aus praktischer Sicht ist zu berücksichtigen, dass Modelle mit Optimierung über den gesamten Lebenszyklus in der Entwicklung deutlich schwieriger und in der Schätzung und Simulation zeitaufwändiger sind als Modelle mit kurzfristigem Entscheidungshorizont.

### **2.2.3 Simultane Modellierung mehrerer Entscheidungsdimensionen**

Wie der Überblick über die Literatur in der ersten Teilstudie gezeigt hat, existieren zahlreiche Wechselwirkungen zwischen wichtigen Entscheidungsdimen-



sionen. So spielen bei der Entscheidung für oder gegen ein (weiteres) Kind auch finanzielle Erwägungen eine Rolle, die insbesondere an den Erwerbsstatus gekoppelt sind. Eine kindbedingte Reduktion der Arbeitszeit bedeutet bei einem hohen Erwerbseinkommen eine höhere Einkommenseinbuße; die mit einer Geburt verbundenen Opportunitätskosten sind also unter sonst gleichen Umständen höher. Über den Einkommenseffekt wirkt ein hohes Erwerbseinkommen hingegen prinzipiell positiv auf die Geburtenrate. Daneben beeinflusst der Erwerbsstatus der Partner auch über die Verschiebung der „Drohpunkte“ in einem Verhandlungsmodell die Fertilitätsentscheidung.<sup>3</sup>

Umgekehrt ist aber, wie eine umfangreiche empirische Literatur und auch die Ergebnisse des Moduls „Zentrale Leistungen“ (Bonin et al. 2013a) klar zeigen, das Erwerbsverhalten von Zahl und Alter der Kinder im Haushalt abhängig. Da den Haushalten bei ihren Entscheidungen solche Wechselwirkungen bewusst sind, wäre eine isolierte oder auch nur schrittweise Modellierung von Arbeitsangebots- und Fertilitätsentscheidungen grob vereinfachend.

Ähnliche Wechselwirkungen lassen sich für das Heirats- und Scheidungsverhalten und weitere Entscheidungsdimensionen (z.B. die Bildung) aufzeigen. Beispielsweise ist in verheirateten Paaren die Geburtswahrscheinlichkeit höher; umgekehrt haben Kinder möglicherweise einen Einfluss auf die Scheidungswahrscheinlichkeit. Der erreichte Bildungsstand ist Produkt der Schul- und Berufswahlentscheidungen und damit vor allem für die Frauen abhängig von der Familienorientierung und den Kinderwünschen. Das heißt in zugespitzter Formulierung, dass Frauen, die erwarten, infolge von Geburten für längere Zeit oder möglicherweise dauerhaft aus dem Erwerbsleben auszusteigen, weniger in ihre Bildung investieren, um die Opportunitätskosten der Zeitverwendung auf Familie und Haushalt zu reduzieren (siehe z.B. Mincer und Polachek 1974, Keane und Wolpin 2010). Diese potenziell gegenläufige Kausalität erschwert die Analyse von Bildungseffekten auf die Fertilität. In der Tat gibt es

---

<sup>3</sup> Die „Drohpunkte“ messen in Verhandlungsmodellen die Optionen, die den Partnern außerhalb der gegenwärtigen Partnerschaft zur Verfügung stehen. Günstige Außenoptionen (outside options) erhöhen unter sonst gleichen Umständen die Verhandlungsmacht der Partner.

Hinweise aus empirischen Studien, dass Frauen mit einer hohen Präferenz für Kinder ihre Ausbildungs- und Erwerbsentscheidungen an dieser Präferenz orientieren (Bauer und Jacob 2008; Klevmarken und Tasiran 1996 bezüglich der Erwerbserfahrung).

Wünschenswert ist daher ein Modell, das alle diese Wechselwirkungen berücksichtigt. Im Modul „Zentrale Leistungen im Lebensverlauf“ (Bonin et al. 2013b) wurden zahlreiche Interdependenzen modelliert, allerdings (bis auf die Einflüsse auf das Arbeitsangebot) in reduzierter Form, also ohne die Möglichkeit einer Identifikation der Präferenzen und somit der für die Untersuchung kontrafaktischer Szenarien erforderlichen Struktur. Ein Verhaltensmodell, das alle denkbaren oder auch nur die wichtigsten Wechselwirkungen abzubilden versucht, stößt schnell an Grenzen der technischen Machbarkeit.

#### **2.2.4 Berücksichtigung der relevanten Einflussfaktoren**

Das strukturelle Verhaltensmodell erfasst trotz des technischen Klangs von „Präferenzen“ und „Restriktionen“ die gesamte Lebenswelt der handelnden Personen. Es erfasst neben den rein finanziellen Ressourcen auch weitere Güter, die Menschen lieb und teuer sind (bspw. Zeit) und die von den modellierten politischen Impulsen beeinflusst werden. Es wird auch keineswegs angenommen, dass die Haushalte auf die Einflussfaktoren und Anreize in einem engen Sinne egoistisch reagieren. Zwar wird angenommen, dass die Haushalte die für sie beste Entscheidungsoption wählen, aber die Bewertung der Optionen kann auf einer spezifisch oder allgemein altruistischen Motivation beruhen. Eine Person kann also eine Option auch deshalb bevorzugen, weil durch sie ein Dritter (z.B. das eigene Kind) bessergestellt wird oder die Person durch ihre Entscheidung auf ein allgemeines Prinzip (z.B. „Gerechtigkeit“) hinwirken möchte. In der Praxis wird in der Modellierung allerdings in der Regel der Motivation nicht ausdrücklich nachgespürt. Es wird aber zugelassen, dass sich die Entscheidungen zwischen den Personen selbst bei identischen Anreizen unterscheiden, und diese Unterschiede sind offen für eine Vielzahl von Interpretationen, die eben über einen engen Egoismus hinausgehen.

Der Literaturüberblick der ersten Teilstudie hat eine Vielzahl von Faktoren aufgezeigt, die einen Einfluss auf die Fertilitätsentscheidung ausüben. Auf einer obersten Ebene wurden sozio-demografische und sozial-normative Determinanten der Fertilität unterschieden. Die *sozio-demografischen Determi-*

*nanten* umfassen erstens eine Reihe von sozialen Hintergrundfaktoren: den sozio-ökonomischen Status und den Familienstand der eigenen Eltern (also der Generation der Großeltern), die Zahl der eigenen Geschwister, das Herkunftsland, die eigene religiöse Orientierung und Praxis, den Haushaltstyp (alleinstehend, alleinerziehend, mit einem Partner zusammenlebend), den Familienstand, die Region, das familiäre Betreuungsnetzwerk, die Nationalität und einen möglichen Migrationshintergrund, die Gesundheit und die Wohnsituation. Hinzu kommen demografische Faktoren: das Alter der (potenziellen) Eltern und die Anzahl, das Alter und das Geschlecht ggf. bereits vorhandener Kinder. Die Bildung der (potenziellen) Eltern beeinflusst das Fertilitätsverhalten ebenfalls. Ein Einfluss geht nicht nur vom Qualifikationsniveau, sondern auch vom gewählten Beruf aus. Auch der Bildungsabstand zwischen den Partnern spielt eine Rolle. Eine besonders enge Wechselwirkung besteht schließlich zwischen dem Fertilitätsverhalten und der Erwerbstätigkeit und dem Einkommen beider Partner.

Bei den *sozial-normativen Determinanten* sind die Normen zur Biografiegestaltung und zur Elternschaft (Partnerschaftsbildung, Verbindlichkeit und Zeitfenster der Elternschaft) und zum Familienmodell und den Geschlechterrollen sowie weitere Werte und Einstellungen zu nennen.

Schließlich muss auch der *Einfluss der Politik*, insbesondere der ehe- und familienbezogenen Leistungen und Maßnahmen, im Modell abbildbar sein.

Diese Aufzählung ist das Ergebnis eines Literaturüberblicks, in den zahlreiche Studien mit Befunden aus verschiedenen Ländern und Zeiträumen eingeflossen sind. Eine empirische Überprüfung *aller* Faktoren für den konkreten deutschen Fall stellt hohe Anforderungen an den verwendeten Datensatz, sowohl hinsichtlich der Variablen als auch der Fallzahlen. Eine gleichzeitige Berücksichtigung zahlreicher Einflussfaktoren erfordert nämlich nicht nur eine ausreichende Stichprobengröße, sondern auch eine günstige Kovarianzstruktur der Variablen – der Einfluss von Faktoren, die immer oder fast immer gemeinsam auftreten, wird sich auch in einer großen Stichprobe nicht separieren lassen.

Ein ideales strukturelles Verhaltensmodell sollte es aber grundsätzlich ermöglichen, den Einfluss aller genannten Faktoren empirisch zu überprüfen. Es ist dann im Einzelnen darzulegen, ob die Faktoren über die Präferenzen, die Restriktionen oder über beide Kanäle wirken. Dass diese Entscheidungen explizit

gemacht werden müssen, ist eine Stärke struktureller Modelle, mit denen der Modellierer gleichsam seine Karten auf den Tisch legt.

Natürlich kann kein strukturelles Modell (und auch kein Modell „in reduzierter Form“) sämtliche der prinzipiell unendlich vielen Einflussfaktoren, die auf die Fertilitätsentscheidung wirken, abbilden. Aus diesem Grund und weil selbst die prinzipiell beobachtbaren Einflussfaktoren mitunter fehlerhaft gemessen werden, kann auch kein Modell die Fertilitätsentscheidung im Allgemeinen und den Einfluss der ehe- und familienbezogenen Leistungen und Maßnahmen auf die Fertilität im Besonderen exakt vorhersagen. Jedes Modell enthält daher einen Fehlerterm, mit dem Messfehler und *unbeobachtete Einflussfaktoren* abgebildet werden. Die statistische Verteilung dieses Fehlerterms ist Teil der Modellannahmen. Im Idealfall lassen sich aus dieser Verteilung, nachdem ihre Parameter empirisch geschätzt wurden, Aussagen über die Verteilung von Haushaltstypen gewinnen, die sich zwar nicht direkt anhand ihrer beobachtbaren Eigenschaften, dafür aber indirekt anhand ihres Verhaltens identifizieren lassen.

### **2.2.5 Verhandlungsprozesse zwischen den Partnern**

Im Literaturüberblick der ersten Teilstudie ist deutlich geworden, dass die Fertilitätsentscheidung idealerweise als Ergebnis eines Verhandlungsprozesses zwischen beiden Partnern modelliert werden sollte. *Mögliche Interessenkonflikte* sollten also im Idealfall explizit abgebildet werden. Wenn etwa die Frauen wissen, dass sie durch eine Konzentration auf die Kindererziehung ihre Erwerbschancen und damit ihre Verhandlungsposition innerhalb des Paares schwächen, wird dies ihre Bereitschaft, Kinder zu bekommen und sich der Kindererziehung zu widmen, tendenziell schwächen.

Zur Modellierung der Haushaltsentscheidung stehen zwei Möglichkeiten zur Auswahl: unitäre Modelle, in denen mögliche Interessenkonflikte zwar nicht gelegnet, aber nicht explizit modelliert werden, und Verhandlungsmodelle, in denen die individuellen Interessen direkt abgebildet werden.

In *unitären Modellen* wird von einer Stabilität der Haushaltspräferenzen ausgegangen, und es wird nicht modelliert, wie sich diese Haushaltspräferenzen aus den Präferenzen der Individuen (d.h. beider Partner und ggf. der Kinder, die ja ebenfalls einen Einfluss auf die Haushaltsentscheidungen ausüben) er-

geben. Somit wird postuliert, dass (1) die individuellen Präferenzen von den Änderungen der Restriktionen nicht betroffen sind (diese Annahme treffen auch die Verhandlungsmodelle), und dass (2) auch die Verhandlungsmacht der Partner bei einer Änderung der Rahmenbedingungen gleich bleibt, also auch die Aggregation der Einzelinteressen von Änderungen in den Restriktionen nicht betroffen ist.

Die Annahme stabiler Verhandlungsmacht ist restriktiv. Tatsächlich dürfte die Verhandlungsmacht unter anderem von der Ausgestaltung der ehe- und familienbezogenen Leistungen abhängen. Man denke in diesem Zusammenhang an die Wirkungen einer Absicherung von kindbedingten Erwerbsunterbrechungen auf die langfristige relative Einkommensposition der Partner. Auch das Unterhaltsrecht und andere Leistungen und Maßnahmen, die sich an Alleinerziehende richten, beeinflussen die „Drohpunkte“ der Partner in den Verhandlungsprozessen. Mit einem *Verhandlungsmodell* ließe sich grundsätzlich ein zusätzlicher Einfluss der ehe- und familienbezogenen Leistungen identifizieren, der nicht über die finanziellen Anreize, sondern über die Verhandlungsprozesse innerhalb des Haushalts verläuft. Das hat die interessante Konsequenz, dass sich auch indirekte Wirkungen von Leistungen und Maßnahmen jenseits der eigentlichen Zielgruppe erfassen lassen, etwa wenn Leistungen, die sich an Alleinerziehende richten, auch in Paaren Wirkungen zeitigen.

### **2.2.6 Abbildung des Steuer-Transfer-Systems**

Die Aufgabe des vorliegenden Berichts ist eine Evaluation der Wirkung ehe- und familienbezogener Leistungen und Maßnahmen auf die Geburtenrate und die Erfüllung von Kinderwünschen. Ein strukturelles Verhaltensmodell muss daher ein *detailliertes Modell des Steuer-Transfer-Systems* enthalten, in dem die zu untersuchenden Leistungen und Maßnahmen in ihrer isolierten Wirkung auf das verfügbare Einkommen und in ihren zahlreichen Interaktionen untereinander und mit anderen Elementen des Steuer-Transfer-Systems abgebildet sind.

Diese Anforderung ist ein *Ausschlusskriterium*. Vorhandene Modelle, die etwa nur die Wirkung des Bruttolohns auf die Geburtsentscheidung abbilden, kommen für die vorliegende Evaluationsaufgabe nicht in Frage, egal wie gut sie hinsichtlich der übrigen Anforderungen abschneiden. Dabei geht es nicht um die Selbstverständlichkeit, dass ein beispielsweise für die US-amerikanische

Situation der 1990er Jahre entwickeltes Modell nicht das aktuelle deutsche Steuer-Transfer-System abbildet – dieses Steuer-Transfer-System ist in jedem Fall, aufbauend auf den Vorarbeiten der bisherigen Module der Gesamtevaluation, an die vorliegende Untersuchungsaufgabe anzupassen. Vielmehr geht es um die grundsätzliche Frage, welche Modellklassen mit einem detaillierten Steuer-Transfer-Modell nach aktuellem Forschungsstand kompatibel sind.

Wie der folgende Überblick über die verfügbaren Modelle (Kapitel 2.3) zeigen wird, besteht hier ein *Zielkonflikt*: Strukturelle Modelle mit Lebenszyklus-Optimierung oder expliziter Berücksichtigung des Verhandlungsprozesses zwischen den Partnern enthalten mehrheitlich *kein* detailliertes Steuer-Transfer-System, sondern modellieren den Einfluss lediglich des Bruttolohnes und des (annahmegemäß unversteuerten) Nichterwerbseinkommens auf die Entscheidungen. Beim Nichterwerbseinkommen wird der Einfluss von Transferleistungen in strukturellen Modellen selten gesondert untersucht (in Modellen „in reduzierter Form“ hingegen schon, siehe den Überblick in Kapitel 5 der ersten Teilstudie).

Die häufig bestenfalls rudimentäre Berücksichtigung des Steuer-Transfer-Systems in strukturellen Verhaltensmodellen liegt zum einen daran, dass die Modelle in einem reinen Forschungszusammenhang entwickelt wurden, es sich also in gewisser Weise um Prototypen handelt, die an die Zwecke der Politikberatung angepasst werden müssen. Diese Anpassung wird jedoch an gewisse Grenzen stoßen. Ein detailliertes Steuer-Transfer-System wurde nämlich auch aus technischen Gründen nicht in die Modelle integriert: In Modellen mit Optimierung über den gesamten Lebenszyklus ergibt sich bereits eine große Zahl an Alternativen, für die der jeweilige Nutzenwert am Computer ermittelt werden muss; das heißt, es muss simuliert werden, wie jeder Haushalt die vielen ihm zur Verfügung stehenden Alternativen (die hier aus verschiedenen Lebensverläufen bestehen, welche sich ja, wie das Modul „Zentrale Leistungen im Lebensverlauf“ (Bonin et al. 2013b) gezeigt hat, schnell auffächern) gemäß seiner Präferenzen – technisch: den Parametern der Nutzenfunktion – bewertet. Sodann muss aus dem tatsächlich beobachteten Verhalten auf diejenigen Parameter geschlossen werden, die das Verhalten bestmöglich erklären. Die hierzu erforderliche Rechenarbeit ist beträchtlich – die Modelle mit Lebenszyklus-Optimierung sehen sich deshalb der Kritik ausgesetzt, dass sie zu hohe Anforderungen an die Voraussicht der Haushalte stellen. In jedem Fall ist es

unumgänglich, die Zahl der Entscheidungsdimensionen einzuschränken. Es wird daher zum Beispiel nur das Arbeitsangebot der Frauen mit abgeschlossener Fertilitätsbiografie und für gegebene Bildung sowie unter der Annahme stabiler Partnerschaften modelliert. Eine zweite Vereinfachung ist dann der Verzicht auf ein Steuer-Transfer-System. Ansonsten müsste man die komplette Steuer-Transfer-Simulation für jeden Haushalt in jeder der zahlreichen Alternativen (Lebensverläufe) und für jeden Parameterwert, der in der Schätzung getestet werden muss, durchführen.

In statischen Verhandlungsmodellen<sup>4</sup> hat die Nichtberücksichtigung des Steuer-Transfer-Systems einen anderen Grund: Die empirisch am weitesten entwickelten Verhandlungsmodelle à la Chiappori (1988; 1992) knüpfen an die mikroökonomische Theorie der Nachfrage an und wurden für stetige Entscheidungsvariablen entwickelt. Damit lassen sich die diskrete Fertilitätsentscheidung gar nicht und die – in der Praxis in der Regel ebenfalls diskrete – Arbeitsangebotsentscheidung nur näherungsweise erfassen. Das Steuer-Transfer-System kann ebenfalls nur unzureichend abgebildet werden, da Chiapporis Modell für sogenannte konvexe Budgetmengen entwickelt wurde. Es wird also ausgeschlossen, dass sich ein Haushalt durch ein höheres Arbeitsangebot finanziell schlechter stellt. Insbesondere durch den Verlust von Transferansprüchen können solche Fälle in wirklichkeitsgetreu modellierten Steuer-Transfer-Systemen aber auftreten.

### **2.3 Verfügbare Modelle**

Im Folgenden wird ein Überblick über die bestehenden strukturellen Modelle der Fertilitätsentscheidung gegeben. Die Gliederung erfolgt anders als in der ersten Teilstudie nicht anhand der Einflussfaktoren, sondern der Modellstruktur. Zudem liegt der Fokus nicht auf den Ergebnissen, sondern der Modellierung.

---

<sup>4</sup> Die wenigen dynamischen Verhandlungsmodelle sind zusätzlich vom Problem der hohen Rechenanforderungen der Lebenszyklus-Optimierung betroffen.

Die Modelle werden zum einen danach unterschieden, ob sie die Entscheidung auf Haushaltsebene modellieren (unitäre Modelle) oder das Zusammenwirken verschiedener Entscheider (konkret: Männer und Frauen) explizit berücksichtigen (Verhandlungsmodelle). Die andere Dimension der Kategorisierung ist der Zeithorizont der Entscheidung. Hier sind Modelle, die eine kurzfristige Entscheidung modellieren, von solchen mit längerem Entscheidungshorizont (bis hin zu einer Optimierung über den gesamten Lebensverlauf) zu unterscheiden.

Bei den unitären Modellen werden nur Modelle, in denen die Fertilitätsentscheidung abgebildet ist, berücksichtigt. Methodisch verwandte Modelle, in denen etwa nur das Arbeitsangebot und die Heiratsentscheidung simultan modelliert werden, finden keine Aufnahme in den Überblick. Um den Kreis der Studien weiter auf die vorliegende Evaluationsaufgabe einzuschränken, werden zudem von den unitären Fertilitätsmodellen nur diejenigen berücksichtigt, die zugleich auch das Arbeitsangebot modellieren.

Bei den Verhandlungsmodellen ist die Haupteinschränkung, dass nur empirische Modelle berücksichtigt werden – rein theoretische Modelle bleiben, wie auch bei den unitären Modellen, außen vor.

Ein letzter Abgrenzungspunkt betrifft die Unterscheidung zwischen statischen und dynamischen Modellen. Statische Modelle bilden die Entscheidung nur über *eine* Periode ab. Diese Periode kann durchaus lang andauern – so sind etwa Modelle, in denen die abgeschlossene Geburtenziffer über die gesamte fruchtbare Phase erklärt wird, in diesem Sinne statische Modelle. Die frühen Modelle der Familienökonomik (z.B. Becker 1960, Mincer 1963, Willis 1973, Becker und Lewis 1973) fielen, allein schon, weil damals die Rechenkapazitäten zur Schätzung aufwändigerer Modelle noch nicht zur Verfügung standen, in diese Kategorie der statischen Modelle. Mit diesen Modellen können aber das Timing und der Abstand der Geburten nicht erfasst werden. Sie sind daher für die vorliegende Evaluationsaufgabe ungeeignet und werden im folgenden



Überblick über verfügbare strukturelle Verhaltensmodelle nicht weiter berücksichtigt.<sup>5</sup>

### **2.3.1 Unitäre Modelle mit kurzfristiger Optimierung**

*Lefebvre, Brouillette und Felteau (1994)* entwickeln ein Modell, in dem simultan über die Anzahl der Kinder und das Arbeitsangebot der Frau entschieden wird. Die Entscheidung über die Kinder wird dabei in zwei Stufen aufgespalten: zunächst die grundsätzliche Entscheidung für oder gegen Kinder, anschließend gegebenenfalls die Entscheidung über die Zahl der Kinder. Die Schätzung erfolgt auf Basis von kanadischen Daten für die Jahre 1975 bis 1987, kombiniert mit einem Steuer-Transfer-Modell. Der Datensatz ist ein wiederholter Querschnitt, enthält also keine Längsschnittinformationen zu den Personen und Haushalten. Damit sind, wie die Autoren selbst einräumen, gewisse Probleme bei der Interpretation der Schätzergebnisse verbunden. Es werden nämlich die finanziellen Anreize in dem Jahr, in dem die Haushalte beobachtet werden, abgebildet. Eine Familie, die z.B. im Jahr 1985 bereits drei Kinder hat, wird also so modelliert, als fiele im Jahr 1985 die Fertilitätsentscheidung, und dies dann gleich für alle drei Kinder gleichzeitig. Anders ausgedrückt: Eine Familie entscheidet sich nicht für ein weiteres Kind, sondern gleich für die komplette zu diesem Zeitpunkt beobachtete Kinderzahl (die im Übrigen in den meisten Fällen nicht der abgeschlossenen Fertilität entspricht, da Frauen im Alter zwischen 23 und 40 Jahren berücksichtigt werden). Das Alter der Kinder wird dabei vernachlässigt. Eingedenk dieser methodischen Probleme nutzen Lefebvre, Brouillette und Felteau ihr Modell für kontrafaktische Simulationen. Variiert werden dabei einerseits die Bruttolohnprofile, andererseits die finanziellen Anreize, die von der Familienpolitik ausgehen. Der Optimierungshorizont ist dabei, wie in sämtlichen Modellen, die in diesem Abschnitt vorgestellt werden, kurzfristig. Das heißt, die Haushalte treffen ihre Entscheidung auf Basis der unmittelbaren Auswirkungen, die sich in einem einzigen Jahr ergeben. Die langfristigen Folgen einer Veränderung des Arbeitsangebots (z.B. einer Er-

---

<sup>5</sup> Zu den statischen Modellen siehe die erste Teilstudie (Boll et al. 2013) sowie die Überblicksartikel von Hotz, Klerman und Willis (1997) und Jones et al. (2011).

werbsunterbrechung) oder einer Geburt gehen in dem Modell nicht in das Entscheidungskalkül der Haushalte ein. Damit kann nur ein Teil der Anreize erfasst werden.

*Laroque und Salanié (2003; 2004; 2008)* untersuchen den Einfluss von finanziellen Anreizen auf die Fertilität und das weibliche Arbeitsangebot in Frankreich. Ihr Ansatz stellt eine Verbesserung gegenüber dem Modell von Lefebvre, Brouillette und Felteau (1994) dar, weil nun die Entscheidung für ein weiteres Kind *gegeben die bisherige Kinderzahl* modelliert wird und nicht die Entscheidung für mehrere Kinder auf einmal. Der Entscheidungshorizont bleibt aber kurzfristig beziehungsweise, in den Worten von Laroque und Salanié, „myopisch“ (2003: 7). Außerdem modellieren Laroque und Salanié – wie auch Lefebvre, Brouillette und Felteau – nur die Partizipationsentscheidung der Frau und unterscheiden nicht zwischen Teilzeit- und Vollzeitarbeit.

*Laroque und Salanié (2003)* nehmen an, dass die Arbeitsangebotsentscheidung auf Basis der verfügbaren Einkommen eines Jahres  $t$  getroffen wird, die Fertilitätsentscheidung aber auf Basis der Einkommen im Folgejahr  $t+1$ . Alle verfügbaren Einkommen werden mithilfe eines Steuer-Transfer-Modells simuliert. Die Schätzung erfolgt auf der Grundlage der französischen Enquête Emploi für die Jahre 1997, 1998 und 1999; berücksichtigt werden nur Haushalte, die in mindestens zwei aufeinanderfolgenden Wellen beobachtet werden. In der Spezifikation werden unterschiedliche Parameter für das erste, zweite und dritte Kind zugelassen. Laroque und Salanié simulieren mit ihrem Modell drei kontrafaktische Szenarien: die Abschaffung der „Allocation Parentale d’Éducation“ (APE)<sup>6</sup>, die Einführung eines einkommensunabhängigen Kindergelds und den Übergang zur „Prestation d’Accueil au Jeune Enfant“ (PAJE) zum 1. Januar 2004.

*Laroque und Salanié (2004)* schätzen ebenfalls ein simultanes Arbeitsangebots- und Fertilitätsmodell, allerdings auf Basis nur der 1999er Welle der Enquête Emploi. Wegen der geringeren Fallzahlen sind die Präferenzen sparsa-

---

<sup>6</sup> Durch die kontrafaktische Abschaffung soll ex negativo die Wirkung der Leistung im Status quo evaluiert werden.

mer parametrisiert; insbesondere unterscheiden sich die Koeffizienten nicht nach der Ordnungszahl der Geburt. Im Vergleich der Artikel von 2003 und 2004 weisen Laroque und Salanié (2003: 33) darauf hin, dass die Ergebnisse sensibel auf die Unterschiede in den Daten und im Modell reagieren.<sup>7</sup> So finden sie im 2004er Artikel eine stärkere Wirkung der Familienpolitik auf die Fertilität als im 2003 erschienenen Artikel. Sie mutmaßen, dass der doppelte Einfluss mancher Variablen, die einerseits die Präferenzen, andererseits die Budgetbeschränkung (über den Bruttolohn oder das Steuer-Transfer-Modell) beeinflussen, zu den instabilen Schätzergebnissen führt. Einer allzu reichen Parametrisierung des Modells sind also möglicherweise (in jedem Einzelfall zu prüfende) Grenzen gesetzt.

Interessant ist, dass Laroque und Salanié in ihren Artikeln von 2004 mit verschiedenen Entscheidungshorizonten für die Optimierung experimentieren. Anstatt nur die finanziellen Anreize im Jahr unmittelbar nach der Geburt zu betrachten und dabei jeden Euro gleich zu gewichten, verwenden sie zum einen eine Spezifikation, in der die Familienleistungen separat und mit einem in der Schätzung zu bestimmenden Gewicht in das verfügbare Einkommen eingehen. Damit soll abgebildet werden, dass bestimmte Leistungen länger bezogen werden als andere. Laroques und Salaniés andere Annäherung an ein Lebenszyklusmodell besteht darin, den Gegenwartswert der Familienleistungen über zwanzig Jahre zu simulieren. Dabei legen sie allerdings die restriktiven Annahmen zugrunde, dass das Arbeitsangebot, die Löhne und der Familienstand konstant bleiben und dass keine weiteren Kinder geboren werden oder ältere Kinder den Haushalt verlassen.

*Laroque und Salanié (2008)* schätzen erneut ein ähnliches Modell; Datengrundlage ist, wie schon in ihrem Artikel von 2003, die Enquête Emploi für die Jahre 1997, 1998 und 1999. Als Reaktion auf die instabilen Ergebnisse der früheren Artikel diskutieren sie die Annahmen, die eine Identifikation der Parameter (d.h. eine Trennung von Restriktionen und Präferenzen) erlauben,

---

<sup>7</sup> Dass in einem 2003 veröffentlichten Artikel bereits auf Ergebnisse eines Artikels von 2004 Bezug genommen wird, erstaunt auf den ersten Blick, erklärt sich aber aus den Verzögerungen im wissenschaftlichen Publikationsprozess.

nun gründlicher. Außerdem schließen sie Frauen über 40 Jahre von der Schätzung aus. Die Schätzung erfolgt wieder für jede Geburtenparität getrennt; zusätzliche Flexibilität entsteht durch eine große Zahl von Dummy-Variablen für die Alterskategorien. Außer dem Alter, dem Bildungsabschluss und einem Dummy für den Familienstand werden aber keine weiteren Indikatoren für Präferenzunterschiede berücksichtigt. Obwohl die Spezifikation näher an ihrem 2003er Artikel liegt, sind die Ergebnisse denen des 2004er Artikels ähnlicher. Das Fazit von Laroque und Salanié (2008) lautet, dass die Fertilität durchaus sensibel auf finanzielle Anreize reagiert, vor allem beim ersten und beim dritten Kind.

*Haan und Wrohlich (2011)* schätzen ein simultanes Arbeitsangebots- und Fertilitätsmodell auf Basis des SOEP. Die Identifikation der Präferenzparameter über die Variation, die aus dem Steuer-Transfer-Modell resultiert, folgt dabei Laroque und Salanié (2008). Haan und Wrohlich nehmen zusätzlich noch Elemente der Arbeiten von Carrasco (2001) und Michaud und Tatsiramos (2011) auf. Wie diese schätzen sie ein Modell mit Pfadabhängigkeit und unbeobachteter Heterogenität. Damit lässt sich, auch wenn Haan und Wrohlich ebenso wie die übrigen Arbeiten nur die Entscheidung über eine Geburt in der Folgeperiode modellieren und die Optimierung dabei auch nur die Anreize der Folgeperiode berücksichtigt, ein Entscheidungsmodell mit Optimierung über den Lebenszyklus zumindest annähern. Mit ihrer Parametrisierung auf Basis des SOEP und der Integration des deutschen Steuer-Transfer-Systems in das Entscheidungsmodell ist die Arbeit von Haan und Wrohlich ein naheliegender Ausgangspunkt für die im Rahmen des vorliegenden Projekts durchzuführende Wirkungsanalyse.

### **2.3.2 Unitäre Modelle mit Optimierung über den Lebenszyklus**

Die bisher betrachteten Modelle erfassen nur die kurzfristigen Anreize, die auf das Arbeitsangebot und die Fertilität wirken. Das gilt selbst für die Arbeiten von Haan und Wrohlich (2011) und vor ihnen von Carrasco (2001) und Michaud und Tatsiramos (2011), die mit ihrer umfangreicheren ökonometrischen Spezifikation das Verhalten von Haushalten, die auch die langfristigen Folgen der Entscheidungen antizipieren, bestenfalls annähern können. Dass selbst in jüngerer Zeit trotz der grundsätzlichen Vorteile von Modellen mit Lebenszyklus-Optimierung häufig auf Annäherungen zurückgegriffen wird, erklärt sich,

wie im Folgenden gezeigt werden soll, aus dem Modellierungs- und Rechenaufwand der Lebenszyklusmodelle.

Das erste schätzbare Fertilitätsmodell mit Optimierung über den Lebenszyklus stammt von *Wolpin (1984)*. Er entwickelt ein iteratives Verfahren, mit dem sich die Lösung der Optimierung, die sich aus einem Problem dynamischer Programmierung ergibt, mit der Schätzung des Modells verknüpft wird. Das Verfahren ist sehr rechenintensiv, da bei jedem neuen Schritt des Schätzverfahrens die Lösung der dynamischen Programmierung neu bestimmt werden muss. Vor dem Hintergrund der Rechenkapazität des Jahres 1984 bedeutete dies, dass mit dem Verfahren nur stark vereinfachte strukturelle Modelle geschätzt werden konnten. Wolpin illustriert sein neues Verfahren mit einem Modell, in dem nur die Zahl ggf. vorhandener Kinder, nicht aber ihr Alter entscheidungsrelevant für eine weitere Geburt ist – dadurch ist das Modell für eine Untersuchung des Geburtenabstands nur bedingt geeignet. Die Fertilitätsentscheidung ist zudem die einzige Entscheidung im Modell. Das Einkommen wird ebenso als gegeben betrachtet wie der Familienstand; Wolpin modelliert also keine simultane Arbeitsangebots- und Fertilitätsentscheidung. (Dass das Modell trotz der oben getroffenen Einschränkung auf simultane Modelle trotzdem vorgestellt wird, erklärt sich aus seiner historischen Bedeutung als Pionier für spätere Modelle.) Ein Steuer-Transfer-Modell ist ebenso wenig berücksichtigt. Auf der Datenseite vereinfacht Wolpin, indem er nur 188 Haushalte (aus dem Malaysian Family Survey von 1976) zur Schätzung heranzieht und die Zahl der Perioden im Lebenszyklus auf 20 beschränkt.

*Hotz und Miller (1988)* legen anders als Wolpin (1984) den Fokus vor allem auf das Timing und den Abstand der Geburten. Sie betrachten nur Frauen, die über den gesamten Zeitraum (sie nehmen Daten des US-amerikanischen PSID – Panel Survey of Income Dynamics – für die Jahre 1970-1979) verheiratet sind und mindestens ein Kind haben. Das Modell kann also nicht zur Untersuchung der Kinderlosigkeit herangezogen werden. Anders als Wolpin erlauben Hotz und Miller aber, dass nicht nur die Anzahl, sondern auch das Alter bereits vorhandener Kinder entscheidungsrelevant ist. Hotz und Miller integrieren zudem ein einfaches Arbeitsangebotsmodell (modelliert wird die Partizipationsentscheidung der Frau) und lassen stochastische Einflüsse bei der Geburtsmodellierung zu; das heißt, die Haushalte entscheiden sich für oder gegen Empfängnisverhütung und nicht direkt für oder gegen ein weiteres Kind. Die Datenbasis

ist wegen des rechenintensiven Verfahrens wie schon bei Wolpin sehr klein und besteht aus etwa 350 Haushalten, die über zehn Perioden modelliert werden. Einflüsse von Steuern und Transfers werden nicht modelliert, nur das als gegeben angenommene Einkommen des Mannes und das Bruttoeinkommen der Frau sind für die Fertilitäts- und Partizipationsentscheidungen relevant.

In einem späteren Artikel schlagen *Hotz und Miller (1993)* ein Verfahren vor, mit dem sich der Rechenaufwand bei der Schätzung der strukturellen Verhaltensmodelle mit Optimierung über den Lebenszyklus unter bestimmten Bedingungen vereinfachen lässt. Durch die Vereinfachung bei der Schätzung kann das Verhaltensmodell komplizierter werden. Hotz und Miller (1993) lassen zu, dass die Haushalte zwischen zwei Mitteln der Empfängnisverhütung wählen können: der temporären Verhütung wie in Hotz und Miller (1988) und der Sterilisation als endgültige Empfängnisverhütung. Ein Arbeitsangebotsmodell ist dafür im Artikel nicht mehr enthalten, wohl aber in einem früheren Arbeitspapier, auf das im Artikel Bezug genommen wird. Auch hier rechtfertigt sich die Ausnahme von unserem Fokus auf simultane Modelle durch die methodische Bedeutung des Artikels. Die Schätzung erfolgt für die, verglichen mit den Modellen von Wolpin (1984) und Hotz und Miller (1988), große Zahl von 2088 Haushalten (aus dem US-amerikanischen National Fertility Survey), allerdings besteht der Ausschnitt aus dem Lebenszyklus aus nur sechs Perioden (1970-1975). Das Verfahren von Hotz und Miller (1993) wurde kürzlich von Arcidiacono und Miller (2011) erweitert, allerdings in einem rein theoretischen Papier ohne Anwendung auf die Fertilitätsmodellierung.

*Francesconi (2002)* modelliert die Fertilitäts- und Arbeitsangebotsentscheidung von verheirateten Frauen in den USA auf Basis der Daten des National Longitudinal Survey of Young Women für die Jahre 1968-91. Die Hauptbeiträge des Artikels sind, dass erstmals in einem simultanen Modell mit Lebenszyklus-Optimierung die Haushalte die Veränderungen im Lohnsatz (also insbesondere die langfristigen Folgen von Erwerbseinschränkungen) antizipieren. Neu ist auch, dass Francesconi anders als Hotz und Miller (1988) nicht nur die Partizipationsentscheidung modelliert, sondern eine Unterscheidung zwischen Vollzeit und Teilzeit zulässt. Interessant für einen Einsatz in der Evaluation ist auch, dass Francesconi das Modell für Simulationen benutzt. Er untersucht, welchen Einfluss höhere Bildungsabschlüsse, ein Rückgang in den am Markt erzielbaren Löhnen und höhere Folgekosten von Erwerbsunterbrechungen auf

die Geburtenrate haben. Betrachtet werden aber nur die Bruttolöhne und ein Transfer, der annahmegemäß linear mit der Zahl der Kinder steigt. Ein umfassenderes Steuer-Transfer-Modell ist nicht in das Modell integriert. Die Erweiterungen, die Francesconi vornimmt, werden zum Teil durch Rückschritte an anderen Stellen erkaufte. So abstrahiert er vom stochastischen Element der Geburtenkontrolle, modelliert also wie Wolpin (1984) direkt die Entscheidung über die Kinderzahl und nicht wie Hotz und Miller (1988, 1993) über die Empfängnisverhütung. Anders als bei Hotz und Miller wird zudem kein Einfluss des Alters ggf. vorhandener Kinder auf die Geburtenentscheidung mehr modelliert – Francesconi kehrt hier zurück zum Modell von Wolpin (1984), bei dem nur die Anzahl der Kinder entscheidungsrelevant ist. Wie in den bisher genannten Studien beschränkt sich die simultane Modellierung zudem auf die Fertilität und das Arbeitsangebot der Frau. Francesconi deutet im Fazit seines Artikels an, dass eine ideale Erweiterung zusätzlich auch den Familienstand als Entscheidungsvariable (und nicht als gegeben) betrachten sollte. Er verweist hier auf eine mögliche Integration mit dem Modell von Van der Klaauw (1996), der das Arbeitsangebot und den Familienstand simultan modelliert, dafür aber die Fertilität als gegeben betrachtet.

Ein Modell mit einer großen Anzahl von Entscheidungsdimension wurde von *Keane und Wolpin (2002)* entwickelt. In ihrem Modell wird das Arbeitsangebot gemeinsam mit der Ausbildungs- und Geburtsentscheidung sowie dem Familienstand modelliert. Das komplexe Modell lässt sich aber nur dadurch schätzen, dass die Regeln für die optimalen Entscheidungen nicht direkt bestimmt, sondern angenähert werden. Die Schätzung erfolgt auf Grundlage des National Longitudinal Survey of Youth (NLSY).

*Sheran (2007)* modelliert die vier genannten Entscheidungsdimensionen erstmals in einem rein strukturellen Modell. Sie lässt außerdem „state dependence“ und „duration dependence“ zu. Das heißt, die Präferenzen hinsichtlich des Arbeitsangebots, der Ausbildungsentscheidung, einer weiteren Geburt und der Heirat oder Scheidung hängen von den Entscheidungen der Vorperiode ab und davon, wie lange man bereits in den verschiedenen Zuständen verbracht hat (gemessen über die Berufserfahrung, die Dauer der Ehe und den höchsten Bildungsabschluss). Neu gegenüber den bisherigen Studien ist zudem, dass eine Transferleistung für alleinerziehende Eltern berücksichtigt wird; Steuern finden hingegen keine Berücksichtigung. Interessant sind auch

die Simulationen, die Sheran durchführt: Sie untersucht, wie sich Veränderungen in den Bildungsrenditen, den Kosten der Scheidung und den Kosten der Kinderbetreuung auf die Entscheidungsvariablen des Modells auswirken. Die letzten beiden Simulationen werden aber nur sehr stilisiert und nicht über eine Modellierung des Steuer-Transfer-Systems oder des Unterhaltsrechts umgesetzt.

Das Modell wird auf Basis von Daten für 941 Frauen aus dem NLSY und die Jahre 1979 bis 1996 geschätzt. Sheran vereinfacht die Schätzung des Modells auf zwei Arten: Erstens reduziert sie die möglichen Werte, die das Entscheidungsproblem annehmen kann. So nimmt sie an, dass nur die ersten drei Jahre an Berufserfahrung einen Einfluss auf die Entscheidung haben – mehr Berufserfahrung kann im Modell zwar akkumuliert werden, das Entscheidungsproblem bleibt dann aber das gleiche wie für Frauen mit genau drei Jahren an Berufserfahrung. Ferner nimmt sie an, dass nur das Alter des jüngsten Kindes eine Rolle spielt und der Effekt von drei oder mehr Ehejahren der gleiche ist wie der von zwei Jahren. Alle diese Annahmen sind sicherlich stark vereinfachend – zahlreiche Studien, darunter der Endbericht im Modul „Zentrale Leistungen im Lebensverlauf“ (Bonin et al. 2013b), haben einen Einfluss auch höherer Berufserfahrung oder des Alters weiterer Kinder nachgewiesen. Trotz dieser Vereinfachungen bleiben noch 7.354.368 verschiedene Formen, die der Lebensverlauf über die Jahre von 1979 bis 1996 annehmen kann. Als zweites Mittel zur Vereinfachung der Schätzung greift Sheran daher auf Interpolationsverfahren zurück. Die Vereinfachungen zeigen, dass trotz der größeren Rechenkapazitäten auch gut zwanzig Jahre nach dem Modell von Wolpin (1984) ein Zielkonflikt zwischen dem Realismus des Modells und der Genauigkeit bei der Lösung des Modells besteht.

*Del Boca und Sauer (2009)* nutzen das von Keane und Wolpin entwickelte Näherungsverfahren in einem einfacheren Modell, in dem nur die Entscheidung über die Partizipation auf dem Arbeitsmarkt und die Fertilität abgebildet wird. Der Beitrag des Artikels liegt darin, dass erstmals ein strukturelles Lebenszyklusmodell der Fertilität- und Arbeitsangebotsentscheidung auf Basis europäischer Daten (European Community Household Panel, ECHP) geschätzt wird. Der Vergleich dreier Länder (Frankreich, Italien, Spanien) ermöglicht zudem Simulationen, um den Einfluss institutioneller Unterschiede abzuschätzen.



Das bis dato umfangreichste und am stärksten auf die Wirkungsanalyse von Politikmaßnahmen zugeschnittene Modell stammt von *Keane und Wolpin (2007, 2010)*. Sie modellieren für Frauen vom 15. bis zum 62. Lebensjahr den Schulbesuch, die Arbeitsangebotsentscheidung (Nichterwerbstätigkeit, Teilzeit, Vollzeit), den Familienstand, die Geburtsentscheidung und die Inanspruchnahme von Sozialleistungen. Ausgangspunkt des Artikels sind die Unterschiede hinsichtlich dieser Variablen zwischen verschiedenen Gruppen in den USA: Afro-amerikanische und hispanische Frauen haben im Schnitt eine geringere Schulausbildung und niedrigere Löhne, sind seltener erwerbstätig und sind, vor allem im Fall afro-amerikanischer Frauen, seltener verheiratet und nehmen deutlich häufiger Sozialleistungen in Anspruch. Keane und Wolpin können mit ihrem strukturellen Verhaltensmodell diese beobachteten Unterschiede in Anreizeffekte – die Frauen sehen sich unterschiedlichen Lohnangeboten (mögliche Diskriminierungseffekte sind berücksichtigt) und einem anderen Pool an potenziellen Ehemännern gegenüber – und Präferenzunterschieden zerlegen. Ein besonderer Fokus des Artikels liegt auf der Interaktion der Sozialleistungen mit den bestehenden Anreizeffekten und Präferenzunterschieden. Keane und Wolpin führen kontrafaktische Politiksimulationen durch und untersuchen etwa die voraussichtliche Wirkung der Sozialreform von 1996 (TANF, „Temporary Assistance for Needy Families“) und die Ausweitung der Earned Income Tax Credits in den 1990er Jahren über den weiteren Lebensverlauf der Frauen. Die Schätzung des Modells erfolgt, wie in den meisten der in diesem Überblick genannten Artikel, auf Basis des NLSY. Wegen der großen Zahl an Entscheidungsvariablen und der im Modell berücksichtigten un beobachteten Heterogenität, mit der etwa die Präferenzunterschiede zwischen den Frauen erfasst werden, sind bei der Schätzung eine Reihe von Annäherungen und anderen vereinfachenden Annahmen erforderlich – auch die Höhe der Sozialleistungen wird nicht exakt modelliert, sondern angenähert.

Das Papier von Keane und Wolpin (2010) ist unseres Wissens der letzte veröffentlichte Artikel aus der Klasse der unitären Modelle mit Optimierung über den Lebenszyklus, in dem die Fertilitätsentscheidung und das Arbeitsangebot simultan modelliert werden. Derzeit liegt jedoch eine große Zahl von Arbeitspapieren vor, von denen viele in den nächsten Jahren zur Veröffentlichung gelangen werden. Zu nennen sind mit Stand vom März 2012 die Arbeiten von Gayle und Miller (2006), Maheshwari (2009), Radhakrishnan (2009), Ma

(2010), Knowles (2011), Lavado (2011) sowie Adda, Dustmann und Stevens (2011).<sup>8</sup>

Das Modell von *Adda, Dustmann und Stevens (2011)* ist von besonderem Interesse, weil es anhand von deutschen Daten des SOEP und administrativen Daten des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung parametrisiert ist. Die Autoren modellieren den Lebensverlauf von Frauen mit Haupt- oder Realschulabschluss und abgeschlossener Ausbildung. Die Entscheidungsvariablen sind die Art der Ausbildung, das Arbeitsangebot und die Fertilität. Der Familienstand und der Schulabschluss sind, anders als bei Keane und Wolpin (2010), keine Entscheidungsvariablen.

Der Hauptbeitrag von Adda, Dustmann und Stevens besteht darin, dass ihr strukturelles Verhaltensmodell nicht nur die Karrierefolgen von (geburtsbedingten) Erwerbsunterbrechungen über die zwei Kanäle der entgangenen Löhne während der Unterbrechung und der langfristigen Folgen der fehlenden Berufserfahrung für die Löhne abbildet, sondern schon bei der ursprünglichen Berufswahl ansetzt. Die Annahme des Modells ist, dass die Frauen die späteren Folgen von Erwerbsunterbrechungen antizipieren. Der Knackpunkt dabei ist, dass sich diese Folgen zwischen den Berufen unterscheiden. Modelliert ist der Zielkonflikt zwischen Berufen mit im Sinne der Klassifikation überwiegend „abstrakten“ Tätigkeiten, in denen der Lohn relativ stark mit der Berufserfahrung steigt, sich zugleich aber auch Erwerbsunterbrechungen stärker negativ auswirken, und Berufen mit überwiegend Routinetätigkeiten.

Adda, Dustmann und Stevens nutzen das Modell für mehrere kontrafaktische Simulationen: Sie zeigen, wie sich die Berufswahl und die Erwerbsverläufe der Frauen in einer in der Tat äußerst kontrafaktischen Situation, in der keine Frau je ein Kind bekommt, ändern würden, und welche Folgen dies für den Lohnabstand zwischen den Geschlechtern („gender wage gap“) hätte. Außerdem simulieren sie die Wirkungen einer permanenten Kindergelderhöhung. Der Vorteil eines strukturellen Verhaltensmodells ist, dass sich auch die langfristigen

---

<sup>8</sup> Daneben gibt es eine Reihe von kalibrierten (und nicht geschätzten) Modellen, die in einer makroökonomischen Tradition stehen, z.B. Stetsenko (2010), Choi (2011) und, für Deutschland, Bick (2011).

Wirkungen vorhersagen lassen. Adda, Dustmann und Stevens zeigen, dass die langfristigen Wirkungen schwächer ausfallen als ein kurzfristiger Blick auf wenige Perioden vermuten ließe, die stilisierte Reform mithin also vor allem einen Einfluss auf das Timing der Geburten hat.

Die bisher genannten Studien modellieren nur das Verhalten der Haushalte. Eine neue Studie von *Fehr und Ujhelyiova* (2012) berücksichtigt zusätzlich Firmen und den Staatshaushalt in einem dynamischen allgemeinen Gleichgewichtsmodell.<sup>9</sup> Modelliert wird das Arbeitsangebot der Frauen (dasjenige der Männer ist gegeben) und die Entscheidung für oder gegen ein weiteres Kind. Anders als in der Studie von Adda et al. wird die Berufswahl nicht modelliert; die Einteilung der Haushalte in verschiedene Bildungsgruppen wird als gegeben betrachtet. Auch von der Möglichkeit der Arbeitslosigkeit wird abstrahiert. Wie bei Adda et al. wird aber berücksichtigt, dass sich die Kosten von Erwerbsunterbrechungen zwischen den Bildungsgruppen unterscheiden.

Im Modell von Fehr und Ujhelyiova wird das Steuer-Transfer-System recht detailliert abgebildet, einschließlich der Realtransfers in Form von öffentlich bereitgestellter Kinderbetreuung. Der Detailgrad liegt aber wegen der bereits hohen Rechenanforderungen unter dem von Modellen mit kurzfristiger Optimierung im partiellen Gleichgewicht. Der Vorteil eines allgemeinen Gleichgewichtsmodells liegt vor allem im expliziten Budgetausgleich.<sup>10</sup> Fehr und Ujhelyiova simulieren Politikänderungen unter der Annahme, dass die Staatschuldenquote und die Staatsausgaben pro Kopf konstant bleiben; die Gegenfinanzierung erfolgt über den Mehrwertsteuersatz. Ein weiterer Gegenfinanzierungseffekt ergibt sich über die Rentenversicherung. Dieser Kanal wird besonders in der langen Frist interessant, in der sich im Modell die veränderte Geburtenrate auf die Bevölkerungsstruktur auswirkt. In der kurzen Frist wird

---

<sup>9</sup> In einem allgemeinen Gleichgewichtsmodell werden – anders als in einem partiellen Gleichgewichtsmodell – sämtliche Faktor- und Güterpreise innerhalb des Modells bestimmt. Außerdem wird stets die Gegenfinanzierung der staatlichen Ausgaben berücksichtigt.

<sup>10</sup> Fehr und Ujhelyiova abstrahieren vom zweiten Rückkopplungskanal über die Faktorpreise (Löhne und Zinssätze), da sich dieser in ihren Sensitivitätsanalysen als nicht bedeutsam erwiesen hat.

die Bevölkerung hingegen durch Anpassungen bei der Migration annahmegermäßig konstant gehalten, um die beiden Rückkopplungseffekte separat untersuchen zu können.

Das Modell von Fehr und Ujhelyiova ist für Deutschland parametrisiert; Datengrundlagen sind das SOEP und die amtliche Statistik. Fehr und Ujhelyiova simulieren die Wirkungen von ehe- und familienbezogenen Leistungen im allgemeinen Gleichgewicht. Untersucht werden Änderungen bei der Höhe und Struktur der kindbezogenen Transfers sowie bei der Einkommensteuer (Familiensplitting und Individualbesteuerung); die einzelnen Szenarien werden zudem miteinander kombiniert. Es zeigt sich, dass höhere Transfers zu einem Anstieg der Geburtenrate führen, gleichzeitig aber das Arbeitsangebot der Frauen zurückgeht. Ein Übergang zu einer Individualbesteuerung hat den umgekehrten Effekt. Ein Anstieg sowohl der Geburtenrate als auch des weiblichen Arbeitsangebots kann durch Veränderungen in der Struktur der Transfers (weniger monetäre Transfers, mehr Realtransfers durch öffentliche Bereitstellung von Kinderbetreuungsplätzen) und durch eine Kombination von Individualbesteuerung und Ausbau der Kinderbetreuung erreicht werden. Im ersten Fall profitieren vor allem Haushalte mit hoher Bildung, im zweiten Fall sind die Verteilungseffekte weniger stark ausgeprägt.

### **2.3.3 Empirische Verhandlungsmodelle**

In den bisher betrachteten, unitären Modellen werden Interessenkonflikte zwischen den Partnern nicht explizit modelliert. Dies gilt unabhängig vom Zeithorizont der Optimierung. Die unitären Modelle leugnen solche Konflikte nicht, nehmen aber an, dass die Verhandlungsmacht der Partner von Änderungen in den Restriktionen, unter denen der Haushalt seine Entscheidung trifft, nicht berührt wird. Das mag in vielen Fällen eine vertretbare Annahme sein. Gleichzeitig gibt es jedoch Evidenz dafür, dass Änderungen in den Restriktionen in manchen Fällen zu Verhaltensänderungen des Haushalts führen, die sich durch eine veränderte Verhandlungsposition der Partner erklären lassen. Lundberg, Pollak und Wales (1997) zeigen zum Beispiel, dass eine Kindergeldreform in Großbritannien, bei der die Auszahlung an die Mutter ging, zu

einer neuen Ausgabenstruktur führte – die Haushalte gaben nun mehr für Kinder- und Frauenkleidung und weniger für Männerkleidung aus.<sup>11</sup> Auch bei Reformen z.B. des Unterhaltsrechts ist davon auszugehen, dass sie die Verhandlungsmacht der Partner verändern und darüber (und nicht nur über die den gesamten Haushalt in seiner jetzigen Zusammensetzung betreffenden finanziellen Anreize) die Fertilitätsentscheidung beeinflussen. Wenn die Frauen wissen, dass sie durch eine Arbeitsteilung, bei der sie sich auf die Kinderbetreuung konzentrieren, ihre Verhandlungsposition im Haushalt schwächen, wird dies ihre Bereitschaft, Kinder zu bekommen, reduzieren. Dies wird umso mehr der Fall sein, je schlechter sie im Falle einer Trennung abgesichert sind.

Während weitgehend Konsens darüber herrscht, dass Modelle mit expliziter Berücksichtigung von Interessenkonflikten und Verhandlungsprozessen grundsätzlich vorzuziehen sind, ist die empirische Umsetzung dieser Modelle noch nicht allzu weit fortgeschritten. Insbesondere liegen erst wenige Verhandlungsmodelle vor, in denen die Fertilität (und nicht das Arbeitsangebot oder die Ausgabenstruktur des Haushalts) im Blickpunkt steht. Erst recht gibt es unseres Wissens keine empirischen Verhandlungsmodelle, die zugleich die Fertilität und weitere Dimensionen (Arbeitsangebot, Familienstand, Schulabschluss, Berufswahl) abbilden, und selbst bei einer Konzentration auf die Modellierung des Arbeitsangebots wird, ebenso wie in den unitären Modellen mit Optimierung über den Lebenszyklus, in der Regel vom Steuer-Transfer-System abstrahiert. Ausnahmen sind die Modelle von Donni (2003), Vermeulen (2006), Vermeulen et al. (2006) und Blundell et al. (2007), die ein Verhandlungsmodell in der Tradition von Chiappori (1988; 1992) mit einem realistischen Steuer-Transfer-Modell verbinden. Modelliert wird in allen Fällen aber nur die Arbeitsangebots- und nicht die Fertilitätsentscheidung.

Es liegt allerdings eine Reihe von Studien vor, die eine bestimmte Vorhersage des unitären Modells, nämlich dass die Verteilung des Nichterwerbseinkommens keinen Einfluss auf die Haushaltsentscheidung hat (die sogenannte „in-

---

<sup>11</sup> Der Fokus auf die Kleidung erklärt sich dadurch, dass es in den Daten ansonsten keine Ausgabenposten gibt, die sich eindeutig den einzelnen Personen im Haushalt zuordnen ließen.

come pooling hypothesis“), auf Basis von Fertilitätsdaten testen (und größtenteils verwerfen). Zu nennen sind die Studien von Schultz (1990), Thomas (1990), Duraisamy (1996) und Klawon und Tiefenthaler (2001). Die Studien sind aber reine Tests des unitären Modells und unternehmen keinen Versuch, die Parameter eines Verhandlungsmodells zu identifizieren. Das gilt auch für Kazianga und Klonner (2009), die allerdings Vorhersagen eines nicht-unitären Modells testen.

*Rasul (2008)* testet zwei Verhandlungsmodelle gegeneinander. Er untersucht nicht, ob die Nichterwerbseinkommen der Partner einen Einfluss haben, sondern ob sich die Kinderwünsche der Partner unterschiedlich auf die beobachtete Kinderzahl auswirken. Eine Identifikation konkreter Parameter, die für eine Wirkungsanalyse ehe- und familienbezogener Leistungen erforderlich wäre, ist nicht Gegenstand von Rasuls Artikel. Steuer- und Transferleistungen spielen in seiner Analyse ebenfalls keine Rolle.

*Hener (2010)* zeigt auf Basis des SOEP, dass die Verhandlungsposition der Partner mit darüber entscheidet, ob die Präferenzen des Mannes oder der Frau einen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit einer weiteren Geburt haben. Das gilt aber nur bei Paaren, in denen die Partner eine unterschiedliche Wichtigkeit von Kindern angeben (nach der gewünschten Kinderzahl wird nicht gefragt); bei Paaren, die die Wichtigkeit von Kindern übereinstimmend beurteilen, spielen diese Maße der Verhandlungsposition keine Rolle. Heners Studie ist interessant, weil hier, wie auch in Rasul (2008), die individuellen Präferenzen direkt gemessen werden, auch wenn die Wichtigkeit von Kindern (die ja auch abstrakt oder auf bereits vorhandene Kinder bezogen aufgefasst werden kann) nicht das ideale Maß für die mit Blick auf die tatsächliche Fertilitätsentscheidung relevanten Präferenzen darstellt. Wie Rasul beschränkt sich Hener aber auf einen Test von Modellvorhersagen und unternimmt keinen Versuch, die Parameter eines konkreten strukturellen Verhaltensmodells zu identifizieren.

### **3 Modelle zur Wirkungsanalyse**

#### **3.1 Überblick**

Für die Wirkungsanalyse der ehe- und familienbezogenen Leistungen und Maßnahmen in Deutschland im Hinblick auf das Ziel einer Steigerung der Geburtenrate/Erfüllung von Kinderwünschen wurden zwei strukturelle Verhaltensmodelle entwickelt und mit den Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) und der Zusatzerhebung „Familien in Deutschland“ (FiD) parametrisiert.

Das erste Modell bildet – aufbauend auf der Arbeit von Haan und Wrohlich (2011) – die Anreize in der kurzen Frist (ein Jahr nach einer möglichen Geburt) detailliert ab, kann aber die dynamischen Aspekte der Fertilitäts- und Erwerbsentscheidungen nur näherungsweise berücksichtigen. Daher wurde ergänzend ein zweites Modell entwickelt, das eine Lebensverlaufsperspektive einnimmt und hierin der Arbeit von Adda, Dustmann und Stevens (2011) folgt. Der Preis für diese langfristige Perspektive ist ein größerer Rechenaufwand. In der Folge kann das Lebenszyklusmodell die Unterschiede zwischen den Haushaltstypen weniger detailliert abbilden, als dies in einem Modell für die kurze Frist möglich ist. Beide Modelle unterscheiden sich also in ihrem Fokus, verwenden zur Wirkungsanalyse aber das gleiche Steuer-Transfer-Modell.

Im Folgenden wird in Kapitel 3.2 zunächst die Modellierung der Anreize in der kurzen Frist erläutert. Kapitel 3.3 beschreibt das Lebenszyklusmodell und Kapitel 3.4 schildert, wie beide Modelle zur Wirkungsanalyse der ehe- und familienbezogenen Leistungen und Maßnahmen eingesetzt werden und welche Ergebnisvariablen dabei im Vordergrund stehen.

#### **3.2 Modell 1: Entscheidungen in der Jahresperspektive**

Das erste Modell zur Wirkungsanalyse der ehe- und familienbezogenen Leistungen und Maßnahmen in Deutschland im Hinblick auf das Ziel einer Steigerung der Geburtenrate/Erfüllung von Kinderwünschen fällt in die Klasse der unitären Modelle mit kurzfristiger Optimierung (vgl. Kapitel 2) und baut auf der Arbeit von Haan und Wrohlich (2011) auf. Das Modell wurde auf Grundlage der Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) parametrisiert. Im Fol-

genden wird zunächst die grundsätzliche Funktionsweise des Modells beschrieben. Das anschließende Kapitel 3.2.2 stellt die Datengrundlagen vor, und in Kapitel 3.2.3 wird die Modellierung der für die Simulation erforderlichen Rechtsstände dargestellt. Kapitel 3.2.4 beschreibt die Anpassung des Modells an die Daten.

### 3.2.1 Entscheidungsverhalten

Das Modell unterstellt, dass Frauen simultan über den Umfang ihrer Erwerbstätigkeit und eine (weitere) Geburt entscheiden. Sie optimieren dabei ihren vom Konsumniveau, der nicht mit Erwerbsarbeit verbrachten Zeit und der Kinderzahl abhängigen Nutzen unter Beachtung der durch zeitliche und monetäre Beschränkungen gegebenen Restriktionen. Die verschiedenen Nutzen stiftenden Größen können je nach Haushalt unterschiedlich gewichtet sein. Die entsprechenden Präferenzparameter müssen anhand von Haushaltsdaten, in denen sich die Entscheidungen hinsichtlich Erwerbstätigkeit und Fertilität beobachten lassen, ökonometrisch geschätzt werden.

Konkret wählt jede Frau in unserem Schätzmodell annahmegemäß zwischen drei Erwerbszuständen: Nichterwerbstätigkeit, Teilzeittätigkeit oder Vollzeittätigkeit. Aus der Kombination von drei möglichen Erwerbszuständen und der Fertilitätsentscheidung (Geburt in der Folgeperiode ja/nein) ergeben sich sechs Handlungsmöglichkeiten, von denen diejenige gewählt wird, die den höchsten Nutzen stiftet.<sup>12</sup>

Entscheidungseinheit sind im Modell ausschließlich Paarhaushalte, da Geburten in Haushalten mit nur einem Erwachsenen in den Daten des SOEP für eine separate Analyse zu selten sind. Es wird aber zugelassen, dass die Personen im Haushalt noch in der *Vorperiode* in anderen Konstellationen lebten. Damit werden auch Geburten in neu gegründeten gemeinsamen Haushalten erfasst.

---

<sup>12</sup> Die Teilzeitkategorie umfasst im Modell annahmegemäß 20 Stunden pro Woche. Eine Vollzeittätigkeit hat einen Umfang von 40 Wochenstunden. Modell 1 ist ein reines Arbeitsangebotsmodell, berücksichtigt also keine unfreiwillige Arbeitslosigkeit. Dieser Aspekt wird erst in der Lebensverlaufsperspektive von Modell 2 erfasst.



Eine Verzerrung, die sich durch die Beschränkung auf Geburten in Haushalten, die bereits lange bestehen, ergäbe, wird also vermieden.

Das Erwerbsverhalten von Männern wird als gegeben angenommen.<sup>13</sup> Diese Annahme dient dazu, die Zahl der Entscheidungsalternativen nicht zu groß werden zu lassen, was die Schätzung des komplexen Modells erleichtert. Inhaltlich rechtfertigt sich die Annahme dadurch, dass das Erwerbsverhalten der Männer deutlich schwächer auf die Zahl und das Alter der Kinder im Haushalt reagiert als das der Frauen. Seit Einführung des Elterngeldes im Jahr 2007 sind zwar auch für die Männer stärkere Verhaltensreaktionen zu beobachten (die Veränderung ist auch in den von uns verwendeten SOEP-Daten erkennbar), die Arbeitszeitanpassung ist aber nach wie vor schwächer als bei den Frauen und zudem auf das Jahr nach der Geburt beschränkt, sodass die Modellannahme vertretbar bleibt.

### **3.2.1.1 Abbildung der Einflussfaktoren**

Abb. 1 illustriert, wie die Wirkung der ehe- und familienbezogenen Leistungen und Maßnahmen und weiterer Einflussfaktoren auf die Zielgrößen im strukturellen Verhaltensmodell berücksichtigt wird.

Maßnahmen und Leistungen wie beispielsweise das Kindergeld, das Elterngeld, das Ehegattensplitting oder die Bereitstellung subventionierter Kita-Plätze beeinflussen die monetäre Situation der Eltern (Budgetrestriktion) über die Einkommen der Eltern und/oder die den Eltern durch die Kinder entstehenden Kosten (1).

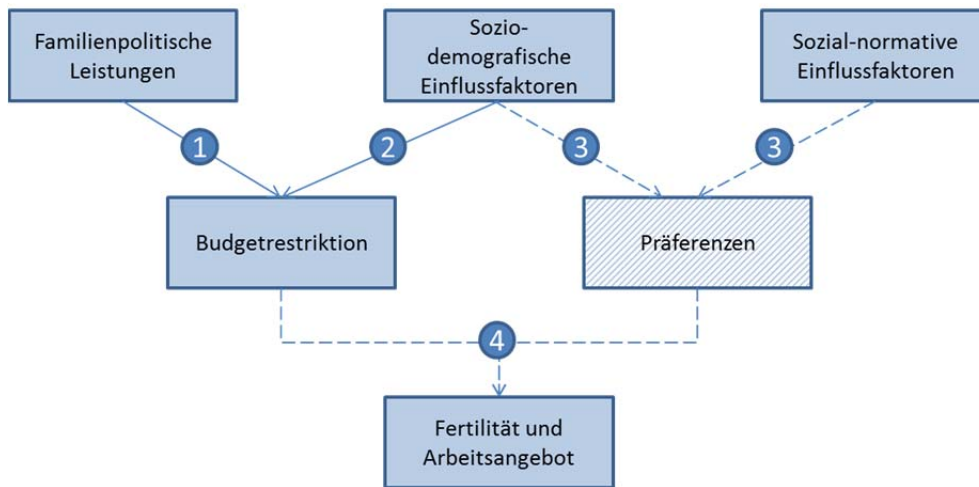
Sozio-ökonomische Faktoren (Familienstand, Bildungsabschluss usw.) beeinflussen (2) zum einen das verfügbare Einkommen über den Bruttostundenlohn (also vor dem in (1) abgebildeten Einfluss der Politik). Daneben können sie Präferenzunterschiede (3) begründen. Präferenzunterschiede äußern sich darin, dass Haushalte, die sich den gleichen finanziellen Anreizen gegenüberse-

---

<sup>13</sup> Ebenfalls nicht modelliert werden Eheschließungen, Trennungen und der Bildungsprozess. Das heißt, alle Entscheidungen erfolgen für gegebene Haushaltsstrukturen, gegebene Bildungsabschlüsse und gegebene Stundenlöhne. Diese Vereinfachungen sind in der Klasse der Modelle mit kurzfristiger Optimierung üblich.

hen, trotzdem ein systematisch anderes Arbeitsangebots- und Geburtenverhalten zeigen. Die Präferenzen sind nicht direkt beobachtbar und müssen über das strukturelle Verhaltensmodell sichtbar gemacht, also aus dem beobachteten Arbeitsangebots- und Fertilitätsverhalten erschlossen werden. Der Einfluss unter (3) ist daher gestrichelt dargestellt. Ob ein bestimmter Einflussfaktor über (2) oder (3) oder über beide Kanäle wirkt, ist eine empirische Frage.

**Abb. 1: Wirkungsmechanismen im Modell**



Quelle: Eigene Darstellung. Schraffierte Box und gestrichelte Pfeile: Größen und Zusammenhänge, die nicht direkt beobachtbar sind, sondern im strukturellen Modell sichtbar gemacht werden.

Sozial-normative Determinanten wirken im Modell nur über die Präferenzen (3). Langfristig haben sie zwar auch einen Einfluss auf die Humankapitalbildung und damit den Bruttostundenlohn; dieser Einfluss wird im Modell, das den Stundenlohn als gegeben betrachtet, aber nicht abgebildet. Auch bei den sozial-normativen Determinanten wird der Einfluss auf die Präferenzen im Modell nicht direkt beobachtet, sondern aus dem Verhalten erschlossen.

Wichtig: Die Präferenzen unterscheiden sich zwar zwischen den Haushalten, werden aber annahmegemäß nicht direkt von der Politik beeinflusst und bilden mithin die „Struktur“ des Modells. Das heißt, die Vorliebe der Eltern für Kinder verändert sich nicht dadurch, dass der Haushalt mehr oder weniger

Geld zur Verfügung hat.<sup>14</sup> Das Verhalten hingegen kann sich verändern; die Verhaltensänderung ist im Modell ausschließlich Folge der veränderten finanziellen Anreize, wie sie über die Budgetrestriktion abgebildet werden.

Präferenzen und finanzielle Anreize wirken aber in ihrem Einfluss auf die Fertilität und das Arbeitsangebot zusammen (4). Das bedeutet, dass ein und dieselbe Einkommensveränderung je nach Präferenzlage unterschiedliche Geburteneffekte haben kann. Anders gewendet, braucht es zur Erzielung desselben Fertilitätseffektes bei unterschiedlichen Präferenzen unterschiedliche monetäre Anreize. Bei manchen Präferenzkonstellationen bewirken finanzielle Anreize möglicherweise überhaupt keine Verhaltensänderungen.

Tab. 1 zeigt, welche konkreten Einflussfaktoren im Modell berücksichtigt sind. Die ersten beiden Spalten nennen die Faktoren, die über die Budgetrestriktion wirken. Hier gibt es bei der Modellierung kaum einen Entscheidungsspielraum. Es sind mindestens diejenigen Leistungen und Maßnahmen abzubilden, die in der Wirkungsanalyse untersucht werden sollen. Die Auswahl der sozioökonomischen Faktoren in der Budgetrestriktion ist von dem Ziel geleitet, die rechtlichen Regelungen mit den im SOEP zur Verfügung stehenden Informationen möglichst gut abzubilden. Spalte 3 zeigt die Faktoren, die auf die Präferenzen der Haushalte wirken. Die Auswahl dieser Faktoren erfolgte auf Basis der Erhebung des Forschungsstandes im ersten Projektabschnitt (Boll et al. 2013) sowie erneut der Datenverfügbarkeit im SOEP.

Die Wirkung der verschiedenen Einflussfaktoren lässt sich in einem strukturellen Verhaltensmodell auf unterschiedliche Art feststellen. Die familienpolitischen Leistungen und Maßnahmen werden in ihrer Wirkung auf das Arbeitsangebots- und Geburtenverhalten durch kontrafaktische Variation der rechtlichen Regelungen und damit der Budgetbeschränkung sichtbar gemacht. Diese Wirkungsanalyse ist Gegenstand des vorliegenden Berichts.

---

<sup>14</sup> Im Schaubild verläuft daher kein Pfeil von den familienpolitischen Leistungen oder der Budgetrestriktion zu den Präferenzen. Die Annahme unveränderter Präferenzen lässt sich vor allem in der kurzen Frist rechtfertigen. Mittelfristig haben Politikmaßnahmen möglicherweise eine Symbolwirkung, über die sie auf die Präferenzen einwirken.

Bei den übrigen Faktoren hängt die Vorgehensweise bei der Wirkungsanalyse davon ab, ob sie nur über die Budgetrestriktion, nur über die Präferenzen (Spalte 3) oder, wie z.B. die Anzahl der Kinder, über beide Kanäle (Spalten 2 und 3) auf das Geburten- und Arbeitsangebotsverhalten wirken. Der Einfluss über die Budgetrestriktion kann, wie auch bei den familienpolitischen Leistungen und Maßnahmen, über eine kontrafaktische Variation der Budgetbeschränkungen der Haushalte abgeschätzt werden. Dieser Kanal wird aber üblicherweise in der Ex ante-Evaluation nicht untersucht, da bei der Analyse der kontrafaktischen Szenarien auf die Wirkung der Politik fokussiert wird.

**Tab. 1: Einflussfaktoren im Modell**

<b>(1) Familienpolitische Leistungen in der Budgetrestriktion</b>	<b>(2) Sozio-demografische Einflussfaktoren in der Budgetrestriktion</b>	<b>(3) Einflüsse auf die Präferenzen (sozio-demografische und sozial-normative Faktoren)</b>
Absetzbarkeit von Kinderbetreuungskosten	Bruttostundenlohn <sup>15</sup>	Bildungsabschluss
Beitragsfreie Mitversicherung in der GKV	Monatliches Bruttoeinkommen (aktuell und Vorjahr)	Lebt in Ostdeutschland ja/nein
Ehegattensplitting	Alter der erwachsenen HH-Mitglieder	Alter der erw. HH-Mitglieder
Elterngeld	Familienstand (verheiratet ja/nein)	Familienstand (verheiratet ja/nein)
Entlastungsbetrag für Alleinerziehende	Anzahl jemals geborener Kinder	Wohnfläche: 120 vs. 60 qm
Erhöhtes Arbeitslosengeld I	Anzahl Kinder im Haushalt	Anzahl Kinder im Haushalt
Ermäßigter Beitragssatz Pflegeversicherung	Alter der Kinder	Bei zwei oder mehr Kindern: gleiches Geschlecht der Kinder
kindbezogener Anteil ALG II	Beamter ja/nein	Beamter ja/nein

<sup>15</sup> In die Modellierung des Bruttostundenlohns gehen weitere Faktoren ein, die hier aus Gründen der Übersichtlichkeit nicht eigens dargestellt sind. Siehe Kapitel 3.2.2.5 sowie Tab. 45 und Tab. 46 im Anhang.

Evaluation der Wirkung ehe- und familienbezogener Leistungen auf die Geburtenrate/Erfüllung von Kinderwünschen

<b>(1) Familienpolitische Leistungen in der Budgetrestriktion</b>	<b>(2) Sozio-demografische Einflussfaktoren in der Budgetrestriktion</b>	<b>(3) Einflüsse auf die Präferenzen (sozio-demografische und sozial-normative Faktoren)</b>
kindbezogener Anteil Wohngeld	Selbständig ja/nein	Migrationshintergrund (kein/direkt/indirekt)
Kindergeld/-freibeträge	In (Hoch-)Schule/Ausbildung ja/nein	Zufriedenheit mit der Gesundheit (Frau)
Kinderzuschlag	Kapitaleinkünfte	Sorgen um die eigene wirtschaftliche Situation (Frau)
Realtransfer Kinderbetreuung	Sonstige Einkünfte (mehrere Variablen)	Erwerbsstatus in der Vorperiode
Unterhaltsvorschuss	Empfangener Unterhalt	Geburt in der Vorperiode
	Bezug von Arbeitslosengeld I	
	Informationen zu Rentenansprüchen (mehrere Variablen)	<i>In separater Schätzung (Wellen 2004 und 2008) zusätzlich:</i>
	Informationen zur privaten Krankenversicherung (mehrere Variablen)	<i>Wichtigkeit Beruf (Mann/Frau)</i>
	Grad der Schwerbehinderung	<i>Wichtigkeit Kinder (Mann/Frau)</i>
	Kinderbetreuungskosten <sup>16</sup>	<i>Wichtigkeit Partnerschaft (Mann/Frau)</i>
	Miete	<i>Zufriedenheit Haushaltstätigkeiten (Frau)</i>
	Heizkosten	<i>Zufriedenheit Kinderbetreuung (Frau)</i>

Quelle: Eigene Darstellung.

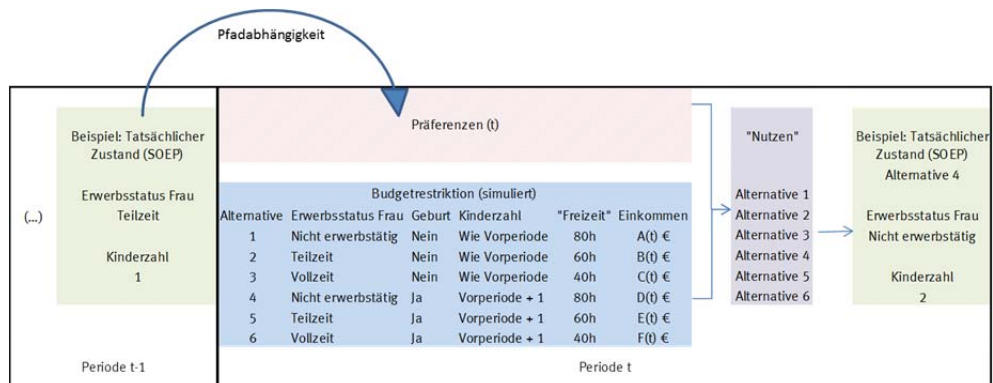
<sup>16</sup> Auch in die Modellierung der Kinderbetreuungskosten gehen weitere, hier nicht dargestellte Faktoren ein. Siehe ebenfalls Kapitel 3.2.2.5 sowie Tab. 47 im Anhang.

### 3.2.1.2 Timing der Entscheidungen

Das Modell unterstellt, dass die Haushalte in jeder Periode erneut eine Erwerbs- und Geburtenentscheidung treffen, und dabei jeweils die Einkommensfolgen in der nächsten Periode beachten. Trotz dieser Annahme einer kurzfristig orientierten Optimierung enthält das Modell ein dynamisches Element: Berücksichtigt wird, dass die Entscheidungen der Vorperiode die gegenwärtigen Entscheidungen beeinflussen. Zwei Haushalte, die sich zu einem Zeitpunkt  $t$  den gleichen finanziellen Anreizen gegenübersehen, treffen also möglicherweise systematisch andere Arbeitsangebots- und Fertilitätsentscheidungen, je nachdem, was ihr Erwerbsstatus in der Vorperiode war, und ob sie in der Vorperiode ein Kind bekommen haben. Dadurch lassen sich intertemporale Rückkopplungseffekte abbilden und quantifizieren.

Abb. 2 zeigt einen Ausschnitt von zwei Perioden aus dem Lebenslauf eines Haushalts. Dargestellt sind die sechs Handlungsalternativen, die durch unterschiedliche Kinderzahlen, mehr oder weniger Nichterwerbszeit (vereinfachend „Freizeit“, gemessen in Stunden pro Woche) und durch Unterschiede im verfügbaren Einkommen gekennzeichnet sind – siehe den Kasten „Budgetrestriktion (simuliert)“.

**Abb. 2: Zeitlicher Ablauf der Entscheidungen im Modell**



Quelle: eigene Darstellung

Die *Bewertung* dieser Handlungsalternativen, also ihr Nutzen, ergibt sich aus den Präferenzen des Haushalts. Diese Präferenzen sind im Modell dynamisch, hängen also von den Entscheidungen der Vorperiode ( $t-1$ ) ab („Pfadabhängigkeit“).

Im Beispiel hat der Haushalt bereits ein Kind; die Frau hat in der Vorperiode in Teilzeit gearbeitet. Der Beispielhaushalt entscheidet sich für ein weiteres Kind; die Frau wechselt in die Nichterwerbstätigkeit. Aus dieser beobachteten Entscheidung lassen sich Rückschlüsse auf die Präferenzen ziehen. Der neue Zustand (Frau nicht erwerbstätig, Haushalt hat zwei Kinder) bildet dann wiederum den Ausgangspunkt für die – hier nicht dargestellte – Entscheidung über den Erwerbsstatus und die Kinderzahl in Periode  $t+1$ .

Es handelt sich also trotz der Pfadabhängigkeit der Präferenzen um ein Modell mit kurzfristiger Optimierung: Für die Entscheidung in Periode  $t$  sind allein die sechs Handlungsalternativen in dieser Periode relevant. Der Haushalt bewertet diese anhand seiner Präferenzen und wägt die Vorliebe für ein weiteres Kind und die Veränderungen bei Einkommen und „Freizeit“ gegeneinander ab. Das Modell berücksichtigt nicht, dass die Entscheidung in Periode  $t$  Konsequenzen für die Handlungsalternativen in sämtlichen Folgeperioden hat, etwa weil ein geringeres Arbeitsangebot weniger Berufserfahrung und damit in Zukunft in der Regel schlechtere Karrierechancen bedeutet.

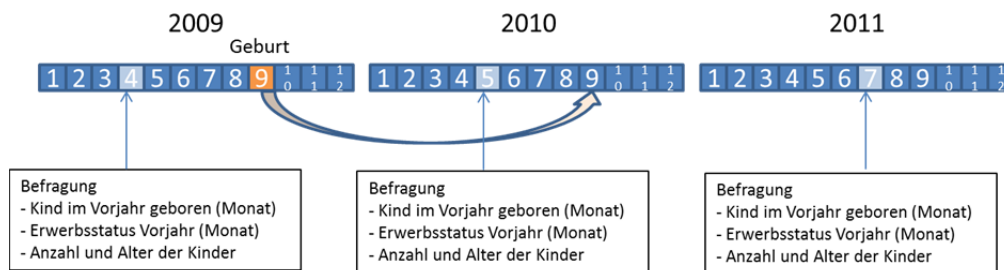
Unabhängig von der Frage der Folgewirkungen ist bei der Spezifikation des Modells eine Entscheidung darüber zu treffen, für welchen Zeitpunkt das Arbeitsangebot der Frau modelliert werden soll. Das Modell folgt Haan und Wrohlich (2011) und betrachtet bei Frauen, die sich für ein weiteres Kind entschieden haben, den Erwerbsstatus zwölf Monate nach der Geburt. Die im Modell erfasste Simultanität der Entscheidungen ist also nicht so zu verstehen, dass das Arbeitsangebot im Monat der Geburt beobachtet würde.

Die Entscheidung für eine monatsgenaue Abbildung der Erwerbsentscheidung hat zwei Konsequenzen. Zum einen ist durch die dafür erforderliche Nutzung der Kalenderdaten eine Abbildung des Erwerbsverhaltens nur mit den vom SOEP bereitgestellten Kategorien möglich. Eine Kategorisierung auf Basis der Informationen über die wöchentlichen Arbeitsstunden, wie sie im Modul „Zentrale Leistungen“ (Bonin et al. 2013a) gewählt wurde, kann nicht erfolgen. Zum anderen werden die Kalenderdaten retrospektiv erhoben, woraus sich Konsequenzen für die Anzahl der Wellen, die zur Abbildung einer Entscheidungssituation erforderlich sind, ergeben.

Abb. 3 illustriert, wie der zeitliche Ablauf der Entscheidungen mit den Daten des Sozio-ökonomischen Panels erfasst werden kann. Der Beispielhaushalt

wurde im April 2009, Mai 2010 und Juli 2011 befragt. Zu diesen Zeitpunkten wird eine Vielzahl von aktuellen Informationen erhoben. Zusätzlich werden retrospektiv die Geburten und das Erwerbsverhalten für jeden Monat des Vorjahres erfasst. Im Beispiel wird im September 2009 ein Kind geboren. Der Erwerbsstatus der Frau wird aber nicht retrospektiv für den Geburtsmonat oder den Befragungsmonat (hier: Mai 2010), sondern für den September 2010 modelliert. Die Informationen für September 2010 liegen retrospektiv aus der Befragung von 2011 vor. Die letzte Welle wird also zur Modellierung des Jahres 2010 herangezogen. Für das Jahr 2011 selbst können die Entscheidungen des Haushalts allerdings nicht abgebildet werden, da hierzu Informationen aus der SOEP-Welle von 2012 benötigt würden, diese Welle aber erst im September 2013 vorliegen wird.

**Abb. 3: Erfassung des zeitlichen Ablaufs mit den Daten des SOEP**



Quelle: eigene Darstellung

Für Frauen, die 2009 kein Kind bekommen haben, wird der Erwerbsstatus in 2010 für alle Haushalte im März gemessen; bei dieser Gruppe hat die genaue Wahl des Monats kaum einen Einfluss auf die Ergebnisse.

Für die dynamische Spezifikation der Präferenzen sind Informationen über den Erwerbsstatus und die Geburten der Vorperiode erforderlich (vgl. Abb. 2). Der Erwerbsstatus der Vorperiode wird im Beispiel einheitlich im März 2009 gemessen; diese Informationen liegen retrospektiv aus der Befragung von 2010 vor. Für die Geburten ist die Vorperiode das Jahr 2008. Informationen hierüber werden retrospektiv aus der Befragung von 2009 gewonnen. Auch für die Informationen über das Nettoeinkommen des Vorjahres, das zur Simulation einiger Entgeltersatzleistungen erforderlich ist, wird auf die Befragung von 2009 zurückgegriffen.



## **3.2.2 Datengrundlagen**

### **3.2.2.1 Datensatz und Fallzahlen**

Datengrundlage des hier verwendeten Mikrosimulationsmodells ist das Sozio-oekonomische Panel (SOEP). Das SOEP ist eine jährlich stattfindende Wiederholungsbefragung, für die derzeit 28 Wellen vorliegen.<sup>17</sup> Es bietet umfangreiche Informationen über die teilnehmenden Haushalte, darunter die für die Zwecke dieser Untersuchung zentralen Variablen Geburten, Erwerbsverhalten und Einkommen. Die Informationen zu den Geburten und zum Erwerbsstatus liegen monatsgenau vor. Damit lässt sich das Erwerbsverhalten der Mütter nach der Geburt besser abbilden als in Datensätzen, die lediglich das Jahr der Geburt registrieren.

Die Schätzung des dynamischen Modells erfordert für jeden Haushalt Daten aus mindestens zwei aufeinanderfolgenden Jahren. Die Definition der Variablen muss in allen Wellen einheitlich sein. Um diese Konsistenzprüfung zu erleichtern, greift das Modell auf die Datenlieferung SOEPlong zurück, die seit 2006 vom Datenproduzenten zur Verfügung gestellt wird. Anders als bei der traditionellen Datenweitergabe liegen die Variablen für die verschiedenen Jahre hier bereits in einer gemeinsamen Datei und mit einheitlicher Definition vor, sodass Längsschnittanalysen vereinfacht werden.

Zwei aufeinanderfolgende Wellen sind lediglich die Mindestanforderung zur Schätzung des dynamischen Modells. Um die zahlreichen Parameter genauer schätzen zu können, werden die Fallzahlen durch Rückgriff auf weitere Wellen erhöht. Die ökonometrische Schätzung der Modellparameter verwendet Informationen aus den acht Wellen von 2004 bis 2011 einschließlich. Der Stützzeitraum ließe sich prinzipiell in die Vergangenheit verlängern, um die Fallzahlen zu erhöhen. Jedes weitere Jahr erfordert aber eine erneute Datenaufbereitung und die Modellierung des entsprechenden Rechtsstands im Steuer-Transfer-Modell. Mit den hier verwendeten acht Wellen lassen sich die Para-

---

<sup>17</sup> Die 29. Welle (für das Erhebungsjahr 2012) wird erst im September 2013 verfügbar, kann also im Rahmen der vorliegenden Studie nicht zur Modellierung herangezogen werden.

meter der Nutzenfunktion bereits mit hinreichend großer statistischer Genauigkeit schätzen.

Da zur Modellierung eines Jahres Informationen aus der Vor- und der Folgewelle herangezogen werden, gehen allerdings die erste und die letzte Welle verloren. Die Welle des Vorjahres wird genutzt, um auf Basis der Nettoeinkommen etwaige Ansprüche auf Entgeltersatzleistungen zu simulieren; die Folgewelle wird benötigt, um retrospektiv monatsgenaue Informationen zu den Geburten und zum Erwerbsverlauf zu erhalten. Durch die Verbindung von dynamischer Modellierung und Mikrosimulation werden also insgesamt *drei* aufeinanderfolgende Wellen benötigt. Die SOEP-Daten der Wellen 2004 bis 2011 werden also genutzt, um die Entscheidungen der Jahre 2005 bis 2010 zu modellieren.

Nicht alle Haushalte, die im SOEP grundsätzlich zur Verfügung stehen, werden zur Schätzung des gemeinsamen Geburten- und Arbeitsangebotsmodells herangezogen. Berücksichtigt werden nur

- Paarhaushalte
- mit einer Frau im Alter zwischen 23 und 45 Jahren einschließlich,
- die sich weder in Ausbildung (darunter: Hochschulbesuch) befindet noch selbständig ist.

Die obere Altersgrenze ergibt sich aus dem biologischen Zeitfenster für eine Geburt. Die untere Altersgrenze ist den verfügbaren Fallzahlen geschuldet: Die Altersgruppe der Anfang 20-Jährigen ist im SOEP wegen der schwierigeren Erreichbarkeit und geringeren Befragungsbereitschaft grundsätzlich unterrepräsentiert. Da in der Schätzung nur Frauen betrachtet werden, die sich nicht in Ausbildung und zudem in Paarhaushalten befinden, werden die Fallzahlen für eine repräsentative Auswertung zu gering.

Die Einschränkung, dass sich die Frauen weder in Ausbildung befinden noch selbständig sind, ist wiederum Folge der gemeinsamen Modellierung von Fertilität und Arbeitsangebot. Frauen, die sich in Ausbildung befinden, werden ausgeschlossen, weil sonst die Bildungsentscheidung ebenfalls modelliert werden müsste. Auch selbständig tätige Frauen werden, wie in der einschlägigen Literatur üblich, ausgeklammert, weil sie sich in ihrem Erwerbsverhalten von den abhängig beschäftigten Frauen unterscheiden; beide Gruppen von

Frauen sollten daher nicht in einem gemeinsamen Modell abgebildet werden. Da die Erwerbsentscheidung des männlichen Partners als gegeben angenommen wird, entfallen für ihn diese Stichprobeneinschränkungen. Auch hinsichtlich des Alters des Mannes werden der Stichprobe keine Einschränkungen auferlegt. Nach Anwendung dieser Kriterien stehen zur Schätzung 8.329 Beobachtungen zur Verfügung (vgl. Tab. 2). Das sind im Schnitt etwa 1.400 Beobachtungen pro Jahr.<sup>18</sup>

**Tab. 2: Fallzahlen in der Schätzstichprobe**

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Gesamt
Beobachtungen	1.704	1.573	1.502	1.342	1.149	1.059	8.329

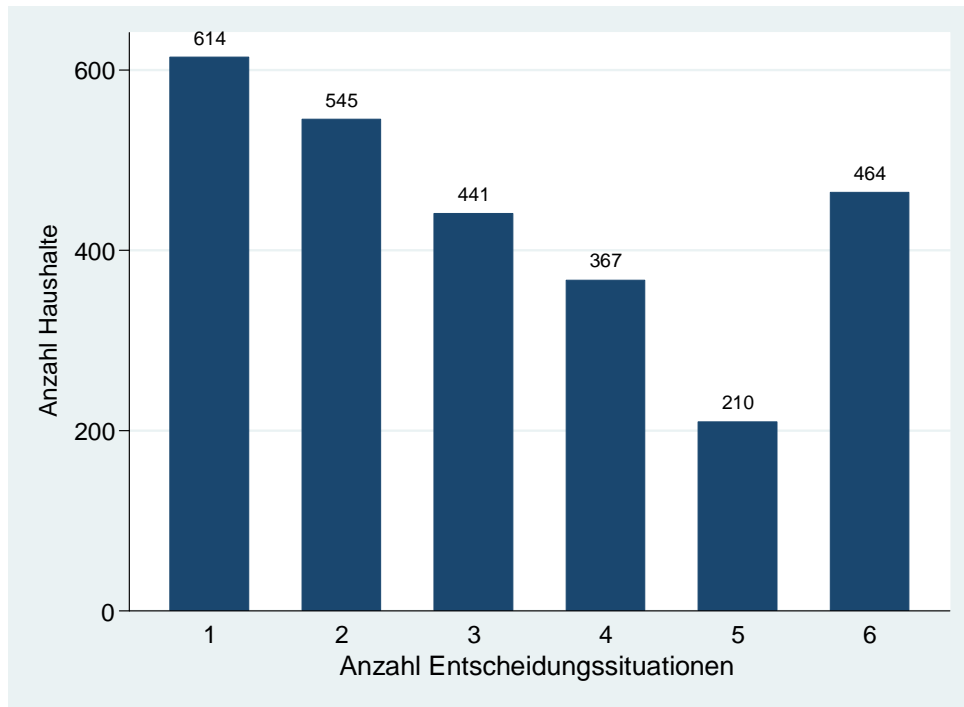
Quelle: SOEP; eigene Berechnungen

Abb. 4 zeigt, dass zahlreiche Haushalte in mehr als einem Jahr beobachtet werden. Insgesamt gehen 2.641 verschiedene Haushalte in die Schätzung ein, die im Schnitt in etwas über drei Entscheidungssituationen vertreten sind. Wie oben ausgeführt, werden zur Modellierung einer einzigen Entscheidungssituation Informationen aus drei Wellen herangezogen. Auch für einen Haushalt, der nur in einer einzigen Entscheidungssituation modelliert wird, liegen also Beobachtungen aus drei aufeinanderfolgenden Wellen vor.

---

<sup>18</sup> Dass die Fallzahlen von Jahr zu Jahr zurückgehen, ist kein Artefakt der Datenaufbereitung, sondern liegt an der Zunahme der „Panelsterblichkeit“ (*attrition*) in den SOEP-Daten: In den vergangenen Jahren ist der Anteil der Haushalte, die sich dauerhaft an der Befragung beteiligen, gesunken.

**Abb. 4: Anzahl der Entscheidungssituationen, in denen ein Haushalt beobachtet wird**



Quelle: SOEP 2005-2010, eigene Berechnungen, n = 8.329 Beobachtungen für 2.641 Haushalte.

### 3.2.2.2 Sozio-demografische Merkmale

Tab. 3 enthält grundlegende sozio-demografische Merkmale der in der oben beschriebenen Haushaltsstichprobe erfassten Personen. Das Alter der Frauen liegt zwischen 23 und 45 Jahren – diese Altersgrenzen gehören zu den Kriterien, die zur Definition der Stichprobe herangezogen wurden. Bei den Männern wurde das Alter nicht beschränkt; entsprechend finden sich in der Stichprobe vereinzelt auch jüngere Männer und, häufiger, Männer jenseits der für die Frauen angenommenen oberen Altersgrenze von 45 Jahren. Das mittlere Alter der erfassten Frauen beträgt 37 Jahre; ihre männlichen Partner sind im Schnitt drei Jahre älter. Das mittlere Alter liegt auch deshalb so hoch, weil Frauen, die sich noch in einer (Hochschul-)Ausbildung befinden, nicht Teil der Stichprobe sind.

**Tab. 3: Sozio-demografische Merkmale der Schätzstichprobe – Personenebene**

	Frau				Mann			
	Mittelwert	Standardabweichung	Minimum	Maximum	Mittelwert	Standardabweichung	Minimum	Maximum
Alter	37	5,7	23	45	40	6,7	22	71
Zufriedenheit mit der Gesundheit	7,2	1,9	0	10	7,1	1,9	0	10
	Anteil				Anteil			
Direkter Migrationshintergrund	15 %				15 %			
Indirekter Migrationshintergrund	5 %				5 %			
Ohne Ausbildungsabschluss	14 %				11 %			
Abitur oder Ausbildungsabschluss	67 %				67 %			
Tertiärer Abschluss	19 %				22 %			
Beamte	5 %				7 %			
Große Sorgen wirtschaftl. Situation	24 %				25 %			

Quelle: SOEP 2005-2010; eigene Berechnungen, n = 8.329 Beobachtungen für 2.641 Haushalte. Abweichungen von 100 % durch Rundung der Einzelwerte.

Etwa 15 % der Männer und Frauen haben einen direkten Migrationshintergrund, sind also selbst nach Deutschland eingewandert.<sup>19</sup> Der Anteil der Per-

<sup>19</sup> Auch der Anteil von Personen mit ausländischer Staatsangehörigkeit (nicht in der Tabelle ausgewiesen) liegt bei beiden Geschlechtern mit 9 % bzw. 10 % nahezu gleichauf.

sonen mit indirektem Migrationshintergrund (Kinder von Einwanderern) liegt unabhängig vom Geschlecht bei etwa 5 %.<sup>20</sup>

Auch beim höchsten Bildungsabschluss sind bei den hier betrachteten Frauen der Geburtsjahrgänge 1960 (45-Jährige im ersten Beobachtungsjahr 2005) bis 1987 (23-Jährige im letzten Jahr 2010) keine großen Unterschiede zu den Bildungsabschlüssen der Männer zu erkennen. Bei älteren Kohorten wäre ein stärkerer Bildungsvorsprung der Männer zu erwarten, bei jüngeren Kohorten ein leichter Vorsprung der Frauen. In der Stichprobe ist der Anteil von Männern und Frauen in der mittleren Kategorie mit 67 % gleich hoch. Die Frauen sind mit 14 % (gegenüber 11 % bei den Männern) etwas häufiger ohne abgeschlossene Ausbildung. Etwa 22 % der Männer und 19 % der Frauen verfügen über einen tertiären Bildungsabschluss. 5 % der Frauen und 7 % der Männer sind Beamte.

Der Literaturüberblick im ersten Teilbericht (Boll et al. 2013) hat auf die Bedeutung unter anderem der wirtschaftlichen Unsicherheit und der Gesundheit für die Geburtsentscheidung hingewiesen. Diese Variablen lassen sich im SOEP über den gesamten Beobachtungszeitraum abbilden. Je ein Viertel der befragten Männer und Frauen gibt an, sich über die eigene wirtschaftliche Situation große Sorgen zu machen. Die Zufriedenheit mit der Gesundheit liegt bei beiden Geschlechtern im Mittel knapp über 7 auf einer Skala von 0 (unzufrieden) bis 10 (zufrieden). Der leicht niedrigere Zufriedenheitswert der Männer ist vermutlich ihrem etwas höheren Durchschnittsalter in der Stichprobe geschuldet, geht möglicherweise aber auch auf – hier nicht näher untersuchte – Geschlechterunterschiede im Gesundheitsverhalten zurück.

Tab. 4 zeigt sozio-demografische Merkmale, die nur auf Haushaltsebene erhoben werden. Etwa 84 % der Paare in der Schätzstichprobe sind verheiratet, 22 % haben ihren Wohnsitz in Ostdeutschland. 26 % der Paare haben zum Beobachtungszeitpunkt kein Kind, für sie wird also die Entscheidung für oder gegen das erste Kind modelliert. Für die übrigen Paare wird die Geburtenent-

---

<sup>20</sup> In Deutschland geborene Kinder von Einwanderern sind in der Stichprobe unterrepräsentiert, weil hier nur die Altersgruppe der 23- bis 45-Jährigen Frauen und ihrer Partner betrachtet wird. In jüngeren Altersgruppen liegt ihr Anteil höher.

scheidung höherer Parität im Modell abgebildet: 30 % der Paare haben bereits ein Kind, 33 % haben zwei Kinder und 11 % drei oder mehr Kinder.

**Tab. 4: Sozio-demografische Merkmale der Schätzstichprobe – Haushaltsebene**

	Anteil
Verheiratet	84 %
Wohnsitz in Ostdeutschland	22 %
Kein Kind	26 %
1 Kind	30 %
2 Kinder	33 %
Mehr als 2 Kinder	11 %

Quelle: SOEP 2005-2010; eigene Berechnungen, n = 8.329 Beobachtungen für 2.641 Haushalte.

### 3.2.2.3 Zahl und Altersprofil der Geburten

Befragungsdaten wie das Sozio-oekonomische Panel treffen in der Regel die Zahlen der amtlichen Geburtenstatistik nicht exakt (vgl. Kreyenfeld et al. 2012), da die Zahl der Geburten nicht in die Konstruktion der Gewichtungsfaktoren eingeht. In der Schätzstichprobe von 2005 bis 2010 erhalten wir im SOEP eine Gesamtzahl von etwa 4,3 Mio. Geburten. Die amtliche Statistik weist hingegen 4,1 Mio. Geburten aus (Statistisches Bundesamt 2011). Das SOEP liegt hier also bei etwa 105 % der amtlichen Zahlen.

In einzelnen Jahren ist die Abweichung mitunter größer. Im zur Simulation herangezogenen Jahr 2010 ergeben sich im SOEP hochgerechnet etwa 609 Tausend Geburten, verglichen mit 677.947 Geburten in der amtlichen Statistik. Wir passen die Hochrechnungsfaktoren daher um den Faktor 1,1 an, um im

Jahr der Simulation die Zahl der Geburten zu treffen.<sup>21</sup> Die Anpassung ist erst für die Wirkungsanalyse in Kapitel 4 relevant. Im Folgenden wird zunächst die ungewichtete Schätzstichprobe der Jahre 2005 bis 2010 beschrieben.

In den 8.329 Beobachtungen für die 2.641 (Paar-)Haushalte der Stichprobe werden in den sechs Jahren des Beobachtungszeitraums 469 Geburten registriert.<sup>22</sup> Wie Abb. 5 zeigt, weist das Altersprofil der Frauen, die ein Kind bekommen, einen plausiblen Verlauf auf. Die meisten Geburten werden für Frauen im Alter von Anfang bis Mitte 30 beobachtet. Geburten von Frauen mit Mitte 20 oder ab Ende 30 sind hingegen selten. Dies deckt sich mit den Zahlen des Statistischen Bundesamtes (2012a).

Aufgrund der Stichprobenbeschränkung werden Geburten von Frauen unter 23 Jahren nicht erfasst. Das sind über den hier betrachteten Zeitraum etwas unter 20 % aller Geburten (Statistisches Bundesamt 2012: 9). Ebenfalls nicht erfasst sind Frauen, die zum Zeitpunkt der Geburt nicht mit einem Partner zusammenleben. Die Fallzahlen sind hier sehr klein, sodass wie schon in der Studie von Haan und Wrohlich (2011) auf eine separate Analyse dieser Frauen verzichtet wird.

In der Darstellung wird die Zahl der Geburten für jeweils zwei angrenzende Altersjahre ausgewiesen (23/24, 25/26 usw.). Deutlich wird, dass die Zellen am Rand schwach besetzt sind. Entsprechend kann in der Schätzung die Differenzierung nach dem Alter nicht allzu fein gewählt werden. Das Modell unterscheidet daher nur die vier Kategorien „unter 30“, „30 bis 34“, „35 bis 39“ und „40 bis 45“.

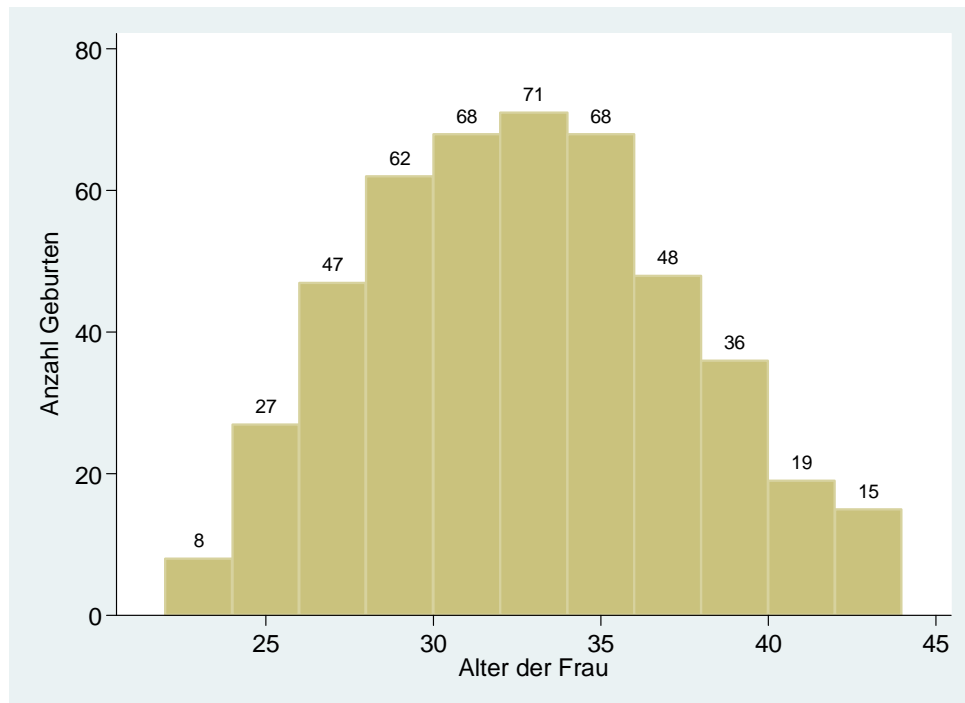
---

<sup>21</sup> Die Anpassung erfolgt für das SOEP insgesamt und nicht für die tatsächliche Simulationsstichprobe, da amtliche Geburtenzahlen für das Gegenstück dieser Stichprobe in der Grundgesamtheit (Frauen in Paarhaushalten und im Alter zwischen 23 und 45, weder selbständig noch in Ausbildung) unseres Wissens nicht vorliegen.

<sup>22</sup> Die wenigen Haushalte mit Mehrlingsgeburten wurden aus technischen Gründen nicht in die Stichprobe aufgenommen. Mehrlingsgeburten sind also in dieser Zahl nicht enthalten.



**Abb. 5: Altersprofil der Geburten in der Schätzstichprobe**



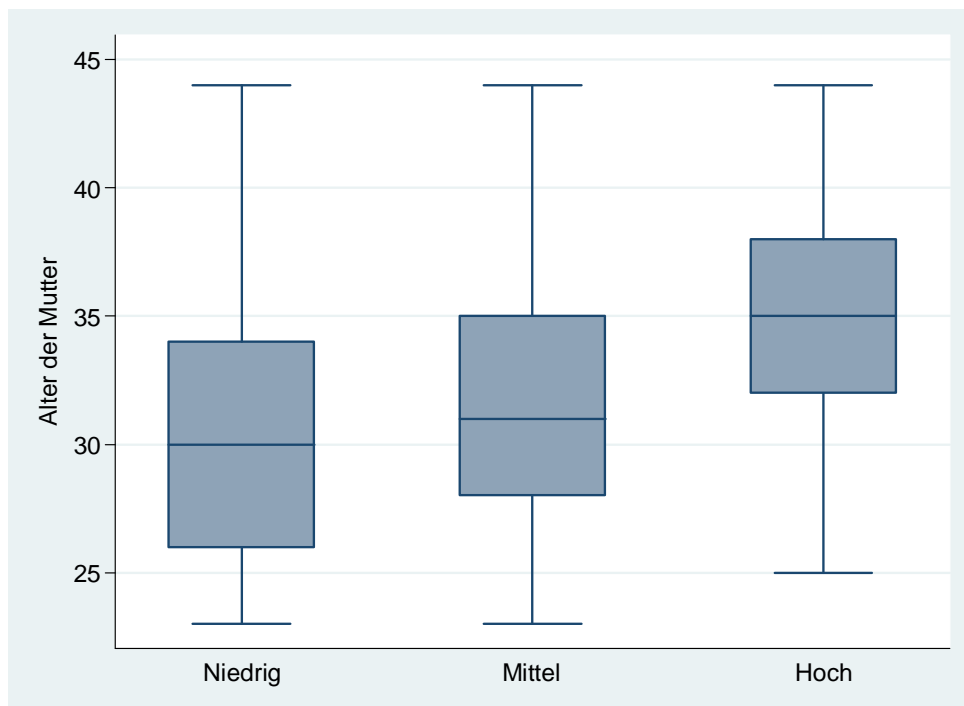
Quelle: SOEP 2005-2010, eigene Berechnungen, n = 8.329 Beobachtungen für 2.641 Haushalte.

Das Altersprofil der Geburten weist die bekannten Unterschiede nach dem höchsten Bildungsabschluss der Frau auf. Abb. 6 zeigt, dass Frauen mit niedrigem Bildungsabschluss (kein Abitur und keine abgeschlossene Berufsausbildung) bei der Geburt im Schnitt jünger sind Frauen mit mittlerem (Abitur/Berufsausbildung) und hohem Bildungsabschluss (tertiäre Bildung). In der erstgenannten Gruppe liegt das Medianalter bei der Geburt (es werden alle Geburten betrachtet, nicht nur Erstgeburten) bei 30 Jahren, bei Frauen mit mittlerer Bildung bei 31 Jahren und bei Frauen mit Hochschulabschluss bei 35 Jahren.

Die Hälfte der Frauen mit niedrigem Bildungsabschluss ist bei der Geburt eines Kindes zwischen 26 und 34 Jahre alt (dargestellt als Box zwischen dem 25. und dem 75. Perzentil); in den beiden anderen Gruppen entfallen diese zentralen 50 % hingegen auf das Alter zwischen 28 und 35 Jahren (mittlere Bildung) und 32 bis 38 Jahren (hohe Bildung). Die „Antennen“ in der Abbildung zeigen an, dass bei Frauen mit niedriger Bildung Geburten jenseits der 40 besonders sel-

ten sind. Bei Frauen mit hoher Bildung werden umgekehrt in der Stichprobe keine Geburten vor dem Alter von 25 Jahren beobachtet. Da der tertiäre Abschluss Zeit benötigt, entfallen aber auch nur wenige Frauen mit hohem Bildungsabschluss auf diese Altersgruppe.

**Abb. 6: Alter der Mutter bei Geburten in der Schätzstichprobe – nach Bildungsabschluss**



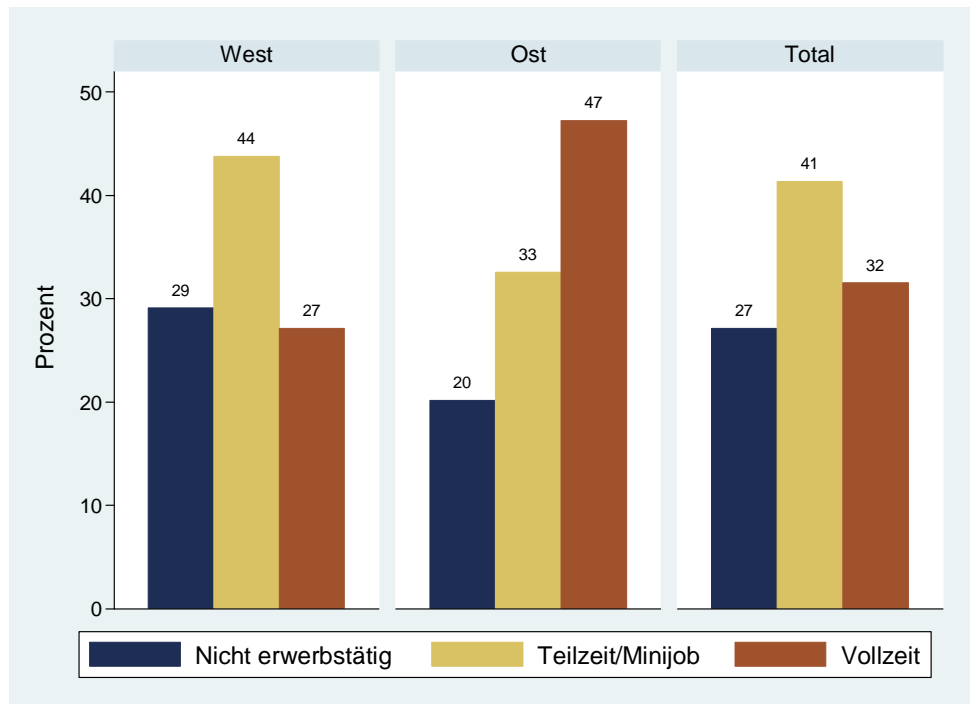
Quelle: SOEP 2005-2010, eigene Berechnungen, n = 8.329 Beobachtungen für 2.641 Haushalte.

Wie auch bei der Betrachtung des Altersprofils handelt es sich um reine Beschreibungen von empirischen Zusammenhängen, mit denen die Stichprobe auf Plausibilität geprüft wird. Die Unterschiede dürfen nicht ohne weiteres kausal interpretiert werden, da sich Frauen aus unterschiedlichen Alters- und Bildungsgruppen auch hinsichtlich weiterer Merkmale, die für das Geburtenverhalten relevant sind, unterscheiden.

### 3.2.2.4 Erwerbsverhalten

Die neben den Geburten zweite abhängige Variable des Modells ist das Erwerbsverhalten der Frauen. Abb. 7 zeigt, wie die im Modell betrachteten Erwerbskategorien in der Stichprobe verteilt sind.

**Abb. 7: Erwerbsstatus der Frau – nach Region (Ost/West)**



Quelle: SOEP 2005-2010, eigene Berechnungen, n = 8.329 Beobachtungen für 2.641 Haushalte.

Etwa 27 % der Frauen sind nicht erwerbstätig; in Ostdeutschland liegt dieser Anteil mit 20 % deutlich niedriger, im Westen beträgt er 29 %. Auch innerhalb der Gruppe der erwerbstätigen Frauen zeigen sich deutliche Ost-West-Unterschiede. In Ostdeutschland sind die Frauen auch in Paarhaushalten deutlich häufiger in Vollzeit beschäftigt als im Westen, wo Teilzeit und geringfügige Beschäftigung weiter verbreitet sind. Insgesamt arbeiten in der Stichprobe 47 % der ostdeutschen, aber nur 27 % der westdeutschen Frauen Vollzeit. In der Kategorie Teilzeit/Minijob betragen die Anteile im Osten 33 % und im Westen 44 %.

Der Unterschied zwischen den Frauen in Ost- und Westdeutschland wird vor allem durch unterschiedliche Erwerbsmuster nach der Geburt eines Kindes getrieben. Wie die erste Zeile von Tab. 5 zeigt, ist der Vollzeitanteil mit 74 % bzw. 75 % bei den Frauen ohne Kinder in Ost- und Westdeutschland nahezu identisch. Frauen im Westen sind etwas häufiger in Teilzeit beschäftigt, Frauen in Ostdeutschland etwas häufiger nicht erwerbstätig. Deutliche Unterschiede treten erst dann auf, wenn Kinder im Haushalt leben.

**Tab. 5: Erwerbsstatus der Frau – nach Alter des jüngsten Kindes und Region (Ost/West)**

	West			Ost			Gesamt		
	Nicht erwerbstätig	Teilzeit	Vollzeit	Nicht erwerbstätig	Teilzeit	Vollzeit	Nicht erwerbstätig	Teilzeit	Vollzeit
Kein Kind	8	17	75	13	13	74	9	16	75
Unter 3 Jahren	73	22	5	59	21	19	70	22	8
3 bis 6 Jahre	39	52	9	18	41	41	34	50	16
7 bis 13 Jahre	27	62	12	15	42	43	25	58	17
Über 13 Jahren	17	57	26	13	33	55	16	49	36

Quelle: SOEP 2005-2010; eigene Berechnungen, n = 8.329 Beobachtungen für 2.641 Haushalte. Alle Angaben in Prozent. Abweichungen von 100 % durch Rundung der Einzelwerte. Lesebeispiel: 27 % der Frauen in Westdeutschland mit einem jüngsten Kind im Alter von 7 bis 13 Jahren sind nicht erwerbstätig.

Mütter mit einem Kind unter drei Jahren sind im Westen mit nur 5 % äußerst selten in Vollzeit beschäftigt. In Ostdeutschland liegt der Vollzeitanteil bereits in dieser Altersgruppe wieder bei 19 %. Bei Kindern im Kindergartenalter erhöht sich der Vollzeitanteil der Frauen im Westen auf 9 %, liegt aber deutlich unter den 41 % bei den Frauen in Ostdeutschland. Bei Frauen in Westdeutschland ist eine Vollzeitbeschäftigung mit 12 % selbst dann selten, wenn das

jüngste Kind bereits in die Altersgruppe von 7 bis 13 Jahren fällt. Ist das jüngste Kind älter als 13 Jahre, vermindert sich die Differenz etwas (26 % im Westen, 55 % im Osten).

Der Unterschied in der Nichterwerbstätigkeit zwischen Ost und West fällt durchweg geringer aus als bei der Vollzeittätigkeit. Der Grund dafür ist, dass bei den westdeutschen Frauen eine Rückkehr in die Erwerbstätigkeit deutlich häufiger als im Osten über eine Teilzeitbeschäftigung erfolgt. Bei der hier gewählten Kategorisierung sind im Westen 23 % aller Frauen mit Kindern unter 3 Jahren in Teilzeit beschäftigt. Der Anteil steigt auf über 60 %, wenn das jüngste Kind zwischen 7 und 13 Jahre alt ist. Bei älteren Kindern fällt der Anteil nur leicht auf 57 %. Von den ostdeutschen Frauen sind hingegen maximal 42 % in Teilzeit beschäftigt.

**Tab. 6: Erwerbsstatus der Frau – nach Geburt eines Kindes und weiteren Merkmalen**

	Keine Geburt			Geburt		
	Nicht erwerbstätig	Teilzeit	Vollzeit	Nicht erwerbstätig	Teilzeit	Vollzeit
Ost	17	34	49	73	14	13
West	26	45	28	80	16	4
(Weitere) Kinder	30	51	19	83	13	5
Keine (weiteren) Kinder	9	19	72	69	22	9
Gesamt	24	43	33	78	16	6

Quelle: SOEP 2005-2010; eigene Berechnungen, n = 8.329 Beobachtungen für 2.641 Haushalte. Alle Angaben in Prozent. Abweichungen von 100 % durch Rundung der Einzelwerte. Bei Geburt eines Kindes wird das Erwerbsverhalten ein Jahr nach der Geburt beobachtet. Lesebeispiel: 14 % der Frauen in Ostdeutschland sind ein Jahr nach der Geburt eines Kindes in Teilzeit erwerbstätig.

Tab. 6 zeigt, wie sich der Erwerbsstatus der Frauen *ein Jahr nach der Geburt* von dem der Frauen, die im Vorjahr kein Kind bekommen haben, unterscheidet. Erwartungsgemäß findet sich in allen drei Erwerbskategorien ein deutli-

cher Unterschied: 78 % der Frauen, die vor zwölf Monaten ein Kind bekommen haben, sind nicht erwerbstätig. Bei den übrigen Frauen liegt der Anteil bei 24 %. Erneut zeigen sich Unterschiede nach der Region: Ostdeutsche Frauen sind zwölf Monate nach der Geburt mit 13 % schon deutlich häufiger wieder in Vollzeit beschäftigt als westdeutsche Frauen (4 %).

Ebenfalls deutliche Unterschiede im Erwerbsverhalten der Frauen ergeben sich, wenn man nach dem Vorhandensein weiterer Kinder differenziert. Bei Frauen, die mindestens ein weiteres Kind haben, ist der Anteil derjenigen, die zwölf Monate nach der Geburt eines weiteren Kindes nicht erwerbstätig sind, mit 83 % höher als bei den Frauen, die ihr erstes Kind bekommen (69 %).

Auch bei den Frauen, die kein (weiteres) Kind geboren haben, unterscheidet sich das Erwerbsverhalten deutlich zwischen Kinderlosen und Frauen mit Kindern. Von den Frauen, die zwar in der Vorperiode kein Kind bekommen haben, aber bereits ältere Kinder haben, arbeiten nur 19 % in Vollzeit. Bei den Frauen, die überhaupt keine Kinder haben, beträgt die Vollzeitquote hingegen 72 %.

Bei den Männern in Paarhaushalten hat die Präsenz von Kindern fast keinen Einfluss auf das Erwerbsverhalten, wie ein Vergleich der Zeilen 3 und 4 in Tab. 7 zeigt.<sup>23</sup> Die Geburt eines Kindes führt hingegen zu leichten Veränderungen im Erwerbsverhalten: Zwölf Monate nach einer Geburt sind 12 % der Männer nicht erwerbstätig oder arbeiten in Teilzeit. In der Gruppe der Männer, die im Vorjahr nicht Vater geworden sind, beträgt der Anteil nur 9 %. Ostdeutsche Männer passen ihr Erwerbsverhalten stärker an als Männer in Westdeutschland.

Zu beachten ist, dass in der Tabelle die Mittelwerte über den gesamten Beobachtungszeitraum von 2005 bis 2010 ausgewiesen werden. Durch die Einführung des Elterngelds ist seit 2007 der Anteil der Väter, die – insbesondere zum hier untersuchten Zeitpunkt ein Jahr nach Geburt – im Rahmen der El-

---

<sup>23</sup> Da im Modell das Erwerbsangebot der Männer als gegeben betrachtet wird, sind die Kriterien zur Stichprobenauswahl weniger restriktiv, sodass auch Männer, die sich in Ausbildung oder in Rente befinden, im Datensatz sind (vgl. die zusätzliche Kategorie „Sonstiges“).

terzeit ihren Erwerbsumfang (kurzfristig) einschränken, gestiegen (siehe z.B. Wrohlich et al. 2012). In unserer Stichprobe beträgt der Rückgang der Vollzeitquote ein Jahr nach der Geburt im Beobachtungszeitraum 2004-2006 etwa 2,5 Prozentpunkte, im Zeitraum 2007-2009 hingegen gut 5 Prozentpunkte.

**Tab. 7: Erwerbsstatus des Mannes – nach Geburt eines Kindes und weiteren Merkmalen**

	Keine Geburt				Geburt			
	Nicht erwerbstätig	Teilzeit	Vollzeit	Sonstiges	Nicht erwerbstätig	Teilzeit	Vollzeit	Sonstiges
Ost	9	2	84	4	13	4	81	3
West	5	4	88	3	6	4	87	2
Weitere Kinder	5	4	87	4	6	6	88	1
Keine weiteren Kinder	6	3	87	4	9	5	84	2
Gesamt	6	3	87	3	8	4	86	2

Quelle: SOEP 2005-2010; eigene Berechnungen, n = 8.329 Beobachtungen für 2.641 Haushalte. Alle Angaben in Prozent. Abweichungen von 100 % durch Rundung der Einzelwerte. Bei Geburt eines Kindes wird das Erwerbsverhalten ein Jahr nach der Geburt beobachtet. Sonstiges = Ausbildung, Schule/Hochschule, Wehr-/Zivildienst, Rente/Pension. Lesebeispiel: 87 % der Männer in Westdeutschland sind ein Jahr nach der Geburt eines Kindes in Vollzeit erwerbstätig.

Es gibt also Evidenz für eine Arbeitsangebotsanpassung auch der Männer nach einer Geburt. Allerdings ist diese Anpassung selbst in den Jahren nach 2007 noch deutlich geringer als bei den Frauen und zudem auf einen kürzeren Zeitraum – das Jahr nach der Geburt – beschränkt.

### 3.2.2.5 Stundenlöhne

Die Simulation der verfügbaren Einkommen benötigt als zentrale Inputvariable die bei verschiedenen Arbeitsangebotsentscheidungen erzielbaren Bruttoerwerbseinkommen. Die zur Berechnung erforderlichen Bruttostundenlohnsätze

liegen jedoch nicht für alle Personen in der Stichprobe vor. Sie müssen nicht nur für Beschäftigte mit fehlenden Angaben zum Monatseinkommen prognostiziert werden, sondern auch für alle in der Ausgangslage Nichterwerbstätigen. Da das Erwerbsverhalten der Männer in der Schätzung als gegeben angenommen wird, kann für sie der tatsächlich beobachtete Monatslohn verwendet werden. Die Lohnschätzung wird daher nur für die Frauen durchgeführt.

Bei der Prognose ist zu berücksichtigen, dass sich Beschäftigte und Nichtbeschäftigte hinsichtlich bestimmter unbeobachteter Merkmale systematisch unterscheiden können. Zur Korrektur dieser Selektion wird in der Lohnschätzung das zweistufige Verfahren nach Heckman (1979) eingesetzt.<sup>24</sup> Um regionale Unterschiede auf den Arbeitsmärkten abzubilden, wird zudem für Ost- und Westdeutschland getrennt geschätzt. Zur Schätzung wurden die SOEP-Wellen 2004 bis 2011 verwendet; Lohnsteigerungen über die Zeit werden durch Indikatorvariablen für die einzelnen Jahre aufgefangen.

Die Schätzergebnisse sind in Tab. 45 und Tab. 46 im Anhang dokumentiert. Die Koeffizienten weisen die aus zahlreichen Untersuchungen bekannten Muster auf. Der Lohn steigt mit abnehmender Rate mit der Berufserfahrung und wächst mit dem Niveau des Bildungsabschlusses. Längere Phasen der Nichterwerbstätigkeit führen unter sonst gleichen Umständen zu einem niedrigeren Stundenlohn. Ebenfalls im Rahmen des Erwarteten liegt der Lohnrückstand der Frauen mit ausländischer Staatsangehörigkeit in Westdeutschland.<sup>25</sup> Verheiratete Frauen verdienen in Ostdeutschland im Schnitt etwas mehr, in Westdeutschland hingegen knapp 4 % weniger als unverheiratete Frauen.

---

<sup>24</sup> Hinsichtlich der Faktoren, die die Teilnahme am Erwerbsleben beeinflussen, gibt es zum einen Unterschiede zwischen den Regionen. So neigen verheiratete Frauen in Westdeutschland seltener zur Teilnahme am Erwerbsleben; in Ostdeutschland ist der Einfluss des Familienstands deutlich geringer. Vor allem aber beeinflusst bei Frauen die Verantwortung für Betreuungsleistungen im Haushalt (Versorgung insbesondere kleiner Kinder, Pflege von Angehörigen) die Arbeitsmarktbeteiligung negativ. In Ostdeutschland ist nach Berücksichtigung der übrigen Variablen aber nur bei Müttern von Kindern unter drei Jahren ein deutlich negativer Einfluss auf die Erwerbsbeteiligung festzustellen; im Westen dauert der negative Zusammenhang auch dann noch an, wenn die Kinder schon älter sind.

<sup>25</sup> In Ostdeutschland wurde diese Variable aufgrund des geringen Ausländeranteils nicht in die Schätzung aufgenommen.



### 3.2.2.6 Kinderbetreuungskosten

Eine zweite Größe neben den Stundenlöhnen, die den finanziellen Handlungsspielraum der Haushalte beschränkt, sind die monatlichen Kinderbetreuungskosten. Elternbeiträge für die Kinderbetreuung sind nicht in allen Wellen des SOEP verfügbar und daher auf Basis der Informationen aus der Zusatzerhebung „Familien in Deutschland“ (FiD) geschätzt und anschließend den SOEP-Haushalten zugespielt. Die Schätzung verwendet die FiD-Welle von 2010 und folgt auch sonst sehr eng dem Verfahren aus dem Modul „Förderung und Wohlergehen von Kindern“ der Gesamtevaluation ehe- und familienbezogener Leistungen (Müller et al. 2013). Insbesondere wird berücksichtigt, dass nicht alle Eltern einen öffentlich subventionierten Betreuungsplatz für ihr Kind erhalten. Die Wahrscheinlichkeit einer „Rationierung“ hinsichtlich dieser Betreuungsform ist abhängig von der Region und weiteren Haushaltseigenschaften. Als Alternative steht jedoch annahmegemäß stets eine privat organisierte Betreuung zur Verfügung, die jedoch deutlich teurer ist als ein subventionierter Betreuungsplatz. Kombiniert man die Schätzungen zu den Elternbeiträgen, zur Rationierungswahrscheinlichkeit und zum Preis privater Betreuung, dann erhält man für jeden Haushalt und jeden Betreuungsumfang die *zu erwartenden* Betreuungskosten.

Diese Kosten gehen in das Entscheidungskalkül der Haushalte ein. Der Umfang der Betreuung (und damit die Kosten) hängt vom Erwerbsstatus der Mutter ab: Arbeitet diese Teilzeit, werden die Kinder annahmegemäß halbtags betreut; bei Vollzeitbeschäftigung der Mutter wird die Betreuung ganztags in Anspruch genommen. Wenn mindestens ein Elternteil nicht erwerbstätig ist, werden die Kinder annahmegemäß zuhause betreut, sodass keine direkten Betreuungskosten anfallen.

Die Haushalte berücksichtigen also, dass eine Erwerbsausweitung nur um den Preis höherer Betreuungskosten möglich ist. Umgekehrt arbeiten manche Eltern möglicherweise deshalb nicht oder weniger, weil die Kinderbetreuung zu teuer oder schwierig zu organisieren wäre. An dieser Stelle geht das vorliegende Modell über das Modul „Zentrale Leistungen“ (Bonin et al. 2013a) hinaus, in dem die Betreuungskosten und das Betreuungsarrangement vereinfachend als konstant angenommen wurden. Die Zahl der Handlungsoptionen ist aber kleiner als im spezialisierten Modul „Förderung und Wohlergehen von

Kindern“ (Müller et al. 2013). Dort wird beispielsweise zugelassen, dass auch eine nicht erwerbstätige Mutter einen Ganztagsbetreuungsplatz in Anspruch nimmt. Außerdem lassen Müller et al. eine „informelle“ und kostenlose Betreuung etwa durch die Großeltern zu, die im vorliegenden Projekt keine Berücksichtigung findet.

### **Elternbeiträge**

Die Schätzgleichung für die Elternbeiträge bildet ab, dass die Elternbeiträge in der Regel einkommensabhängig sind, dass es vielerorts Geschwisterrabatte gibt und dass die Beiträge vom Alter des Kindes und der Region abhängen. Ferner werden die Kosten für Ganztags- und Halbtagsbetreuung getrennt geschätzt. Damit wird berücksichtigt, dass der Umfang der Betreuung nicht nur einen Einfluss auf die Höhe der Kosten hat, sondern dass sich möglicherweise auch die Wirkung der übrigen Faktoren (Einkommensabhängigkeit, Geschwisterrabatte usw.) nach dem Umfang der Betreuung unterscheidet. Das Modell wird mit dem Tobit-Verfahren geschätzt, weil die abhängige Variable bei Kosten von null Euro, also Beitragsfreiheit, links zensiert ist. Grundlage der Schätzung ist die Welle 2010 der Erhebung „Familien in Deutschland“ (FiD).

Die Schätzergebnisse finden sich in Tab. 47 im Anhang und bestätigen die Vorwartungen und die Ergebnisse früherer Schätzungen. Ganztagsbetreuung ist unter sonst gleichen Umständen teurer als Halbtagsbetreuung, für Kinder unter drei Jahren sind tendenziell höhere Elternbeiträge zu entrichten. Sind Geschwister vorhanden, sinkt der durchschnittliche Elternbeitrag pro Kind unter sonst gleichen Umständen etwas. Je höher das elterliche Einkommen, desto höher sind im Schnitt auch die monatlichen Elternbeiträge für die Kinderbetreuung.

### **Rationierungswahrscheinlichkeit**

Im FiD werden die Eltern von Kindern, die keine Kinderbetreuungseinrichtung besuchen, nach den Gründen dafür gefragt. Damit lässt sich besser als in früheren Datensätzen die Wahrscheinlichkeit abschätzen, dass die Eltern keinen Betreuungsplatz für ihr Kind finden. Als „rationiert“ gelten diejenigen Eltern, deren Kind keine Betreuungseinrichtung besucht,

- „weil ich für das Kind keinen Platz bekommen habe“,

- „weil die Entfernung zu groß ist“,
- „weil die Öffnungszeiten nicht passen“.

Wir berücksichtigen bei der Bestimmung der zu erwartenden Betreuungskosten, dass sich die Rationierungswahrscheinlichkeit je nach der Region und dem Alter des Kindes unterscheidet: Sie ist höher für Kinder unter drei Jahren und niedriger in Ostdeutschland (vgl. Tab. 8). Wir folgen bei der Definition der Rationierungswahrscheinlichkeit der Studie von Müller et al. (2013), die den Anteil der rationierten Eltern an *allen* Eltern mit Kindern in der entsprechenden Altersgruppe und Region ausweisen. Die Wahrscheinlichkeiten fallen höher aus, wenn man bei der Berechnung des Anteils im Nenner diejenigen Eltern weglässt, deren Kind aus einem anderen als den drei oben genannten Gründen nicht in einer Einrichtung betreut wird (zum Beispiel, weil die Eltern keine familienexterne Betreuung in Anspruch nehmen möchten).

**Tab. 8: Wahrscheinlichkeit, keinen Betreuungsplatz zu erhalten**

	Kinder im Alter von 0 bis 2 Jahren	Kinder im Alter von 3 bis 6 Jahren
Alle	14,8 %	4,0 %
Ostdeutschland	10,2 %	2,3 %
Westdeutschland	15,8 %	4,3 %

Quelle: FiD 2010; eigene Berechnungen. Kinder im Alter von bis zu sechs Jahren, n=4.517. Die Wahrscheinlichkeiten wurden mit einem Probit-Model geschätzt. Die abhängige Variable nimmt den Wert eins an, wenn die Eltern angeben, dass ihr Kind keine Betreuungseinrichtung besucht, „weil ich für das Kind keinen Platz bekommen habe“, „weil die Entfernung zu groß ist“ oder „weil die Öffnungszeiten nicht passen“.

### Zu erwartende Betreuungskosten

Die Betreuungskosten entsprechen entweder den geschätzten Elternbeiträgen oder, wenn die Eltern für ihr Kind keinen Betreuungsplatz erhalten, den höheren Kosten einer privat organisierten Betreuung durch eine Kinderfrau oder Babysitterin. Für diese private Betreuung nehmen wir einen Stundensatz von 6,40 Euro an. Das ist der Wert, den Müller et al. (2013) auf Basis des FiD 2010

ermittelt haben; aufgrund geringer Fallzahlen kann hier keine weitere Unterscheidung nach Ost/West oder dem Alter des Kindes getroffen werden.

Die erwarteten Kinderbetreuungskosten sind dann:

$$\text{Kosten} = P(\text{Rationiert}) * \text{Zahl der Stunden/Woche} * 6,40 \text{ Euro/h} * \text{Wochen/Monat} \\ + (1 - P(\text{Rationiert})) * \text{monatlicher Elternbeitrag},$$

wobei  $P(\text{Rationiert})$  die Rationierungswahrscheinlichkeit angibt.

Der Umfang der Betreuung entspricht wie in der Studie von Müller et al. dem Umfang der Erwerbstätigkeit. Bei Teilzeitbeschäftigung muss das Kind also annahmegemäß 20 Stunden pro Woche familienextern betreut werden; sind beide Elternteile in Vollzeit beschäftigt, liegt der Betreuungsumfang bei 40 Stunden pro Woche.<sup>26</sup>

Die zu erwartenden Kinderbetreuungskosten unterscheiden sich zwischen den Haushalten, da die Höhe der Elternbeiträge und die Rationierungswahrscheinlichkeit vom Alter des Kindes und der Region abhängen, und die Elternbeiträge darüber hinaus auch noch hinsichtlich weiterer Faktoren variieren. Die Haushalte sehen sich also allein durch die Variation in den zu erwartenden Kinderbetreuungskosten unterschiedlichen Fertilitäts- und Erwerbsanreizen gegenüber. Nicht berücksichtigt wird hingegen die Variation über die Zeit, da die Schätzung auf Basis der Daten eines einzigen Jahres (FiD 2010) erfolgt. Diese Einschränkung ist derzeit unumgänglich, da für frühere Jahre zwar die Höhe der Elternbeiträge geschätzt werden kann (im Modul „Zentrale Leistungen“ geschah dies auf Basis der SOEP-Wellen 2002, 2005, 2007), die Rationierungs-

---

<sup>26</sup> Pendelzeiten sind nicht explizit berücksichtigt, da die Stundenangaben (20 bzw. 40 Stunden) bereits als Maß für die gesamte mit der Erwerbstätigkeit verbrachte Zeit verstanden werden können. Diese Stundenwerte sind in den zur Modellierung verwendeten Daten ja nicht direkt beobachtbar, sondern werden den eigentlich beobachteten Erwerbskategorien „Teilzeit/Minijob“ bzw. „Vollzeit“ zugewiesen (vgl. Kapitel 3.2.2.4). Eine explizite Berücksichtigung von (durchschnittlichen) Pendelzeiten hat nur einen geringen Einfluss auf die Ergebnisse, da die Stundenannahmen nur für die rationierten Haushalte verwendet werden. Die Elternbeiträge für subventionierte Betreuungsplätze werden von vornherein in den beiden Kategorien „halbtags“ und „ganztags“ geschätzt.

wahrscheinlichkeit aber nur umständlich und auf Basis untestbarer Modellannahmen abgeschätzt werden könnte.

Tab. 9 zeigt die Durchschnittswerte für die zu erwartenden Betreuungskosten pro Kind und Monat in der Schätzstichprobe. Die Werte wurden ermittelt, indem die Schätzergebnisse für das Kinderbetreuungsmodell (auf Basis von FiD 2010) denjenigen Haushalten der SOEP-Wellen 2005 bis 2010 zugespielt wurden, die bei der Schätzung des Fertilitäts- und Arbeitsangebotsmodells berücksichtigt werden. Eltern mit einem Kind unter drei Jahren müssen bei einer Halbtagsbetreuung im Durchschnitt mit Betreuungskosten von 196 Euro pro Kind und Monat rechnen; eine Ganztagsbetreuung ist im Schnitt 311 Euro deutlich teurer. Die Betreuung von Kindern im Alter von drei bis sechs Jahren schlägt im Schnitt mit 100 Euro (halbtags) bzw. 152 Euro (ganztags) zu Buche.

**Tab. 9: Erwartungswerte der monatlichen Betreuungskosten pro Kind**

	Kind im Alter von 0 bis 2 Jahren	Kind im Alter von 3 bis 6 Jahren
Halbtags	196 Euro	100 Euro
Ganztags	311 Euro	152 Euro

Quelle: SOEP 2005-2010, n = 8.329 Beobachtungen für 2.641 Haushalte. Kinderbetreuungskosten imputiert auf Basis von FiD 2010. Lesebeispiel: Die erwarteten Kosten (unter Berücksichtigung der Rationierung) einer Halbtagsbetreuung für ein Kind im Alter von 0 bis 2 Jahren liegen bei 196 Euro pro Monat.

In allen Fällen handelt es sich nicht um den Mittelwert der Elternbeiträge in öffentlich subventionierten Betreuungseinrichtungen, sondern um einen Erwartungswert, der berücksichtigt, dass die Eltern möglicherweise keinen Platz für ihr Kind finden und dann auf die teurere privat organisierte Betreuung ausweichen müssen. Umgekehrt gehen aber auch diejenigen Haushalte ein, die überhaupt keine Beiträge entrichten. Die bedingten Mittelwerte – also die Durchschnittswerte nur der Haushalte mit von null verschiedenen Beiträgen – liegen also höher.

### 3.2.3 Das Steuer-Transfer-Simulationsmodell

Das Steuer-Transfer-Simulationsmodell (STSM) bestimmt für jeden Haushalt und jede der sechs Handlungsmöglichkeiten das verfügbare Einkommen auf der Grundlage der Bruttoeinkünfte.<sup>27</sup> Davon ausgehend wird unter Berücksichtigung der jeweils relevanten Eigenschaften des Haushalts die Höhe der zu entrichtenden Steuern und Sozialversicherungsbeiträge sowie der zu empfangenden staatlichen Transfers simuliert. Die Ergebnisse des STSM werden zum einen für die ökonometrische Schätzung des Verhaltensmodells verwendet. Zum anderen wird das STSM für die Simulationen der kontrafaktischen Szenarien benötigt, die sich aus Variationen der ehe- und familienbezogenen Maßnahmen und Leistungen ergeben (siehe Kapitel 3.4).

Tab. 10 zeigt beispielhaft für den Rechtsstand von 2012 die Steuer- und Transferkomponenten des STSM sowie die Rechtsgrundlagen, die so detailgetreu umgesetzt sind, wie es die in den Daten beobachteten Haushaltsmerkmale zulassen. Neben den Belastungen der Einkommen durch Einkommensteuer, den Solidaritätszuschlag und die Sozialversicherungsabgaben erfasst das STSM Kindergeld/Kinderfreibeträge, Elterngeld bzw. Erziehungsgeld, Arbeitslosengeld I, Arbeitslosengeld II, Kinderzuschlag, Wohngeld, den Unterhaltsvorschuss sowie die im Steuer- und Transferrecht angelegten Interdependenzen zwischen den Leistungen und Maßnahmen (siehe Ott, Schürmann und Werding 2012).

Zusätzlich werden, wie im vorherigen Abschnitt beschrieben, die Kosten der Kinderbetreuung berücksichtigt. Dadurch, dass die Kinderbetreuungskosten abhängig vom Erwerbsstatus sind, beeinflussen sie die simultane Arbeitsangebots- und Fertilitätsentscheidung des Haushalts. Dieser Einfluss unterscheidet

---

<sup>27</sup> Zur Simulation der Bruttoeinkünfte wird der annahmegemäß über alle Handlungsmöglichkeiten konstante Bruttostundenlohn mit der Zahl der Arbeitsstunden multipliziert. Wir nehmen für die Teilzeit/Minijob-Kategorie eine wöchentliche Arbeitszeit von 20 Stunden und für die Vollzeitkategorie eine Arbeitszeit von 40 Stunden an. Alternativ haben wir das Modell auch mit den Werten von Haan und Wrohlich (2011), die 5 Stunden für die Teilzeit/Minijob- und 30 Stunden für die Vollzeitkategorie annehmen, simuliert. Die Ergebnisse ändern sich dadurch kaum, da es auf die *relative* Attraktivität der Kategorien ankommt.

sich zwischen den Haushalten, da die Kosten der Kinderbetreuung von verschiedenen Faktoren – in erster Linie vom Einkommen, der Region und der Zahl der Geschwister – abhängig sind. Dies wird im Modell berücksichtigt.

**Tab. 10: Elemente des eingesetzten Steuer-Transfer-Modells – hier: Rechtsstand 2012**

<b>1.</b>	
Einkünfte aus nichtselbstständiger Arbeit	§ 19 EStG
./. Entlastungsbetrag für Alleinerziehende	§ 24b EStG
./. Kinderbetreuungskosten	§ 9c EStG
./. Sonderausgaben (pauschaliert)	§ 10 EStG
<b>2.</b>	
./. Sozialversicherungsbeiträge	SGB
./. Einkommensteuer	§ 32a EStG
./. Solidaritätszuschlag	SolzG
<b>3.</b>	
+ Kindergeld/Kinderfreibeträge	§ 66 EStG, §6 BKGG
+ Arbeitslosengeld I	SGB III
+ Arbeitslosengeld II	SGB II
+ Kinderzuschlag	§ 6a BKGG
+ Wohngeld	WoGG
+ Unterhaltsansprüche	BGB
+ Elterngeld	BEEG
Verfügbares Haushaltseinkommen	

Quelle: Eigene Darstellung. Für die Rechtsstände anderer Jahre sind teilweise andere Leistungen relevant, so z.B. für den Rechtsstand vor 2007 das Erziehungsgeld statt des Elterngelds.

Die Kinderbetreuungskosten sorgen also für Unterschiede in den finanziellen Rahmenbedingungen zwischen den Haushalten. Diese Variation ist erforderlich, um den Einfluss finanzieller Erwägungen auf die Geburts- und Erwerbsentscheidung identifizieren zu können. Ein Großteil der Variation stammt bereits aus den Bruttostundenlöhnen und den für die Simulation der Nettoeinkommen und Transferansprüche relevanten Haushaltseigenschaften. Unterschiede zwischen den Haushalten führen dazu, dass sich die Opportunitätskosten der Nichterwerbszeit und damit die Erwerbsanreize unterscheiden.

Auch hinsichtlich einer Geburt unterscheiden sich die finanziellen Anreize. So ist die Höhe des Kindergelds abhängig davon, wie viele Kinder der Haushalt bereits hat, und der Vorteil aus den Kinderfreibeträgen wächst mit dem zu versteuernden Einkommen. Besonders groß ist die Variation der finanziellen Anreize beim Elterngeld, das vom Einkommen der Vorperiode abhängt. Wichtig zur Ermittlung der finanziellen Anreize sind zudem die Einkünfte des Mannes. Auch bei gleichem Erwerbseinkommen der Frau kann sich dadurch das verfügbare Einkommen auf Haushaltsebene beträchtlich unterscheiden.

Diese Variation besteht bereits im Querschnitt, also für verschiedene Typen von Haushalten beim gegebenen Rechtsstand eines Jahres. Durch rechtliche Veränderungen im Zeitraum 2005 bis 2012 kommt Variation im Längsschnitt hinzu.<sup>28</sup> Zwischen den einzelnen Jahren unterscheiden sich Steuertarife, Kinderfreibeträge, Kindergeld, Regelsätze nach dem SGB II, Sozialbeiträge und viele andere Größen. Tiefer gehende Änderungen entstehen, wenn Leistungen konzeptionell umgestaltet oder neu eingeführt wurden. Diese Reformen sorgen für besonders starke Variation – so führt beispielsweise der Übergang vom Erziehungsgeld zum Elterngeld zu deutlich anderen Anreizen selbst bei ansonsten identischen Haushaltseigenschaften.

Längsschnitt- und Querschnittvariation können zudem interagieren, wenn Reformen je nach Haushaltstyp unterschiedlich wirken. Diese verschiedenen Arten der Variation in den finanziellen Anreizen verbessern die statistische Genauigkeit und die Validität der Schätzung der Modellparameter. Tab. 11 fasst die wichtigsten Änderungen der Rechtsstände im hier betrachteten Zeitraum zusammen.

Die zeitliche Entwicklung in den finanziellen Anreizen und die Unterschiede zwischen den Haushaltstypen werden im Folgenden anhand von Budgetverläufen für Musterhaushalte illustriert. Die Abbildungen zeigen für jedes Jahr von 2005 bis 2012 das verfügbare Einkommen in Abhängigkeit vom Bruttoerwerbseinkommen bzw. der Arbeitszeit bei gegebenem Lohnsatz. Die Haus-

---

<sup>28</sup> Die Rechtsstände der Jahre 2005 bis 2010 werden für die Schätzung benötigt; die übrigen Jahre kommen erst in der Wirkungsanalyse zum Einsatz.



haltseigenschaften werden über die Jahre konstant gehalten, um die Auswirkungen der Veränderungen in den Rechtsständen zu isolieren.

**Tab. 11: Wichtige Änderungen der Rechtsstände**

Jahr	Besonderheiten
2005	Einführung von ALG II und Kinderzuschlag. Erweiterter Abzug von Vorsorgeaufwendungen
2006	Erweiterung der Absetzbarkeit von Kinderbetreuungskosten (2/3-Regelung)
2007	Ablösung des Erziehungsgeldes durch das Elterngeld
2008	Unterhaltsvorschuss gemäß Mindestunterhalt für minderjährige Kinder
2009	Reform des Kinderzuschlags (Mindesteinkommensgrenze 600 € für Alleinerziehende / 900 € für Paare; Transferentzug 50 % statt 70 %)
2010	Veränderung des Abzugs von Vorsorgeaufwendungen

Quelle: Eigene Darstellung

Als erster Musterfall ist in Abb. 8 ein Paarhaushalt mit einem Kind im Alter von einem Jahr dargestellt. Die Variation im Bruttoeinkommen entsteht durch die Erwerbstätigkeit des Mannes. Die Frau ist annahmegemäß nicht erwerbstätig; die Abbildung illustriert also die finanzielle Situation in der Kategorie „Nichterwerbstätigkeit“ des Modells.

Deutlich wird erstens, dass sich das verfügbare Einkommen in dieser Kategorie je nach den Einkünften des Mannes beträchtlich unterscheidet. Erzielt der Mann keine Erwerbseinkünfte, bedeutet eine Entscheidung der Frau für die Nichterwerbstätigkeit ein verfügbares Einkommen zwischen circa 1.500 Euro (2005/2006) und etwa 1.800 Euro in den Jahren nach Einführung des Elterngeldes.<sup>29</sup> Bei einem Bruttoeinkommen des Mannes von 3.000 Euro hat der Haus-

---

<sup>29</sup> Die Frau im Musterhaushalt war annahmegemäß in der Vorperiode voll erwerbstätig, bei einem monatlichen Nettoeinkommen von 2.000 Euro. Für die Kosten für Heizung und Unterkunft werden 393 Euro/Monat angenommen. Dies entspricht dem Durchschnittswert für Bedarfsgemeinschaften mit drei Personen im September 2011 (Bundesagentur für Arbeit: Durchschnittliche Höhe der Zahlungsansprüche für Leistungen für Unterkunft und Heizung nach Größe der Bedarfsgemeinschaft).

halt hingegen selbst bei Nichterwerbstätigkeit der Frau ein verfügbares Einkommen von gut 2.000 Euro (2005/2006) bzw. knapp 3.500 Euro in den späteren Jahren.<sup>30</sup>

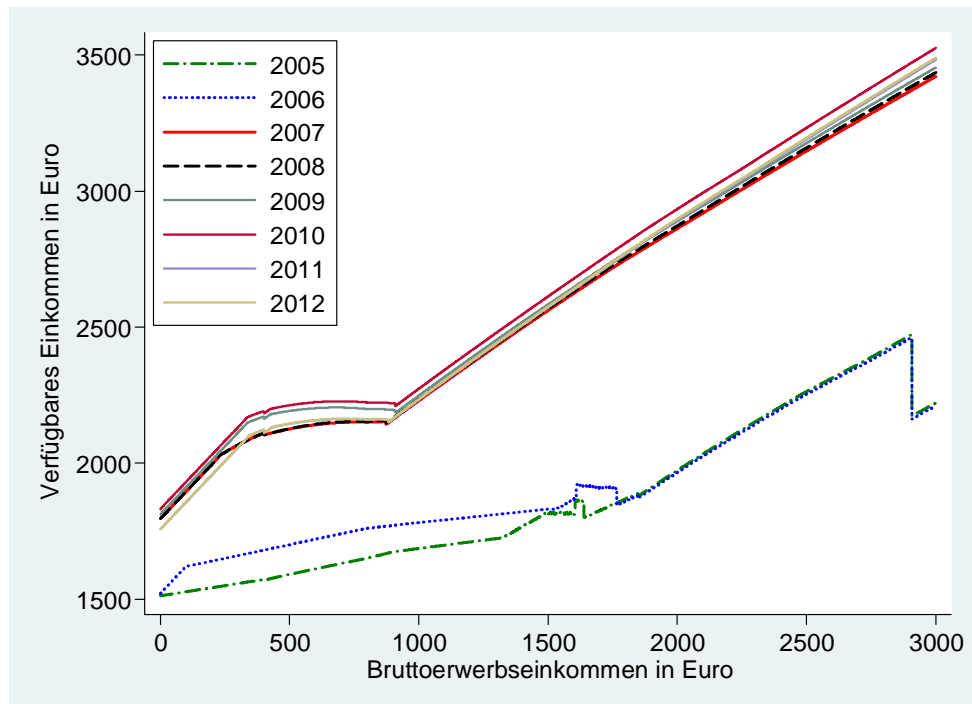
Die Anreize der Frau, sich für die Nichterwerbstätigkeit zu entscheiden, variieren also deutlich. Dies gilt bereits im hier illustrierten Musterfall, in dem außer dem Bruttoeinkommen des Mannes die Haushaltseigenschaften konstant gehalten wurden. In der tatsächlich verwendeten Schätzstichprobe entsteht zusätzliche Variation, weil sich zum Beispiel Zahl und Alter der Kinder oder die für die Transferleistungen maßgeblichen Kosten der Unterkunft zwischen den Haushalten unterscheiden.

Zweitens macht die Abbildung deutlich, dass sich die Arbeitsangebotsanreize selbst bei gegebenem Bruttoeinkommen des Mannes über die Zeit verändert haben. Es zeigen sich zum einen geringfügige Unterschiede zwischen den Jahren aufgrund von Anpassungen des Steuertarifs oder der Beitragssätze zur Sozialversicherung. Daneben sind aber auch größere Veränderungen zu erkennen: Im Vergleich von 2005 und 2006 wird der Effekt der Ausweitung der Hinzuverdienstmöglichkeiten beim ALG II deutlich. Im vorliegenden Kontext wichtiger noch ist der ab 2007 bestehende Anspruch auf Elterngeld, der für den Musterhaushalt den Anspruch auf das ehemalige Erziehungsgeld deutlich übersteigt. Das Elterngeld führt auch dazu, dass der hier betrachtete Musterhaushalt selbst bei niedrigem Einkommen nicht mehr auf Arbeitslosengeld II angewiesen ist, aber Wohngeld erhält.

---

<sup>30</sup> Der Zusammenhang zwischen Bruttoerwerbs- und verfügbarem Einkommen ist insbesondere aufgrund der Transferleistungen und ihrer Interaktionen komplex. In der Abbildung treten zum Beispiel Bereiche mit hohen Transferentzugsraten auf. Besonders abrupt ist der Transferentzug beim Kinderzuschlag. Dies wird aber in der Abbildung für den Musterhaushalt nur in den Jahren 2005 und 2006 deutlich, weil der Kinderzuschlag in den Jahren ab 2007 für den hier betrachteten Haushalt wegen des Elterngeldes nicht mehr relevant war. Wir gehen auf die Anreizwirkungen der hohen Transferentzugsraten hier nicht weiter ein, weil sie hinreichend bekannt und zudem nicht spezifisch an den Paarkontext und die Fertilitätsentscheidung geknüpft sind.

**Abb. 8: Einkommen von Paarhaushalten mit einem Kind im Alter von einem Jahr in Abhängigkeit des Bruttoerwerbseinkommens**



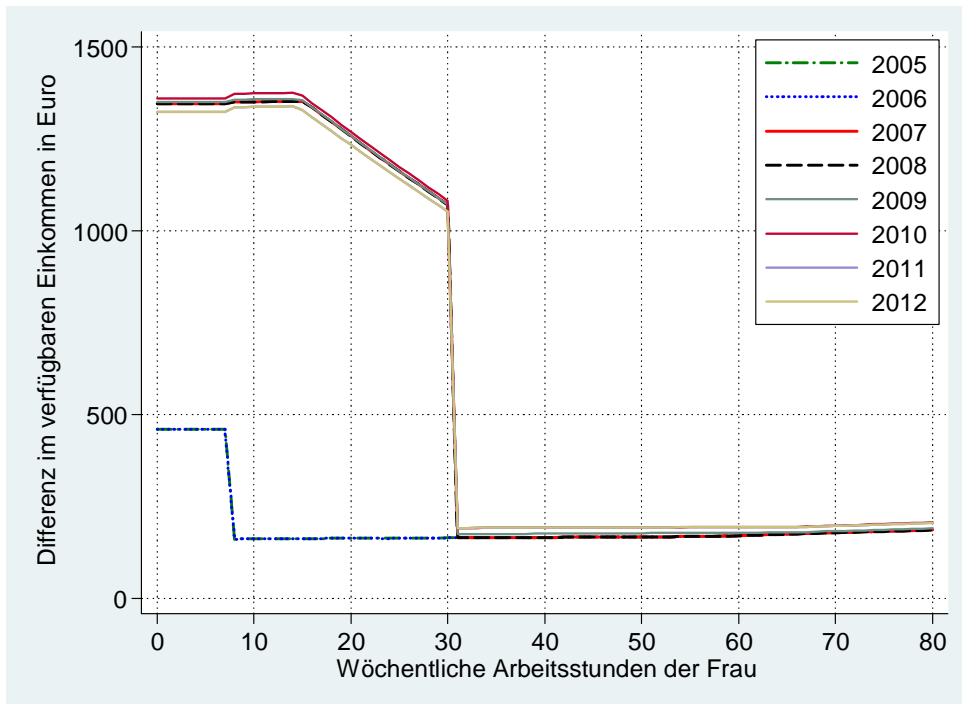
Quelle: Eigene Darstellung. Kosten für Heizung und Unterkunft: 393 Euro/Monat. Die Frau ist annahmegemäß nicht erwerbstätig. Im Vorjahr betrug ihr monatliches Nettoeinkommen 2.000 Euro. Im Vergleich der Kurven für 2005 und 2006 und für die späteren Jahre wird die Einführung des Elterngeldes im Jahr 2007 deutlich.

Abb. 9 zeigt, wie Erwerbs- und Fertilitätsanreize zusammenwirken. Dargestellt ist die Differenz im verfügbaren Einkommen zwischen einem Paarhaushalt mit einem Kind von einem Jahr und einem kinderlosen Paarhaushalt. Diesmal wird das Erwerbsverhalten und das Einkommen des Mannes als konstant angenommen; dafür wird die wöchentliche Arbeitszeit und damit das Erwerbseinkommen der Frau entlang der horizontalen Achse variiert.<sup>31</sup> Die auf der verti-

<sup>31</sup> Der Mann arbeitet annahmegemäß Vollzeit (40 h/Woche) bei einem Bruttostundenlohn von 16 Euro. Für die Frau wird ein Bruttostundenlohn von 12,40 Euro angenommen. Die Zahlen stammen aus einer ähnlichen Abbildung von Haan und Wrohlich (2011) und wurden hier übernommen, um die Vergleichbarkeit der Studien zu erhöhen.

kalen Achse abgetragenen Einkommensdifferenzen resultieren in erster Linie aus dem Kindergeld und dem Erziehungsgeld bzw. Elterngeld.

**Abb. 9: Einkommensunterschiede zwischen kinderlosem Paarhaushalt und Paarhaushalt mit einem Kind im Alter von einem Jahr**



Quelle: Eigene Darstellung. Auf der vertikalen Achse ist die Differenz im verfügbaren monatlichen Haushaltseinkommen (ohne Bedarfsgewichtung) abgetragen. Die Differenz wurde gebildet als „Einkommen des Haushalts mit Kind“ minus „Einkommen des Haushalts ohne Kind“. Kosten für Heizung und Unterkunft: 334 Euro/Monat (ohne Kind), 393 Euro/Monat (mit Kind). Frau im Vorjahr voll erwerbstätig, monatliches Nettoeinkommen von 2.000 Euro. Der Mann arbeitet Vollzeit (40h/Woche) bei einem Bruttostundenlohn von 16 Euro. Die Frau erhält einen Bruttostundenlohn von 12,40 Euro.

Deutlich wird auch hier die zeitliche Variation in den finanziellen Anreizen. Bei einem Arbeitsangebot der Mutter von null oder von nur wenigen Stunden hatte der Haushalt mit einem einjährigen Kind in den Jahren 2005 und 2006 ein um knapp 500 Euro pro Monat höheres verfügbares Einkommen (300 Euro Erziehungsgeld und 154 Euro Kindergeld) als der kinderlose Haushalt. Bei einem Arbeitsangebot der Frau von mehr als sieben Stunden pro Woche betrug der Unterschied nur noch 154 Euro, da bei den hier angenommenen Löhnen

der Anspruch auf Erziehungsgeld entfiel. Nach Einführung des Elterngeldes im Jahr 2007 hat sich bei gleichem Erwerbsverhalten die Einkommensdifferenz zugunsten des Haushaltes mit Kind im ersten Jahr nach der Geburt deutlich erhöht. Im Beispiel erhält der Haushalt im Jahr 2007 Elterngeld in Höhe von 1.340 Euro und Kindergeld von 154 Euro.

Die Differenz im verfügbaren Einkommen ist nicht nur bedeutend größer als zuvor, sondern bleibt auch über einen längeren Bruttoeinkommensbereich bestehen. Der Elterngeldanspruch wird zwar mit zunehmendem Erwerbsumfang der Frau abgeschmolzen, entfällt aber erst bei einer wöchentlichen Arbeitszeit von mehr als 30 Stunden. Unter sonst gleichen Umständen, also insbesondere bei gleicher wöchentlicher Arbeitszeit, ist also seit 2007 der finanzielle Anreiz für eine Geburt gestiegen. Umgekehrt ist für (zuvor gut verdienende) Frauen der Anreiz gestärkt worden, im Jahr nach der Geburt ihre Erwerbstätigkeit einzuschränken. Dass die mit einem Kind verbundene Einkommensdifferenz so deutlich vom Erwerbsumfang abhängt, bestätigt die Notwendigkeit, Fertilitäts- und Erwerbsentscheidung im strukturellen Verhaltensmodell gemeinsam zu betrachten.

### **3.2.4 Anpassung an die Daten**

#### **3.2.4.1 Überblick**

Die anhand der SOEP-Daten geschätzten Parameter des simultanen Arbeitsangebots- und Fertilitätsmodells sind in Tab. 48 im Anhang dokumentiert. Eine direkte Interpretation der geschätzten Parameterwerte ist schwierig, weil

- es sich um ein nicht-lineares Modell handelt,
- zahlreiche Interaktionen abgebildet werden und
- die für die Schätzung konstruierte abhängige Variable aus zwei Dimensionen (Erwerbsverhalten der Frau und Geburtenentscheidung) besteht.

Daher werden im Folgenden statt der Koeffizienten inhaltlich aussagekräftigere Kennziffern ausgewiesen. Zunächst wird in Kapitel 3.2.4.2 die Qualität der Modellanpassung für die Stichprobe insgesamt und für einzelne Gruppen von Haushalten dargestellt. Da für die Schätzung Längsschnittdaten verwendet wurden, kann anders als in den bisherigen Modulen der Gesamtevaluation die

Vorhersage des Modells nicht nur innerhalb der Stichprobe (*model fit*), sondern auch für Jahre, die nicht zur Schätzung herangezogen wurden (*out-of-sample validation*), überprüft werden. Das Modell schneidet in beiden Tests gut ab.

Nach diesen Tests, die sich auf das Modell insgesamt beziehen, geht Kapitel 3.2.4.3 auf die Wirkung der Einflussfaktoren im Modell ein. Es werden sogenannte marginale Effekte ausgewiesen, die sowohl die Nichtlinearität des Modells als auch die Interaktionen zwischen den Variablen berücksichtigen. Diese Effekte geben an, wie die einzelnen Faktoren über die Präferenzen auf die Wahrscheinlichkeit einer Geburt und auf die Partizipation der Frau am Arbeitsmarkt wirken. Der Einfluss der übrigen Faktoren wird dabei konstant gehalten.

#### 3.2.4.2 Qualität der Modellanpassung

Tab. 12 zeigt die Qualität der Modellanpassung für die Ergebnisvariablen Geburtenquote pro Jahr und Partizipationsquote der Frauen am Arbeitsmarkt. Dargestellt ist für jede Variable der in der Stichprobe beobachtete Mittelwert und die Vorhersage, die sich aus den in Tab. 48 im Anhang dokumentierten Modellkoeffizienten ergibt.

Für die Stichprobe insgesamt sagt das Modell die Partizipationsquote der Frauen (72,9 %) und die Geburtenquote (5,6 %) bis auf die erste Nachkommastelle exakt voraus.<sup>32</sup> Auch für Untergruppen – dargestellt ist hier die Unterscheidung nach Ost/West und Haushalten mit oder ohne weitere Kinder – kommt es allenfalls zu kleinen Abweichungen bei der Partizipationsquote. Die

---

<sup>32</sup> Die Geburtenquote entspricht der Zahl der Geburten geteilt durch die Zahl der Frauen in der Stichprobe. Mit 5,6 % liegt sie etwas oberhalb der Quote, die sich für das Jahr 2010 auf Basis der Angaben des Statistischen Bundesamtes (2012a) berechnen lässt: Auf 18,4 Mio. Frauen im Alter von 15 bis 49 Jahren kamen 678.000 Geburten, die Quote liegt hier also bei 3,7 %. Dass der Wert in der Stichprobe etwas höher liegt, ist aber plausibel, da hier nur Frauen in Paarhaushalten und im Alter von 23 bis 45 Jahren betrachtet werden, während die Zahl des Statistischen Bundesamtes auch alleinstehende und alleinerziehende Frauen und Frauen unter 23 und über 45 Jahren (also in Jahren mit geringerer Geburtenrate) umfasst.

Geburtenquote wird auch hier bis auf die erste Nachkommastelle exakt vorhergesagt.

**Tab. 12: Modellanpassung: Partizipations- und Geburtenquote**

	Partizipationsquote		Geburtenquote	
	Beobachtet	Vorhergesagt	Beobachtet	Vorhergesagt
Ost	79,8	81,8	5,9	5,9
West	70,9	70,3	5,6	5,6
(Weitere) Kinder	67,8	66,6	5,0	5,0
Keine (weiteren) Kinder	86,9	90,3	7,3	7,3
Gesamt	72,9	72,9	5,6	5,6

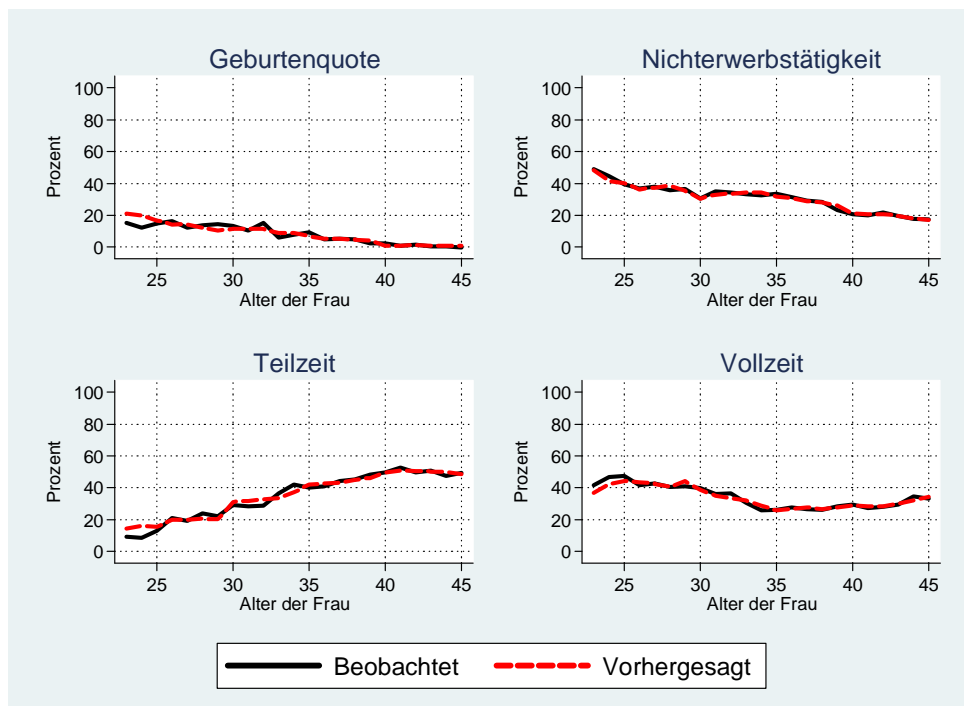
Quelle: SOEP 2005-2010; eigene Berechnungen, n = 8.329 Beobachtungen für 2.641 Haushalte. Alle Angaben in Prozent. Die Geburtenquote entspricht der Zahl der Geburten geteilt durch die Zahl der Frauen in der Stichprobe. Lesebeispiel: 79,8 % der Frauen in Ostdeutschland in der Stichprobe sind laut den Daten des SOEP erwerbstätig. Das Verhaltensmodell sagt eine Partizipationsquote von 81,8 % voraus.

Abb. 10 zeigt die Modellanpassung nach dem Alter der Frau. Die Modellvorhersage (rote gestrichelte Linie) trifft den beobachteten Verlauf (schwarze durchgezogene Linie) bei der Erwerbs- und Geburtsentscheidung sehr gut. Dass nicht jede einzelne Schwankung getroffen wird, ist keine Schwäche des Modells. Es treten nämlich Schwankungen auf, die sich vor allem dadurch erklären, dass die Fallzahlen in den durch das Alter definierten Gruppen kleiner sind als etwa bei den regionalen Gruppen Ost/West. Dadurch werden die Werte anfälliger für Stichprobenfehler. Eine allzu enge Anpassung würde daher zwar den *fit* innerhalb der Stichprobe erhöhen, gleichzeitig aber die Vorhersagekraft für die eigentlich interessierende Grundgesamtheit vermindern.

Diese Vorhersagekraft in weiteren Stichproben (*out-of-sample validation*) kann im vorliegenden Bericht untersucht werden, da anders als in den früheren Modulen der Gesamtevaluation das verhaltensbasierte Mikrosimulati-

onsmodell auf Grundlage von Längsschnittdaten geschätzt wurde. Damit lässt sich das Modell validieren, indem probeweise nur ein Teil der tatsächlich verfügbaren Daten zur Schätzung herangezogen wird; mit den für diese Daten geschätzten Parametern können dann Vorhersagen für die nicht in der Schätzung verwendeten Jahre konstruiert werden.

**Abb. 10: Modellanpassung: Erwerbsstatus und Geburtenquote, nach Alter**



Quelle: SOEP 2005-2010; eigene Berechnungen, n = 8.329 Beobachtungen für 2.641 Haushalte. Alle Angaben in Prozent. Die Geburtenquote entspricht der Zahl der Geburten geteilt durch die Zahl der Frauen in der Stichprobe.

Tab. 13 zeigt in der ersten Zeile zunächst noch einmal die Modellanpassung *innerhalb* der Stichprobe. In diesem Fall werden alle Wellen von 2005 bis 2010 zur Schätzung verwendet; auf Basis dieser Schätzung erfolgt die Vorhersage für exakt die gleichen Haushalte und Jahre, die auch in die Schätzung eingehen. Die weiteren Zeilen der Tabelle zeigen die Ergebnisse eines strengeren Tests: Hier wird ein Teil der Jahre bewusst nicht in die Schätzung einbezogen, sondern zur Validierung „*out-of-sample*“ benutzt.



**Tab. 13: Validierung „out-of-sample“**

Zeitraum	Partizipationsquote		Geburtenquote	
	Beobachtet	Vorhergesagt	Beobachtet	Vorhergesagt
Schätzung: 2005-2010 Vorhersage: 2005-2010	72,9	72,9	5,6	5,6
Schätzung: 2005-2006 Vorhersage: 2007-2010	74,8	69,1	5,7	11,1
Schätzung: 2005-2007 Vorhersage: 2008-2010	75,9	73,9	5,9	6,4
Schätzung: 2005-2008 Vorhersage: 2009-2010	76,5	75,2	6,6	5,8
Schätzung: 2005-2009 Vorhersage: 2010	76,8	76,2	6,3	5,5

Quelle: SOEP 2005-2010; eigene Berechnungen, n = 8.329 Beobachtungen für 2.641 Haushalte. Alle Angaben in Prozent. Die Geburtenquote entspricht der Zahl der Geburten geteilt durch die Zahl der Frauen in der Stichprobe. Lesebeispiel: Die Partizipationsquote beträgt laut den Daten des SOEP im Mittel der Jahre 2005 bis 2010 etwa 72,9 %. Eine Vorhersage, die sich auf den vollen Schätzzeitraum von 2005 bis 2010 stützt, sagt eine Partizipationsquote von ebenfalls 72,9 % voraus, trifft den wahren Wert also exakt. In den übrigen Zeilen der Tabelle fallen Schätz- und Vorhersagezeitraum auseinander. Die Vorhersagequalität nimmt entsprechend ab, bleibt aber noch zufriedenstellend.

Verwendet man eine Schätzung auf Basis ausschließlich der Wellen von 2005 und 2006, um das Geburten- und Partizipationsverhalten der Jahre 2007 bis 2010 vorherzusagen, liegen Vorhersage und Beobachtung deutlich auseinander. Werden mehr Wellen zur Schätzung herangezogen, dann verbessert sich die Vorhersagekraft. Schätzt man die Parameter mit den Wellen von 2005 bis 2009, um das Verhalten im Jahr 2010 vorherzusagen, dann betragen die Ab-

weichungen nur noch 0,6 Prozentpunkte bei der Partizipation und 0,8 Prozentpunkte bei der Geburtenquote.

In der Simulation werden die Wellen von 2005 bis 2010 verwendet, um das im SOEP noch nicht beobachtbare Verhalten im Jahr 2012 und das Verhalten in mehreren kontrafaktischen Szenarien (ausgehend vom Rechtsstand 2012) vorherzusagen. Es ist also davon auszugehen, dass die Abweichungen zumindest im ersten Fall ähnlich klein ausfallen wie in der letzten Teile von Tab. 13. Da die Wirkungsanalyse auf einem Vergleich der kontrafaktischen Szenarien mit der Basissimulation des Rechtsstands 2012 beruht, kürzen sich mögliche Vorhersagefehler zudem heraus, solange sie nur das Niveau betreffen und zwischen den Szenarien konstant sind.

### 3.2.4.3 Abbildung von Präferenzunterschieden

Die Wirkung der Einflussfaktoren *über die Präferenzen* kann auf Grundlage der geschätzten Parameter der Nutzenfunktion anhand simulierter marginaler Effekte untersucht werden. Diese Effekte messen, wie sich die Wahrscheinlichkeit eines Ereignisses (weitere Geburt, Erwerbsstatus) verändert, wenn ein Einflussfaktor isoliert verändert wird, während alle übrigen Faktoren konstant bleiben. Bei der Einordnung der Ergebnisse ist zu bedenken,

- dass die reine Wirkung über die Präferenzen ausgewiesen wird. Etwaige Unterschiede in den finanziellen Anreizen wurden bereits herausgerechnet.
- dass es sich um hypothetische Wirkungen „unter sonst gleichen Umständen“ handelt. Es wird also z.B. untersucht, welche Wirkung eine reine Variation des Alters hat. Dabei wird bewusst ausgeblendet, dass sich mit dem Alter z.B. auch die Kinderzahl im Schnitt verändert. Der marginale Einfluss der Kinderzahl wird in einer eigenen Simulation bestimmt, bei der dann das Alter konstant gehalten wird.
- dass die marginalen Effekte für eine bestimmte Stichprobe gelten, hier also Paarhaushalte mit Frauen zwischen 23 und 45 Jahren, die sich weder in Ausbildung befinden noch selbständig tätig sind.

Tab. 14 zeigt, wie sich die in der Schätzung berücksichtigten Faktoren über die Präferenzen auf die Partizipation und die Geburtenquote auswirken. Ausgewiesen sind jeweils der durchschnittliche marginale Effekt in der Stichprobe und der Standardfehler, der ein Maß für die statistische Unsicherheit darstellt.<sup>33</sup>

**Tab. 14: Wirkung der Einflussfaktoren über die Präferenzen**

Zeitraum	Partizipationsquote der Frau		Geburtenquote	
	Marginaler Effekt	Standardfehler	Marginaler Effekt	Standardfehler
Alter der Frau:				
30 vs. 25 Jahre	5,22***	1,75	-0,08	0,92
35 vs. 30 Jahre	0,44	1,11	-1,38*	0,82
40 vs. 35 Jahre	1,69***	0,71	-3,53***	0,52
Alter des Mannes	0,26***	0,06	-0,30***	0,05
Ost	5,15***	0,74	-0,30	0,52
Migrationshintergrund der Frau				
Direkt vs. kein	-0,08	0,71	-0,53	0,57
Indirekt vs. kein	1,43	1,27	0,55	0,91
Verheiratet	-3,72***	0,80	2,92***	0,42

<sup>33</sup> Der Standardfehler wurde durch ein Bootstrap-Verfahren ermittelt. Es wurden also durch wiederholte Ziehung (mit Zurücklegen) aus der ursprünglichen Schätzstichprobe neue Stichproben gebildet, für die jeweils der marginale Effekt der Präferenzfaktoren berechnet wurde.

Zeitraum	Partizipationsquote der Frau		Geburtenquote	
	Marginaler Effekt	Standardfehler	Marginaler Effekt	Standardfehler
Kinderzahl				
1 Kind vs. 0 Kinder	2,72***	0,78	-3,10***	0,84
2 Kinder vs. 1 Kind	2,26***	0,60	-2,06***	0,51
3 Kinder vs. 2 Kinder	-1,85**	0,82	-0,17	0,90
Bei zwei oder mehr Kindern: gleiches Geschlecht der Kinder	-0,15	0,11	0,29	0,25
Bildungsabschluss der Frau				
Mittel vs. niedrig	1,39**	0,68	0,66	0,63
Hoch vs. mittel	-1,06	0,86	2,95***	0,79
Bildungsabschluss des Mannes				
Mittel vs. niedrig	1,27	0,83	0,64	0,57
Hoch vs. mittel	-3,30***	0,76	3,49***	0,82
Frau Beamtin	6,48***	1,61	-3,59***	0,51
Mann Beamter	-4,08***	1,04	3,29***	1,16
Zufriedenheit mit der Gesundheit (Frau)	0,001	0,59	1,24***	0,40
Sorgen um die eigene wirtschaftliche Situation (Frau)	-0,63	0,60	-0,58	0,45
Wohnfläche: 120 vs. 60 qm	-1,49***	0,56	2,38***	0,44
Pfadabhängigkeit:				
Vollzeit vs. Nichterwerbstätigkeit im Vorjahr	34,09***	1,52	-5,98***	0,98

Zeitraum	Partizipationsquote der Frau		Geburtenquote	
	Marginaler Effekt	Standardfehler	Marginaler Effekt	Standardfehler
Geburt in der Vorperiode	-1,84	1,15	-5,19***	0,41

Quelle: SOEP 2005-2010; eigene Berechnungen, n = 8.329 Beobachtungen für 2.641 Haushalte. Alle Angaben in Prozent. Standardfehler in Klammern, berechnet mit dem Bootstrap-Verfahren (100 Wiederholungen). \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Niedriger Bildungsabschluss = kein Abitur und keine abgeschlossene Ausbildung. Mittlerer Bildungsabschluss = Abitur und/oder abgeschlossene Ausbildung. Hoher Bildungsabschluss = Hochschulabschluss.

Das *Alter der Frau* hat einen positiven Einfluss auf die Erwerbsneigung. Die Schätzergebnisse besagen, dass Frauen mit 30 Jahren unter sonst gleichen Umständen (finanzielle Anreize, sonstige Präferenzfaktoren) eine um gut fünf Prozentpunkte höhere Partizipationsquote aufweisen als Frauen mit 25 Jahren. Der Anstieg ist statistisch signifikant und setzt sich im folgenden Lebensjahrzehnt fort. Ein Rückgang der Erwerbstätigkeit nach der Geburt eines Kindes ist demnach eine Reaktion der Frauen auf die veränderten Rahmenbedingungen und nicht etwa Folge einer jenseits von 30 oder 35 Jahren per se geringeren Erwerbsneigung – diese ist im Gegenteil sogar größer als mit Mitte 20.

Die reinen Präferenzeffekte des Alters der Frau auf die Geburtenquote sind bis zum Alter von 30 Jahren gering. So gibt es keinen Hinweis darauf, dass sich Frauen mit 30 Jahren unter sonst gleichen Umständen hinsichtlich der Präferenzen für ein weiteres Kind von 25-jährigen Frauen signifikant unterscheiden. Erst bei den 35-jährigen und vor allem bei den 40-jährigen Frauen zeigt sich ein deutlich negativer Präferenzeffekt. Ein Teil des Unterschieds ist möglicherweise auf die nachlassende Fruchtbarkeit (vgl. auch Kapitel 3.3.4.2) zurückzuführen – der „Präferenzeffekt“ umfasst im Modell alles, was nicht durch die finanziellen Rahmenbedingungen erklärbar ist, also neben den Normen hinsichtlich des Alters bei der Geburt auch mögliche biologische Ursachen. Der hier ausgewiesene Alterseffekt geht hingegen *nicht* auf das Vorhandensein eines Partners zurück, da nur Frauen in Paarhaushalten berücksichtigt werden. Allerdings dürften sich Dauer und möglicherweise Qualität der Partnerschaft unterscheiden. Diese Unterschiede sind im Modell nicht abgebildet.

Beim *Alter des Mannes* wurde der mittlere marginale Effekt in der Stichprobe berechnet, indem das tatsächliche Alter der Männer um ein Jahr erhöht wurde. Es zeigt sich, dass sich das Alter des Mannes nach Kontrolle für das Alter der Frau und die übrigen Faktoren positiv auf die weibliche Erwerbstätigkeit und negativ auf die Wahrscheinlichkeit einer Geburt auswirkt.

Frauen mit *Wohnort in Ostdeutschland* zeigen unter sonst gleichen Umständen, also insbesondere bei gleichen finanziellen Anreizen, eine um knapp fünf Prozentpunkte höhere Partizipationsneigung als Frauen in Westdeutschland. Anders bei der Geburtenquote: Hier deutet das Modell darauf hin, dass sich die tatsächlichen Unterschiede im Geburtenverhalten allein durch die in Ost und West unterschiedlichen finanziellen Anreize (einschließlich der Unterschiede bei der Kinderbetreuung) erklären lassen. Nach Kontrolle auf diese Anreize und auf Unterschiede in den übrigen Präferenzfaktoren ist der Unterschied in der Geburtenwahrscheinlichkeit gering und statistisch insignifikant.

Die geschätzten Modellparameter liefern keine Hinweise darauf, dass sich Frauen je nach *Migrationshintergrund* in ihren Präferenzen statistisch signifikant unterscheiden. Dies gilt für Frauen mit direktem (Einwanderinnen) und indirektem Migrationshintergrund (Töchter von Einwanderern); beide Gruppen werden jeweils mit Frauen ohne Migrationshintergrund verglichen. Die beobachteten Unterschiede im Erwerbsverhalten und Geburtenverhalten zwischen den verschiedenen Gruppen sind also vor allem auf Unterschiede in den Rahmenbedingungen und nur zu einem geringen Teil auf Präferenzunterschiede zurückzuführen.<sup>34</sup>

Zwischen *verheirateten und unverheirateten Frauen* bestehen hingegen signifikante Präferenzunterschiede sowohl im Erwerbs- als auch im Geburtenverhalten. Für verheiratete Frauen liegt die Partizipationsquote um knapp vier Prozentpunkte niedriger, die Geburtenwahrscheinlichkeit hingegen um fast drei Prozentpunkte höher als für unverheiratete Frauen in Paarhaushalten, und dies nach Kontrolle sowohl für unterschiedliche finanzielle Anreize (etwa

---

<sup>34</sup> Frauen mit Migrationshintergrund sind allerdings eine heterogene Gruppe. Zwischen den einzelnen Herkunftsländern und im Vergleich einzelner Herkunftsländer mit Frauen ohne Migrationshintergrund kann es durchaus Präferenzunterschiede geben.

durch das Ehegattensplitting und die beitragsfreie Mitversicherung) als auch für Präferenzunterschiede, die sich aus Unterschieden etwa bezüglich des Alters erklären lassen.

Die Präferenzunterschiede nach der *Kinderzahl* werden in drei Vergleichen untersucht: Frauen mit einem Kind werden mit Frauen ohne Kind, Frauen mit zwei Kindern mit Frauen mit einem Kind und Frauen mit drei Kindern mit Frauen mit zwei Kindern verglichen. Bei der Partizipationsquote ergeben sich bis zum zweiten Kind *positive* Präferenzeffekte. Die Unterschiede im tatsächlichen Erwerbsverhalten (Frauen sind umso *seltener* erwerbstätig, je mehr Kinder sie haben) sind also bis zum zweiten Kind offenbar vor allem Folge unterschiedlicher finanzieller Anreize und ggf. von Präferenzunterschieden bei anderen Faktoren, die mit der Kinderzahl korrelieren (z.B. Alter, Bildung, Familienstand), nicht aber der Kinderzahl per se. Erst im Vergleich von Frauen mit zwei und mit drei Kindern tritt ein negativer Präferenzeffekt auf: Frauen mit drei Kindern arbeiten also nicht nur wegen der Rahmenbedingungen weniger, sondern auch wegen einer geringeren Erwerbsneigung.

Bei der Geburtenwahrscheinlichkeit nimmt unter sonst gleichen Umständen die Präferenz für ein weiteres Kind ab, je mehr Kinder die Frau bereits hat. Der Rückgang beträgt im Schnitt gut drei Prozentpunkte nach dem ersten und zwei Prozentpunkte nach dem zweiten Kind. Der Unterschied zwischen Frauen mit drei und zwei Kindern ist hingegen statistisch nicht signifikant. Wie bei allen Zahlen der Tabelle handelt es sich um Mittelwerte über alle Frauen. Der Fall, dass bei manchen Frauen unter sonst gleichen Umständen der Wunsch nach einem weiteren Kind bei höherer Kinderzahl zunimmt, ist also nicht ausgeschlossen. Unsere Schätzergebnisse legen aber nahe, dass der umgekehrte Fall eines nachlassenden Kinderwunsches häufiger auftritt.

Bei Haushalten, die schon zwei oder mehr Kinder haben, spielt auch *das Geschlecht der Kinder* eine Rolle. Haben alle bisherigen Kinder das gleiche Geschlecht, steigt unter sonst gleichen Umständen die Wahrscheinlichkeit einer weiteren Geburt etwas; damit zusammenhängend geht die Erwerbsneigung leicht zurück. Die Unterschiede sind aber statistisch nicht signifikant.

Frauen mit Abitur oder einem Ausbildungsabschluss sind auch unter sonst gleichen Umständen deutlich häufiger erwerbstätig als Frauen ohne Abitur und ohne Ausbildungsabschluss. Auch Frauen mit Hochschulabschluss haben

eine höhere Erwerbsneigung als Frauen in der unteren *Bildungskategorie*. Der Unterschied zwischen der mittleren und hohen Bildungskategorie ist hingegen statistisch nicht signifikant.

Bei der Geburtenquote zeigt sich eine auf den ersten Blick angesichts der tatsächlichen Geburtenzahlen überraschende größere Präferenz für Kinder bei hohem Bildungsabschluss. Zu beachten ist aber, dass es sich um den reinen Präferenzeffekt handelt, die Unterschiede in den Löhnen etc., die für Frauen mit hoher Bildung zu größeren Opportunitätskosten der Kindererziehung führen, also bereits herausgerechnet wurden. Außerdem beschränkt sich die Stichprobe auf Frauen ab 23 Jahren. Damit werden die etwa 20 % der Geburten vor diesem Alter nicht erfasst. Da es sich hierbei tendenziell um Geburten von Frauen mit niedrigerem bzw. mittlerem Bildungsabschluss handeln dürfte, wird die Geburtenneigung dieser Frauen in der Stichprobe tendenziell etwas unterschätzt.

Beim *Bildungsabschluss des Mannes* zeigen sich signifikante Präferenzeffekte auf die Geburtenquote und die Partizipationsquote der *Frau* nur im Vergleich der mittleren und der höchsten Kategorie: Frauen, die mit einem Mann mit Hochschulabschluss verheiratet sind, haben eine niedrigere Partizipationsneigung und eine höhere Geburtenwahrscheinlichkeit.

Der *Beamtenstatus* der Frau geht mit einer höheren Partizipationsneigung und einer unter sonst gleichen Umständen niedrigeren Geburtenwahrscheinlichkeit einher; für den Beamtenstatus des Mannes sind die Zusammenhänge genau umgekehrt.

Je zufriedener die Frau mit ihrer *Gesundheit* ist, desto höher die Wahrscheinlichkeit für eine Geburt. Die *Sorgen um die eigene wirtschaftliche Situation* senken hingegen die Wahrscheinlichkeit einer Geburt.<sup>35</sup> Der Zusammenhang ist in der hier ausgewiesenen Schätzung allerdings statistisch insignifikant.

Eine größere *Wohnfläche* erhöht unter sonst gleichen Umständen die Wahrscheinlichkeit für eine Geburt um gut zwei Prozentpunkte. Hier dürften auch

---

<sup>35</sup> Weitere Einstellungsvariablen stehen nur für einen Teil des Beobachtungszeitraums zur Verfügung und werden daher unten separat diskutiert.



diejenigen Vermögenseffekte enthalten sein, die nicht bereits über das im Steuer-Transfer-Modell simulierte verfügbare Einkommen abgebildet werden. Daneben ist von einem umgekehrten Einfluss der (antizipierten) Geburten auf die Größe der Wohnung auszugehen. Wie auch bei den übrigen Variablen geht es hier also lediglich darum, die Heterogenität in den Präferenzen aufzuzeigen, und nicht um die Identifikation kausaler Beziehungen.

Die letzten beiden Zeilen der Tabelle belegen die *Pfadabhängigkeit der Entscheidungen*. Die Geburten- und Partizipationswahrscheinlichkeit unterscheiden sich selbst bei identischen finanziellen Anreizen, je nachdem ob die Frauen in der Vorperiode erwerbstätig waren und ob sie ein Kind geboren haben. Frauen, die in Vollzeit tätig waren, haben bei gleichen Anreizen eine erheblich höhere Erwerbsneigung und eine deutlich geringere Geburtenneigung als Frauen, die zuvor nicht erwerbstätig waren

Bei einer Geburt in der Vorperiode sinkt hingegen die Partizipationsquote am Arbeitsmarkt nur leicht. Dies ist der reine Präferenzeffekt, nicht der beobachtete Unterschied in den Partizipationsquoten. Die Wahrscheinlichkeit einer weiteren Geburt gleich im Folgejahr sinkt über den Präferenzeffekt um gut fünf Prozentpunkte.

Die bisherigen Ergebnisse beruhen auf einer Schätzung über den gesamten Zeitraum von 2005 bis 2010. Da einige Einstellungsvariablen, mit denen die sozial-normativen Einflussfaktoren angenähert werden, innerhalb dieses Zeitraums nur in einer Welle (2008) vorliegen, wurden sie hier nicht berücksichtigt. Andernfalls wären die Fallzahlen zu klein geworden, zumal der Hauptzweck des Modells in der Wirkungsanalyse der ehe- und familienbezogenen Leistungen und Maßnahmen und nicht der Analyse der geschätzten Parameter liegt.

Wir haben allerdings ergänzend eine Schätzung mit diesen zusätzlichen Einstellungsvariablen durchgeführt und dazu neben der Welle von 2008 das frühere Jahr 2004 herangezogen, in dem die Variablen ebenfalls im SOEP vorliegen. Die Ergebnisse sind in Tab. 49 im Anhang dargestellt. Es zeigt sich, dass Frauen, die angeben, dass für sie der *Beruf sehr wichtig* ist, unter sonst gleichen Umständen eine um etwa zehn Prozentpunkte höhere Partizipationswahrscheinlichkeit und eine um gut vier Prozentpunkte niedrigere Geburtenwahrscheinlichkeit haben als Frauen, die den Beruf als unwichtig ansehen. Die

Wichtigkeit, die die Männer dem Beruf zumessen, hängt ebenfalls (und mit gleichem Vorzeichen) mit der Arbeitsmarktpartizipation der *Frau* und der Geburtenwahrscheinlichkeit zusammen; die Zusammenhänge sind aber schwächer und nicht statistisch signifikant.

Bei der *Wichtigkeit von Kindern* bestätigt sich der erwartete positive Zusammenhang mit der Präferenz für eine weitere Geburt. Unter sonst gleichen Umständen unterscheidet sich die Wahrscheinlichkeit einer Geburt zwischen Frauen, die Kinder für sehr wichtig bzw. unwichtig halten, um fünf Prozentpunkte. Die Einstellung der Männer hat hier keinen signifikanten Einfluss. Bei der Partizipationsquote zeigt sich hingegen, dass in Paaren, in denen die Männer die Wichtigkeit von Kindern betonen, die Frauen auch unter sonst gleichen Umständen deutlich seltener erwerbstätig sind. Bei der Einstellung der Frau selbst findet sich kein signifikanter Zusammenhang mit der Partizipationsneigung.

Die Zusammenhänge mit weiteren Einstellungsvariablen (Wichtigkeit der Partnerschaft, Zufriedenheit mit den Tätigkeiten im Haushalt, Zufriedenheit mit den Möglichkeiten der Kinderbetreuung) haben sich als nicht statistisch signifikant herausgestellt. Hier dürfte sich auswirken, dass insbesondere die Einstellungsvariablen zur Wichtigkeit der verschiedenen Lebensbereiche untereinander in enger Beziehung stehen, sodass für die Identifikation der Zusammenhänge jeweils nur vergleichsweise wenig unabhängige Variation zur Verfügung steht.

### **3.2.5 Einordnung des Modells**

Das in den bisherigen Abschnitten beschriebene Modell erfüllt die zentralen Anforderungen, die in Kapitel 2 an ein ideales Modell zur Wirkungsanalyse der ehe- und familienbezogenen Leistungen und Maßnahmen im Hinblick auf die Zielgröße der Geburtenrate formuliert wurden. Es berücksichtigt insbesondere die Simultaneität von Geburts- und Erwerbsentscheidung und die Pfadabhängigkeit der Entscheidungen, also den Einfluss vergangener auf zukünftige Entscheidungen. Außerdem ist das Verhaltensmodell mit einem realistischen Simulationsmodell des deutschen Steuer-Transfer-Systems verknüpft und erlaubt es, den Einfluss weiterer sozio-ökonomischer und sozial-normativer Faktoren auf die Präferenzen zu messen.

Zwei weitere Anforderungen werden vom Modell weniger gut erfüllt. Zum einen handelt es sich um ein unitäres Modell. Es wird also angenommen, dass die Präferenzen des Haushalts stabil sind, und es wird nicht modelliert, wie sich diese Haushaltpräferenzen aus den Präferenzen der Individuen im Haushalt ergeben. Interessenkonflikte zwischen den Partnern über den Erwerbsumfang oder die Geburt eines Kindes werden zwar nicht gelehrt, aber auch nicht explizit berücksichtigt.

Insbesondere lässt sich in einem unitären Modell nicht untersuchen, ob die ehe- und familienbezogenen Leistungen die Verhandlungsmacht der Partner (etwa weil eine Leistung an ein Individuum und nicht den Haushalt insgesamt geht) und dadurch das Verhalten beeinflussen. Es wäre grundsätzlich von Interesse, auch diesen Kanal in den Blick nehmen zu können (im Idealfall verbunden mit einer dynamischen Modellierung). Die empirische Umsetzung der Verhaltensmodelle ist aber, wie in Kapitel 2.3.3 dargelegt, noch nicht weit genug fortgeschritten, um ein solches Modell für die Wirkungsanalyse der Politik im Hinblick auf die Geburtenrate nutzen zu können. Eine Berücksichtigung ist im für das vorliegende Projekt zur Verfügung stehenden Zeitrahmen nicht möglich und muss möglichen späteren Untersuchungen vorbehalten bleiben.

Eine zweite Einschränkung im Grundmodell besteht darin, dass zwar für einen Haushalt Entscheidungen in mehreren Jahren modelliert werden, die von vergangenen Entscheidungen abhängen. Dabei wird jedoch angenommen, dass der Haushalt die Folgen seiner heutigen Entscheidung auf zukünftige Entscheidungssituationen nicht antizipiert. Konkret berücksichtigt der Haushalt bei der Entscheidung über eine weitere Geburt also nur die Anreize im Folgejahr und nicht über den gesamten weiteren Lebensverlauf. Dadurch werden Leistungen, die wie das Kindergeld über einen langen Zeitraum bezogen werden, in ihrer Wirkung unterschätzt. Zudem lassen sich Anreize, die erst dann wirken, wenn die Kinder etwas älter sind (die Kinderbetreuung ist das wichtigste Beispiel), nur unzureichend abbilden. Außerdem lassen sich verzögerte Reaktionen der Haushalte auf eine Politikänderung schlecht abschätzen. Und schließlich lassen sich in einem Modell mit einjährigem Entscheidungshorizont Timing-Effekte nicht von Wirkungen auf die abgeschlossene Geburtenzahl, also die Zahl der Kinder am Ende der fertilen Phase, trennen.

Diese Einschränkungen des Modells ließen sich etwas abmildern, wenn die Anreize ergänzend für weitere, spätere Zeitpunkte simuliert würden. Über einen längeren Entscheidungshorizont könnten sich aber Änderungen bei der Haushaltszusammensetzung, dem Erwerbsverhalten usw. ergeben, die der Haushalt bei seiner Entscheidung abschätzen müsste. Wenn die Abschätzung auf einem reinen Fortschreibungsmodell (ohne Optimierung über sämtliche Perioden) beruht, kann es zu Widersprüchen kommen, wenn sich im Nachhinein durch erneute Entscheidungen des Haushalts die Annahmen, die der früheren Entscheidung zugrunde lagen, als falsch herausstellen. Wir erläutern diesen Punkt unten noch ausführlicher.

In der Literatur wird daher, wie in Kapitel 2 dargelegt, statt einer Fortschreibung der Ansatz einer Optimierung über den gesamten Lebenszyklus gewählt. Systematische Widersprüche im Verhalten sind dadurch ausgeschlossen. Gleichzeitig erlauben und erzwingen es die Modelle, die stochastischen Einflüsse im Modell explizit zu machen. Damit lässt sich gut abbilden, welchen Einfluss die Unsicherheit bezüglich Beruf und Partnerschaft und bezüglich der tatsächlichen (biologischen) Realisierung der Kinderwünsche auf das Verhalten hat.

### **3.3 Modell 2: Entscheidungen mit Lebenszyklusperspektive**

#### **3.3.1 Überblick**

Um die von der Familienpolitik gesetzten Anreize nicht nur in der kurzen Frist, sondern über weite Teile des Lebenszyklus abbilden zu können, wurde aufbauend auf der Arbeit von Adda, Dustmann und Stevens (2011) ein zweites Modell entwickelt, das auf langfristiger dynamischer Optimierung beruht. Zur Wirkungsanalyse wurde das Modell mit dem Steuer-Transfer-Simulator verknüpft, das auch im Modell für die kurze Frist eingesetzt wird.

Durch das zweite Modell kann die Einschränkung, dass Haushalte die Konsequenzen ihrer Entscheidungen nur über einen kurzen Zeitraum abschätzen, aufgehoben werden. In der Lebenszyklusmodellierung plant ein Haushalt über einen deutlich längeren Zeitraum. So bringt eine Geburt sowohl eine Veränderung der Lebensumstände als auch der familienbezogenen Leistungen (z.B.) in Form von Kindergeld mit sich, die über Jahrzehnte anhält. Daher ist es nahe-

liegend, dass die modellierten Haushalte auch längerfristige Aspekte in ihre Entscheidungen mit einbeziehen.

Andererseits wäre es unrealistisch anzunehmen, dass ein Haushalt perfekt vorausplanen kann bzw. dies überhaupt will. Die Forschung hat gezeigt (vgl. Shane et al. 2002), dass Menschen das aktuelle Jahr generell wichtiger bewerten als ein Jahr in der Zukunft. Dieser Umstand wird mit Hilfe eines zeitlichen Diskontierungsfaktors berücksichtigt (vgl. Abschnitt 3.3.3), welcher die Bedeutung zukünftiger Perioden abschwächt.

Es ist unmöglich, alle Aspekte zu modellieren, die eine Entscheidung treiben. Zahlreiche, in den Daten unbeobachtete Einflüsse, wie Freunde, Familie, berufliche und private Ereignisse können die Entscheidung für oder gegen ein Kind beeinflussen. In der Modellierung kann dies berücksichtigt werden, indem Individuen in einigen Fällen auch die laut Modell zweit- oder drittbeste Handlungsalternative wählen, die aufgrund unbeobachteter Einflüsse aus ihrer Sicht die bevorzugte Alternative darstellt.

Insgesamt bringt eine Lebenszyklusmodellierung also einige Vorteile mit sich. Andererseits ist sie nicht in der Lage, das Modell zur kurzfristigen Wirkungsanalyse zu ersetzen, da die wesentlich komplexere Modellierung eine Fokussierung auf weniger Aspekte erzwingt (siehe Abschnitt 3.3.6). Daher ergänzen sich beide Modelle und beleuchten unterschiedliche Aspekte. Das Modell zur kurzfristigen Wirkungsanalyse kann detaillierte Hinweise auf die kurzfristigen Wirkungen einer Leistung geben, das Lebenszyklusmodell ergänzt diese Ergebnisse durch eine Abschätzung der langfristigen Folgen.

### **3.3.2 Grundstruktur des Modells**

Die Entscheidungen im Lebenszyklusmodell sind dieselben wie im Grundmodell. Die Frauen wählen zwischen den Erwerbszuständen nicht erwerbstätig, Teilzeit und Vollzeit und entscheiden sich für oder gegen ein weiteres Kind. Das Arbeitsangebot des Partners wird wie im Grundmodell als gegeben angenommen. Wir setzen für das Einkommen des Partners einen Wert von 3749

Euro brutto fest; dies entspricht dem durchschnittlichen Bruttomonatsverdienst vollzeitbeschäftigter Arbeitnehmer im Jahr 2012.<sup>36</sup>

Relevant für die Arbeitsangebots- und Fertilitätsentscheidung ist jeweils die aktuelle Lebenssituation. Der Zustand wird beschrieben durch das Alter der Frau, ihren Familienstand, die Kinderzahl, den Erwerbsstatus, das Alter des jüngsten Kindes, die Berufserfahrung sowie ihre Fekundität (biologische Fertilität bzw. Infertilität). Ein vorausplanendes Individuum würde im Modell alle künftigen potenziell möglichen Konsequenzen seiner Entscheidung durchdenken und schließlich die Variante wählen, die den erwarteten Nutzen maximiert. Da die Zahl der Kombinationsmöglichkeiten mit jeder zusätzlichen Zustandsvariable exponentiell steigt, kann nur eine begrenzte Anzahl von relevanten, den Zustand beschreibenden Variablen gewählt werden.

Das Modell schreibt die Entwicklung der heute 25 bis 29-jährigen Frauen aus dem Sozio-oekonomischen Panel des Jahres 2010 fort. Die Wahl dieser Kohorte folgt dem Modul „Zentrale Leistungen im Lebensverlauf“. Das Mindestalter von 25 ist ein Kompromiss: Die Fortschreibung noch jüngerer Frauen wäre wünschenswert, um das Geburtenverhalten über die komplette fertile Phase abbilden zu können. Dann ergäbe sich jedoch die Schwierigkeit, dass die Bildungsentscheidungen mitmodelliert werden müssten. Außerdem sind die Alterskohorten der Anfang Zwanzigjährigen im SOEP nur schwach vertreten.

---

<sup>36</sup> Angaben des Statistischen Bundesamtes, zitiert nach Institut der deutschen Wirtschaft (2013): Deutschland in Zahlen 2013, S.62. Die Annahme bezüglich des Partnereinkommens ist besonders für die Abschätzung der Wirkungen des Ehegattensplittings von Bedeutung. Wir haben im Rahmen einer Sensitivitätsanalyse die Rechnungen auch für eine niedrigere (2000 Euro) und eine höhere (5500 Euro) Annahme hinsichtlich des Partnereinkommens durchgeführt. Die Wirkung des Splittings fällt bei höherem Partnereinkommen erwartungsgemäß leicht stärker aus. Wir weisen im Folgenden die Ergebnisse nur für den empirisch abgesicherten Wert von 3749 Euro aus. Auch dieser Wert ist zugegebenermaßen eine Vereinfachung, da er für alle Ehepartner unabhängig vom Alter angesetzt wird. Eine genauere Modellierung müsste u.a. die Alters- und Bildungsabhängigkeit des Bruttoeinkommens berücksichtigen. Dies war jedoch im vorgegebenen Zeitrahmen nicht zu leisten. Von der Vereinfachung ist jedoch nur Modell 2 betroffen: In Modell 1 werden die tatsächlich beobachteten Partnereinkommen aus dem SOEP zur Modellierung verwendet.

Dass nicht ein einzelner Altersjahrgang, sondern die Gruppe der 25- bis 29-Jährigen gemeinsam betrachtet wird, erklärt sich ebenfalls aus den Fallzahlen.

Da die meisten Variablen im SOEP auf jährlicher Basis vorliegen, entspricht eine Periode im Modell jeweils einem Jahr. Geringere Zeitabstände könnten nicht zuverlässig an das SOEP angepasst werden. Darüber hinaus würden sie die Berechnungszeit drastisch erhöhen, was, wie unten näher erläutert, bei einer dynamischen Lebenszyklusmodellierung schnell zu technischen Problemen führt.

Die Frauen werden über einen Zeitraum von 21 Jahren modelliert. Ein längerer Zeitraum würde erfordern, auch Rentenansprüche detailliert zu modellieren, was außerhalb des Schwerpunktes der Studie liegt. Darüber hinaus würde es zu ähnlichen technischen Problemen führen wie eine Verringerung der Zeitabstände.

Jede Frau im Modell wird durch drei Grundkomponenten beschrieben: *Situationsvariablen*, *Handlungsvariablen* und *Unsicherheitsfaktoren*. *Situationsvariablen* beschreiben den aktuellen Zustand einer Frau. In der ersten Periode des Modells entspricht dieser exakt dem SOEP des Jahres 2010. Die Situationsvariablen sind in Tab. 15 dargestellt.

**Tab. 15: Situationsvariablen**

Variable	Ausprägungen
Erwerbsstatus	nicht erwerbstätig, Teilzeit, Vollzeit
Familienstand	ledig verheiratet
Anzahl an Kindern	0, 1, 2 oder 3 Kinder
Alter des jüngsten Kindes	0, 1, 3 oder 10 Jahre
Berufserfahrung	0, 1, 4 oder 12 Jahre
Fekundität	fertil infertil

Quelle: eigene Darstellung.

Neben dem Alter der Frau gibt es sechs weitere Situationsvariablen, die jeweils zwischen zwei und vier Ausprägungen haben. Insgesamt sind in jeder Periode daher 768 unterschiedliche Zustände denkbar. Da sich in der Folgeperiode aus jedem Zustand je nach Schicksalsverlauf und Entscheidungsverhalten ca. 10-20 verschiedene Entwicklungen ergeben können, sind nach zwei Perioden schon etwa 10.000 verschiedene Entwicklungspfade möglich. Selbst mit einer geringen Anzahl an Zustandsvariablen kann daher bereits eine Vielzahl verschiedener Lebensverläufe nachgebildet werden.

Die Situationsvariable „Erwerbsstatus“ beschreibt den aktuellen Beschäftigungsstand einer Frau und kann die drei Ausprägungen „nicht erwerbstätig“, „in Teilzeitbeschäftigung“ und „in Vollzeitbeschäftigung“ annehmen. Minijobs werden vereinfachend als Teilzeitbeschäftigung modelliert und Erwerbslosigkeit und Nicht-Erwerbstätigkeit werden in einer Kategorie vereint. Wie weiter unten beschrieben, kann der Erwerbsstatus aktiv durch das Verhalten beeinflusst werden. Der Familienstand kann die zwei Zustände ledig und verheiratet annehmen. Dabei sind sowohl Heirat als auch Scheidung erlaubt. Ohne Trauschein zusammenlebende Paare werden im Modell wie verheiratete Paare behandelt, um die Zahl der Zustände nicht zu groß werden zu lassen. Die Anzahl an Kinder kann im Modell bis zu drei betragen. Geburten höherer Parität werden nicht modelliert. Das Alter des jüngsten Kindes nimmt die Werte 0, 1, 3 und 10 an. Damit repräsentieren die Werte in etwa die Altersgruppen „Säugling“, „Kleinkind“, „frühe Kindheit“ und „Schulkind“. Diese Altersvariable ist wichtig, um den Betreuungsaufwand und den Erhalt von familienpolitischen Leistungen abzuschätzen. Wichtig ist hierbei zwischen der Altersgruppe „0“ und „1“ zu unterscheiden, um beispielsweise die Wirkung des nur über 14 Monate laufenden Elterngeldes abzuschätzen. In der späteren Kindheit werden die jährlichen Änderungen im Hinblick auf die Betreuung und familienpolitische Leistungen geringer, weshalb größere Altersabstände gewählt werden können, ohne dass sich im Verhaltensmodell starke Verzerrungen ergeben. Die Berufserfahrung stellt neben dem Alter und dem Einkommen des Ehemanns eine relevante Größe für das Haushaltseinkommen dar. Ähnlich wie bei dem Alter des jüngsten Kindes, finden die größten Änderungen zu Beginn des Berufslebens statt, weshalb die Abstände mit fortschreitender Berufserfahrung größer gewählt wurden. Die höchste mögliche Berufserfahrung beträgt 12 Jahre. Da das Modell nur über einen Zeitraum von 21 Jahren gerechnet wurde,



ist die Aufnahme sehr hoher Berufserfahrungsstufen nicht nötig<sup>37</sup>. Die sechste Situationsvariable beschreibt die Fekundität, d.h. das Risiko von Infertilität. Die Fekundität ist abhängig vom Alter der Frau. Ist der Zustand „Unfruchtbarkeit“ einmal eingetreten, ist er im Modell irreversibel. Diese Größe wird umso relevanter, je weiter sich das Alter von Müttern bei der Geburt in Deutschland erhöht.

Von den oben angedeuteten 768 Zuständen sind 240 redundant, d.h. treten niemals ein. Ein solcher Zustand ist z.B. die Kombination, dass keine Kinder vorhanden sind, das Alter des jüngsten Kindes aber größer als 0 ist. Nach Eliminierung der überzähligen Zustände blieben am Ende 528 mögliche Zustände übrig. Hierdurch kann die Komplexität des Modells geringfügig reduziert werden.

Tab. 16 stellt die beiden *Handlungsvariablen* mit ihren Ausprägungen dar. Die Arbeitsangebots- und Fertilitätsentscheidungen sind dieselben wie im Grundmodell. Frauen können eine Geburt und einen bestimmten Beschäftigungsstand anstreben. Relevant für die Entscheidungen ist jeweils die aktuelle Lebenssituation, die durch die oben aufgelisteten Zustandsvariablen beschrieben wird. Im Modell wird angenommen, dass Frauen eine rationale Entscheidung darüber treffen, welche der sechs Alternativen für sie am besten ist, d.h. den erwarteten Nutzen über den Lebenszyklus maximiert. Abschnitt 3.3.3 beschreibt ausführlicher, in welcher Weise unbeobachtete Einflüsse dieses Verhalten modifizieren.

Bei der Wahl der richtigen Entscheidung werden stets alle künftigen potenziell möglichen Kombinationsmöglichkeiten an Situationsvariablen durchdacht. Wie oben schon angedeutet, steigt die Zahl der Kombinationsmöglichkeiten mit jeder zusätzlichen Zustandsvariable exponentiell.

---

<sup>37</sup> Das Modell ist von der exakten Definition der Erfahrungsstufen relativ unabhängig und verhält sich robust, wenn z.B. stattdessen die Stufen 2 Jahre, 5 Jahre und 12 Jahre gewählt werden.

**Tab. 16: Handlungsvariablen**

Variable	Handlungsalternativen
Kinderwunsch	ja nein
Beschäftigungswunsch	nicht erwerbstätig, Teilzeitbeschäftigung, Vollzeitbeschäftigung

Quelle: eigene Darstellung.

Andere Ereignisse wie etwa der Beginn und die Auflösung von Partnerschaften werden hingegen wie im Modul „Zentrale Leistungen im Lebenszyklus“ (Bonin et al. 2013b) auf Grundlage von Beobachtungen im SOEP als exogene Prozesse fortgeschrieben; das heißt, sie beeinflussen das Erwerbs- und Geburtenverhalten der Frauen, können aber von den Frauen nicht direkt beeinflusst werden.<sup>38</sup> Ein indirekter Einfluss ist allerdings auch im vorliegenden Modell möglich, da die Wahrscheinlichkeiten für Heirat und Scheidung neben dem Alter der Frau auch von der Kinderzahl und dem Erwerbsstatus abhängen.

Tab. 17 stellt diese *Unsicherheitsfaktoren* im Modell dar. Neben den Handlungsvariablen kann also auch der Zufall die Lebensverläufe entscheidend beeinflussen. Im Modell bedeutet dies, dass sich die Wünsche der Frau nicht automatisch realisieren und dass einige Situationsvariablen durch zufällige Komponenten getrieben werden.

So hängt beispielsweise die Geburtenwahrscheinlichkeit nicht nur vom Kinderwunsch, sondern auch von der Fekundität der Frau ab: Mit zunehmendem Alter sinkt die Fruchtbarkeit und damit die Wahrscheinlichkeit, den Kinderwunsch auch realisieren zu können. Im Modell wissen die Frauen um diesen Zusammenhang und berücksichtigen ihn bei ihren Entscheidungen. Es wäre für

---

<sup>38</sup> Ein Lebenszyklusmodell, das auch diese Prozesse als direkte Entscheidungsvariablen behandelt, ist sehr aufwändig zu schätzen, erst recht in Verbindung mit einem detaillierten Steuer-Transfer-Modell, wie es hier zum Einsatz kommt. Vgl. hierzu Kapitel 2.

die Analyse des Geburtenverhaltens interessant, alternativ eine systematische Unterschätzung des Fruchtbarkeitsrückgangs zu modellieren. Diese Verfeinerung ist im Modell grundsätzlich möglich, würde aber den Rahmen des vorliegenden Moduls sprengen.

**Tab. 17: Unsicherheitsfaktoren**

<b>Variable</b>	<b>Abhängig von</b>
Geburtenwahrscheinlichkeit	Kinderwunsch Alter Fekundität
Heiratswahrscheinlichkeit	Alter Kinderzahl
Scheidungswahrscheinlichkeit	Alter Kinderzahl
Infertilität	Alter
Änderung des Erwerbsstatus	Beschäftigungswunsch

Quelle: eigene Darstellung.

Das Alter bestimmt auch die Heirats- und Scheidungswahrscheinlichkeit. Als weiterer Einflussfaktor kommt die Kinderzahl hinzu. Eine Änderung des Erwerbsstatus wird vor allem durch den Beschäftigungswunsch der Frau getrieben. Das Modell berücksichtigt aber auch, dass sich dieser Wunsch nicht immer realisiert. So kann mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit die Suche nach einem neuen Arbeitsplatz erfolglos sein. Allerdings nehmen wir an, dass es den Frauen jederzeit möglich ist, in die Nichterwerbstätigkeit zu wechseln.

Die detaillierten Zusammenhänge sind in Abschnitt 3.3.4.1 dargestellt; die Wahrscheinlichkeiten für die Unsicherheitsfaktoren werden mit Hilfe des SOEP und den Daten von Khatamee und Rosenthal (2002) eingestellt. Dabei wurde auch getestet, ob weitere Einflussfaktoren diese Wahrscheinlichkeiten beeinflussen, z.B. ob der Erwerbsstatus relevant für die Heiratswahrscheinlichkeit ist. Die weiteren Faktoren haben sich jedoch als statistisch insignifikant erwiesen.

### 3.3.3 Entscheidungsverhalten

#### 3.3.3.1 Nutzenfunktion

Anders als im Modul „Zentrale Leistungen im Lebenszyklus“ (Bonin et al. 2013b) beruht die Fortschreibung hinsichtlich des Erwerbsverhaltens und der Kinderzahl in der Lebenszyklusmodellierung auf dem Entscheidungskalkül der Frauen. Die Übergänge im Lebensverlauf beruhen also anders als im früheren Modul nicht lediglich auf Wahrscheinlichkeiten, welche aus den Daten der Vergangenheit ermittelt wurden. Stattdessen optimieren die Individuen ihr Verhalten und *wählen* die aus ihrer Sicht beste Alternative. Welches die beste Alternative ist, hängt von den Rahmenbedingungen ab. Das hier vorlegte Verhaltensmodell kann also die Anpassung an die Variation von Leistungen und Maßnahmen deutlich besser erfassen als die im Modul „Zentrale Leistungen im Lebenszyklus“ verwendete Fortschreibung.

Zentraler Bestandteil der Entscheidungsfindung ist dabei die Nutzenfunktion der Frauen. Hier bietet die Literatur eine breite Fülle von Varianten, die von sparsam parametrisierten Funktionen mit komplexer funktionaler Form (z.B. CES-Funktionen) bis hin zu parameterreichen Funktionen mit einfacher funktionaler Form (z.B. rein additive Funktionen reichen). In Anlehnung an Adda, Dustmann und Stevens (2011) wurde für das Lebenszyklusmodell eine additive Form mit 18 Nutzenparametern ( $\Theta_1$  bis  $\Theta_{18}$ ) gewählt. Die einzelnen Nutzenparameter können miteinander verglichen werden; das Haushaltseinkommen stellt dabei die Referenzgröße dar. Ein Parameterwert von 1000 ist so zu interpretieren, dass eine Veränderung der Variable um eins den gleichen Nutzen stiftet wie eine Erhöhung des Haushaltseinkommens um 1000 Euro. Die Parameterwerte lassen sich also zu Vergleichszwecken in monetäre Größen umrechnen. Abb. 11 stellt diese detailliert dar.

Jeder der 18 Parameter wird mit einer binären Variable multipliziert, die jeweils den Wert 1 oder 0 annehmen kann. Beispielsweise wäre bei einer in Vollzeit beschäftigten Frau mit einem Ehemann und einem dreijährigen Kind der 1. und 4. Term von null verschieden. Wäre sie dagegen in Teilzeit beschäftigt, wären der 1., 4., 5., 7. und 11. Term von null verschieden. Die Parameter  $\Theta_1$ - $\Theta_3$  geben den direkten Nutzen von Kindern wieder,  $\Theta_4$  misst, inwiefern sich der Nutzen von Kindern für Alleinerziehende und Frauen in Paarhaushal-

ten unterscheidet. Gleichzeitig gibt er darüber Auskunft, ob der Wert der Partnerschaft durch die Kinder im Haushalt beeinflusst wird.

**Abb. 11: Nutzenfunktion**

**Nutzen=**

**Haushaltseinkommen**

- +  $\Theta 1^*$ (genau 1 Kind im Haushalt)
- +  $\Theta 2^*$ (genau 2 Kinder im Haushalt)
- +  $\Theta 3^*$ (genau 3 Kinder im Haushalt)
- +  $\Theta 4^*$ (verheiratet und Kinder im Haushalt)
- +  $\Theta 5^*$ (in Teilzeitbeschäftigung)
- +  $\Theta 6^*$ (nicht erwerbstätig)
- +  $\Theta 7^*$ (in Teilzeit und genau 1 Kind)
- +  $\Theta 8^*$ (in Teilzeit und genau 2 Kinder)
- +  $\Theta 9^*$ (in Teilzeit und genau 3 Kinder)
- +  $\Theta 10^*$ (in Teilzeit und jüngstes Kind unter 3 Jahren)
- +  $\Theta 11^*$ (in Teilzeit und jüngstes Kind zwischen 3 und 10 Jahren)
- +  $\Theta 12^*$ (in Teilzeit und jüngstes Kind mind. 10 Jahre)
- +  $\Theta 13^*$ (n. erwerbstätig und genau 1 Kind)
- +  $\Theta 14^*$ ( n. erwerbstätig und genau 2 Kinder)
- +  $\Theta 15^*$ ( n. erwerbstätig und genau 3 Kinder)
- +  $\Theta 16^*$ ( n. erwerbstätig und jüngstes Kind unter 3 Jahre)
- +  $\Theta 17^*$ ( n. erwerbstätig und jüngstes Kind zwischen 3 und 10 Jahren)
- +  $\Theta 18^*$ ( n. erwerbstätig und jüngstes Kind mind. 10 Jahre)

Quelle: eigene Darstellung.

$\Theta 5$  und  $\Theta 6$  bestimmen den Nutzen von Teilzeit und Nichterwerbstätigkeit relativ zur Vollzeitbeschäftigung, die hier die Vergleichskategorie darstellt. So hat eine Frau in Teilzeit mehr Freizeit, was sich unter sonst gleichen Umständen positiv auf den Nutzen auswirkt. Da ein Zugewinn an Freizeit in der Regel mit einer Einkommenseinbuße einhergeht (die erste Komponente der Gleichung), ist der Gesamteffekt auf den Nutzen unbestimmt. Eine nicht erwerbstätige

Frau hat noch mehr Freizeit. Auch hier ist aber wieder das niedrigere Einkommen zu berücksichtigen. Falls die Nichterwerbstätigkeit Ergebnis von Arbeitslosigkeit ist, wird die „Freizeit“ zudem möglicherweise als belastend und stigmatisierend empfunden.

Die Parameter  $\Theta_7$ - $\Theta_9$  messen, inwiefern Kinder den zusätzlichen Freizeitnutzen bei Teilzeit beeinflussen,  $\Theta_{13}$ - $\Theta_{15}$  geben diesen Einfluss analog für nicht erwerbstätige Frauen an. Diese Modellierung erlaubt es auch, einen nicht-linearen Kindernutzen abzubilden. So könnte eine Teilzeitbeschäftigung vier zusätzliche Stunden Freizeit am Tag bringen, die mit den Kindern verbracht werden, während eine komplette Aufgabe der Erwerbstätigkeit acht zusätzliche Stunden bringt. Der Wert der ersten vier zusätzlichen Stunden mit dem Kind kann bei der aktuellen Modellierung z.B. deutlich größer sein als der Wert der nächsten vier zusätzlichen Stunden.

In ähnlicher Weise spielt auch das Alter des jüngsten Kindes eine wichtige Rolle für die Nutzenfunktion. Es wird also berücksichtigt, dass der Einfluss der Kinder auf die Zufriedenheit von ihrem Alter abhängt. Der Umgang mit einem Säugling ist etwas anderes als der Umgang mit einem dreijährigen Kind oder einem Kind im Schulalter. In allen Fällen hängt die Nutzenbewertung zusätzlich davon ab, wie viel die Frau arbeitet und wie viel Freizeit sie hat.

Die 18 Nutzenparameter sind nicht direkt messbar und müssen aufgrund des in den Daten beobachteten Verhaltens der Haushalte erschlossen werden. Das Schätzverfahren ist in Abschnitt 3.3.5 genauer dargestellt.

### **3.3.3.2 Entscheidungen im Lebenszyklus**

Mit Hilfe der Nutzenfunktion kann also der Nutzen in einer Periode bestimmt werden. Ein zentraler Aspekt der Lebenszyklusmodellierung ist jedoch die Nutzenbestimmung für die ganze erwartete Zukunft. Dabei berücksichtigen die Frauen anders als im Modell für die kurze Frist, dass sie ihre Entscheidungen nicht in allen Fällen umsetzen können und die Zukunft generell ungewiss ist (vgl. 3.3.2).

Allerdings können die Frauen die *möglichen* Auswirkungen ihrer heutigen Entscheidung antizipieren. Zukünftige Perioden haben dabei in den Entscheidungen der meisten Personen nicht genau das gleiche Gewicht wie die Gegenwart. Dies wird über einen sogenannten Diskontierungsfaktor abgebildet. In

den aktuellen Spezifikationen wurden Werte zwischen 0,9 und 0,98 getestet. Ein Wert von 0,9 bedeutet, dass die Frau dem nächsten Jahr 90 % der Bedeutung des aktuellen Jahres zumisst. Einem Jahr, das zehn Jahre in der Zukunft liegt, wird dann noch knapp 35 % der Bedeutung des aktuellen Jahres beigemessen. Bei einem Faktor von 0,98 beträgt dieser Wert dagegen fast 82 %. Das Modell verhält sich bei unterschiedlichen Zeitpräferenzen relativ ähnlich. Für die Hauptrechnung wurde ein Wert von 0,98 gewählt, der nahe am langfristigen Zinssatz von knapp unter 2 % in Deutschland liegt. Es wurde also eher ein geringer Diskontfaktor gewählt, so dass der kurzfristigen Betrachtung aus Abschnitt 3.2 eine möglichst langfristige Planungsperspektive gegenübergestellt werden kann und sich beide Ansätze möglichst gut ergänzen.

Abb. 12 illustriert die Bewertung des Nutzens einer Handlungsalternative über den Lebenszyklus.<sup>39</sup>  $w_1$ - $w_3$  stellen dabei drei Wahrscheinlichkeiten dar, die sich in der Summe zu 1 addieren. Der Gesamtnutzen setzt sich aus der Summe des Nutzens heute und aller zukünftigen Nutzen nach Diskontierung zusammen.

Die Vorgehensweise sei stark vereinfacht an einem 2-Perioden Beispiel dargestellt, in dem es keine unbeobachteten Einflüsse gibt. Der Nutzen der heutigen Lebenssituation sei ohne Kind z.B. 10 und mit Kind 12. Bei der Handlungsalternative „Kinderwunsch“ wird mit einer Wahrscheinlichkeit von 50 % ein Kind geboren. Für den Diskontierungsfaktor wird ein Wert von 0,9 angenommen. Der Gesamtnutzen aus beiden Perioden ergibt sich dann wie folgt:

Handlungsalternative „kein Kinderwunsch“:  $10 + 0,9 \cdot 1 \cdot 10 = \underline{19}$

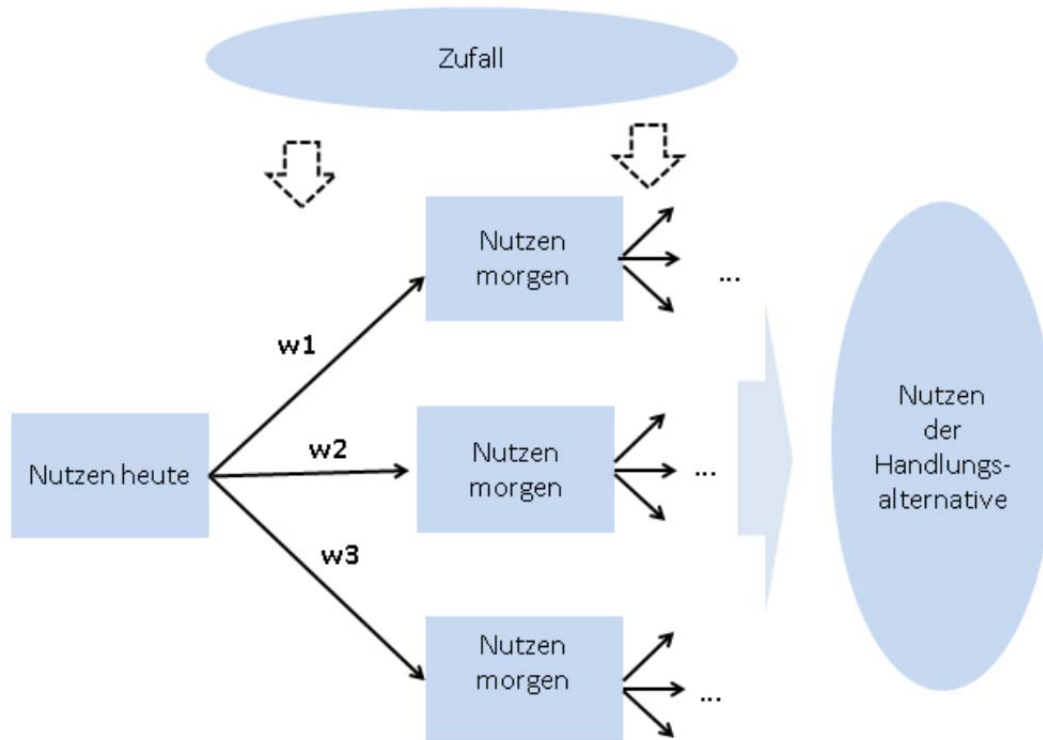
Handlungsalternative „Kinderwunsch“ :  $10 + 0,9 \cdot (0,5 \cdot 10 + 0,5 \cdot 12) = \underline{19,9}$

In diesem stark vereinfachten Beispielfall ist also die Handlungsalternative „Kinderwunsch“ für die Frau vorteilhaft.

---

<sup>39</sup> Technisch wird diese Nutzenbewertung durch eine sogenannte Value-Funktion gemessen.

**Abb. 12: Gesamtnutzen einer Handlungsalternative über den Lebenszyklus**



Quelle: eigene Darstellung.

Im Lebenszyklusmodell gibt es für jede Frau in jeder der 21 Perioden sechs Handlungsalternativen.<sup>40</sup> Je nach Handlungsalternative sind etwa 10-20 Zustände in der nächsten Periode erreichbar. Hieraus ergibt sich über den Zeitraum von 21 Perioden hinweg eine Vielzahl an möglichen Entwicklungspfaden, welche die Frauen mit den jeweiligen Wahrscheinlichkeiten bewerten.

### 3.3.3.3 Wahl der bevorzugten Entscheidung per Rückwärtsinduktion

Um die Komplexität etwas zu verringern, kann das Verfahren der Rückwärtsinduktion angewandt werden. Hierbei wählen die Personen in ihrer Lebenspla-

---

<sup>40</sup> Strenggenommen gilt dies nur für 20 Perioden, da in der Ausgangsperiode die Handlungen noch in den Daten beobachtet werden.

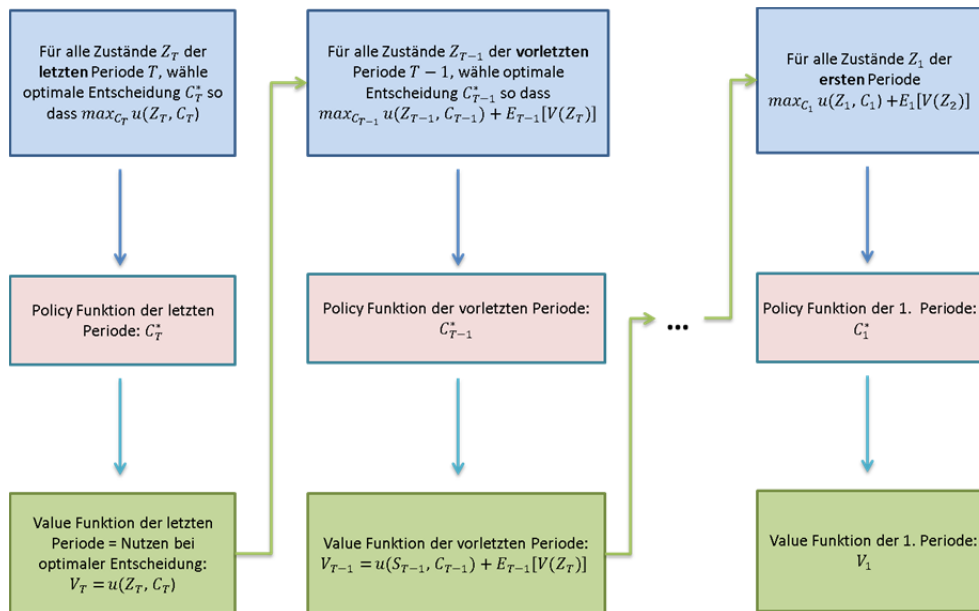


nung die Handlungsalternative der letzten Periode zuerst. Anschließend wird die Handlung der vorletzten Periode gewählt, wobei angenommen wird, dass man sich stets für die beste Alternative entscheidet. Im stark vereinfachten Beispiel würde dies bedeuten, dass die Frau vor der ersten Periode schon weiß, dass ihre präferierte Handlungsalternative „Kinderwunsch“ ist und daher nur noch den Nutzen aus dieser Alternative berechnet. Im 2-Perioden Fall bringt diese keine Vorteile, bei komplexen Problemen mit vielen Perioden kann jedoch durch die Rückwärtsinduktion der Rechenaufwand deutlich reduziert werden.

Die Lösung des Modells besteht aus einer Reihe von Value- und Policy-Funktionen. Die Value-Funktionen entsprechen dem erwarteten Gesamtnutzen der Zukunft, d.h. dem gesamten Lebensnutzen einer bestimmten Zustandsausprägung. Die Policy-Funktionen beschreiben die Wahrscheinlichkeit, mit welcher unterschiedliche Handlungsalternativen gewählt werden. Beide Funktionen werden im Lösungsalgorithmus gemeinsam berechnet.

Da es sich beim Lebenszyklusmodell um ein Modell mit endlichem Horizont handelt, wird das Modell von der letzten Periode (also für das Alter von 50 Jahren) aus beginnend gelöst. Steht das optimale Verhalten der letzten Periode fest, kann der Nutzen bei optimaler Entscheidung (d.h., die Value-Funktion der letzten Periode) berechnet werden. Anschließend kann die beste Strategie der vorletzten Periode ermittelt werden, indem angenommen wird, dass die Individuen sich in der letzten Periode für die Variante mit dem höchsten Nutzen entscheiden werden. Ist auch die Value-Funktion der vorletzten Periode ermittelt, kann diese in die Nutzenmaximierung der drittletzten Periode integriert werden. Schrittweise wird so das Verhalten über alle Perioden ermittelt und beide Funktionen werden für alle Perioden bestimmt. Der Algorithmus endet, sobald alle optimalen Verhaltensstrategien und die dazugehörigen Value-Funktionen der ersten Periode bestimmt sind. Diese Lösungsmethode wird auch als Rückwärtsinduktion bezeichnet (siehe Abb. 13).

**Abb. 13: Lösung des Modells mit dem Verfahren der Rückwärtsinduktion**



Quelle: eigene Darstellung. „C“ steht für „choice“ (Wahl) und „Z“ für die Zustandsausprägung zu einem Zeitpunkt  $t$ . Das Modell hat insgesamt  $T$  Perioden. „E“ steht für die Erwartungsbildung des Haushalts. Diese ist erforderlich, da das Modell stochastische Komponenten enthält (nicht alle Kinderwünsche werden realisiert, Jobverlust usw.)

Da die Zahl der potentiellen Kombinationsmöglichkeiten aller Zustandsvariablen sehr hoch ist, nimmt es viel Rechenzeit in Anspruch, bis das Modell eine Lösung findet. Um diesen Prozess zu beschleunigen, ist es möglich, nur einen Teil der Kombinationen von Alter, Berufserfahrung und dem Alter des jüngsten Kindes zu berechnen und anschließend zu interpolieren, also von tatsächlich berechneten Zuständen auf weitere, ähnliche Zustände zu schließen.

Eine weitere Beschleunigung des Lösungsverfahrens wird dadurch erzielt, dass alle Übergangswahrscheinlichkeiten zwischen den möglichen Zuständen schon im Vorfeld berechnet werden. Dadurch muss die zeitaufwendige Rückwärtsin-

duktion nur ein einziges Mal in einer Initialisierungsphase durchgeführt werden.<sup>41</sup>

#### 3.3.3.4 Unbeobachtete Einflüsse

Wie schon in Abschnitt 3.3.1 angedeutet, beeinflussen neben den Zustandsvariablen, die mit Hilfe der Nutzenfunktion bewertet werden, zahlreiche andere Faktoren die Erwerbs- und Fertilitätsentscheidungen. In den Daten tauchen diese Einflüsse nicht immer auf. Z.B. kann es sein, dass eine Frau im SOEP nur wegen einer Krankheit ihren Kinderwunsch um einige Jahre nach hinten verschoben hat. In ähnlicher Weise können auch Freunde, Familie sowie berufliche und private Ereignisse das „Zünglein an der Waage“ sein, warum eine Frau sich für oder gegen ein Kind entscheidet.

Im Lebenszyklusmodell wird diesem Umstand dadurch Rechnung getragen, dass die Frauen in einigen Fällen auch die laut Modell zweit- oder drittbeste Handlungsalternative wählen, die aber aufgrund unbeobachteter Einflüsse zur besten Alternative werden kann. Das Modell berücksichtigt auf diese Weise, dass einige entscheidungsrelevante Faktoren zwar der Frau selbst, nicht aber dem Modellierer bekannt sind, das Modell also auch aus diesem Grund lediglich Wahrscheinlichkeitsaussagen liefern kann. Der „Zufall“ im Modell ist also ein doppeltes Maß der Unwissenheit: zum einen kennt die Frau nicht alle Folgen ihrer heutigen Entscheidungen, zum anderen wird der Modellierer nie alle entscheidungsrelevanten Faktoren erfassen und in den Daten beobachten können.

Um den Einfluss unbeobachteter Aspekte zu modellieren, wird ein extremwertverteilter Zufallsterm zur Nutzenfunktionen addiert. Die Bedeutung der unbeobachteten Einflüsse kann mit einem Parameter  $\epsilon$  gesteuert werden. Der Parameter liegt zwischen 0 und 10. Bei  $\epsilon=0$  wird angenommen, dass das Mo-

---

<sup>41</sup> Für die Initialisierung des Modells wurden für jede Altersstufe und jede Handlungsalternative die Übergangswahrscheinlichkeiten von den 528 aktuell möglichen Zuständen in die 528 Zustände der Zukunft berechnet. Da das Modell sechs Handlungsalternativen und 21 Perioden hat, ergaben sich hierdurch 126 528X528 Matrizen. Diese Matrizen werden für die spätere Schätzung anschließend nur noch in einer Datenbank abgefragt, was das Modell um den Faktor 200 beschleunigt.

dell die Entscheidung vollständig erklären kann, d.h. dass alle relevanten Einflussfaktoren berücksichtigt wurden. Bei  $\epsilon=10$  hat das Modell dagegen keinen Erklärungsgehalt und die Entscheidungen sind völlig vom Zufall getrieben.

**Tab. 18: Unbeobachtete Einflüsse bei der Wahl einer Handlungsalternative**

	$\epsilon=0$ keine unbeobachteten Einflüsse	$\epsilon=4$ mäßige unbeobachtete Einflüsse	$\epsilon=8$ starke unbeobachtete Einflüsse	$\epsilon=10$ ausschließlich unbeobachtete Einflüsse
Handlungsalternative „Kinderwunsch“ (Nutzen: 19,9)	100 %	86 %	57 %	50 %
Handlungsalternative „kein Kinderwunsch“ (Nutzen: 19)	0 %	14 %	43 %	50 %

Quelle: eigene Darstellung. Lesehilfe: Die Zeilen gruppieren die Frauen exemplarisch nach zwei unterschiedlichen Handlungsalternativen, „Kinderwunsch“ und „kein Kinderwunsch“. Die Spalten stellen unterschiedliche Einflüsse unbeobachteter Faktoren in Kombination mit dem entsprechenden  $\epsilon$ -Parameter dar. In der ersten Spalte sind die Wahrscheinlichkeiten ausgewiesen, eine bestimmte Handlungsalternative zu wählen, falls unbeobachtete Einflüsse überhaupt keine Rolle spielen. In der Spalte ganz rechts dominieren diese so stark, dass die Nutzenfunktion keinen Einfluss auf das Verhalten mehr besitzt und die Frauen sich völlig zufällig verhalten. Die mittleren Spalten ( $\epsilon=4$  und  $\epsilon=8$ ) stellen die Wahrscheinlichkeiten für eine der beiden Handlungsalternativen für moderate bzw. starke unbeobachtbare Einflüsse dar: Die entsprechend der Nutzenfunktion bessere Alternative wird hier häufiger, jedoch nicht immer gewählt.

Für das obige Beispiel ist die Wirkung der unbeobachteten Einflüsse vereinfacht in Tab. 18 dargestellt. Spielen unbeobachtete Einflüsse keine Rolle, wird in 100 % der Fälle die Alternative „Kinderwunsch“ gewählt, da ihr Nutzen im Modell höher ist. Bei einem mäßig großen Einfluss der unbeobachteten Faktoren, sinkt die Wahrscheinlichkeit der Wahl der laut Modell besseren Alternative auf 86 %. In 14 % der Fälle sorgen – aus Sicht des Modellierers, nicht aber für die Frau selbst – unbeobachtete Faktoren dafür, dass die gemessen an den sechs Zustandsvariablen scheinbar schlechtere Alternative gewählt wird. Hierbei spielt auch die Differenz des Gesamtnutzens jeder Alternative eine Rolle. Läge der Nutzen der zweitbesten Alternative bei 0, würde sie auch bei Berück-

sichtigung unbeobachteter Einflüsse nur sehr selten gewählt. Bei starken unbeobachteten Einflüssen ist die Wahrscheinlichkeit, die laut Modell scheinbar bessere Handlung zu wählen, nur noch geringfügig höher als die Wahrscheinlichkeit der Alternative. Wird die Rolle der unbeobachteten Faktoren sehr groß ( $\epsilon=10$ ), haben die sechs im Modell berücksichtigten Zustandsvariablen keinerlei Erklärungskraft mehr. In diesem Fall sagt das Modell voraus, dass alle Alternativen mit der gleichen Wahrscheinlichkeit gewählt werden. Insgesamt addiert sich die Wahrscheinlichkeit über alle sechs Handlungsalternativen immer auf 100 %. Der Parameter  $\epsilon$  sollte so bestimmt werden, dass das Modell die Daten möglichst gut replizieren kann.

### 3.3.4 Schätzung der Übergangswahrscheinlichkeiten

Wie im vorigen Abschnitt bereits angedeutet, spielt der Zufall eine entscheidende Rolle bei den Übergängen von einem Zustand in den nächsten. Die zentralen Erwerbs- und Fertilitätsentscheidungen hängen stark davon ab, mit welcher Wahrscheinlichkeit die Frauen zukünftige Zustände erwarten. Idealerweise sollten diese Wahrscheinlichkeiten daher möglichst gut an die Daten angepasst werden. In diesem Abschnitt wird erläutert, wie die Heirats-, Scheidungs- und Infertilitätswahrscheinlichkeiten bestimmt werden. Hinsichtlich der Übergangswahrscheinlichkeiten des Erwerbsstatus liegen jedoch keine detaillierten Daten vor, dies liegt daran, dass stets nur die tatsächlichen Übergänge beobachtet werden und nicht diejenigen Fälle, in denen ein Wunsch nicht realisiert wurde. Im aktuellen Modell wurde daher vereinfachend angenommen, dass das Risiko eines Verlustes des Arbeitsplatzes innerhalb eines Jahres 10 % beträgt, während die Wahrscheinlichkeit, in den gewünschten Erwerbsstatus zu kommen, 70 % beträgt. Mit diesen Annahmen ließen sich die in den Daten beobachteten altersabhängigen Erwerbszustände gut reproduzieren. Eine Alternative hierzu wäre es, diese Parameter zusammen mit den Nutzenpräferenzen zu schätzen. Dies war im Rahmen der Projektlaufzeit nicht zu leisten. Insbesondere wäre es dann erforderlich gewesen, nicht nur die altersabhängigen Erwerbszustände (die man auch aus dem Querschnitt einer einzigen SOEP-Welle erhält), sondern die Übergänge zwischen den Erwerbszuständen direkt zur Schätzung heranzuziehen.

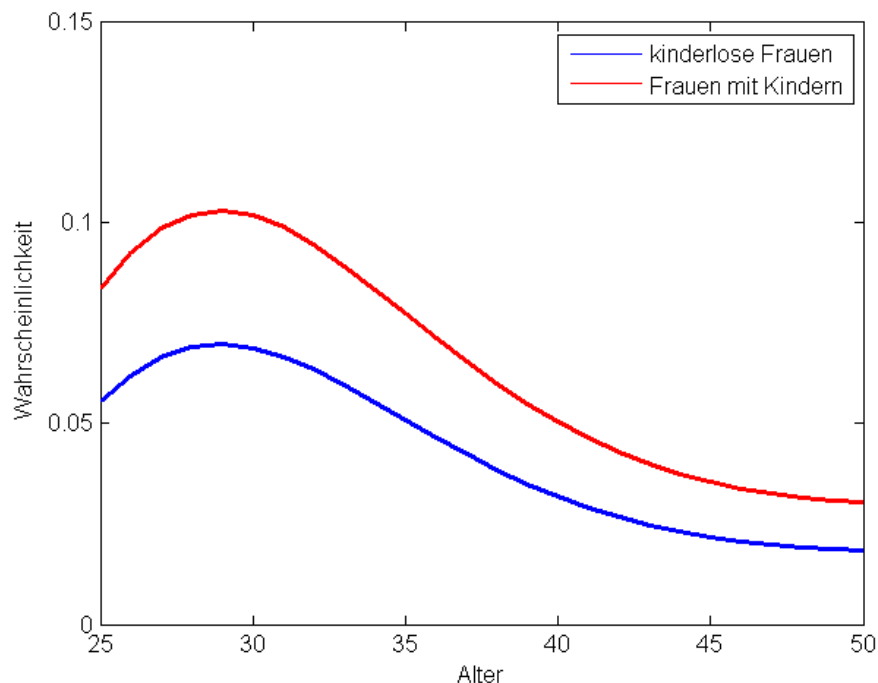
Ein methodischer Hinweis: Sämtliche Übergangswahrscheinlichkeiten wurden auf Basis von Beobachtungen früherer Kohorten geschätzt. Dies ist unumgäng-

lich, da das zukünftige Verhalten der zur Simulation herangezogenen Kohorte der im Jahr 2010 25- bis 29-jährigen Frauen noch unbekannt ist. Ein logischer Schluss von der Vergangenheit auf die Zukunft ist natürlich nie möglich. Die vorliegende Studie bemüht sich daher auch lediglich um eine Fortschreibung. Diese beruht auf der *Annahme*, dass die auf Basis vergangener Kohorten geschätzten Übergangswahrscheinlichkeiten auch für die jüngste Kohorte der im Jahr 2010 25- bis 29-jährigen Frauen Bestand haben werden.

#### **3.3.4.1 Schätzungen der Übergänge des Familienstandes**

Um die Heirats- und Scheidungswahrscheinlichkeiten zu schätzen, wurde das SOEP der Jahre 1995-2010 verwendet. Mit einem Probit-Modell wurden die Heiratswahrscheinlichkeit auf das Alter der Frau und die Anzahl der Kinder regressiert. Der Erwerbstatus scheint keinen signifikanten Einfluss zu haben. Abb. 14 zeigt die von dem Probit-Modell vorhergesagte Heiratswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von Alter und Kinderzahl. Insgesamt bewegt sich die Heiratswahrscheinlichkeit pro Jahr zwischen Werten von 2 und 11 %. Ist schon ein Kind vorhanden, ist sie deutlich höher.

**Abb. 14: Heiratswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit der Kinderzahl**

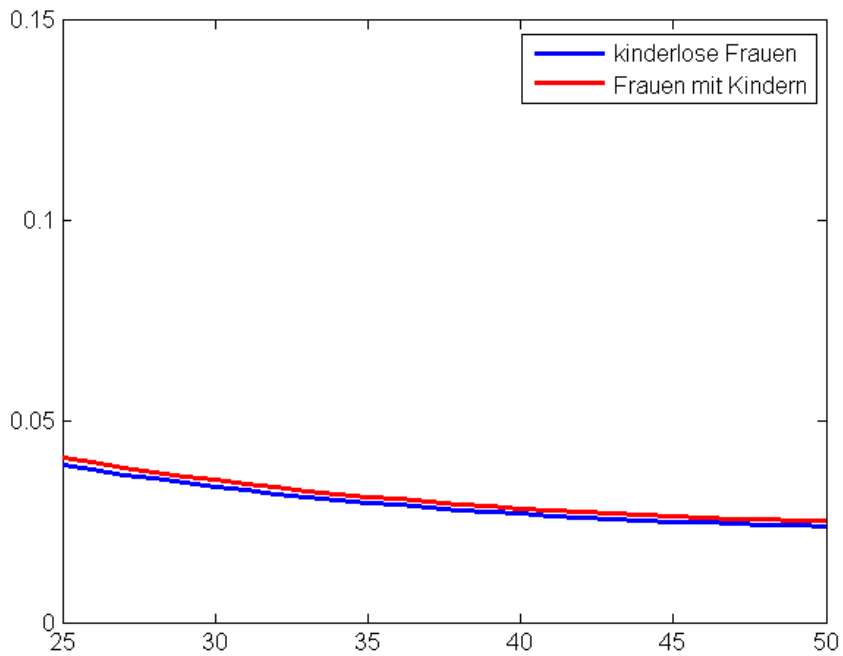


Quelle: SOEP 1995-2010; eigene Darstellung.

Analog zur Schätzung der Heiratswahrscheinlichkeit wurde auch die Scheidungswahrscheinlichkeit mit einem Probit-Modell ermittelt (siehe Abbildung Abb. 15). Diese ist mit Werten zwischen 2 und 4 % deutlich geringer und deutlich weniger altersabhängig. Ab einem Alter von etwa 40 Jahren nähern sich beide Wahrscheinlichkeiten an. Auch spielt das Vorhandensein von Kindern keine Rolle für das Scheidungsrisiko.

Beide Wahrscheinlichkeiten bestimmen gemeinsam die Übergangswahrscheinlichkeiten zwischen den Zuständen. Sie spielen eine entscheidende Rolle für den Nutzen der Frauen, da das Vorhandensein eines Ehemanns sowohl das Haushaltseinkommen als auch den Kindernutzen beeinflussen kann. Veränderungen in diesen Wahrscheinlichkeiten können daher ähnlich wie familienpolitische Leistungen Einfluss auf das Fertilitäts- und Arbeitsangebotsverhalten nehmen. Eine detaillierte Modellierung dieser Effekte würde allerdings eine detaillierte Modellierung von Transferleistungen zwischen geschiedenen Ehepartnern erfordern.

**Abb. 15: Scheidungswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit der Kinderzahl**



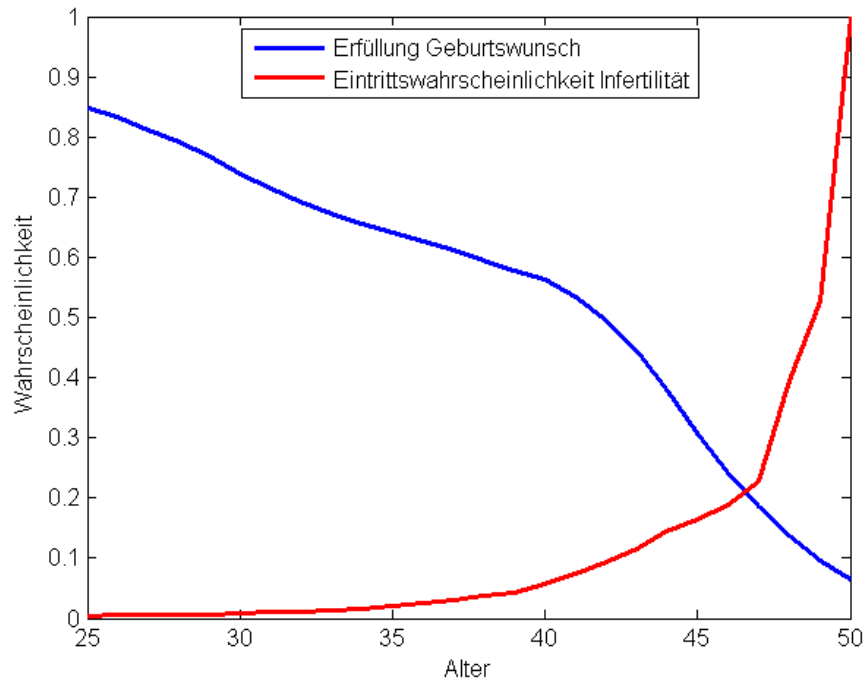
Quelle: SOEP 1995-2010; eigene Darstellung.

### 3.3.4.2 Unfruchtbarkeit

Da im SOEP keine ausführlichen Daten zur Fruchtbarkeit bei Frauen mit Kinderwunsch vorhanden sind, wurden die Daten von Khatamee und Rosenthal (2002) verwendet. Die Wahrscheinlichkeiten, bei ungeschütztem Geschlechtsverkehr innerhalb eines Jahres ein Kind zu gebären und die altersabhängige Unfruchtbarkeit, sind in Abb. 16 dargestellt.



**Abb. 16: Wahrscheinlichkeit einer Geburt bei Fertilitätswunsch und Eintritt in Unfruchtbarkeit im nächsten Jahr**



Quelle: Khatamee, M. A., und M. S. Rosenthal (2002): The Fertility Sourcebook. 3rd Edition. McGraw-Hill Contemporary, New York., eigene Berechnungen

Dabei zeigt sich, dass im Alter von 25 Jahren die Wahrscheinlichkeit, dass sich der Kinderwunsch innerhalb eines Jahres realisiert, für eine fruchtbare Frau bei über 80 % liegt. Bis zum Alter von 40 Jahren sinkt die Wahrscheinlichkeit für die Gruppe der fruchtbaren Frauen auf knapp über 50 % und nimmt danach noch einmal deutlich ab. Gleichzeitig wächst die Gruppe der unfruchtbaren Frauen: Beträgt die jährliche Wahrscheinlichkeit, in diesen Zustand einzutreten, bis zum Alter von 33 Jahren weniger als 1 %, steigt sie bis zum Alter von 40 Jahren auf rund 2 % pro Jahr. Im Alter von 45 Jahren liegt sie bei 14 %. So wächst die Gruppe der Unfruchtbaren von etwa 4 % der Bevölkerung im Alter von 25 Jahren auf rund 25 % im Alter von 40 Jahren und auf 60 % im Alter von 45 Jahren.

### 3.3.4.3 Integration des Steuer-Transfer Modells

Eine Besonderheit der Studie ist, dass sowohl das kurzfristige Entscheidungsmodell als auch das Lebenszyklusmodell auf dem gleichen detaillierten Steuer-Transfer-Modell aufbauen. Auf diese Weise ist es möglich, die finanziellen Wirkungen von ehe- und familienpolitischen Leistungen in ähnlicher Weise in beide Modelle zu integrieren.

Im Lebenszyklusmodell wird das Haushaltseinkommen für alle 528 möglichen Zustände in einer Periode durch das Steuer-Transfer Modell bestimmt. Dabei wird angenommen, dass sich der Lohn einer Frau aus deren Berufserfahrung und Alter zusammensetzt. Da Löhne im SOEP direkt beobachtet werden, können diese Zusammenhänge mit Hilfe einer Regressionsanalyse geschätzt werden. Hierzu wird ähnlich wie im Abschnitt 3.3.4 eine Schätzung mit Hilfe des SOEP aus den Jahren 1995-2010 durchgeführt. Dabei werden Berufserfahrung, quadrierte Berufserfahrung und ein Interaktionsterm aus Berufserfahrung und Alter mit Hilfe eines OLS-Schätzers auf den logarithmierten Lohn aller Frauen regressiert.<sup>42</sup> Alle Koeffizienten sind signifikant. Dabei wirkt die Berufserfahrung positiv auf den Lohn, allerdings mit abnehmender Grenzrate. Die Interaktion zwischen Berufserfahrung und Alter ist negativ. Für eine jüngere Frau ist also der Vorteil aus einem zusätzlichen Jahr Berufserfahrung unter sonst gleichen Umständen größer.

Anschließend kann das durch das Steuer-Transfer-Modell generierte Haushaltseinkommen in die Nutzenfunktion eingesetzt werden. Die Änderungen des Verhaltens im Modell und ihre Dynamik durch Ein- und Ausschalten von Leistungen resultieren ausschließlich über dieses Einkommen.

---

<sup>42</sup> Zu beachten ist, dass es bei der Lohnschätzung lediglich darum geht, den Einfluss der im Lebenszyklusmodell berücksichtigten Variablen „Alter“ und „Erfahrung“ abzuschätzen. Es ist nicht Ziel der Schätzung, die Varianz der Löhne möglichst umfassend zu erklären. Da aufgrund der Komplexität und des hohen Rechenaufwands im Modell ohnehin nur die zentralen Einflussfaktoren abgebildet werden, wäre eine solche umfassende Schätzung auch gar nicht möglich. Auch die Berücksichtigung der Selektion, etwa durch die von Heckman (1979) vorgeschlagene Korrektur, stand nicht im Mittelpunkt der Schätzung.

Das Arbeitsangebot des Partners wird wie im Modell für die kurze Frist als gegeben angenommen.

### **3.3.5 Fortschreibung und Lösung des Modells**

Die Parameter des Lebenszyklusmodells werden auf Basis der Erhebungswelle 2010 des Sozio-oekonomischen Panels geschätzt. Dies ist die Welle, die auch im oben beschriebenen Modell für die Anreize in der kurzen Frist zur Simulation verwendet wurde. Anders als dort werden in der Stichprobe nun aber auch alleinstehende und alleinerziehende Frauen berücksichtigt. Ein weiterer Unterschied zum Modell für die kurze Frist besteht darin, dass in der Ausgangsstichprobe nur Frauen im Alter zwischen 25 und 29 Jahren vertreten sind.<sup>43</sup>

Nachdem alle Übergangswahrscheinlichkeiten bestimmt sind, kann das Modell fortgeschrieben werden. So lange jedoch die Parameter der Nutzenfunktion unbekannt sind, wird die Fortschreibung kaum realistische Werte erreichen, auch wenn die Übergangswahrscheinlichkeiten erfolgreich geschätzt wurden. Leider kann der Nutzen einzelner Faktoren, wie z.B. das Vorhandensein eines Ehemannes oder von Kindern, nicht direkt beobachtet werden. Um die unbekannteren Nutzenparameter zu identifizieren, muss das Modell daher mit unterschiedlichen Nutzenparametern immer wieder neu fortgeschrieben werden, so lange bis eine Lösung gefunden wurde, welche ein realistisches Verhalten modelliert. Um auch möglichst effizientem Weg die Kombination von Nutzenparametern zu finden, werden numerische Verfahren verwendet.

#### **3.3.5.1 Datengrundlage der Fortschreibung**

Wie in Abschnitt 3.3.2 bereits angedeutet, wird die Kohorte der 25- bis 29-jährigen Frauen der SOEP-Welle von 2010 für 20 Jahre in die Zukunft fortgeschrieben. Tab. 19 charakterisiert die soziodemografischen Eigenschaften der Ausgangspopulation.

---

<sup>43</sup> Die untere Altersgrenze von 25 Jahren (anstatt von 23 Jahren wie in Modell 1) orientiert sich am Modul „Zentrale Leistungen im Lebenszyklus“ (Bonin et al. 2013b). Bei einer Beschränkung auf nur diesen einen Altersjahrgang wären aber die Fallzahlen zu klein geworden, um das komplexe Lebenszyklusmodell schätzen zu können. Daher werden Frauen bis zum Alter von 29 Jahren einschließlich zur Schätzung und Simulation herangezogen.

**Tab. 19: Beschreibung der Stichprobe des Jahres 2010**

Alter	N	Familienstand		Kinder			
		ledig	verheiratet	0	1	2	3 und mehr
25-29	392	66,8 %	33,2%	60,2%	21,7%	13,5%	4,6%
30-34	478	46,7%	53,3%	34,5%	28,7%	29,3%	7,5%
35-39	605	30,1%	69,9%	17,9%	29,6%	37,9%	14,7%
40-44	816	28,1%	71,9%	15,9%	25,1%	41,8%	17,2%
45-49	809	30,0%	70,0%	15,6%	21,5%	43,5%	19,4%
		Alter des jüngsten Kindes			Erwerbsstatus		
		0-2	3-6	>6	Nicht erwerbstätig	Teilzeit	Vollzeit
25-29		44,7%	44,0%	11,3%	29,8%	23,7%	46,4%
30-34		36,6%	38,3%	25,1%	28,0%	30,5%	41,4%
35-39		19,5%	30,6%	49,9%	29,8%	39,8%	30,4%
40-44		3,5%	17,2%	79,3%	17,0%	48,8%	34,2%
45-49		0,2%	5,1%	94,7%	17,9%	42,5%	39,6%

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen. Lesebeispiel: Die Stichprobe enthält 392 Frauen im Alter von 25 bis 29 Jahren. Von diesen Frauen sind 33,2 % verheiratet. 60,2 % der Frauen hatten kein Kind.

Dabei zeigt sich, dass wesentlich mehr Beobachtungen für ältere Jahrgänge vorliegen als für die jüngste Kohorte. Insgesamt sind bei den unter 30-jährigen Frauen noch über 60 % kinderlos; dieser Anteil sinkt bis zum Alter von 45 Jahren auf etwas mehr als 15 %. Dominieren bei den jungen Frauen noch Familien mit einem Kind, sind am Ende der fruchtbaren Phase zwei Kinder am häufigsten (43,5%). Der Familienstand korreliert stark mit der Kinderzahl. Von den jungen Frauen sind 67 % noch unverheiratet. Später sinkt dieser Anteil auf 30 % und bleibt anschließend konstant.

Bei dem Alter des jüngsten Kindes zeigt sich, dass unter dreijährige Kinder bei den Frauen unter 30 Jahren den größten Anteil ausmachen. Ab einem Alter

von 35 Jahren sind Kinder über sechs Jahren die häufigste Gruppe. Zudem zeigt sich, dass ältere Frauen häufiger in Teilzeit arbeiten als junge. Die Gruppe der Nicht-Erwerbstätigen sinkt dagegen von 29,8 % bei den unter 30-Jährigen auf 17,9 % bei den über 45-Jährigen.

Im Rahmen der Fortschreibung treten in jedem Simulationslauf zufällige Ereignisse auf. Aufgrund der relativ geringen Anzahl von 392 Frauen, die fortgeschrieben werden, könnten die Ergebnisse eines einzelnen Laufes deutlich verzerrt sein und von der Realität abweichen. Daher wird eine große Zahl an möglichen Szenarien simuliert, in welchen der Zufall jedes Mal anders eintritt. So kann ein Haushalt der Ausgangsstichprobe in einem möglichen Szenario heiraten und drei Kinder bekommen, in einem alternativen Szenario aber partner- und kinderlos bleiben. Um die Erwartungswerte für die Gesamtpopulation approximieren zu können und zufällige Komponenten auszuschalten, wird ein Mittelwert aus 50 unterschiedlichen Szenarien berechnet.

### 3.3.5.2 Schätzverfahren

Die Parameter der Nutzenfunktion können anders als die Übergangswahrscheinlichkeiten in Abschnitt 3.3.4 nicht direkt beobachtet werden und müssen, wie auch im Grundmodell, aus dem beobachteten Verhalten erschlossen werden. Es werden Parameter gesucht, für die das Modell ein Verhalten vorhersagt, das dem tatsächlich beobachteten Verhalten möglichst ähnlich ist. Zur Schätzung der Parameter wird ein sogenanntes Momentenverfahren verwendet.

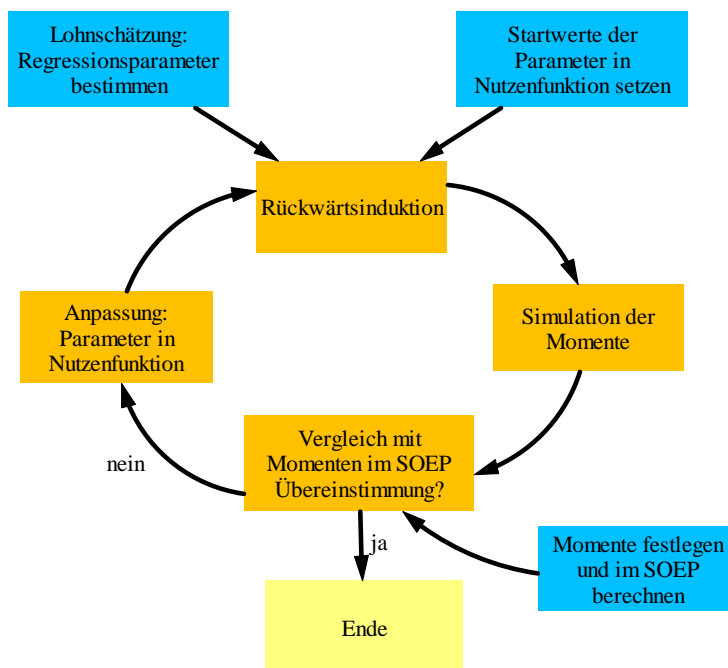
Momente sind bestimmte Eigenschaften der Daten wie beispielsweise der Anteil der in Vollzeit beschäftigten Frauen verschiedenen Alters oder das durchschnittliche Alter der Frauen bei der ersten Geburt. Es handelt sich also um keine abhängigen Variablen im klassischen Sinne, sondern um Kennziffern, die aus den individuellen Entscheidungen folgen.

Abb. 17 illustriert das Verfahren der Momentenschätzung. Es müssen zunächst bestimmte Startwerte für die Parameter angenommen werden (siehe rechts oben in der Abbildung). Dann werden mithilfe des SOEP und ggf. weiterer Datensätze die relevanten Momente definiert (rechts unten).

Mit Hilfe der Rückwärtsinduktion (Vgl. 3.3.3.3) wird das Modell mit den Parametern der Lohnschätzungen und den festgesetzten Startwerten für die Para-

meter der Nutzenfunktion gelöst. Nachdem das optimale Verhalten unter diesen Bedingungen feststeht, kann das Modell simuliert werden. Anschließend werden die im Simulationsmodell generierten Momente mit den im SOEP beobachteten Daten verglichen. Bestehen deutliche Unterschiede, werden die Parameter der Nutzenfunktion angepasst. Dieser Vorgang wird so lange wiederholt, bis die Momente, die das Modell generiert, denen der Daten möglichst nahe kommen. Da die Nutzenparameter der zukünftigen Jahre unbekannt sind und es nicht unproblematisch ist, ihre Veränderung in der Zukunft zu prognostizieren, wird angenommen, dass sie konstant bleiben.

**Abb. 17: Schätzalgorithmus**



Quelle: Eigene Darstellung

Die Suche nach der optimalen Kombination der 18 unbekanntem Nutzenparameter sollte dabei möglichst effizient verlaufen. Hierzu werden numerische Verfahren verwendet. In unserem Modell erwies sich eine Kombination aus genetischem Algorithmus und einem Trust-Region Verfahren als wirkungsvoll. Dabei erfolgte die Schätzung in drei Schritten: Zunächst wurden einige tausend mögliche Lösungen vom Computer „geraten“. Von diesen wurden die besten 50 ausgewählt, die sich dadurch auszeichneten, dass sie die geringste

Summe der quadrierten Abweichungen von den Momenten aufwies. Diese 50 wurden in einem evolutionären Prozess über viele Perioden fortgeschrieben, wobei sich die besten Parameter immer wieder mit kleinen Mutationen replizieren konnten. Nach Abschluss des Verfahrens wurde der Lösungsvektor als Startwert für ein in der mathematischen Software MATLAB eingebauten Trust-Region Verfahren eingesetzt, welches dann die endgültige Lösung suchte.

Es wurden hierbei verschiedene Szenarien berechnet, bei denen der Einfluss der unbeobachteten Einflüsse variiert wurde. Es zeigte sich, dass bei einem mittleren Einfluss die besten Schätzergebnisse erreichen werden konnten.

### **3.3.5.3 Qualität der Modellanpassung**

Um die Qualität der Anpassung zu testen, können die Momente, die durch das Modell generiert wurden, mit den tatsächlich beobachteten Momenten des SOEP verglichen werden. Für unsere Schätzung wurden die in Tab. 20 dargestellten Momente auf Basis der SOEP-Welle des Jahres 2010 definiert.

Alle Momente werden als Prozentangaben dargestellt und zu vier verschiedenen Zeitpunkten erfasst. Die Zeitpunkte sind relativ gleichmäßig über den modellierten Lebensabschnitt verteilt, um eine möglichst präzise Schätzung zu erreichen. Die letzte Kategorie „Frauen in Vollzeit mit drei Kindern“ wurde weggelassen, da sich ihr Anteil automatisch als Differenz zu 100 % ergibt. Eine Überparametrisierung mit redundanten Momenten würde die Schätzung massiv verzerren.

**Tab. 20: Momente aus dem SOEP**

Alter in Jahren	26	32	38	45
Erwerbslose Frauen ohne Kind	6,6%	2,4%	0,8%	2,0%
Frauen in Teilzeit ohne Kind	12,3%	3,6%	3,0%	2,8%
Frauen in Vollzeit ohne Kind	37,4%	19,2%	12,7%	10,8%
Erwerbslose Frauen mit 1 Kind	8,5%	8,6%	6,1%	3,5%
Frauen in Teilzeit mit 1 Kind	5,7%	10,0%	11,7%	9,1%
Frauen in Vollzeit mit 1 Kind	7,8%	10,2%	9,8%	8,9%
Erwerbslose Frauen mit 2 Kindern	8,8%	13,8%	8,0%	7,3%
Frauen in Teilzeit mit 2 Kindern	5,9%	16,8%	23,0%	20,4%
Frauen in Vollzeit mit 2 Kindern	1,7%	4,6%	8,1%	15,8%
Erwerbslose Frauen mit 3 Kindern	4,0%	5,0%	6,9%	5,2%
Frauen in Teilzeit mit 3 Kindern	0,9%	5,2%	7,3%	10,1%

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen. Lesehinweis: Die Zeilen weisen unterschiedliche „Momente“ aus, d.h. Kennzahlen aus dem SOEP. Die Spalten unterscheiden nach vier unterschiedlichen Zeitpunkten im Lebenszyklus: 26, 32, 38 und 45 Jahre. Die Werte in der Tabelle stellen die Anteile der Frauen mit einer bestimmten Eigenschaft dar. Die Zeile „Frauen in Vollzeit mit 3 Kindern“ wurde ausgelassen, da sie sich aus 100 % minus der Summe aller übrigen Zeilen innerhalb einer Spalte ergibt. Dies liegt darin begründet, dass die Zeilen alle im Modell möglichen Merkmalskombinationen von Erwerbsstatus und Kinderzahl beschreiben. Würde das letzte Moment mitberücksichtigt werden, könnte das Modell nicht mehr zuverlässig geschätzt werden, da die Momente nicht mehr unabhängig voneinander wären.

Nach dem Schätzverfahren kann überprüft werden, wie gut das Modell die SOEP-Momente repliziert. Tab. 21 stellt die Abweichungen zwischen Modell und Daten dar. Insgesamt weisen 27 der 44 Momente (61 %) eine Abweichung von weniger als einem Prozentpunkt auf, 40 der simulierten Momente (91 %) weichen weniger als zwei Prozentpunkte ab. Die Anpassung an die Daten ist also sehr gut.



**Tab. 21: Abweichung der simulierten Momente vom SOEP in Prozentpunkten**

<b>Alter in Jahren</b>	<b>26</b>	<b>32</b>	<b>38</b>	<b>45</b>
Erwerbslose Frauen ohne Kind	0,3%	1,4%	1,4%	-0,5%
Frauen in Teilzeit ohne Kind	-1,1%	1,8%	-0,2%	-1,2%
Frauen in Vollzeit ohne Kind	-1,3%	1,1%	-0,3%	-0,7%
Erwerbslose Frauen mit 1 Kind	0,1%	-0,9%	-1,2%	-0,9%
Frauen in Teilzeit mit 1 Kind	0,6%	-1,9%	-5,8%	-6,5%
Frauen in Vollzeit mit 1 Kind	0,9%	-0,8%	-1,2%	0,7%
Erwerbslose Frauen mit 2 Kindern	-0,4%	-1,7%	3,1%	-0,3%
Frauen in Teilzeit mit 2 Kindern	0,8%	0,0%	-0,9%	0,8%
Frauen in Vollzeit mit 2 Kindern	-0,2%	0,7%	2,5%	0,2%
Erwerbslose Frauen mit 3 Kindern	1,1%	-0,6%	0,2%	1,3%
Frauen in Teilzeit mit 3 Kindern	-0,5%	-0,4%	0,1%	0,7%

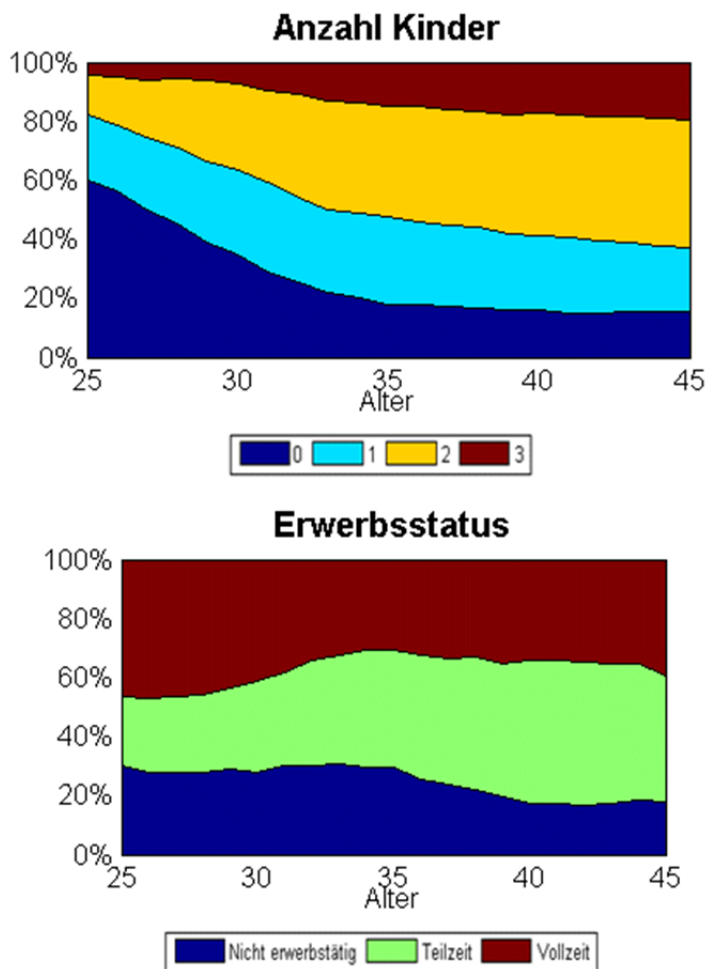
Quelle: SOEP 2010 und Simulationsergebnisse, eigene Berechnungen. Lesehinweis: Die Zeilen weisen unterschiedliche „Momente“ aus, d.h. Kennzahlen aus dem SOEP. Die Spalten unterscheiden nach vier unterschiedlichen Zeitpunkten im Lebenszyklus: 26, 32, 38 und 45 Jahre. Ein hypothetisches Modell, das die Momente perfekt treffen würde, hätte überall eine Abweichung von 0 %. Dabei könnte es immer noch vorkommen, dass das Modell zu nicht festgelegten Zeitpunkten oder bei nicht als Moment definierten Kennzahlen von den Daten abweicht.

Der Hauptgrund für die verbleibenden kleinen Abweichungen ist, dass es sich bei der Ausgangspopulation um eine relativ kleine Gruppe von 392 Frauen handelt, die nicht vollkommen repräsentativ für die Gesamtpopulation und für die älteren Kohorten sein kann. Eine 100 %-ige Anpassung ist ohnehin nicht zu erwarten und wäre nur um den Preis einer Überparametrisierung der Nutzenfunktion realisierbar. Dann ließe sich zwar das Verhalten hinsichtlich der zur Schätzung benutzten Momente noch etwas genauer treffen, aber die Vorhersagen in kontrafaktischen Situationen, für die das Modell entwickelt wurde, würden ungenauer.

Die hier verwendete Spezifikation stellt vor diesem Hintergrund einen Kompromiss zwischen Modellanpassung und Vorhersagekraft dar. Einen ersten Eindruck von dieser Vorhersage „out-of-sample“ vermitteln Abb. 18 und Abb.

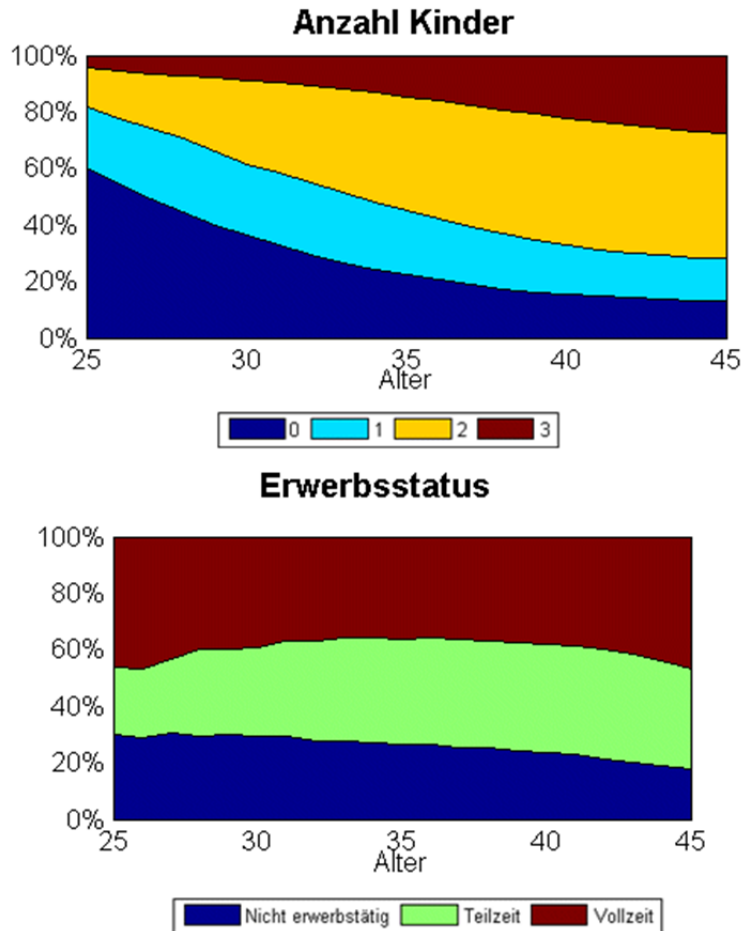
19. Dort ist die Entwicklung der zentralen Variablen Kinderzahl und Erwerbsstatus über den Lebensverlauf abgetragen. Das Modell trifft den Verlauf insgesamt sehr gut. Das gilt nicht nur für die vier Zeitpunkte, die zur Schätzung herangezogen wurden (also die Altersstufen 26, 32, 38 und 45), sondern auch die dazwischenliegenden Jahre.

**Abb. 18: Entwicklung von Kinderzahl und Erwerbsstatus im SOEP**



Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen.

**Abb. 19: Entwicklung von Kinderzahl und Erwerbsstatus im Modell**



Quelle: Simulationsmodell auf Basis von SOEP 2010, eigene Berechnungen.

Wie Tab. 22 zeigt, beträgt die im Alter von 45 Jahren gemessene abgeschlossene Fertilität in der Simulation 1,87 Kinder pro Frau. Der Anteil kinderloser Frauen nach Abschluss der fertilen Phase beträgt in der Simulation 13,1 %. 14,9 % der Frauen bekommen ein Kind, 44,1 % zwei Kinder und 27,9 % drei Kinder.

Die Kohortenfertilität liegt mithin deutlich über den im ersten Teilbericht (Boll et al. 2013) genannten Werten für die in den 1960er Jahren geborenen Frau-

en. Zu beachten ist allerdings, dass im Lebenszyklusmodell aufgrund des hohen Rechenaufwands keine Standardfehler vorliegen, es also unklar ist, ob der im Modell prognostizierte (Wieder-)Anstieg der abgeschlossenen Fertilität statistisch signifikant ist.

Ein höherer Wert ist aber durchaus möglich, da hier die jüngere Kohorte der im Jahr 2010 25- bis 29-jährigen Frauen fortgeschrieben wird. Für diese Frauen ist die tatsächliche abgeschlossene Fertilität noch nicht bekannt und kann daher auch nicht als ein Moment in der Schätzung verwendet werden.

Sollte es sich bei dem Wert von 1,87 Kindern pro Frau um eine leichte Überschätzung handeln (dies wird sich frühestens im Jahr 2030 feststellen lassen), so ist dies unschädlich, solange es sich um einen reinen Niveaueffekt handelt, der über den Vergleich der verschiedenen kontrafaktischen Szenarien konstant bleibt. Da sich das Lebenszyklusmodell am aktuellen Rand der Forschung bewegt, sind generell der Vergleich der Szenarien mit dem Status quo und insbesondere der Vergleich der Szenarien untereinander robuster als die Vorhersagen zum Niveau.

**Tab. 22: Simulierte Kohortenfertilität im Lebenszyklusmodell**

Kennziffer		
Abgeschlossene Geburtenziffer		1,87
Anteil der Frauen	ohne Kinder	13,1 %
	mit einem Kind	14,9 %
	mit zwei Kindern	44,1 %
	mit drei Kindern	27,9 %

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen. Rechtsstand 2012. Mögliche Abweichungen der Spaltensummen von 100 % aufgrund der Rundung der Einzelwerte. Der Anteil der Frauen bezieht sich auf das Ende der fertilen Phase.

Über die hier betrachtete Zeitspanne im Lebensverlauf sind die Frauen im Schnitt etwa 5,4 Jahre nicht erwerbstätig, 7,3 Jahre in Teilzeit und 8,3 Jahre in

Vollzeit beschäftigt (Tab. 23). Wie erwartet zeigt sich ein enger Zusammenhang zwischen der Fertilitäts- und Erwerbsbiografie: Frauen ohne Kinder arbeiten wesentlich länger in Vollzeit als Frauen mit Kindern (14,6 Jahre im Vergleich zu knapp 4,0 Jahren bei Frauen mit drei Kindern).

**Tab. 23: Simulierte Erwerbsbiografien im Lebenszyklusmodell**

		Jahre in ...		
		Nichterwerbstätigkeit	Teilzeit	Vollzeit
Gesamt		5,42	7,32	8,26
Anzahl der Kinder	Ohne Kinder	2,65	3,74	14,62
	Ein Kind	5,83	5,93	9,24
	Zwei Kinder	6,83	10,07	4,11
	Drei Kinder	9,32	7,71	3,98

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen. Die Kinderzahl bezieht sich auf das Ende der fertilen Phase und ist aus modelltechnischen Gründen auf drei begrenzt. Im Lebenszyklusmodell kann die statistische Signifikanz der Ergebnisse aufgrund des hohen Rechenaufwands nicht bestimmt werden. Lesehinweis: Die Zeilen gruppieren die Frauen nach der Anzahl ihrer Kinder zum Abschluss der fertilen Phase. Die Spalten unterscheiden nach dem Erwerbsstatus. Die Werte in den Zellen geben die Anzahl der Jahre in einem bestimmten Erwerbsstatus an. Hierbei ist zu beachten, dass das Modell die Frauen jeweils über einen Zeitraum von 21 Jahren modelliert. Daher addieren sich alle Zeilen stets zu einem Wert von 21 Jahren auf.

### 3.3.6 Vor- und Nachteile einer Lebenszyklusmodellierung

Wie in Abschnitt 3.3.5.3 gezeigt, ist das Lebenszyklusmodell in der Lage, die Daten relativ gut abzubilden. Anders als im Modell mit Jahresperspektive lässt sich zudem die abgeschlossene Fertilität, also die Kinderzahl am Ende der fertilen Phase, simulieren. Es spricht viel dafür, dass Arbeitsangebots- und Fertilitätsentscheidungen nicht nur für eine Periode, sondern mit Blick auf längere Phasen des Lebensverlaufs getroffen werden. Auch lassen sich zufällige Ereignisse, die auf die Haushalte in jeder Periode einwirken, in dynamischen Lebensverlaufsmodellen besser modellieren.

Weiterhin müssen in einem Lebenszyklusmodell Verhaltensänderungen in Folge einer politischen Maßnahme nicht unmittelbar in der Reformperiode erfolgen, sondern können sich auch erst langfristig in den Folgeperioden entfalten. Aufbauend auf dem Grundmodell mit kurzfristiger Optimierung ist es zwar möglich, mit Hilfe einer Fortschreibung die langfristigen Auswirkungen der kurzfristigen Verhaltensanpassung auf Familienstand, Arbeitsangebot und andere Parameter zu modellieren, jedoch berücksichtigen Individuen dabei nur ihre jetzige Situation. So können kurzfristige Entscheidungsmodelle nur Effekte von Maßnahmen abbilden, die sofort greifen, wenn Frauen eine Entscheidung treffen. Zukünftige Situationen und Entwicklungen werden nicht beachtet. Daher ist die Modellierung von langfristigen Verhaltensstrategien nicht möglich.

Eine konsistente und umfassende Abschätzung der langfristigen Wirkungen der ehe- und familienbezogenen Leistungen und Maßnahmen ist nur mit einem Lebenszyklusmodell möglich. In einem solchen Modell wird grundsätzlich angenommen, dass die Akteure vollkommen vorausschauend sind und alle zukünftigen Perioden in ihr Entscheidungskalkül miteinbeziehen. Die Perioden sind aber nicht zwangsläufig alle gleich wichtig. So kann über die Anpassung der Zeitpräferenz kurzfristigen Entwicklungen ein höheres Gewicht gegeben werden als weit in der Zukunft liegenden Entwicklungen.

Die Vorteile von Lebenszyklusmodellen haben jedoch einen Preis: Die Modelle sind komplexer und müssen daher auf zahlreiche Variablen verzichten. Aus diesem Grund kann in Lebenszyklusmodellen nur eine begrenzte Anzahl an Einflussfaktoren berücksichtigt werden. Die Modelle beschränken sich daher auf die wichtigsten Variablen. So wird z.B. keine Heiratsentscheidung modelliert, sondern stattdessen als zufälliges Ereignis aufgenommen. Auch können nicht immer alle relevanten Variablen beobachtet oder geschätzt werden, wie beispielsweise die Übergangswahrscheinlichkeit bei entsprechendem Wunsch in Vollzeit arbeiten zu können. Die Parameter, welche die Nutzenfunktion bestimmen sind nicht beobachtbar und müssen aufwendig geschätzt werden. Dabei können theoretisch unterschiedliche Spezifikationen zu einer Lösung des Modells führen.

Angesichts dieser Eigenschaften kann das Lebenszyklusmodell vor allem als Ergänzung betrachtet werden, um die Robustheit der Ergebnisse aus dem

kurzfristigen Entscheidungsmodell zu testen. Es ist zwar in der kurzen Frist ungenauer, liefert aber eine wichtige Einschätzung darüber, ob langfristige Effekte eine große Rolle spielen oder nicht. Die Vor- und Nachteile beider Modelle sind in Tab. 24 noch einmal zusammengefasst.

**Tab. 24: Vergleich zwischen kurzfristigem Entscheidungsmodell und Lebenszyklusmodell**

	<b>Kurzfristige Entscheidungsmodelle</b>	<b>Dynamische Lebenszyklusoptimierung</b>
<b>Entscheidungshorizont</b>	nur eine Periode	vorausschauend über alle künftigen Perioden
<b>Auswirkungen von Politikmaßnahmen</b>	nur Verhaltensanpassungen in Folge von Maßnahmen, die innerhalb eines Jahres wirken: Leistungen mit langer Bezugsdauer (z.B. Kindergeld) werden unterschätzt; Leistungen, die erst einsetzen, wenn die Kinder älter als ein Jahr sind (z.B. Kinderbetreuung) lassen sich nicht erfassen	auch langfristige, dynamische Verhaltensanpassungen in Folge von Maßnahmen
<b>Zentrale Ergebnisvariable</b>	Reaktion von Fertilität und weiblichem Arbeitsangebot im Folgejahr; keine Trennung von Timing-Effekten und Wirkungen auf die abgeschlossene Fertilität	Reaktion über den Lebenszyklus. Wirkungen auf die abgeschlossene Fertilität lassen sich von Timing-Effekten trennen

<b>Modellierung</b>	weniger rechenintensiv, Berücksichtigung vieler Faktoren (hohe Detailgenauigkeit, aber auch hoher Bedarf an Variablen)	sehr rechenintensiv, Konzentration auf die wichtigsten Faktoren (geringere Detailgenauigkeit, aber auch geringer Bedarf an Variablen)
<b>Schätzung</b>	Schätzalgorithmus konvergiert in den meisten Fällen	Schätzalgorithmus konvergiert nicht immer, gegebenenfalls müssen andere Startwerte und Algorithmen probiert oder bestimmte vereinfachende Annahmen getroffen werden

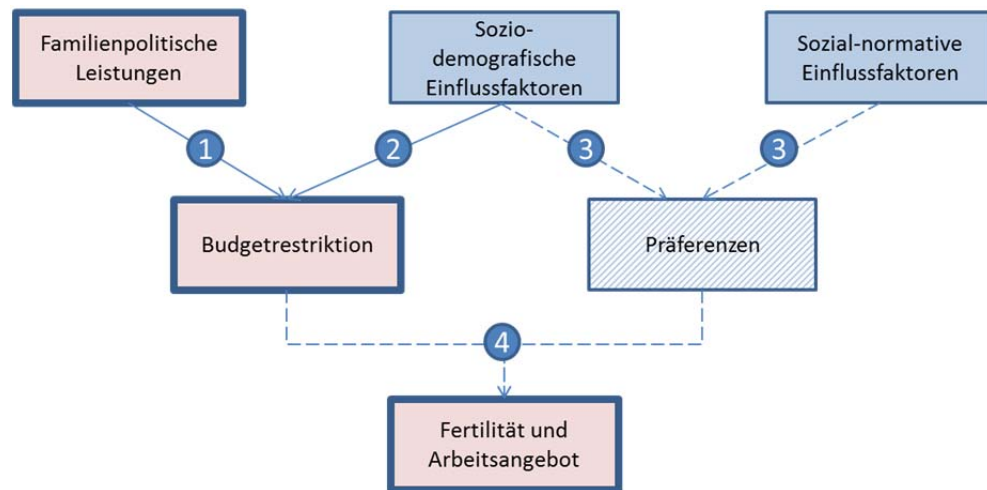
Quelle: Eigene Darstellung

### 3.4 Vorgehen zur Wirkungsanalyse

Mit den beiden in diesem Kapitel beschriebenen Modellen wird die Wirkung ehe- und familienbezogener Leistungen und Maßnahmen auf das Ziel der Steigerung der Geburtenrate und der Erfüllung von Kinderwünschen evaluiert. Das Vorgehen zur Wirkungsanalyse ist dabei grundsätzlich das gleiche wie im Modul „Zentrale Leistungen“ (Bonin et al. 2013a) und wird in Abb. 20 verdeutlicht. In der Simulation verändert sich die Höhe einer oder mehrerer Leistungen und Maßnahmen und damit, über Kanal (1), die Budgetrestriktion der Haushalte. Modellteile, die sich verändern, sind rot gekennzeichnet und fett eingerahmt. Die neuen finanziellen Anreize, die über die Budgetrestriktion abgebildet sind, führen dann im Verbund mit den unveränderten Präferenzen zu Veränderungen bei der Fertilitäts- und Arbeitsangebotsentscheidung (4).



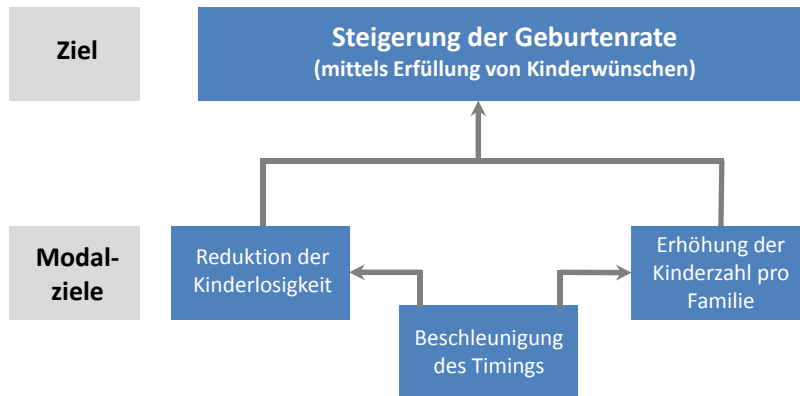
**Abb. 20: Evaluation familienpolitischer Leistungen im Modell**



Quelle: Eigene Darstellung. Schraffierte Box und gestrichelte Pfeile: Größen und Zusammenhänge, die nicht direkt beobachtbar sind, sondern im strukturellen Modell sichtbar gemacht werden.

Das Modell liefert für jeden Haushalt neue Wahrscheinlichkeiten für die Erwerbszustände und für eine (weitere) Geburt. Es ergibt sich ein neues Altersprofil der Geburtswahrscheinlichkeiten, aus dem sich die konkreten Zielgrößen der Wirkungsanalyse berechnen lassen.

Die Zielgrößen der Simulationsrechnungen zur Wirkungsanalyse müssen aus dem zu Beginn des ersten Teilberichts (Boll et al. 2013) erörterten Ziel der Steigerung der Geburtenrate abgeleitet werden. Wie dort ausgeführt, erfolgt die Wirkungsanalyse für *gegebene* Kinderwünsche (im Modell: für gegebene Präferenzen). Eine Steigerung der Geburtenrate kann über mehrere Wege erreicht werden, die parallel verfolgt werden können. Dementsprechend lassen sich mit Blick auf das im Rahmen dieses Projekts zu analysierende Ziel der Steigerung der Geburtenrate mehrere Modalziele formulieren, wie aus Abb. 21 hervorgeht.

**Abb. 21: Modalziele zum Ziel „Steigerung der Geburtenrate“**

Quelle: eigene Darstellung

Eine Steigerung der Geburtenrate kann einerseits über eine *Reduktion der Kinderlosigkeit (Modalziel 1)* und andererseits über eine *Erhöhung der Kinderzahl pro Familie (Modalziel 2)* erreicht werden. Durch die Aufteilung des Finalziels in diese zwei Modalziele wird dem unterschiedlichen Charakter der beiden familienpolitischen Zielgruppen Kinderlose und Eltern Rechnung getragen, deren Rahmenbedingungen mit Blick auf Fertilitätsentscheidungen sich deutlich unterscheiden und die jeweils eigene familienpolitische Bedürfnisse aufweisen. Sowohl Modalziel 1 als auch Modalziel 2 werden gefördert durch ein *beschleunigtes Timing von Geburten*, was aus diesem Grund im Rahmen dieses Projekts als drittes, separates Modalziel angesehen wird.

### **Modalziel 1: Reduktion der Kinderlosigkeit**

Eine Steigerung der Geburtenrate kann u.a. über eine Reduktion des Anteils derjenigen erfolgen, die Zeit ihres Lebens kinderlos bleiben. Dieser Anteil ist insbesondere in Westdeutschland im Rahmen des zweiten demografischen Übergangs seit den 1960er Jahren stark angestiegen und nimmt weiter zu (vgl. den ersten Teilbericht (Boll et al. 2013)). Familienpolitisch sind folglich Barrieren bezüglich einer Familiengründung zu beseitigen. Hierzu zählt neben einer besseren Vereinbarkeit von Familie und Beruf z.B. auch, durch eine verbesserte Vereinbarkeit von Ausbildung oder Studium und Familie eine Elternschaft früher im Lebenslauf zu ermöglichen (Modalziel 3 s.u.), damit ein Kinderwunsch seltener aus biologischen Gründen nicht (mehr) realisiert werden kann.

Andererseits ist jedoch auch die Möglichkeit der späten Elternschaft zu fördern. Die Ausführungen des ersten Teilberichts (Boll et al. 2013) zum Zeitfenster für Elternschaft bzw. zur Rush Hour des Lebens haben gezeigt, dass sich Familiengründungen in Deutschland zusammen mit der Verfolgung anderer zentraler Lebensziele, wie der beruflichen Etablierung, in einem sehr engen zeitlichen Korridor konzentrieren. Eine frühe wie auch eine späte Familiengründung sind demgegenüber selten.

### **Modalziel 2: Erhöhung der Kinderzahl pro Familie**

Neben einer Erhöhung der Zahl der Familien durch eine Reduktion der Kinderlosigkeit kann die Geburtenrate auch dadurch erhöht werden, dass in den vorhandenen Familien mehr Kinder höherer Parität geboren werden. Wie im ersten Teilbericht (Boll et al. 2013) beschrieben, ist die Zahl der Kinder in den Familien bereits während des ersten demografischen Übergangs um 1900 stark gesunken und auch in den letzten Jahrzehnten ist ein leichter, aber kontinuierlicher Rückgang der Familien mit drei und mehr Kindern zu beobachten. Demgegenüber stellt seit Jahrzehnten die Familie mit zwei Kindern praktisch die Regel dar. Auch in normativer Hinsicht gelten zwei Kinder zumeist als ideale Familiengröße.

### **Modalziel 3: Beschleunigung des Timings**

Dieses Modalziel zielt darauf ab, dass Geburten früher im Lebenslauf und mit kürzerem Abstand erfolgen. Es dient insofern einer Steigerung der Geburtenrate, da Timing und Spacing der Geburten auf die Kinderlosigkeit (Modalziel 1) sowie die Kinderzahl pro Familie (Modalziel 2) zurückwirken können. Wird eine Familienplanung im jüngeren Alter angestrebt, reduziert sich einerseits das Risiko einer ungewollten Kinderlosigkeit aus biologischen Gründen. Andererseits lassen frühere Geburten einen größeren zeitlichen Spielraum für Folgegeburten. In den letzten Jahrzehnten ist jedoch eine kontinuierliche Steigerung des Erstgebäralters zu beobachten (vgl. den ersten Teilbericht).

Aussagen zum Timing sind derzeit nur dadurch möglich, dass man die Ergebnisse des Kurzfristmodells (Modell 1), in dem eine Unterscheidung von kurzfristigen und langfristigen Fertilitätswirkungen nicht möglich ist, und des Langfristmodells (Modell 2), in dem man sie trennen kann, miteinander vergleicht. Ein positiver Effekt im Kurzfristmodell allein wäre also ein Hinweis auf reine

Veränderungen im Timing. Findet sich ein positiver Geburteneffekt auch im Lebenszyklusmodell, dann zeigt dies, dass die Leistung oder Maßnahme nicht nur auf das Timing, sondern auch auf die abgeschlossene Geburtenziffer wirkt.

Für einen expliziten Ausweis der Timing-Effekte müsste man im Langfristmodell zusätzlich zur Wirkung auf die abgeschlossene Geburtenziffer auch den durchschnittlichen Zeitpunkt der Geburten ausweisen. Das ist zum jetzigen Zeitpunkt der Modellentwicklung noch nicht möglich. Die Timing-Effekte werden daher im Folgenden nicht weiter berücksichtigt.

## **4 Ergebnisse der Wirkungsanalyse**

### **4.1 Methodische Einordnung**

Der Zielkatalog der deutschen Familienpolitik umfasst, wie im 7. Familienbericht dargelegt, neben Zielen wie der wirtschaftlichen Stabilität und sozialen Teilhabe von Familien und der Vereinbarkeit von Familie und Beruf auch das Ziel einer Steigerung der Geburtenrate/Erfüllung von Kinderwünschen. Bisher ist noch sehr wenig darüber bekannt, wie die ehe- und familienbezogenen Leistungen und Maßnahmen auf dieses Ziel wirken. Zwar lassen sich auf Basis theoretischer Überlegungen und Befunde aus anderen Ländern Mutmaßungen zumindest über die Wirkungsrichtung der Leistungen anstellen und grundsätzliche Anforderungen an die Familienpolitik (Transparenz, Verlässlichkeit, Widerspruchsfreiheit des Leistungssystems) formulieren, über die Größenordnung der Wirkungszusammenhänge liegen aber noch kaum Erkenntnisse vor.

Wie der Überblick zum Stand der Forschung in Kapitel 2 gezeigt hat, existieren bisher auch international nur sehr wenige Modelle, mit denen sich diese Zusammenhänge abschätzen lassen. Die zahlreichen Wechselwirkungen und die Dynamik der Entscheidungen zur Fertilität, zum Erwerbsverhalten und zu weiteren Dimensionen wie Partnerschaft, Heirat und Scheidung stellen bedeutende technische Herausforderungen an die Modellierung dar. Nur sehr wenige Modelle berücksichtigen alle Dimensionen; noch seltener sind Modelle, die zugleich das Steuer-Transfer-System so genau abbilden, wie dies für eine Wirkungsanalyse der Familienpolitik erforderlich ist.

Für das vorliegende Modul im Rahmen der Gesamtevaluation ehe- und familienbezogener Leistungen und Maßnahmen wurden daher, aufbauend auf den Arbeiten von Haan und Wrohlich (2011) und Adda, Dustmann und Stevens (2011), zwei neue und auf den deutschen Kontext zugeschnittene Modelle zur Wirkungsanalyse entwickelt. Mithilfe dieser beiden, in Kapitel 3 beschriebenen Modelle wurden die Wirkungen der Familienpolitik auf die Geburtenrate erstmals für eine größere Zahl von Leistungen abgeschätzt.

Der Fokus der Wirkungsanalyse liegt auf den finanziellen Anreizen, die von der Familienpolitik ausgehen. Die ebenfalls wichtigen sozial-normativen Determinanten (Einstellungen zu Kindern und Partnerschaft, Erwerbs- und Familienar-

beit) werden dadurch berücksichtigt, dass die Haushalte auf die von der Politik gesetzten Anreize unterschiedlich reagieren, werden aber in der Analyse als gegeben und von der Politik unabhängig betrachtet. Das hat methodische Gründe und berücksichtigt zugleich, dass die Familienpolitik in erster Linie die Erfüllung *bestehender* Kinderwünsche unterstützen möchte. Gleichzeitig bedeutet die Annahme gegebener Einstellungen, dass die hier vorgelegten Abschätzungen als Wirkungen der Politik in der kurzen Frist zu interpretieren sind. Mittelfristig ergeben sich möglicherweise weitere Wirkungen durch Einstellungsänderungen, die durch den Symbolcharakter einzelner Leistungen und Maßnahmen oder den generellen familienpolitischen Diskurs bewirkt werden.

Die Simulation erfolgt für die in Kapitel 3 definierten Teilstichproben aus dem Sozio-oekonomischen Panel des Jahres 2010. Bei der Modellierung der Anreize in der kurzen Frist (ein Jahr nach einer möglichen Geburt) werden nur Geburten in bestehenden Paarhaushalten berücksichtigt. Das Modell zur Abbildung der Wirkungen über den Lebenszyklus umfasst zusätzlich auch Frauen, die zu Beginn des Fortschreibungszeitraums ohne Partner leben und im Lebensverlauf möglicherweise alleinstehend oder alleinerziehend bleiben. Andererseits umfasst das Lebenszyklusmodell auch Frauen, die zu Beginn des Zeitraums zwar in einer Partnerschaft leben, aber im Zeitverlauf eine Trennung der Partnerschaft erleben und anschließend alleinstehend bzw. alleinerziehend sind.

Die Analyse stellt mögliche Größenordnungen der Wirkungszusammenhänge zur Diskussion und möchte dadurch einen Beitrag zur familienpolitischen Debatte leisten, der über allgemeine Forderungen etwa nach Transparenz und Verlässlichkeit hinausgeht. Beim aktuellen Stand der Forschung sind die konkreten Zahlen aber natürlich noch mit einiger Vorsicht zu interpretieren. Zum einen beruhen alle Vorhersagen auf einer Stichprobe, sind also mit statistischer Unsicherheit behaftet. Wir weisen daher im Modell für die kurze Frist stets die statistische Signifikanz der Ergebnisse aus.<sup>44</sup> Dort, wo einzelne Werte nicht signifikant von null verschieden sind, verzichten wir auf eine Diskussion

---

<sup>44</sup> Im Lebenszyklusmodell kann die statistische Signifikanz aufgrund des hohen Rechenaufwands nicht bestimmt werden.

der für die konkrete Stichprobe ermittelten Zusammenhänge, da diese möglicherweise ein statistisches Artefakt sind und in einer anderen Stichprobe derselben Grundgesamtheit nicht oder sogar mit einem anderen Vorzeichen auftreten könnten.

Zum anderen bleibt das deutlich gewichtigere Problem der Modellunsicherheit. Zwar können beide Modelle, wie in Kapitel 3 gezeigt, das Verhalten der Haushalte während des Schätzzeitraums gut abbilden, und für das Modell der Anreize in der kurzen Frist konnte gezeigt werden, dass – bei hinreichend langem Schätzzeitraum – auch die Reaktionen auf die tatsächlichen Rechtsänderungen, etwa zwischen den Jahren 2009 und 2010, recht genau vorhergesagt werden können. Die Wirkungsanalyse beruht jedoch auf kontrafaktischen Szenarien, die zum Teil weit über diese graduellen Änderungen in den Rechtsständen hinausgehen. So wird beispielsweise das Kindergeld im Modell versuchsweise abgeschafft, um durch diesen Vergleich *ex negativo* auf die Wirkungen des Kindergelds im Status quo zu schließen. Eine Situation ganz ohne Kindergeld ist eine deutliche Abweichung von den tatsächlichen Gegebenheiten; den Haushalten entgehen dadurch über 18 oder sogar 25 Jahre hinweg Einkünfte von beträchtlicher Höhe. Wie gut ein Modell die Verhaltensänderungen als Reaktion auf eine derart grundlegende Veränderung der Anreize abbilden kann, ist eine offene und – per Definition einer kontrafaktischen, bisher noch nicht beobachteten Situation – unlösbare Frage. Hinzu kommt, dass die Wirkungen einer Abschaffung oder Einführung einer Leistung nicht zwangsläufig symmetrisch sind. Die Ergebnisse *ex negativo* können also immer nur eine Annäherung an die Wirkungen im Status quo darstellen.<sup>45</sup>

Nach diesen methodischen Vorbemerkungen werden im Folgenden die Ergebnisse der Wirkungsanalyse dargestellt. Die Leistungen und Maßnahmen, von

---

<sup>45</sup> Das Vorgehen einer versuchsweisen Abschaltung einzelner Leistungen folgt den bisherigen Modulen der Gesamtevaluation ehe- und familienbezogener Leistungen und Maßnahmen (Bonin et al. 2013a, 2013b; Müller et al. 2013). Bei der Evaluation der nicht kostendeckenden Bereitstellung von Kinderbetreuungsplätzen werden noch weitere, weniger drastische Szenarien simuliert, da die völlige Abschaltung hier einen besonders starken negativen finanziellen Impuls bedeutet und daher möglicherweise als Richtschnur für konkrete Politikänderungen (egal welchen Vorzeichens) wenig geeignet ist.

denen die stärkste Wirkung auf die Geburtenrate und die weibliche Erwerbstätigkeit ausgeht, erhalten je einen eigenen Abschnitt. Dies sind erstens das Kindergeld und die Kinderfreibeträge (Kapitel 4.2), zweitens das Elterngeld (Kapitel 4.3), drittens die nicht kostendeckende Bereitstellung von Kinderbetreuungsplätzen (Kapitel 4.4) und schließlich das Ehegattensplitting (Kapitel 4.5). Die übrigen der untersuchten Leistungen und Maßnahmen werden anschließend in einem gemeinsamen Abschnitt (Kapitel 4.6) behandelt.

## **4.2 Kindergeld und Kinderfreibeträge**

### **4.2.1 Konzeption der Leistungen**

Der Familienleistungsausgleich aus Kindergeld und Kinderfreibeträgen stellt den zahlenmäßig größten Transfer an die Eltern dar. Der Anspruch auf die Leistungen besteht bis zum Alter von 18 Jahren; unter bestimmten Voraussetzungen verlängert sich der Anspruch bis zur Vollendung des 25. Lebensjahres. Das Kindergeld beträgt 184 Euro pro Monat für das erste und zweite Kind, 190 Euro für das dritte und 215 Euro für jedes weitere Kind. Ab einer bestimmten Schwelle beim zu versteuernden Einkommen stellen sich die Haushalte durch die Kinderfreibeträge finanziell besser als durch das Kindergeld; das Finanzamt nimmt diese Günstigerprüfung automatisch vor.

Die Konzeption der Leistung wird im Endbericht zum Modul „Zentrale Leistungen“ (Bonin et al. 2013a) ausführlicher beschrieben. Dort wird auch die Umsetzung der Leistung im Steuer-Transfer-Modell diskutiert, und es werden die Wirkungen des Kindergelds und der Kinderfreibeträge auf die verfügbaren Einkommen der Haushalte, differenziert nach dem Quartil der Einkommensverteilung, ausgewiesen. Wie stets ist dabei zwischen dem nominalen Effekt von z.B. 184 Euro monatlich und dem Effekt unter Berücksichtigung von Interaktionen im Steuer-Transfer-System zu unterscheiden. So würde ein Wegfall des Kindergelds Haushalte mit Arbeitslosengeld II-Bezug finanziell nicht direkt betreffen, da die dadurch steigenden Ansprüche auf Arbeitslosengeld II den Einkommensverlust kompensieren würden. Diese grundlegenden Zusammenhänge behalten auch im vorliegenden Modell trotz des leicht anderen Rechtsstands (2012 statt 2010) ihre Gültigkeit und werden daher nicht noch einmal thematisiert. Der Fokus liegt stattdessen auf den Anreizwirkungen, die von



Kindergeld und Kinderfreibeträgen auf das Geburten- und das weibliche Erwerbsverhalten ausgehen.

Bezüglich des Geburtenverhaltens ist ein positiver Effekt von Kindergeld und Kinderfreibeträgen zu erwarten, da durch den Transfer die Kosten der Kindererziehung etwas abgefedert werden. Durch die Ausgestaltung als weitgehend einkommensunabhängige Leistung dürfte die Wirkung in Haushalten mit vergleichsweise niedrigem Einkommen am größten sein, da sich die Unterstützung hier stärker im Haushaltseinkommen bemerkbar macht.<sup>46</sup>

Hinsichtlich des Erwerbsverhaltens sind aus theoretischer Sicht gegenläufige Effekte zu erwarten. Im Vordergrund steht der Einkommenseffekt des Kindergeldes: Dadurch, dass der Haushalt jeden Monat einen festen Einkommenstransfer empfängt, kann sich der Haushalt eine Nichterwerbstätigkeit oder Teilzeittätigkeit eines Elternteils eher leisten. Der Effekt wirkt sich umso stärker aus, je mehr Kinder im Haushalt leben.

Für Haushalte, bei denen die Kinderfreibeträge angesetzt werden, gibt es einen ersten gegenläufigen Effekt: Da die Freibeträge die Grenzsteuerbelastung senken, kommt es unter sonst gleichen Umständen tendenziell zu einer Ausweitung des Arbeitsangebots.

Ein weiterer gegenläufiger und mitunter übersehener Effekt entsteht durch die Interaktion des Kindergeldes mit dem Arbeitslosengeld II: Für Haushalte im ALG II-Bezug ändert sich durch das Kindergeld finanziell nichts, da der Bedarf ansonsten durch die Grundsicherung gedeckt würde. Gäbe es das Kindergeld nicht, würde aber ein Verlassen des ALG II-Bezugs finanziell weniger attraktiv.

#### **4.2.2 Wirkungen in der kurzen Frist**

Wie Tab. 25 zeigt, dominiert in den Simulationsrechnungen mit dem Modell für die kurze Frist der negative Einkommenseffekt bezüglich des Arbeitsange-

---

<sup>46</sup> Diese Zusammenhänge werden ausführlicher in Kapitel 7.3.6 des ersten Teilberichts (Boll et al. 2013) erörtert. Dort findet sich auch ein Überblick über den internationalen Forschungsstand zur Wirkung von Kindergeld und Kinderfreibeträgen bzw. ihrer Gegenstücke in anderen Ländern. In diesem Bericht wird daher nur noch auf diejenigen Studien Bezug genommen, die sich mit der spezifischen deutschen Situation befassen.

bots. Durch das Kindergeld und die Kinderfreibeträge gehen die Partizipationsquote und das gesamte Arbeitsvolumen der Frauen in Paarhaushalten leicht zurück. Der Rückgang beträgt etwa 0,1 Prozentpunkte bei der Partizipation und 5 Tausend Vollzeitäquivalente<sup>47</sup> beim Arbeitsvolumen. Beide Effekte sind allerdings nicht statistisch signifikant von null verschieden.<sup>48</sup>

Das Simulationsmodell sagt außerdem voraus, dass durch das Kindergeld und die Kinderfreibeträge im Jahr 2012 etwa 20 Tausend Kinder mehr geboren wurden.<sup>49</sup> Der weitaus stärkste Effekt zeigt sich bei der Gruppe der zuvor kinderlosen Paare; hier wurden dem Modell nach ca. 18 Tausend Kinder zusätzlich geboren.

Ob es sich dabei um eine dauerhafte Wirkung auf die Geburtenrate oder einen Timing-Effekt handelt, lässt sich im Modell mit einjährigem Entscheidungshorizont nicht untersuchen. Bei der Interpretation ist zudem zu beachten, dass im Modell für die kurze Frist die Haushalte die Vor- und Nachteile einer Geburt und einer Veränderung im Erwerbsverhalten nur für einen einzigen Zeitpunkt (zwölf Monate nach der Geburt) abwägen. Die Folgen der Entscheidungen in späteren Perioden (Kosten der Kinderbetreuung in späteren Jahren, mögliche Schwierigkeiten bei der Rückkehr in den Beruf) werden erst im Lebenszyklusmodell thematisiert. Kindergeld und Kinderfreibeträge führten also nur dann zu etwa 20 Tausend Geburten im Jahr 2012, wenn die potenziellen Eltern lediglich auf die Anreize im ersten Lebensjahr schauten und die mit einer Geburt verbundenen Folgewirkungen in späteren Perioden außer Betracht ließen.

---

<sup>47</sup> Ein Vollzeitäquivalent entspricht annahmegemäß einer wöchentlichen Arbeitszeit von 40 Stunden.

<sup>48</sup> Ein Standardfehler von 7.000 bei einer Schätzung von -5.000 bedeutet vereinfacht gesagt, dass der unbekannte wahre Wert für die Haushalte mit einer Wahrscheinlichkeit von 95 % innerhalb des Intervalls von ungefähr -19.000 bis 9.000 Vollzeitäquivalenten liegt. Der Wert null liegt innerhalb dieses Intervalls; der Wert von -5.000 ist also auf diesem Signifikanzniveau nicht statistisch signifikant von null verschieden.

<sup>49</sup> Genau genommen sagt das Modell voraus, dass *ohne* Kindergeld und Kinderfreibeträge 20 Tausend Kinder *weniger* geboren worden wären. Die Interpretation ex negativo dient der leichteren Darstellung, ist aber strenggenommen nur dann exakt, wenn die Wirkungen von Einführung und Abschaffung einer Leistung identisch sind (vgl. Kapitel 4.1).

**Tab. 25: Wirkungen von Kindergeld und Kinderfreibeträgen im Modell für die kurze Frist, nach Anzahl der Kinder**

		Geburten (in 1000)	Partizipations- quote (Prozentpunkte)	Vollzeit- äquivalente (in 1000)
Gesamt		21** (10)	-0,13 (0,25)	-5 (7)
Anzahl der Kinder	Ohne Kinder	18** (7)	-1,41* (0,80)	-10* (6)
	Ein Kind	3 (3)	0,16 (0,27)	0,6 (2)
	Zwei Kinder	1 (3)	0,39 (0,27)	3 (3)
	Mehr als zwei Kinder	-1 (2)	0,22 (0,64)	1 (2)

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen, n=1.059, Gewichtung mit den SOEP-Hochrechnungsfaktoren. Rechtsstand 2012. Standardfehler (in Klammern) berechnet mit dem Bootstrap-Verfahren (100 Wiederholungen). \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Die Anzahl der Kinder bezieht sich auf die bisherigen Kinder. Modelliert wird die Entscheidung für oder gegen ein weiteres Kind. Lesebeispiel: Durch das Kindergeld und die Kinderfreibeträge liegt die Zahl der Geburten im Jahr 2012 um 21 Tausend höher als in einer kontrafaktischen Situation ohne diese Leistung.

Ein gegenläufiger Effekt ergibt sich jedoch daraus, dass die meisten Leistungen und Maßnahmen länger als ein Jahr wirken. Bei Kindergeld und Kinderfreibeträgen, für die ein Anspruch über 18 oder sogar 25 Jahre besteht, dürfte aus diesem Grund die Wirkung im Modell für die kurze Frist eher unterschätzt werden.

Der Befund einer positiven Wirkung von Kindergeld und Kinderfreibeträgen auf die Geburtenzahl deckt sich in jedem Fall mit den Studien von Haan und Wrohlich (2011), die ein sehr ähnliches Simulationsmodell (allerdings für einen früheren Zeitraum) verwenden, mit der Arbeit von Fehr und Ujhelyiova (2012) und mit der Untersuchung der Kindergeldreform 1996 durch Rainer et al. (2013a).

Auf Grundlage der Simulationsergebnisse in Tab. 25 führen Kindergeld und Kinderfreibeträge bei circa 650 Tausend Geburten pro Jahr zu einem Effekt von etwa 3 %. Bei Haan und Wrohlich bewirkt bereits eine Erhöhung des Kindergeldes um 20 %, die zudem auf die unter Dreijährigen beschränkt ist, einen

Anstieg der Geburten um 5 %. Fehr und Ujhelyiova (2012) sagen in einem allgemeinen Gleichgewichtsmodell bei einer Erhöhung des Kindergeldes um 25 % einen Anstieg der periodenspezifischen Fertilität um etwa 25 % voraus. Diese Vorhersagen fallen sehr hoch aus. Zumindest ließen sich, wie die Studie von Rainer et al. (2013a) gezeigt hat, bei tatsächlichen Kindergelderhöhungen in der Vergangenheit keine Änderungen der Geburtenrate in einer vergleichbaren Größenordnung beobachten.

Haan und Wrohlich (2011) und Rainer et al. (2013a) sowie das Modul „Zentrale Leistungen im Lebenszyklus“ (Bonin et al. 2013b) im Rahmen der Gesamtevaluation ehe- und familienbezogener Leistungen und Maßnahmen finden ebenfalls einen schwach negativen Effekt auf das weibliche Arbeitsangebot. In den Modulen „Zentrale Leistungen“ (Bonin et al. 2013a) und im Modul „Förderung und Wohlergehen von Kindern“ (Müller et al. 2013) sind die Arbeitsangebotswirkungen von Kindergeld und Kinderfreibeträgen hingegen leicht positiv. Eine direkte Vergleichbarkeit zwischen den Studien ist aber nicht gegeben, da mit Ausnahme von Haan und Wrohlich (2011) die anderen Arbeiten zum Teil deutlich andere Stichprobendefinitionen verwenden. So betrachten etwa Müller et al. nur Familien (mit einem jüngsten Kind im Alter von bis zu 12 Jahren), während im vorliegenden Bericht und auch in den Modulen „Zentrale Leistungen“ und „Zentrale Leistungen im Lebenszyklus“ auch kinderlose Haushalte Berücksichtigung finden. Im Gegenzug sind beispielsweise Alleinerziehende im Modell von Müller et al. vertreten, nicht jedoch im Modell 1 der vorliegenden Studie. (In Modell 2 unten werden sie hingegen berücksichtigt.) Nichtsdestotrotz stimmen die Module sämtlich darin überein, dass vom Kindergeld und den Kinderfreibeträgen im Schnitt allenfalls schwache Wirkungen auf das weibliche Arbeitsangebot ausgehen. Dieser Befund deckt sich auch weitgehend mit der internationalen Forschung, die im ersten Teilbericht (Boll et al. 2013) zusammengefasst wurde.

Der Vergleich nach der Anzahl der Kinder zeigt, dass das Kindergeld und die Kinderfreibeträge – anders als im Modul „Zentrale Leistungen“ – auch auf das Erwerbsverhalten bisher kinderloser Frauen wirken können. Verantwortlich dafür ist das Zusammenspiel mit der Geburtenentscheidung. Etwa 18 Tausend Kinder werden in bisher kinderlosen Haushalten zusätzlich geboren; die Partizipationsquote in der gesamten Gruppe der bisher kinderlosen Frauen geht dadurch in der Simulation für das Jahr 2012 um etwa 1,4 Prozentpunkte zu-

rück. Bei Frauen, die bereits Kinder haben, wirken zusätzlich zu diesem Geburteneffekt die oben diskutierten gegenläufigen Effekte auf das Arbeitsangebot. Die Zusammenhänge sind aber statistisch insignifikant.

**Tab. 26: Wirkungen von Kindergeld und Kinderfreibeträgen im Modell für die kurze Frist, nach Alter des jüngsten Kindes und Alter der Frau**

		Geburten (in 1000)	Partizipations- quote (Prozentpunkte)	Vollzeit- äquivalente (in 1000)
Gesamt		21** (10)	-0,13 (0,25)	-5 (7)
Alter des jüngsten Kindes	Bis 2 Jahre	3 (3)	0,81 (0,66)	3 (2)
	3 bis 6 Jahre	-1 (3)	-0,08 (0,25)	-2 (1)
	7 bis 13 Jahre	1 (1)	0,23 (0,30)	2 (3)
	Über 13 Jahre	-0,006 (0,2)	0,26 (0,19)	2 (1)
Alter der Frau	23 bis 30 Jahre	6** (3)	-0,51 (0,46)	-2 (1)
	30 bis 35 Jahre	3 (3)	-0,25 (0,43)	-2 (2)
	35 bis 40 Jahre	12 (8)	-0,35 (0,62)	-6 (6)
	40 bis 45 Jahre	-0,2 (0,6)	0,25 (0,21)	4 (3)

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen, n=1.059, Gewichtung mit den SOEP-Hochrechnungsfaktoren. Rechtsstand 2012. Standardfehler in Klammern, berechnet mit dem Bootstrap-Verfahren (100 Wiederholungen). \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Mögliche Abweichungen der Spaltensummen zur Zeile „Gesamt“ aufgrund der Rundung der Einzelwerte. Bei der Differenzierung nach dem Alter des jüngsten Kindes ist zu beachten, dass die Zeile „Gesamt“ auch derzeit kinderlose Paare umfasst.

Wie oben angedeutet, ist bei der Interpretation der Wirkungen auf die Geburten zu beachten, dass das vorliegende Modell lediglich die Entscheidung für oder gegen ein weiteres Kind in einem bestimmten Jahr abbildet. Es kann also nicht zwischen reinen Timing-Effekten und Wirkungen auf die abgeschlossene

Fertilitätsbiografie unterschieden werden. Diese Unterscheidung wird erst durch das Lebenszyklusmodell möglich.

Tab. 26 zeigt jedoch, dass auch das Modell für die kurze Frist erste Aussagen über Wirkungsunterschiede nach dem Geburtenabstand und dem Alter der Frau erlaubt. Hinsichtlich des Geburtenabstands führt das Kindergeld zu keinen Veränderungen. Die meisten der zusätzlichen Geburten sind entweder Erstgeburten oder treten auf, wenn das jüngste Kind unter drei Jahre alt ist, liegen also innerhalb des „typischen“ Geburtenabstands. Die Wirkungen sind allerdings nicht statistisch signifikant. Hinsichtlich des Alters der Frau zeigt sich, dass das Kindergeld nur in der jüngsten Gruppe der unter 30-Jährigen die Geburtenwahrscheinlichkeit statistisch signifikant erhöht.

Tab. 27 differenziert die Wirkungen von Kindergeld und Kinderfreibeträgen nach dem Einkommensquartil. Dazu werden die Haushalte anhand ihrer monatlich verfügbaren Einkommen in vier Gruppen eingeteilt; das 1. Quartil umfasst die 25 % der Haushalte mit den niedrigsten und das 4. Quartil entsprechend die 25 % der Haushalte mit den höchsten Einkommen. Die Definition der Quartile erfolgt auf der Grundlage der Einkommensverteilung im Status quo. Um die Einkommen zwischen Haushalten unterschiedlicher Größe vergleichbar zu machen, werden die Einkommen äquivalenzgewichtet, das heißt, das Haushaltseinkommen wird durch die Summe sogenannter Bedarfssätze geteilt.<sup>50</sup>

Die Tabelle zeigt, dass das Kindergeld und die Kinderfreibeträge als breit streuende Leistungen eine positive Wirkung auf die Geburtenzahl über die gesamte Einkommensverteilung erreichen. Die Geburteneffekte sind allerdings nur in einem der vier Quartile statistisch signifikant von null verschieden. Anders als etwa Haan und Wrohlich (2011) und Fehr und Ujhelyiova (2012) finden wir insbesondere keinen signifikant stärkeren Geburteneffekt des Kindergeldes bei Haushalten mit niedrigeren Einkommen.

---

<sup>50</sup> Verwendet wird die modifizierte OECD-Skala. Der Bedarfssatz für den ersten Erwachsenen im Haushalt liegt dort bei 1. Andere Erwachsene und Kinder über 14 Jahren bekommen einen Satz von 0,5 zugewiesen. Für Kinder unter 14 Jahren beträgt der Bedarfssatz 0,3.

**Tab. 27: Wirkungen von Kindergeld und Kinderfreibeträgen im Modell für die kurze Frist, nach Einkommensquartil**

		Geburten (in 1000)	Partizipations- quote (Prozentpunkte)	Vollzeit- äquivalente (in 1000)
Gesamt		21** (10)	-0,13 (0,25)	-5 (7)
Haushaltseinkommen	1. Quartil	3 (3)	0,75* (0,40)	6** (3)
	2. Quartil	5 (5)	-0,47 (0,49)	-5 (4)
	3. Quartil	6** (3)	-0,11 (0,24)	-1 (2)
	4. Quartil	7 (6)	-0,61 (0,70)	-4 (5)

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen, n=1.059, Gewichtung mit den SOEP-Hochrechnungsfaktoren. Rechtsstand 2012. Standardfehler in Klammern, berechnet mit dem Bootstrap-Verfahren (100 Wiederholungen). \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Monatliche Haushaltsnettoeinkommen äquivalenzgewichtet unter Verwendung der modifizierten OECD-Skala. Mögliche Abweichungen der Spaltensummen zur Zeile „Gesamt“ aufgrund der Rundung der Einzelwerte.

Interessant ist, dass sich nur im 1. Quartil eine positive Wirkung auf das weibliche Erwerbsverhalten abzeichnet. Das steht im Einklang mit den eingangs skizzierten theoretischen Überlegungen, dass durch das Kindergeld das Verlassen des Arbeitslosengeld II-Bezugs etwas attraktiver wird. Ein ähnliches Ergebnis wurde bereits im Modul „Zentrale Leistungen“ herausgearbeitet. Die Koeffizienten in den einzelnen Zeilen der Tabelle sind allerdings in den meisten Fällen nicht signifikant *voneinander* verschieden. Scheinbar stärkere Wirkungen in einzelnen Quartilen sind also möglicherweise der statistischen Unsicherheit geschuldet.

#### 4.2.3 Wirkungen über den Lebenszyklus

Die bisherigen Ergebnisse zu den Wirkungen von Kindergeld und Kinderfreibeträgen beruhen auf einem Modell für die kurze Frist. Das Modell sagt voraus, wie die Haushalte durch die Leistung ihr Verhalten im Jahr 2012 verändern. Durch die einjährige Perspektive werden die langfristigen Wirkungen des Kindergelds und der Kinderfreibeträge nicht erfasst. Insbesondere wird nicht zwi-

schen einem nur vorübergehenden Anstieg der Geburten und einer Wirkung auf die abgeschlossenen Fertilitätsbiografien, also die Kinderzahlen am Ende der fertilen Phase unterschieden. Bei den Erwerbsverläufen schließlich bleiben die Folgewirkungen des Rückgangs im weiblichen Arbeitsangebot außer Betracht.

Die Wirkungsanalyse wird daher durch eine Simulation mit dem in Kapitel 3.3 beschriebenen Lebenszyklusmodell ergänzt. Auch in diesem Modell werden Kindergeld und Kinderfreibeträge versuchsweise ausgeschaltet (in diesem Fall über den gesamten Lebenszyklus), um so *ex negativo* die Wirkungen der Leistungen im Status quo abzuschätzen. Das Steuer-Transfer-Modell und damit die durch die versuchsweise Abschaltung bedingten Interaktionen sind identisch zum Modell für die kurze Frist. Die Simulation erfolgt erneut für die Haushalte der SOEP-Stichprobe von 2010. Anders als im Modell für die kurze Frist werden nun aber auch Frauen betrachtet, die im Jahr 2010 alleinstehend oder alleinerziehend waren. Auch die Altersgrenze ist nun anders: Die Fortschreibung sagt nun das Verhalten nur der Kohorte der im Jahr 2010 25 bis 29 Jahre alten Frauen voraus. Grundlage der Fortschreibung ist, wie im Modell für die kurze Frist, der Rechtsstand von 2012.

Wie Tab. 28 zeigt, bestätigt sich im Lebenszyklusmodell die positive Wirkung von Kindergeld und Kinderfreibeträgen auf die Geburtenrate.<sup>51</sup> Bei einer Fortschreibung unter dem Status quo liegt die abgeschlossene Geburtenziffer bei 1,87 Kindern pro Frau.<sup>52</sup> Schafft man nun das Kindergeld und die Kinderfreibe-

---

<sup>51</sup> Die Simulation sagt strenggenommen voraus, dass *ohne* Kindergeld und Kinderfreibeträge die Geburtenzahlen *niedriger* wären. Auch hier ist die Interpretation *ex negativo* nur dann exakt, wenn Abschaffung und Einführung einer Leistung symmetrisch wirken.

<sup>52</sup> Das ist, wie in Kapitel 3.3.5.3 erläutert, etwas höher als die für die Geburtsjahrgänge der 1960er Jahre beobachtete Kohortenfertilität. Das Modell sagt allerdings die Lebensverläufe der derzeit 25- bis 29-jährigen Frauen, also einer deutlich jüngeren Kohorte, vorher. Die abgeschlossene Geburtenziffer dieser Frauen ist noch nicht bekannt. Sollte die Modellvorhersage von 1,87 Kindern pro Frau den wahren Wert nicht treffen (das wird sich erst in etwa zwei Jahrzehnten prüfen lassen), so ist die Abweichung für die vorliegenden Zwecke dennoch relativ unschädlich, da sich die Analyse auf die Differenzen der kontrafaktischen Szenarien zum Status quo konzentriert. Über alle Fortschreibungen näherungsweise konstante Abweichungen im Niveau beeinflussen die Wirkungsanalyse daher kaum.



träge ab und wiederholt die Fortschreibung unter diesen geänderten Rahmenbedingungen, dann bringen die Frauen im Schnitt nur noch 1,73 Kinder zur Welt. Das ist ein Rückgang von 0,14 Kindern pro Frau, der etwa 7 % der Geburten im Status quo ausmacht. Allerdings kann die statistische Signifikanz der Ergebnisse aufgrund des hohen Rechenaufwands des Lebenszyklusmodells nicht bestimmt werden.

Der prozentuale Beitrag von Kindergeld und Kinderfreibeträgen zur Geburtenrate liegt im Lebenszyklusmodell also über den 3 %, die für die kurze Frist ermittelt wurden. Das heißt zum einen, dass die dort gefundene positive Wirkung kein reiner Timing-Effekt ist. Kindergeld und Kinderfreibeträge wirken also auch auf die abgeschlossene Geburtenziffer. Zum anderen zeigt der Vergleich, dass das Modell für die kurze Frist mit seinem einjährigen Entscheidungshorizont den finanziellen Impuls und die Wirkungen von Leistungen, die wie das Kindergeld und die Kinderfreibeträge deutlich länger wirken (18 oder sogar 25 Jahre), unterschätzt. Der oben diskutierte gegenläufige Effekt, dass die Eltern ihre Erwerbstätigkeit weniger einschränken (und daher unter sonst gleichen Umständen weniger Kind bekommen), wenn sie die Folgekosten geringerer Berufserfahrung antizipieren, scheint demgegenüber weniger ins Gewicht zu fallen.

Das Lebenszyklusmodell erlaubt neben Aussagen über die Wirkung auf die durchschnittliche Geburtenziffer auch eine Differenzierung nach der Kinderzahl. Das Modell sagt voraus, dass durch das Kindergeld und die Kinderfreibeträge der Anteil der Frauen, die kinderlos bleiben, um 3,9 Prozentpunkte sinkt.<sup>53</sup> Der Anteil der Frauen, die nur ein Kind bekommen, geht um 1,7 Prozentpunkte zurück. Dafür bringen mehr Frauen insgesamt zwei oder sogar drei Kinder zur Welt (plus 1,4 bzw. 4,2 Prozentpunkte). Kindergeld und Kinderfreibeträge entfalten ihre Wirkung also nicht nur bei der Entscheidung für oder gegen das erste Kind, sondern führen auch dazu, dass Familien mit zwei oder mehr Kindern häufiger werden. Da die Leistungshöhe mit der Kin-

---

<sup>53</sup> Anders als in den Tabellen für die Wirkungen in der kurzen Frist handelt es sich nun nicht um die aktuelle Kinderzahl, sondern um die Kinder am Ende der fertilen Phase, also um die Zahl der Geburten insgesamt.

derzahl wächst (das Kindergeld steigt ab dem dritten Kind sogar überproportional an), ist ein solcher Effekt zu erwarten. Er wird im vorliegenden Modell vermutlich sogar leicht unterschätzt, da die maximale Kinderzahl aus modelltechnischen Gründen auf drei begrenzt ist.

**Tab. 28: Fertilitätswirkungen von Kindergeld und Kinderfreibeträgen über den Lebenszyklus**

Kennziffer		Wirkung der Leistung
Veränderung der abgeschlossenen Geburtenziffer		0,14
Veränderung des Anteils der Frauen am Ende der fertilen Phase (in Prozentpunkten)		
Anteil der Frauen	ohne Kinder	-3,9
	mit einem Kind	-1,7
	mit zwei Kindern	1,4
	mit drei Kindern	4,2

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen. Rechtsstand 2012. Mögliche Abweichungen der Spaltensummen von null aufgrund der Rundung der Einzelwerte. Der Anteil der Frauen bezieht sich auf das Ende der fertilen Phase. Die Kinderzahl ist aus modelltechnischen Gründen auf drei begrenzt. Im Lebenszyklusmodell kann die statistische Signifikanz der Ergebnisse aufgrund des hohen Rechenaufwands nicht bestimmt werden.

Dass im Lebenszyklusmodell durch das Kindergeld und die Kinderfreibeträge die Zahl der Frauen mit nur einem Kind zurückgeht, ist kein Widerspruch zum Modell für die kurze Frist. Dort wurde gezeigt, dass die Leistung am stärksten auf die Erstgeburten von jungen Frauen wirkt. Das kurzfristige Modell betrachtet nämlich nur eine einzige Geburtenentscheidung, schließt aber keineswegs aus, dass die Frauen in späteren Jahren durch das Kindergeld und die Kinderfreibeträge mit einer höheren Wahrscheinlichkeit mehr Kinder bekommen. Wie das Lebenszyklusmodell zeigt, ist dies der Fall.

Die Veränderungen bei den Geburten werden begleitet durch Verschiebungen im Erwerbsverhalten (Tab. 29). Die Arbeitsangebotswirkungen von Kindergeld

und Kinderfreibeträgen sind, wie auch im Modell für die kurze Frist, vergleichsweise gering. Es entstehen nun aber zusätzliche dynamische Wirkungen, da die Haushalte bei ihren Entscheidungen die Folgekosten von Erwerbsunterbrechungen berücksichtigen. Zudem wird in der Tabelle die Gesamtwirkung der Leistung auf das Erwerbsverhalten ausgewiesen, also unter Einschluss der Geburtenwirkungen. Das ist ein Unterschied zu den Modulen „Zentrale Leistungen“ und „Förderung und Wohlergehen von Kindern“, in denen die Arbeitsangebotswirkungen bei gegebener Kinderzahl vorausgesagt wurden. Eine Zerlegung des gesamten Arbeitsangebotseffektes ist nicht möglich, da im Modell die Geburten- und die Arbeitsangebotsentscheidung simultan betrachtet werden.

Das Modell sagt voraus, dass die Frauen durch das Kindergeld im Schnitt über den Lebenszyklus etwas länger nicht erwerbstätig sind. Der Anstieg beträgt 0,22 zusätzliche Jahre in Nichterwerbstätigkeit, bei einem Ausgangswert von 5,4 Jahren (vgl. Kapitel 3.3.5.3). Die Zahl der Jahre in Teilzeit steigt minimal, die Zahl der Jahre in Vollzeit geht um 0,26 zurück; die Ausgangswerte liegen hier bei 7,3 bzw. 8,3 Jahren. Das Kindergeld wirkt sich weitgehend neutral auf die Frauenerwerbstätigkeit aus. Einer Steigerung der Fertilität um 7 % steht eine Zunahme der Dauer der Nichterwerbstätigkeit von nur knapp 4 % gegenüber. Dabei handelt es sich um Mittelwerte für alle Frauen der Fortschreibung. Bei denjenigen Frauen, die durch das Kindergeld weitere Kinder bekommen, fällt der Anstieg der Nichterwerbstätigkeit stärker aus.

Die Verschiebungen im Erwerbsverhalten sind umso stärker, je mehr Kinder die Frauen über den Lebensverlauf geboren haben. Frauen, die kinderlos bleiben, sind vom Kindergeld und den Kinderfreibeträgen nicht betroffen. Hier ergibt sich allenfalls eine leichte Bewegung dadurch, dass durch die Leistungen einige Frauen nun weitere Kinder bekommen, sich die Gruppe der Kinderlosen also in ihrer Zusammensetzung ändert. Die Geburtenwirkungen des Kindergeldes erklären auch, warum in der Zeile „Gesamt“ die Zahl der Jahre in Vollzeit zurückgeht, obwohl bei gegebener Kinderzahl kein Rückgang zu beobachten ist. Dies liegt daran, dass die Frauen durch das Kindergeld und die Kinderfreibeträge mehr Kinder bekommen, eine höhere Kinderzahl aber mit deutlich weniger Jahren in Vollzeit einhergeht (vgl. Tab. 23).

**Tab. 29: Arbeitsangebotswirkungen von Kindergeld und Kinderfreibeträgen über den Lebenszyklus**

		Veränderung der Jahre in ...		
		Nichterwerbs- tätigkeit	Teilzeit	Vollzeit
Gesamt		0,22	0,04	-0,26
Anzahl der Kinder	Ohne Kinder	0,00	-0,01	0,02
	Ein Kind	-0,04	-0,17	0,21
	Zwei Kinder	0,13	-0,36	0,24
	Drei Kinder	0,42	-0,44	0,03

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen. Rechtsstand 2012. Mögliche Abweichungen der Zeilensummen von null aufgrund der Rundung der Einzelwerte. Die Anzahl der Kinder bezieht sich auf das Ende der fertilen Phase. Die Kinderzahl ist aus modelltechnischen Gründen auf drei begrenzt. Im Lebenszyklusmodell kann die statistische Signifikanz der Ergebnisse aufgrund des hohen Rechenaufwands nicht bestimmt werden. Lesebeispiel: Durch Kindergeld und Kinderfreibeträge sind die derzeit 25- bis 29-jährigen Frauen im Schnitt 0,22 Jahre länger nicht erwerbstätig als in einer hypothetischen Situation ohne diese Leistung. Da sich durch die Leistung die Kinderzahl verändert, ändert sich auch die Zusammensetzung der Gruppen. Dadurch können selbst in der Gruppe der Frauen ohne Kinder Veränderungen des Erwerbsverhaltens auftreten. Die Zeile „Gesamt“ ergibt sich nicht als Summe der übrigen Zeilen, da durch die Leistung Veränderungen in der Geburtenzahl auftreten, sich also das Gewicht der Gruppen verändert.

Die in der Simulation beobachtete Polarisierung in der Gruppe der Frauen mit zwei und drei Kindern – ein Rückgang bei der Teilzeit verbunden mit einem Anstieg bei der Nichterwerbstätigkeit und der Vollzeit – lässt sich durch zwei unterschiedliche, in der Simulation jedoch nicht direkt untersuchte Wirkungskanäle erklären: Ein Teil von Frauen beschließt aufgrund der finanziellen Unterstützung durch Kindergeld und Kinderfreibeträge, länger zu Hause zu bleiben und sich voll den Kindern zu widmen. Eine zweite Gruppe von Frauen nutzt die finanziellen Mittel, um die zusätzliche externe Kinderbetreuung zu finanzieren, die eine Ausweitung der eigenen Erwerbstätigkeit (von Teilzeit nach Vollzeit) ermöglicht.

Der Wunsch nach einer Ausweitung der Erwerbstätigkeit fällt im Lebenszyklusmodell stärker aus als im Modell für die kurze Frist, da die Frauen nun die Folgekosten geringerer Erwerbserfahrung antizipieren. Die übrigen Gründe für eine Ausweitung der Erwerbstätigkeit sind die gleichen wie in der kurzen Frist: Frauen in Haushalten mit niedrigem Einkommen haben durch das Kindergeld einen stärkeren Anreiz, den Arbeitslosengeld II-Bezug zu verlassen; am anderen Ende des Einkommensspektrums sorgen die Kinderfreibeträge für einen Rückgang der Grenzsteuerbelastung, von dem ebenfalls positive Erwerbsanreize ausgehen. Diese vielfältigen Wirkungskanäle führen aber nur bei einer jeweils kleinen Gruppe von Frauen zu Verhaltensänderungen. Insgesamt fallen die Wirkungen von Kindergeld und Kinderfreibeträgen auf das weibliche Erwerbsverhalten moderat aus. Wie auch bei den Geburtenwirkungen ist zudem zu beachten, dass im Lebenszyklusmodell aufgrund des hohen Rechenaufwands keine Standardfehler als Maß der statistischen Unschärfe ausgewiesen werden können. Kleinere Veränderungen sollten daher nicht überinterpretiert werden.

#### **4.2.4 Zusammenfassung**

- Das Kindergeld und die Kinderfreibeträge werden über einen Zeitraum von 18 bis 25 Jahren bezogen. Der Unterschied zwischen dem kurzfristigen und dem Lebenszyklusmodell ist daher bei dieser Leistung besonders groß.
- Durch das Kindergeld und die Kinderfreibeträge wurden bei kurzfristiger Betrachtungsweise im Jahr 2012 etwa 20 Tausend Kinder zusätzlich geboren. Das sind etwa 3 % aller Geburten. Die Wirkung ist statistisch signifikant.
- Das Lebenszyklusmodell sagt voraus, dass durch Kindergeld und Kinderfreibeträge die abgeschlossene Geburtenziffer der derzeit 25- bis 29-jährigen Frauen um 7 % höher liegen wird als in einer hypothetischen Situation ohne die Leistung. Durch das Kindergeld und die Kinderfreibeträge sinkt der Anteil der kinderlosen Frauen und der Frauen mit einem Kind. Zwei oder drei Kinder werden häufiger. Das bestätigt das Ergebnis für die kurze Frist, da den wahrscheinlicher werdenden Erstgeburten ja weitere Kinder folgen.

- Mit dem Kindergeld ist ein Einkommenseffekt verbunden. Das zusätzlich verfügbare Einkommen schwächt die Anreize, einer Beschäftigung nachzugehen. Dieser negative Effekt ist aber bei einer Betrachtung über die kurze Frist gering und statistisch nicht signifikant.
- Auch bei einer Lebenszyklusbetrachtung zeichnet sich ein durch das Kindergeld bewirkter leichter Rückgang der Erwerbstätigkeit ab. Der Rückgang fällt jedoch insbesondere angesichts der durch das Kindergeld bewirkten zusätzlichen Geburten eher klein aus. Bei Frauen mit zwei und drei Kindern zeigt sich eine leichte Polarisierung im weiblichen Erwerbsverhalten: Eine Gruppe von Frauen beschließt aufgrund der finanziellen Unterstützung durch Kindergeld und Kinderfreibeträge, länger zu Hause zu bleiben und sich voll den Kindern zu widmen. Eine zweite Gruppe von Frauen nutzt die finanziellen Mittel, um die zusätzliche externe Kinderbetreuung zu finanzieren, die eine Ausweitung der eigenen Erwerbstätigkeit (von Teilzeit nach Vollzeit) ermöglicht.

### **4.3 Elterngeld**

#### **4.3.1 Konzeption der Leistung**

Einen Anspruch auf Elterngeld haben Eltern, die ihre Kinder nach der Geburt selbst betreuen und erziehen, nicht mehr als 30 Stunden in der Woche erwerbstätig sind, mit ihren Kindern in einem Haushalt leben und einen Wohnsitz oder ihren gewöhnlichen Aufenthalt in Deutschland haben (§ 1 Abs. 1 BEEG). Das Elterngeld kann in den ersten 14 Lebensmonaten des Kindes in Anspruch genommen werden. Ein Elternteil kann höchstens für zwölf Monate Elterngeld beantragen. Anspruch auf zwei weitere Monatsbeträge (Partnermonate) haben die Eltern, wenn beide vom Angebot des Elterngeldes Gebrauch machen.

In der Simulation wird vereinfachend angenommen, dass alle Mütter, die zwölf Monate nach der Geburt eines Kindes weniger als dreißig Stunden pro

Woche arbeiten, Elterngeld im ersten Lebensjahr des Kindes bezogen haben. Die Partnermonate werden nicht abgebildet. Im Modell wird also eine Bezugsdauer von 12 Monaten unterstellt.<sup>54</sup>

Anders als das Erziehungsgeld, das für Geburten bis zum 31.12.2006 gezahlt wurde, ist das Elterngeld als Entgeltersatzleistung ausgestaltet, dient also dem Ausgleich ausgefallenen Einkommens. Der Einkommensersatz beträgt zwischen 65 und 67 Prozent des durchschnittlich vor der Geburt monatlich zur Verfügung stehenden bereinigten Nettoerwerbseinkommens, höchstens jedoch 1.800 Euro und mindestens 300 Euro. Bei einer Teilzeittätigkeit im Bezugszeitraum des Elterngeldes beträgt die Ersatzrate der Betreuungsperson zwischen 65 und 67 Prozent ihres wegfallenden Teileinkommens. Das Elterngeld wird seit dem 1. Januar 2011 auf das Arbeitslosengeld II und den Anspruch auf Kinderzuschlag angerechnet.

Aufgrund dieser Ausgestaltung als Entgeltersatzleistung bei gleichzeitiger Anrechnung auf die Grundsicherung und den Kinderzuschlag ist damit zu rechnen, dass sich die Wirkungen des Elterngelds auf die Fertilität und das weibliche Erwerbsverhalten unter sonst gleichen Umständen bei Haushalten mit höherem Einkommen stärker bemerkbar machen. Ein ausführlicherer Überblick über die theoretische Diskussion und die Erfahrungen mit dem Elterngeld in anderen Ländern findet sich in den Kapiteln 7.3.2 und 7.3.3 des ersten Teilberichts (Boll et al. 2013).

#### **4.3.2 Wirkungen in der kurzen Frist**

Ohne das Elterngeld wären laut den Simulationen im Jahr 2012 etwa 46 Tausend Kinder weniger geboren worden (Tab. 30). In der Interpretation *ex negativo* hat das Elterngeld somit einen positiven Einfluss auf die Geburten im Status quo. Dass das Elterngeld deutlich stärker auf die Geburten wirkt als Kindergeld und Kinderfreibeträge, erklärt sich aus der kurzfristigen Perspektive

---

<sup>54</sup> Es wird keineswegs angenommen, dass alle Mütter Elterngeld beziehen, sondern nur, dass alle Mütter, die im zwölften Monat nach der Geburt weniger als 30 Stunden arbeiten, die Leistung auch in den ersten elf Monaten erhalten haben. Das erscheint plausibel, da der Erwerbsumfang mit der Zeit eher zu- als abnehmen dürfte.

des Modells. Der einjährige Horizont bildet die durch das Elterngeld gesetzten finanziellen Anreize recht gut ab, unterschätzt hingegen den Gesamtwert von Kindergeld und Kinderfreibeträgen über den Lebenszyklus.

Die Geburtenwirkung wurde durch den Vergleich mit einer kontrafaktischen Situation ohne Elterngeld ermittelt. Zieht man stattdessen das für Geburten bis Ende 2006 gezahlte Erziehungsgeld heran, dann fällt die Wirkung des Elterngeldes erwartungsgemäß schwächer aus. Dennoch bleibt die positive Wirkung bestehen: Durch das Elterngeld sind im Jahr 2012 etwa 17 Tausend Kinder mehr geboren worden als in einer hypothetischen Situation, in der statt des Elterngeldes die Regelungen des Erziehungsgeldes gegolten hätten.<sup>55</sup> Im Folgenden wird jedoch, wie auch bei den übrigen Leistungen, stets der ursprüngliche Vergleichsmaßstab einer vollständigen Abschaffung des Elterngeldes zugrunde gelegt.

Wie Tab. 30 zeigt, führt das Elterngeld dazu, dass die weibliche Erwerbsbeteiligung zwölf Monate nach der Geburt zurückgeht. Diese Wirkung ist durchaus beabsichtigt, da die Politik mit dem Elterngeld einen finanziellen „Schonraum“ für die Familien im ersten Lebensjahr des Kindes schaffen möchte. In der Simulation beträgt der Rückgang knapp einen Prozentpunkt bei der Partizipation und insgesamt etwa 30 Tausend Vollzeitäquivalente. Der Rückgang bei den Vollzeitäquivalenten fällt schwächer aus als die Veränderung der Geburten, da nicht alle Frauen vor der Geburt des Kindes Vollzeit erwerbstätig waren und

---

<sup>55</sup> Die Ergebnisse dieses Vergleichs finden sich in Tab. 50 im Anhang. Die Differenz zum Erziehungsgeld wurde ermittelt, indem die für Geburten bis Ende 2006 gültigen Regelungen in den Rechtsstand des Jahres 2012 übertragen wurden. Das Elterngeld wurde dafür abgeschaltet. Beim Erziehungsgeld wurde trotz des einjährigen Entscheidungshorizonts die Variante mit einer monatlichen Zahlung von 300 Euro berücksichtigt. Das Erziehungsgeld in dieser Höhe konnte 24 Monate lang bezogen werden, das Modell für die kurze Frist unterschätzt also die finanziellen Anreize etwas. Die Unterschätzung fällt aber, verglichen etwa mit dem Kindergeld, relativ gering aus. Gleichzeitig bedeutet die Annahme, dass die 17 Tausend zusätzlichen Geburten durch das Elterngeld eine Obergrenze darstellen. Bei einer alternativen Modellierung des Erziehungsgeldes von 450 Euro pro Monat beträgt die zusätzliche Geburtenwirkung des Elterngeldes nur 13 Tausend Geburten. Diese Zahl stellt aber wiederum eine Untergrenze dar, da bis Ende 2006 nur ein vergleichsweise kleiner Teil der Eltern diese kurze Variante des Erziehungsgeldes wählte.



einige Mütter ein Jahr nach der Geburt bereits wieder erwerbstätig sind, in der Regel in Teilzeit.

**Tab. 30: Wirkungen des Elterngeldes im Modell für die kurze Frist, nach Anzahl der Kinder**

		Geburten (in 1000)	Partizipations- quote (Prozentpunkte)	Vollzeit- äquivalente (in 1000)
Gesamt		46*** (10)	-0,91*** (0,25)	-29*** (7)
Anzahl der Kinder	Ohne Kinder	30* (16)	-3,12* (1,79)	-25* (14)
	Ein Kind	9*** (3)	-0,36* (0,20)	-3** (1)
	Zwei Kinder	6* (3)	-0,14 (0,13)	-1 (1)
	Mehr als zwei Kinder	1 (1)	-0,08 (0,13)	-0,2 (0,3)

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen, n=1.059, Gewichtung mit den SOEP-Hochrechnungsfaktoren. Rechtsstand 2012. Standardfehler in Klammern, berechnet mit dem Bootstrap-Verfahren (100 Wiederholungen). \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Die Anzahl der Kinder bezieht sich auf die bisherigen Kinder. Modelliert wird die Entscheidung für oder gegen ein weiteres Kind. Mögliche Abweichungen der Spaltensummen zur Zeile „Gesamt“ aufgrund der Rundung der Einzelwerte. Lesebeispiel: Durch das Elterngeld liegt die Zahl der Geburten im Jahr 2012 um 46 Tausend höher als in einer kontrafaktischen Situation ohne diese Leistung.

Auch frühere Studien hatten bereits auf den durch das Elterngeld bewirkten Rückgang der weiblichen Erwerbstätigkeit im ersten Lebensjahr des Kindes hingewiesen. Im Modul „Zentrale Leistungen“ (Bonin et al. 2013a) lag der Rückgang bei den Paaren mit Kindern bei 0,5 Prozentpunkten. Paare ohne Kinder wurden dort nicht berücksichtigt, da die Geburtsentscheidung nicht mitmodelliert wurde. Müller et al. (2013) kommen im Modul „Förderung und Wohlergehen von Kindern“ zu dem Ergebnis, dass durch den Wegfall des Elterngelds die weibliche Partizipationsquote um gut zwei Prozentpunkte anstiege. Ihr Ergebnis bezieht sich aber nur auf Mütter mit Kindern im ersten Lebensjahr, fällt also höher aus als im Mittel über alle Frauen in Paarhaushalten. Im Modul „Zentrale Leistungen“ wurde bei einer Beschränkung auf die

Empfängerhaushalte sogar ein Rückgang der Partizipationsquote um gut fünf Prozentpunkte ermittelt.

Zu beachten ist erneut, dass die Simulation hier und in den genannten Studien den Status quo mit einer kontrafaktischen Situation ohne das Elterngeld vergleicht. Es geht hier also nicht um einen Vergleich mit dem bis zum Jahr 2006 gewährten Erziehungsgeld. Es steht also nicht im Fokus, ob durch das Elterngeld eine schnellere Rückkehr der Mütter in das Erwerbsleben gefördert wird, da die Leistung nur noch maximal zwölf Monate, also kürzer als das Erziehungsgeld, gewährt wird. Zu dieser Frage liegen Untersuchungen von Wrohlich et al. (2012) auf der Grundlage eines dynamischen Modells vor.

Bei der Verteilung nach der Anzahl der bisherigen Kinder zeigt sich, dass die Wirkung auf die Geburten insbesondere von den bisher kinderlosen Frauen getrieben wird. Da in dieser Gruppe der Anteil der Erwerbstätigen und insbesondere auch der Vollzeitbeschäftigten am höchsten liegt, setzt das als Lohnersatzleistung ausgestaltete Elterngeld hier die stärksten Anreize.

Tab. 31 weist die Wirkungen differenziert nach dem Alter des jüngsten Kindes und dem Alter der Frau aus. Das Elterngeld bewirkt erwartungsgemäß nur wenige weitere Geburten in Familien, in denen das jüngste Kind bereits älter als sechs Jahre ist, führt also zu keinen größeren Veränderungen gegenüber den im Status quo beobachteten Geburtenabständen. Ob es durch das Elterngeld zu kleineren Verschiebungen innerhalb der üblichen Geburtenabstände von in der Regel wenigen Jahren kommt, lässt sich aufgrund der Fallzahlen nicht untersuchen.

**Tab. 31: Wirkungen des Elterngeldes im Modell für die kurze Frist, nach Alter des jüngsten Kindes und Alter der Frau**

		Geburten (in 1000)	Partizipations- quote (Prozentpunkte)	Vollzeit- äquivalente (in 1000)
Gesamt		46*** (10)	-0,91*** (0,25)	-29*** (7)
Alter des jüngsten Kindes	Bis 2 Jahre	10*** (4)	-0,60* (0,31)	-1 (1)
	3 bis 6 Jahre	4* (2)	-0,36 (0,26)	-2 (1)
	7 bis 13 Jahre	2* (1)	-0,03 (0,07)	-1** (0,5)
	Über 13 Jahre	0,07 (0,08)	-0,003 (0,03)	-0,2 (0,3)
Alter der Frau	23 bis 30 Jahre	8** (3)	-1,03* (0,68)	-3* (2)
	30 bis 35 Jahre	11** (5)	-0,92** (0,45)	-5** (2)
	35 bis 40 Jahre	26* (15)	-1,81 (1,29)	-19 (13)
	40 bis 45 Jahre	0,8 (0,9)	-0,06 (0,07)	-2** (0,7)

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen, n=1.059, Gewichtung mit den SOEP-Hochrechnungsfaktoren. Rechtsstand 2012. Standardfehler in Klammern, berechnet mit dem Bootstrap-Verfahren (100 Wiederholungen). \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Mögliche Abweichungen der Spaltensummen zur Zeile „Gesamt“ aufgrund der Rundung der Einzelwerte. Bei der Differenzierung nach dem Alter des jüngsten Kindes ist zu beachten, dass die Zeile „Gesamt“ auch derzeit kinderlose Paare umfasst.

Eine im ersten Teilbericht (Boll et al. 2013) herausgearbeitete Hypothese besagt, dass die Bindung des Elterngeldes an das Einkommen vor der Geburt unter sonst gleichen Umständen Anreize zur Aufschiebung der Erstgeburt setzt. In den Simulationen zeigt sich, dass das Elterngeld in der Tat vor allem in der Gruppe der 35- bis 40-jährigen Frauen die Geburtenzahl erhöht. Der Effekt

tritt sogar noch etwas deutlicher zutage, wenn man statt der absoluten Zahlen die Geburtenraten betrachtet.<sup>56</sup> Dies ist – neben dem obigen Ergebnis, dass im kurzfristigen Modell vor allem bisher kinderlose Frauen (mit hoher Erwerbsquote) auf das Elterngeld reagieren – der zweite Beleg dafür, dass die Ausgestaltung des Elterngeldes als Lohnersatzleistung die Geburtenentscheidung insbesondere für diejenigen Frauen befördert, die ein höheres Erwerbseinkommen und damit höhere Opportunitätskosten von Erwerbsunterbrechungen haben. Das Elterngeld dämpft den Einkommensrückgang im ersten Jahr nach der Geburt für diese Gruppe von Frauen stärker ab als dies weitgehend einkommensunabhängige Leistungen wie das Kindergeld vermögen. Umgekehrt setzt das Elterngeld Anreize, zunächst das Einkommen zu steigern, weil sich so zwar nicht der prozentuale, aber der absolute Wert der Leistung erhöhen lässt.

Anhand von Tab. 32 lässt sich erkennen, dass die Wirkung des Elterngeldes auf die Geburten aufgrund der Ausgestaltung als Lohnersatzleistung tendenziell mit dem Haushaltseinkommen steigt.<sup>57</sup> Im ersten Quartil ist die Wirkung am geringsten, da der durch das Elterngeld bewirkte Einkommensimpuls durch die Anrechnung auf die Grundsicherung und den Kinderzuschlag abgeschwächt wird. Der Anstieg mit dem Einkommen ist allerdings nicht monoton: Im zweiten und vierten Quartil fallen 16 Tausend zusätzliche Geburten an, im dritten Quartil nur 10 Tausend.<sup>58</sup>

---

<sup>56</sup> Die Geburtenraten bzw. -quoten sind definiert als die Zahl der Geburten geteilt durch die Zahl der Frauen in der Simulationsstichprobe (vgl. Kapitel 3.2.4.2). Die Ergebnisse zu den Geburtenraten beruhen auf zusätzlichen Berechnungen und sind nicht in der Tabelle ausgewiesen.

<sup>57</sup> Da die Höhe des Elterngeldes an das eigene Einkommen der Vorperiode gekoppelt ist, wären hier die individuellen Einkommen noch informativer als die Haushaltseinkommen. Wir verwenden aber im Interesse einer einheitlichen Darstellung wie bei den übrigen Leistungen und Maßnahmen die Differenzierung nach dem Haushaltseinkommen.

<sup>58</sup> Dass die Wirkung im dritten Quartil schwächer ist als im zweiten und vierten Quartil, gilt auch dann, wenn man statt der absoluten Zahlen die Veränderungen der Geburtenrate betrachtet.

**Tab. 32: Wirkungen des Elterngeldes im Modell für die kurze Frist, nach Einkommensquartil**

		Geburten (in 1000)	Partizipations- quote (Prozentpunkte)	Vollzeit- äquivalente (in 1000)
Gesamt		46*** (10)	-0,91*** (0,25)	-29*** (7)
Haushaltseinkommen	1. Quartil	4* (2)	-0,22** (0,11)	-2*** (0,6)
	2. Quartil	16** (7)	-1,12 (0,69)	-10 (6)
	3. Quartil	10*** (3)	-0,54 (0,35)	-5** (2)
	4. Quartil	16 (14)	-1,79 (1,69)	-13 (12)

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen, n=1.059, Gewichtung mit den SOEP-Hochrechnungsfaktoren. Rechtsstand 2012. Standardfehler in Klammern, berechnet mit dem Bootstrap-Verfahren (100 Wiederholungen). \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Monatliche Haushaltsnettoeinkommen äquivalenzgewichtet unter Verwendung der modifizierten OECD-Skala. Mögliche Abweichungen der Spaltensummen zur Zeile „Gesamt“ aufgrund der Rundung der Einzelwerte.

Allerdings dürfen die Unterschiede zwischen den Haushaltstypen in den Tabellen aufgrund der statistischen Unschärfe nicht überinterpretiert werden. Obwohl drei der vier Geburtenwirkungen statistisch signifikant von null verschieden sind, sind die einzelnen Schätzergebnisse nicht signifikant *voneinander* verschieden.<sup>59</sup>

#### 4.3.3 Wirkungen über den Lebenszyklus

Wie bereits beim Kindergeld und den Kinderfreibeträgen werden die Ergebnisse des Modells für die kurze Frist durch eine Fortschreibung über den Lebenszyklus ergänzt. Dadurch lässt sich zwischen einem nur vorübergehenden An-

<sup>59</sup> Für die Geburtenzahl bei Haushalten im 1. Quartil ergibt sich ein Konfidenzintervall (zum 95 %-Niveau) von etwas über 0 bis zu 8.000 Geburten, für die Haushalte im 3. Quartil liegt das Intervall bei 4.000 bis 16.000 Geburten. Dass sich die Intervalle überlappen, bedeutet, dass die Schätzungen nicht signifikant *voneinander* verschieden sind.

stieg der Geburten und einer Wirkung auf die abgeschlossenen Fertilitätsbiografien, also die Kinderzahlen am Ende der fertilen Phase, unterscheiden. Außerdem können die Folgewirkungen des Rückgangs im weiblichen Arbeitsangebot untersucht werden. Drittens schließlich können die finanziellen Anreize über einen längeren Zeitraum abgebildet werden als im Modell für die kurze Frist. Beim Elterngeld ist allerdings von eher geringen Unterschieden auszugehen, da der einjährige Entscheidungshorizont im Modell für die kurze Frist recht nah an der tatsächlichen Bezugsperiode von maximal 14 Monaten pro Kind bzw. 12 Monaten pro Elternteil liegt.

**Tab. 33: Fertilitätswirkungen des Elterngeldes über den Lebenszyklus**

Kennziffer		Wirkung der Leistung
Veränderung der abgeschlossenen Geburtenziffer		0,12
Veränderung des Anteils der Frauen am Ende der fertilen Phase (in Prozentpunkten)		
Anteil der Frauen	ohne Kinder	-1,2
	mit einem Kind	-3,6
	mit zwei Kindern	-0,8
	mit drei Kindern	5,6

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen. Rechtsstand 2012. Mögliche Abweichungen der Spaltensummen von null aufgrund der Rundung der Einzelwerte. Der Anteil der Frauen bezieht sich auf das Ende der fertilen Phase. Die Kinderzahl ist aus modelltechnischen Gründen auf drei begrenzt. Im Lebenszyklusmodell kann die statistische Signifikanz der Ergebnisse aufgrund des hohen Rechenaufwands nicht bestimmt werden.

Wie Tab. 33 zeigt, bestätigt sich im Lebenszyklusmodell die positive Wirkung des Elterngelds auf die Geburtenrate. Im Status quo beträgt die abgeschlossene Geburtenziffer in der Fortschreibung 1,87 Kinder pro Frau. Schaltet man in der Fortschreibung das Elterngeld versuchsweise aus, dann prognostiziert das Lebenszyklusmodell eine im Schnitt um 0,12 Kinder geringere abgeschlossene Geburtenziffer. Dieser Rückgang beträgt etwa 6 % der im Status quo vorhergesagten Kinderzahl. Damit hat das Elterngeld im Lebenszyklusmodell einen et-

was schwächeren Effekt auf die Geburtenziffer als der Familienleistungsausgleich aus Kindergeld und Kinderfreibeträgen, für den die Veränderung der Geburtenziffer bei 0,14 Kindern pro Frau liegt. Das Modell mit kurzfristigem Entscheidungshorizont hingegen hatte für das Elterngeld einen deutlich stärkeren Effekt auf die Geburtenziffer ermittelt als für das Kindergeld und die Kinderfreibeträge, da bei Letzteren der finanzielle Impuls aufgrund des einjährigen Entscheidungshorizonts stärker unterschätzt wird.

Allerdings wird die nur leicht schwächere Geburtenwirkung des Elterngeldes mit einem deutlich geringeren fiskalischen Aufwand erreicht als beim Kindergeld und den Kinderfreibeträgen.<sup>60</sup> Das Elterngeld wirkt demnach deutlich effizienter.

Die genaue Stärke der (relativen) Wirkungen von Elterngeld und Kindergeld im Modell ist allerdings abhängig von dem Gewicht, das die Haushalte gegenwärtigen und zukünftigen Perioden beimessen. Dieses Gewicht mag sich für einzelne Familientypen unterscheiden, was im Rahmen der vorliegenden Studie aber nicht untersucht wurde. Ungeachtet der exakten Wirkungsstärke sind das Kindergeld und die Kinderfreibeträge einerseits und das Elterngeld andererseits in ihrer Zielsetzung komplementär. Sie kombinieren eine kurze, kräftige Förderung in einer besonderen Bedarfslage mit einem geringeren, aber langfristigen und verlässlichen Beitrag zum Lebensunterhalt.

Wie im Modell für die kurze Frist ist zu beachten, dass das Elterngeld nicht mit dem Erziehungsgeld, sondern einer Situation ganz ohne die Leistung verglichen wurde. Der positive Geburteneffekt des Elterngeldes bleibt allerdings auch bei einem Vergleich beider Leistungen bestehen: Der Zuwachs bei der abgeschlossenen Fertilität reduziert sich dann allerdings auf 0,02 Kinder pro Frau. Das ist etwa 1 % der über den Lebenszyklus vorhergesagten Geburten. Die statistische Signifikanz dieses und der übrigen Ergebnisse des Lebenszyklusmodells wurde allerdings aufgrund des hohen Rechenaufwands nicht überprüft.

---

<sup>60</sup> Die Aufwendungen für das Elterngeld liegen bei etwa 4,7 Mrd. Euro pro Jahr, verglichen mit über 35 Mrd. Euro für Kindergeld und Kinderfreibeträge (vgl. Bonin et al. 2013a).

Eine Unterscheidung nach der Kinderzahl zeigt, dass durch das Elterngeld der Anteil der Frauen, die im Laufe ihres Lebens keine Kinder bekommen, nur leicht zurückgeht.<sup>61</sup> Das ist kein Widerspruch zum Ergebnis für die kurze Frist, da den wahrscheinlicher werdenden Erstgeburten ja weitere Kinder folgen können. Es könnte allerdings auch darauf hindeuten, dass die für die Gruppe der derzeit kinderlosen Frauen im Modell für die kurze Frist gefundenen Wirkungen zu einem Teil reine Timing-Effekte sind. Ein Teil der im Modell für die kurze Frist vorhergesagten zusätzlichen Geburten hätte dann also ohnehin stattgefunden, nur eben zu einem anderen Zeitpunkt. Allerdings ist der Vergleich dadurch eingeschränkt, dass im Modell für die kurze Frist die Frauen verschiedener Altersgruppen im Querschnitt betrachtet werden, das Lebenszyklusmodell hingegen nur die 25- bis 29-jährigen Frauen fortschreibt. Diese Einschränkung ist auch bei der Interpretation der Geburten höherer Parität zu beachten. Hier findet das Modell für die kurze Frist tendenziell schwächere Effekte als bei den Erstgeburten. Das Lebenszyklusmodell dagegen sagt voraus, dass das Elterngeld seine geburtensteigernde Wirkung vor allem dadurch erzielt, dass es mehr Familien mit drei Kindern gibt und insbesondere Einkindfamilien dafür seltener werden. Der starke Anstieg der Frauen mit drei Kindern ist aber erneut unter dem Vorbehalt zu sehen, dass die Simulation keine Informationen über die statistische Genauigkeit der Ergebnisse enthält.

Das Elterngeld beeinflusst auch das weibliche Erwerbsverhalten (Tab. 34). Über den gesamten Lebensverlauf geht das Arbeitsangebot der Frauen zurück. Im Schnitt verbringen die Frauen durch das Elterngeld 0,37 Jahre weniger in Vollzeit und sind dafür 0,25 Jahre länger nicht erwerbstätig und arbeiten 0,12 Jahre länger in Teilzeit. Das sind die Veränderungen im Schnitt über alle Frauen. Betrachtet man nur die Frauen, die im Laufe ihres Lebens Kinder bekommen und somit Elterngeld erhalten, dann fallen die Wirkungen stärker aus. Indirekt wird dies bereits aus der Tabelle deutlich: Je mehr Kinder die Frau insgesamt zur Welt bringt, desto stärker die Veränderung des Erwerbsverhaltens. Zu beachten ist, dass die Tabelle die Gesamtwirkung auf das Arbeitsan-

---

<sup>61</sup> Der Vergleichsmaßstab ist hier und im Folgenden nun wieder die Abschaffung der Leistung und nicht das Erziehungsgeld.



gebot ausweist. Da das Elterngeld zu einer Erhöhung der Kinderzahl führt, ist allein aus diesem Grund ein Rückgang der Erwerbstätigkeit zu erwarten. Die durch das Elterngeld bewirkte Veränderung des Erwerbsverhaltens bei *gegebener* Kinderzahl kann hier auf der Ebene des einzelnen Haushalts nicht untersucht werden, da im Modell die Geburten- und die Arbeitsangebotsentscheidung simultan betrachtet werden. Ein Indiz dafür, dass sich das Elterngeld – über den intendierten Geburteneffekt hinaus – nicht nachteilig auf das Erwerbsverhalten der Frauen auswirkt, liefert der Vergleich der prozentualen Veränderungen: Einem durch das Elterngeld bewirkten Geburtenanstieg von gut 6 % steht eine Zunahme der Dauer der Nichterwerbstätigkeit von knapp 5 % gegenüber.

**Tab. 34: Arbeitsangebotswirkungen des Elterngeldes über den Lebenszyklus**

		Veränderung der Jahre in ...		
		Nichterwerbstätigkeit	Teilzeit	Vollzeit
Gesamt		0,25	0,12	-0,37
Anzahl der Kinder	Ohne Kinder	0,03	0,00	-0,02
	Ein Kind	0,18	-0,11	-0,07
	Zwei Kinder	0,20	-0,16	-0,03
	Drei Kinder	0,61	-0,25	-0,35

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen. Rechtsstand 2012. Mögliche Abweichungen der Zeilensummen von null aufgrund der Rundung der Einzelwerte. Die Anzahl der Kinder bezieht sich auf das Ende der fertilen Phase. Die Kinderzahl ist aus modelltechnischen Gründen auf drei begrenzt. Im Lebenszyklusmodell kann die statistische Signifikanz der Ergebnisse aufgrund des hohen Rechenaufwands nicht bestimmt werden. Lesebeispiel: Durch das Elterngeld sind die derzeit 25- bis 29-jährigen Frauen im Schnitt 0,25 Jahre länger nicht erwerbstätig als in einer hypothetischen Situation ohne diese Leistung. Da sich durch die Leistung die Kinderzahl verändert, ändert sich auch die Zusammensetzung der Gruppen. Dadurch können selbst in der Gruppe der Frauen ohne Kinder Veränderungen des Erwerbsverhaltens auftreten. Die Zeile „Gesamt“ ergibt sich nicht als Summe der übrigen Zeilen, da durch die Leistung Veränderungen in der Geburtenzahl auftreten, sich also das Gewicht der Gruppen verändert.

Wie beim Modell für die kurze Frist bereits erläutert, sind die Ergebnisse zum Elterngeld zudem vor dem Hintergrund des hier gewählten Vergleichsszenarios zu interpretieren. Die Modelle sagen also voraus, dass durch das Elterngeld die Frauen seltener in Vollzeit arbeiten als in einer Situation ganz ohne Leistung. Diese Wirkung ist zu erwarten und beabsichtigt, da das Elterngeld ja bewusst einen finanziellen Schonraum im Jahr nach der Geburt bereitstellt. Ohne das Elterngeld gäbe es also zum einen weniger Geburten, zum anderen müssten mehr Mütter bereits in den ersten zwölf bzw. vierzehn Lebensmonaten des Kindes wieder einer Erwerbstätigkeit nachgehen.

Nicht untersucht wurde, ob das Elterngeld zu einer schnelleren Rückkehr in das Erwerbsleben führt als das für Geburten bis Ende 2006 gezahlte Erziehungsgeld mit seinem längeren Bezugszeitraum, und ob sich diese schnellere Rückkehr in veränderten Erwerbsbiografien in der mittleren und langen Frist niederschlägt. Ebenfalls nicht untersucht wurde der Einfluss der Partnermonate. Die Literaturstudie des ersten Teilberichts hatte Hinweise darauf geliefert, dass eine stärkere Beteiligung der Väter bei der Betreuung und Erziehung der Kinder einen positiven Einfluss auf zukünftige Geburten haben könnte.

#### **4.3.4 Zusammenfassung**

- Durch das Elterngeld wurden im Jahr 2012 etwa 46 Tausend Kinder zusätzlich geboren. Das sind etwa 7 % der in diesem Jahr verzeichneten Geburten. Vergleichsmaßstab ist dabei die völlige Abschaffung der Leistung. Vergleicht man das Elterngeld mit dem Erziehungsgeld, bleibt immerhin noch ein positiver Geburteneffekt von rund 17 Tausend Geburten im Jahr 2012. Die Wirkung der Partnermonate wurde nicht separat untersucht.
- Das Lebenszyklusmodell sagt voraus, dass durch das Elterngeld auch die abgeschlossene Geburtenziffer der derzeit 25- bis 29-jährigen Frauen höher liegen wird. Der Anstieg beträgt etwa 6 %. Das Elterngeld führt also auch bei einer langfristigen Betrachtungsweise zu einem Geburtenanstieg.
- Das Elterngeld wirkt besonders effizient auf die Geburtenrate. Es führt zwar im Lebenszyklusmodell zu einem etwas schwächeren Geburtenanstieg als das Kindergeld und die Kinderfreibeträge, er-

reicht diese Wirkung aber mit deutlich geringerem fiskalischem Aufwand.

- Das Modell für die kurze Frist zeigt, dass durch das Elterngeld vor allem Erstgeburt und Geburten von 35- bis 40-jährigen Frauen häufiger sind. Das liegt daran, dass für diese Gruppen das Einkommen der Vorperiode und damit der finanzielle Impuls des Elterngeldes tendenziell am höchsten sind. Das Lebenszyklusmodell zeigt hingegen eine durch das Elterngeld bewirkte Verschiebung zu Familien mit zwei oder sogar drei Kindern. Das ist kein Widerspruch zum Ergebnis für die kurze Frist, da den wahrscheinlicher werdenden Erstgeburt ja weitere Kinder folgen können.
- Durch das Elterngeld geht die weibliche Erwerbsbeteiligung zwölf Monate nach der Geburt im Vergleich zu einer Situation gänzlich ohne Elterngeld zurück. Auch im Lebenszyklusmodell zeigt sich ein Rückgang der weiblichen Erwerbstätigkeit. Diese Wirkung ist durchaus beabsichtigt, da die Politik mit dem Elterngeld einen finanziellen „Schonraum“ für die Familien im ersten Lebensjahr des Kindes schaffen möchte.

#### **4.4 Nicht kostendeckende Bereitstellung von Kinderbetreuungsplätzen**

##### **4.4.1 Konzeption der Leistung**

Die öffentliche Förderung der Kinderbetreuung ist eine für jedes Kind auf relativ wenige Jahre konzentrierte, in diesen Jahren aber quantitativ bedeutsame Leistung. Wie die Untersuchungen von Schilling (2007) zeigen, decken die Elternbeiträge nur etwa 14 % der Kosten eines Betreuungsplatzes. Weitere 5 % werden von freien Trägern finanziert, und die verbleibenden 81 % sind Subventionen der öffentlichen Hand.

Wie in Kapitel 3.2.2.6 erläutert, lassen sich die Elternbeiträge in der zur Simulation verwendeten SOEP-Welle von 2010 nicht direkt beobachten. Sie können jedoch auf Grundlage der Informationen aus der Zusatzerhebung „Familien in Deutschland“ aus dem gleichen Jahr geschätzt werden. Dabei wird berücksichtigt, dass nicht alle Eltern für ihr Kind einen Platz in einer Kinderbetreuungseinrichtung finden und ggf. Betreuung durch einen Babysitter oder eine Kin-

derfrau zu höheren Kosten von 6,40 Euro pro Stunde privat organisieren müssen.

Unter Berücksichtigung der Subventionen ergeben sich im Status quo erwartete Betreuungskosten pro Kind von im Schnitt zwischen 100 Euro (Halbtagsbetreuung von Kindern zwischen drei und sechs Jahren) und gut 300 Euro (Ganztagsbetreuung für Kinder unter drei) pro Monat. Die Kosten variieren regional (etwa wegen der Beitragsfreiheit in einigen Bundesländern und des unterschiedlich gut ausgebauten Betreuungsangebots) und je nach dem Einkommen der Haushalte und der Zahl der vorhandenen Geschwister.

Die Wirkung der nicht kostendeckenden Bereitstellung wird im Folgenden wie im Modul „Zentrale Leistungen“ (Bonin et al. 2013a) durch den Vergleich mit einer kontrafaktischen Situation evaluiert, in der die Eltern die vollen Kosten der Betreuung alleine tragen müssten.<sup>62</sup> Der komplette Wegfall der Subventionen bedeutet aus Sicht der Haushalte eine massive Verteuerung der Kinderbetreuung. Wenn die Elternbeiträge nicht nur 14 %, sondern 100 % der Kosten decken müssen, dann bedeutet das beispielsweise, dass aus Beiträgen von 150 Euro pro Monat etwa 1070 Euro werden.

Im Modul „Zentrale Leistungen“ konnten die Verhaltenswirkungen einer solchen Verteuerung kaum untersucht werden, da die Analyse für gegebene Betreuungsarrangements erfolgte. Das heißt, die Eltern mussten zwar erheblich höhere Beiträge entrichten, schickten ihre Kinder annahmegemäß dennoch in die Kita. In der vorliegenden Studie wird nun die realistischere Situation modelliert, dass die Eltern über ihr Erwerbsverhalten zugleich auch den Umfang der Betreuung festlegen. Die Eltern können bei deutlich höheren Betreuungskosten also beispielsweise ihre Erwerbstätigkeit einschränken und die Kinder selbst betreuen.

Müller et al. (2013) verwenden im spezialisierten Modul „Förderung und Wohlergehen von Kindern“ ein sehr ähnliches Modell, das diese Ausweichre-

---

<sup>62</sup>Die Wirkungsanalyse konzentriert sich auf die Kinder im Alter von bis zu sechs Jahren. Die Nachmittagsbetreuung von Schulkindern ist also, anders als im Modul „Förderung und Wohlergehen von Kindern“ (Müller et al. 2013) nicht Gegenstand der Untersuchung.

aktion ebenfalls abbildet. Bei ihnen entscheiden die Eltern noch etwas flexibler über den Umfang der Betreuung und wählen zusätzlich die Art der Betreuung (formal, also in Betreuungseinrichtungen, oder informal, z.B. durch die Großeltern). Das vorliegende Modul erlaubt dafür eine Abschätzung der Fertilitätswirkungen, die von der Höhe der Elternbeiträge ausgehen. Erste Ergebnisse hierzu liegen aus einer Studie von Haan und Wrohlich (2011) vor. Sie finden, dass niedrigere Elternbeiträge zwar die weibliche Erwerbstätigkeit erhöhen, aber gegenläufige und im Ergebnis geringe Wirkungen auf die Geburtenrate ausüben.

Bei der Wirkungsanalyse der nicht kostendeckenden Bereitstellung von Kinderbetreuungsplätzen werden wir im Folgenden einen starken Schwerpunkt auf die Lebenszyklusperspektive legen. Das Modell mit einjährigem Entscheidungshorizont ist zur Beurteilung der Leistung weniger geeignet, da es nur den finanziellen Vorteil der Subvention im ersten Lebensjahr erfasst. In vielen Fällen wird aber die Kinderbetreuung erst für etwas ältere Kinder in Anspruch genommen. Ein Modell mit einjährigem Entscheidungshorizont unterschätzt daher den Vorteil aus der Leistung.

#### **4.4.2 Wirkungen in der kurzen Frist**

Wie Tab. 35 zeigt, beeinflusst im vorliegenden Modell die nicht kostendeckende Bereitstellung von Kinderbetreuungsplätzen die weibliche Erwerbstätigkeit stark positiv. Die Partizipationsquote liegt um gut vier Prozentpunkte höher als in einer kontrafaktischen Situation, in der die Eltern die vollen Kosten der Betreuung tragen müssten. Der positive Arbeitsangebotseffekt liegt bei insgesamt etwa 75 Tausend Vollzeitäquivalenten.

Die Wirkung auf die Partizipationsquote fällt etwas stärker aus als in der Studie von Müller et al. (2013), die einen Zuwachs von gut zwei Prozentpunkten vorhersagen. Müller et al. verwenden eine andere Stichprobendefinition und betrachten nur Familien mit einem jüngsten Kind im Alter von bis zu zwölf Jahren. Kinderlose Frauen werden also anders als in der vorliegenden Studie nicht berücksichtigt, Alleinerziehende hingegen schon. Außerdem wird die Geburtsentscheidung als gegeben betrachtet, dafür aber die Betreuungsentcheidung detaillierter modelliert als dies hier möglich ist. Trotz dieser Unterschiede finden beide Studien aber einen Partizipationseffekt in einer durchaus vergleichbaren Größenordnung. Dass der Effekt bei Müller et al. etwas niedri-

ger liegt, erklärt sich vermutlich vor allem daraus, dass sie auch Familien mit einem jüngsten Kind über sechs Jahren betrachten, bei denen der Wegfall der Subventionen lediglich die Nachmittagsbetreuung betrifft, die von vergleichsweise wenigen Kindern in Anspruch genommen wird. Für die Untergruppen der Familien mit einem jüngsten Kind im Alter von bis zu sechs Jahren liegt auch bei Müller et al. die Wirkung auf die Partizipationsquote deutlich höher.

**Tab. 35: Wirkungen der nicht kostendeckenden Bereitstellung von Kinderbetreuung im Modell für die kurze Frist, nach Anzahl der Kinder**

Status quo verglichen mit kostendeckenden Elternbeiträgen		Geburten (in 1000)	Partizipations- quote (Prozentpunkte)	Vollzeit- äquivalente (in 1000)
Gesamt		-38** (19)	4,23*** (0,85)	75*** (15)
Anzahl der Kinder	Ohne Kinder	-1 (4)	0,38 (0,27)	3 (3)
	Ein Kind	-16 (11)	3,62** (1,54)	18** (8)
	Zwei Kinder	-18** (8)	7,15*** (1,88)	45*** (14)
	Mehr als zwei Kinder	-3 (5)	4,24** (1,76)	8** (4)

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen, n=1.059, Gewichtung mit den SOEP-Hochrechnungsfaktoren. Rechtsstand 2012. Standardfehler in Klammern, berechnet mit dem Bootstrap-Verfahren (100 Wiederholungen). \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Die Anzahl der Kinder bezieht sich auf die bisherigen Kinder. Modelliert wird die Entscheidung für oder gegen ein weiteres Kind. Mögliche Abweichungen der Spaltensummen zur Zeile „Gesamt“ aufgrund der Rundung der Einzelwerte. Lesebeispiel: Durch die nicht kostendeckende Bereitstellung von Kinderbetreuungsplätzen liegt die Zahl der Geburten im Jahr 2012 um 38 Tausend niedriger als in einer kontrafaktischen Situation ohne diese Leistung. Das Modell für die kurze Frist ist zur Evaluation der Leistung jedoch nur schlecht geeignet.

Fehr und Ujhelyiova (2012) finden hingegen, dass höhere Subventionen für die Kinderbetreuung zu einem leichten Rückgang der weiblichen Erwerbstätigkeit führen. Ein Grund für diese Abweichung von der vorliegenden Studie und der Studie von Müller et al. mag darin bestehen, dass Fehr und Ujhelyiova in ihrem allgemeinen Gleichgewichtsmodell auch die von der Gegenfinanzierung der Subventionen ausgehenden negativen Erwerbsanreize berücksichtigen.

Der Gesamteffekt der nicht kostendeckenden Bereitstellung von Kinderbetreuungsplätzen auf die Geburtenrate ist im vorliegenden Modell negativ und liegt bei knapp 40 Tausend Geburten im Jahr 2012. Dieses Ergebnis ist aber wenig aussagekräftig, da das Modell für die kurze Frist die finanziellen Anreize und Zeitrestriktionen genau zwölf Monate nach einer (potenziellen) Geburt abbildet. Das ist ein Zeitpunkt, zu dem die familienexterne Kinderbetreuung in Deutschland eine relativ geringe Rolle spielt. Würden die Eltern im Modell den gesamten Betreuungsbedarf bis zur Einschulung (oder sogar darüber hinaus) berücksichtigen, dann fielen die Wirkungen der nicht kostendeckenden Bereitstellung von Betreuungsplätzen auf die Zahl der Erstgeburten deutlich anders aus. Eine erste Abschätzung hierzu liefert das Lebenszyklusmodell, dessen Ergebnisse im Folgenden vorgestellt werden.

#### **4.4.3 Wirkungen über den Lebenszyklus**

Wie Tab. 36 zeigt, ist der Gesamteffekt der nicht kostendeckenden Bereitstellung von Kinderbetreuungsplätzen auf die abgeschlossene Fertilität im Lebenszyklusmodell deutlich positiv. Im Status quo beträgt die abgeschlossene Geburtenziffer in der Fortschreibung 1,87 Kinder pro Frau. Schaltet man die nicht kostendeckende Bereitstellung von Kinderbetreuungsplätzen aus, müssen die Eltern die vollen Kosten der Betreuung allein tragen. In der Folge sinkt die Fertilität um 0,20 Kinder pro Frau. Umgekehrt heißt dies, dass durch die Subvention der Kinderbetreuung die abgeschlossene Geburtenziffer um gut 10 % höher liegt als bei hypothetischen kostendeckenden Elternbeiträgen. Dieser Effekt ist, absolut betrachtet, stärker als bei einer Abschaffung des Kindergeldes oder Elterngeldes. Im Verhältnis zum fiskalischen Aufwand von etwa 11 Mrd. Euro pro Jahr (vgl. Bonin et al. 2013) schneidet die Kinderbetreuung besser ab als das Kindergeld, ist jedoch etwas weniger effizient als das Elterngeld. Da die statistische Signifikanz der Ergebnisse aufgrund des hohen Rechenaufwands des Modells nicht überprüft wurde, sind diese Aussagen jedoch mit der gebührenden Vorsicht zu interpretieren.

Der positive Effekt der subventionierten Kinderbetreuung im Lebenszyklusmodell steht im Kontrast zum negativen Effekt im Modell für die kurze Frist. Der Unterschied erklärt sich daraus, dass im kurzfristigen Modell die Mütter zwar mehr arbeiten (und deshalb unter sonst gleichen Umständen weniger Kinder bekommen), weil durch die Subvention die Betreuung der bereits vorhande-

nen Kinder in den entsprechenden Altersstufen günstiger wird. Der positive Effekt auf die Geburten, der dadurch entsteht, dass die Betreuung zusätzlicher Kinder ebenfalls billiger wird, kommt im Modell für die kurze Frist durch den Fokus auf nur ein Jahr hingegen nur teilweise zum Tragen. Die Unterschätzung wird noch dadurch verstärkt, dass im ersten Lebensjahr eine externe Betreuung gemeinhin selten ist. Die Lebenszyklusmodellierung berücksichtigt die Betreuungskosten bis zum 6. Lebensjahr und kommt dadurch zu einem insgesamt positiven Effekt auf die Geburten.<sup>63</sup>

**Tab. 36: Fertilitätswirkungen der nicht kostendeckenden Bereitstellung von Kinderbetreuung über den Lebenszyklus**

Kennziffer		Wirkung der Leistung
Veränderung der abgeschlossenen Geburtenziffer		0,20
Veränderung des Anteils der Frauen am Ende der fertilen Phase (in Prozentpunkten)		
Anteil der Frauen	ohne Kinder	-9,7
	mit einem Kind	1,3
	mit zwei Kindern	6,4
	mit drei Kindern	1,9

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen. Rechtsstand 2012. Mögliche Abweichungen der Spaltensummen von null aufgrund der Rundung der Einzelwerte. Der Anteil der Frauen bezieht sich auf das Ende der fertilen Phase. Die Kinderzahl ist aus modelltechnischen Gründen auf drei begrenzt. Im Lebenszyklusmodell kann die statistische Signifikanz der Ergebnisse aufgrund des hohen Rechenaufwands nicht bestimmt werden.

Hinter dem Anstieg bei der abgeschlossenen Geburtenziffer steht vor allem ein Rückgang bei der Kinderlosigkeit. Der Anteil der Frauen, die am Ende der

<sup>63</sup> Die Betreuung von Schulkindern wird auch im Lebenszyklusmodell nicht modelliert.



fertilen Phase kinderlos sind, liegt im Status quo um 9,7 Prozentpunkte niedriger als in einer Situation, in der die Elternbeiträge die vollen Kosten der Kinderbetreuung decken müssten. Im Gegenzug bekommen mehr Frauen insgesamt zwei Kinder. Der Anteil der Haushalte mit einem Kind oder drei Kindern nimmt ebenfalls leicht zu.

Der Einfluss der subventionierten Kinderbetreuung auf das weibliche Arbeitsangebotsverhalten ist in Tab. 37 dargestellt. Im Schnitt sind die Frauen 0,08 Jahre länger nicht erwerbstätig und 0,62 Jahre weniger in Vollzeit beschäftigt. Dafür arbeiten sie 0,54 Jahre mehr in Teilzeit. Trotz der durch die Kinderbetreuung um 11 % höheren Geburtenzahl kommt es also nur zu einem vergleichsweise geringen Anstieg der Nichterwerbstätigkeit von etwa 1,5 %. Das ist ein klares Indiz dafür, dass das Angebot subventionierter Kinderbetreuung die Vereinbarkeit von Familie und Beruf verbessert.<sup>64</sup> Allerdings wird deutlich, dass viele Frauen in Deutschland die derzeitige Subvention der Betreuungsplätze stärker für eine Teilzeit- als eine Vollzeitbeschäftigung nutzen – möglicherweise auch deshalb, weil Plätze mit Ganztagsbetreuung trotz Subvention teurer und schwieriger zu erhalten sind.

Die Simulation weist hier jedoch auf mögliche Unterschiede nach der Kinderzahl hin. Für Frauen mit nur einem Kind erlaubt die subventionierte Kinderbetreuung durchaus einen Wechsel auch in die Vollzeittätigkeit. Bei zwei Kindern und entsprechend höherem Betreuungsaufwand, den auch die Einrichtungen vermutlich nicht voll auffangen können, können Frauen, die bei prohibitiv teuren Elternbeiträgen nicht erwerbstätig wären, nun Teilzeit arbeiten. Bei Frauen mit drei oder mehr Kindern hat die Kinderbetreuung hingegen einen geringeren Einfluss auf die Erwerbstätigkeit. Das liegt zum einen daran, dass die Entscheidung für drei oder mehr Kinder in vielen Fällen mit der bewussten Entscheidung für die Familienarbeit einhergeht, zum anderen natürlich an der trotz Kinderbetreuung bei drei oder mehr Kindern besonders schwierigen Ver-

---

<sup>64</sup> Leider lässt sich im Modell die bessere Vereinbarkeit nicht dadurch direkt nachweisen, dass man die Veränderung des Erwerbsverhaltens bei *gegebener* Kinderzahl untersucht. Eine Zerlegung des gesamten Arbeitsangebotseffektes ist nicht möglich, da im Modell die Geburten- und die Arbeitsangebotsentscheidung simultan betrachtet werden.

einbarkeit von Familie und Beruf. Welcher der Mechanismen stärker wirkt, lässt sich im Modell nicht direkt untersuchen. Dass auch bei den Frauen ohne Kinder eine Reaktion zu beobachten ist, liegt allein daran, dass sich durch die Leistung die Geburtenzahl und damit auch die Zusammensetzung der Gruppen verändert.

**Tab. 37: Arbeitsangebotswirkungen der nicht kostendeckenden Bereitstellung von Kinderbetreuung über den Lebenszyklus**

		Veränderung der Jahre in ...		
		Nichterwerbs- tätigkeit	Teilzeit	Vollzeit
Gesamt		0,08	0,54	-0,62
Anzahl der Kinder	Ohne Kinder	-0,01	-0,07	0,09
	Ein Kind	-0,74	0,33	0,41
	Zwei Kinder	-0,34	0,42	-0,07
	Drei Kinder	0,16	-0,04	-0,11

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen. Rechtsstand 2012. Mögliche Abweichungen der Zeilensummen von null aufgrund der Rundung der Einzelwerte. Die Anzahl der Kinder bezieht sich auf das Ende der fertilen Phase. Die Kinderzahl ist aus modelltechnischen Gründen auf drei begrenzt. Im Lebenszyklusmodell kann die statistische Signifikanz der Ergebnisse aufgrund des hohen Rechenaufwands nicht bestimmt werden. Lesebeispiel: Durch die nicht kostendeckende Bereitstellung von Kinderbetreuungsplätzen sind die derzeit 25- bis 29-jährigen Frauen im Schnitt 0,08 Jahre länger nicht erwerbstätig als in einer hypothetischen Situation ohne diese Leistung. Da sich durch die Leistung die Kinderzahl verändert, ändert sich auch die Zusammensetzung der Gruppen. Dadurch können selbst in der Gruppe der Frauen ohne Kinder Veränderungen des Erwerbsverhaltens auftreten. Die Zeile „Gesamt“ ergibt sich nicht als Summe der übrigen Zeilen, da durch die Leistung Veränderungen in der Geburtenzahl auftreten, sich also das Gewicht der Gruppen verändert.

Die bisherigen Ergebnisse des Lebenszyklusmodells beziehen sich auf den Vergleich mit einer hypothetischen Situation voll kostendeckender und mithin deutlich höherer Elternbeiträge. Ergänzend wurde ein Szenario simuliert, in dem die Rationierung beim Zugang zur subventionierten Kinderbetreuung aufgehoben wurde. In diesem kontrafaktischen Szenario steht also für jedes

Kind ein Betreuungsplatz zur Verfügung, sodass die Alternative einer zu höheren Kosten (im Modell annahmegemäß 6,40 Euro/Stunde) privat organisierten Betreuung keine Rolle mehr spielt. Die Höhe der Elternbeiträge bei subventionierter Betreuung bleibt annahmegemäß auf dem Niveau des Status quo. Die Simulation zeigt, dass die Frauen durch das größere Angebot an subventionierten Betreuungsplätzen im Schnitt 0,05 Kinder zusätzlich zur Welt bringen. Die verbesserte Vereinbarkeit von Familie und Beruf führt dazu, dass dieser Geburtenanstieg bei nahezu gleichbleibender Arbeitsmarktpartizipation erfolgt. Es kommt lediglich zu einem leichten Anstieg der Teilzeit- auf Kosten der Vollzeitbeschäftigung. Ausführliche Ergebnisse zu diesem alternativen Vergleichsszenario finden sich in Tab. 51 und Tab. 52 im Anhang.

#### **4.4.4 Zusammenfassung**

- Die simulierte Wirkung der nicht kostendeckenden Bereitstellung von Kinderbetreuungsplätzen hängt stark vom Vergleichsmaßstab und dem bei der Modellierung unterstellten Entscheidungshorizont ab.
- In der langen Frist dominieren bei einem Vergleich mit voll kostendeckenden Elternbeiträgen die positiven Geburtenwirkungen der subventionierten Kinderbetreuung. Die abgeschlossene Geburtenziffer steigt in der Kohorte der derzeit 25- bis 29-jährigen Frauen um gut 10 %. Durch die Subvention geht insbesondere der Anteil der kinderlosen Frauen zurück. Trotz des deutlichen Geburtenanstiegs verändert sich die Erwerbstätigkeit der Frauen kaum. Die Leistung verbessert also die Vereinbarkeit von Familie und Beruf.
- Ein weiterer Ausbau der subventionierten Kinderbetreuung würde die Geburtenziffer zusätzlich erhöhen und hätte zudem leicht positive Wirkungen auf die Arbeitsmarktpartizipation der Frauen.
- Das Modell für die kurze Frist unterschätzt hingegen die Geburtenanreize der subventionierten Kinderbetreuung, da sich der finanzielle Vorteil aus der Subvention zwölf Monate nach der Geburt noch kaum auswirkt. Das Modell zeigt allerdings deutlich auf, dass durch die Subvention Müttern eine Erwerbstätigkeit ermöglicht wird, die

sich bei kostendeckenden Elternbeiträgen vom Arbeitsmarkt zurückziehen müssten.

## **4.5 Ehegattensplitting**

### **4.5.1 Konzeption der Leistung**

Ehepaare können in Deutschland zwischen getrennter Veranlagung und Zusammenveranlagung zur Einkommensteuer wählen. Bei getrennter Veranlagung werden beide Ehegatten steuerlich – im Hinblick auf die Ermittlung der Steuerbemessungsgrundlage und des zu versteuernden Einkommens – als zwei Einzelpersonen behandelt. Hieraus resultiert für jeden Ehepartner ein eigener Steuerzahlbetrag, der sich aus der Kombination der Bemessungsgrundlage mit dem Steuertarif ergibt. Bei Zusammenveranlagung wird dagegen das Einkommen beider Ehegatten zusammengerechnet. Der Steuertarif wird auf das halbierte gemeinsame zu versteuernde Einkommen angewendet; der sich daraus ergebende Steuerbetrag wird anschließend verdoppelt, um die gemeinsame Steuerschuld des Ehepaares zu bestimmen. Im Ergebnis wird das gemeinsame Erwerbseinkommen hälftig auf die Ehegatten verteilt (gesplittet) und dem für alle geltenden Einkommensteuertarif unterworfen. Dieses Splitting-Verfahren kommt nur im Fall der Zusammenveranlagung zur Anwendung.

Im Modul „Zentrale Leistungen“ (Bonin et al. 2013a) wird auf die Begründung für die Möglichkeit einer gemeinsamen Veranlagung und die grundgesetzliche Verankerung des Ehegattensplittings hingewiesen. Für die Wirkungsanalyse dort wie hier ist zentral, dass die Zusammenveranlagung in der Regel zu einem Steuervorteil gegenüber der getrennten Veranlagung führt. Erstens ist der Steuerbetrag bei Zusammenveranlagung im Regelfall niedriger als die Summe der individuellen Steuerbeträge bei getrennter Veranlagung, weil bei einem progressiven Steuertarif der durchschnittliche Steuersatz auf das halbierte Haushaltseinkommen niedriger ist als der durchschnittliche Steuersatz auf die

Summe der beiden Einkommen.<sup>65</sup> Der Splitting-Vorteil wächst mit dem zu versteuernden Einkommen und mit der Differenz der Einzeleinkommen.

Der zweite, eher übersehene Grund für einen Steuervorteil aus der Zusammenveranlagung ist, dass die durch Addition der einzelnen zu versteuernden Einkommen der Ehepartner ermittelte gemeinsame Steuerbemessungsgrundlage kleiner ist als die Summe der Bemessungsgrundlagen bei individueller Veranlagung, weil Freibeträge oder abzugsfähige Vorsorgeaufwendungen auf den anderen Ehepartner übertragen werden können.

Dass das Ehegattensplitting verhaltenslenkende Wirkung entfaltet, liegt am Ausgleich der Grenzsteuerbelastung zwischen den Eheleuten. Bei ungleichen Einkommen der beiden Eheleute sinkt die Grenzsteuerbelastung des Partners oder der Partnerin mit dem höheren eigenen Einkommen gegenüber einer getrennten Veranlagung, während die Grenzsteuerbelastung des Partners oder der Partnerin mit dem niedrigeren eigenen Einkommen steigt. Das Splitting-Verfahren ist an sich geschlechtsneutral ausgestaltet. Da aber Frauen im Durchschnitt weniger verdienen als Männer, sinken die Erwerbsanreize für Ehefrauen, während verheiratete Männer durch das Ehegattensplitting im Regelfall einer niedrigeren Grenzsteuerbelastung unterliegen.

Der Vorteil aus Zusammenveranlagung und Splittingtarif ist nicht an das Vorhandensein oder das Alter der Kinder gekoppelt. Auch kinderlose Paare profitieren also.<sup>66</sup> Ein indirekter Effekt auf die Geburtenzahl ergibt sich allerdings über das durch das Splitting höhere Einkommen und über die negativen Anreize auf die weibliche Erwerbstätigkeit. Aus beiden Gründen dürfte sich das Splitting positiv auf die Geburten auswirken. Der Effekt ist aber vermutlich

---

<sup>65</sup> Nur falls das zu versteuernde Einkommen beider Ehegatten exakt gleich ist, sich beide Einkommen in der oberen Proportionalzone des Steuertarifs befinden oder das gemeinsame Einkommen das Doppelte der Einkommensgrenze beim Übergang zum konstanten maximalen Grenzsteuersatz (von derzeit 45 %) übersteigt, entsteht aus der Zusammenveranlagung kein Splitting-Vorteil.

<sup>66</sup> Allerdings ist zu beobachten, dass bei kinderlosen Paaren in der Regel beide Partner erwerbstätig sind, sodass der Splittingvorteil aus diesem Grund – nicht aber wegen einer direkten Bindung an die Kinderzahl – tendenziell kleiner ausfällt als bei Paaren mit Kindern (vgl. den Endbericht im Modul „Zentrale Leistungen“, Bonin et al. 2013a).

schwach. Der erste Teilbericht (Boll et al. 2013) geht in Kapitel 7.3.7 näher auf diese Wirkungszusammenhänge ein.

Wie im Modul „Zentrale Leistungen“ (Bonin et al. 2013a) werden die Wirkungen des Ehegattensplittings im Folgenden durch den Vergleich mit zwei verschiedenen kontrafaktischen Szenarien ermittelt. Im Zentrum steht der Vergleich mit der Individualbesteuerung.<sup>67</sup> In einem zweiten Vergleich wird als Benchmark ein Realsplitting mit einem maximalen Übertrag von 13.805 Euro herangezogen.<sup>68</sup> Die Alternativszenarien dienen der Evaluation des Status quo. Sie stellen keine konkreten Reformvorschläge dar und wurden unabhängig von verfassungsrechtlichen Vorgaben gebildet. Einzelheiten zur Modellierung beider Szenarien im ZEW-Steuer-Transfer-Modell finden sich im Endbericht zum Modul „Zentrale Leistungen“ (Bonin et al. 2013a).

#### 4.5.2 Wirkungen in der kurzen Frist

Das Ehegattensplitting setzt negative Anreize für die weibliche Erwerbstätigkeit, hat aber keinen statistisch signifikanten Einfluss auf die Geburtenzahl. Wie Tab. 38 zeigt, liegt die Partizipationsquote von Frauen im Alter zwischen 23 und 45 Jahren in Paarhaushalten um etwa 1,2 Prozentpunkte niedriger als in einer hypothetischen Situation mit Individualbesteuerung. Das gesamte Arbeitsvolumen liegt durch das Splitting in dieser Gruppe um etwa 37 Tausend Vollzeitäquivalente niedriger.

---

<sup>67</sup> Um eine getrennte Veranlagung umzusetzen, wird für jeden Ehegatten ein individuelles zu versteuerndes Einkommen bestimmt. Ausgangspunkt ist das individuelle Einkommen jedes Ehepartners, das um die üblichen Steuerabsetzbeträge (insbesondere Werbungskosten, Vorsorgeaufwendungen) vermindert wird. Zum Ansatz kommen die Freibeträge, die auch bei Unverheirateten gelten würden. Die Kinderfreibeträge werden ebenfalls halbiert und können nicht zwischen den Ehepartnern übertragen werden.

<sup>68</sup> Das Realsplitting orientiert sich an den Regeln zur einkommensteuerlichen Behandlung von Aufwendungen im nachehelichen Unterhalt, die bis zu 13.805 Euro pro Jahr als Sonderausgabe abgesetzt werden können. Konkret wird im Realsplitting-Szenario unterstellt, dass der Ehepartner mit dem höheren eigenen zu versteuernden Einkommen diesen Betrag an Ehepartner mit dem niedrigeren zu versteuernden Einkommen überträgt, sofern die halbe Differenz der zu versteuernden Einkommen vor Übertragung nicht bereits kleiner ist als 13.805 Euro.

Nimmt man statt der Individualbesteuerung ein Realsplitting als Benchmark, dann fallen die Wirkungen schwächer aus. Die Partizipationsquote geht in diesem Fall um knapp 0,3 Prozentpunkte zurück, das Arbeitsvolumen sinkt um etwa 7 Tausend Vollzeitäquivalente. Die Wirkung auf die Geburten fällt noch einmal schwächer aus als beim Vergleich mit der Individualbesteuerung. Die Ergebnisse für das Realsplitting werden daher nicht weiter nach dem Haushaltstyp differenziert. Die Ausführungen im Rest dieses Kapitels beziehen sich also stets auf den Benchmark der Individualbesteuerung.

**Tab. 38: Wirkungen des Ehegattensplittings im Modell für die kurze Frist, nach Anzahl der Kinder, Benchmark Individualbesteuerung**

		Geburten (in 1000)	Partizipations- quote (Prozentpunkte)	Vollzeit- äquivalente (in 1000)
Gesamt		4 (14)	-1,23*** (0,41)	-37*** (12)
Anzahl der Kinder	Ohne Kinder	14 (13)	-1,85 (1,48)	-17 (11)
	Ein Kind	-2 (1)	-1,19** (0,47)	-8*** (3)
	Zwei Kinder	-5 (4)	-0,94*** (0,27)	-10*** (2)
	Mehr als zwei Kinder	-3 (2)	-0,97* (0,58)	-2 (2)

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen, n=1.059, Gewichtung mit den SOEP-Hochrechnungsfaktoren. Rechtsstand 2012. Standardfehler in Klammern, berechnet mit dem Bootstrap-Verfahren (100 Wiederholungen). \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Die Anzahl der Kinder bezieht sich auf die bisherigen Kinder. Modelliert wird die Entscheidung für oder gegen ein weiteres Kind. Mögliche Abweichungen der Spaltensummen zur Zeile „Gesamt“ aufgrund der Rundung der Einzelwerte. Lesebeispiel: Durch das Ehegattensplitting liegt die Zahl der Geburten im Jahr 2012 um 4 Tausend höher als in einer kontrafaktischen Situation ohne diese Leistung. Die Wirkung ist jedoch nicht signifikant von null verschieden.

Dass das Ehegattensplitting die Erwerbstätigkeit des Zweitverdieners reduziert, wurde bereits in einigen anderen Studien gezeigt. Der vorliegende Bericht bestätigt diesen Befund erstmals in einem Modell, in dem neben der Arbeitsangebots- auch die Fertilitätsentscheidung abgebildet ist. Trotz der jeweils leicht unterschiedlichen Modellierung liegt die Wirkungsstärke in den

Modulen der Gesamtevaluation in einer vergleichbaren Größenordnung. Im Modul „Zentrale Leistungen“ (Bonin et al. 2013a) betrug der Rückgang der Partizipationsquote etwa 1,5 Prozentpunkte bei Paaren ohne Kinder und knapp 1,8 Prozentpunkte bei Paaren mit Kindern. Dort wurden Paare bis zum Alter von 60 und nicht 45 Jahren betrachtet; der durch die Vollzeitäquivalente gemessene Volumeneffekt lag entsprechend höher. Außerdem konnte dort gezeigt werden, dass durch das Splitting Männer in Paarhaushalten ihr Arbeitsangebot ausweiten. Dieser Effekt wird hier im Projekt nicht noch einmal untersucht.

Die bisher verglichenen Wirkungen bezogen sich auf alle Paare, also auch solche, die nicht verheiratet sind und bei denen das Splitting daher keine direkte Wirkung entfaltet. Schränkt man die Analyse auf verheiratete Paare ein, dann ergibt sich ein stärkerer Effekt. Im Modul „Zentrale Leistungen“ liegt der Rückgang der Partizipationsquote in diesem Fall bei etwa 2,3 Prozentpunkten. Müller et al. (2012) kommen im Modul „Förderung und Wohlergehen von Kindern“ auf einen Rückgang von 2,7 Prozentpunkten. Der Wert liegt leicht höher, da Müller et al. nur verheiratete Frauen mit Kindern betrachten. Bei Paaren mit Kindern unterscheiden sich die Partner stärker im Erwerbsverhalten und somit im zu versteuernden Einkommen als bei kinderlosen Paaren, die kontrafaktische Abschaltung des Splittings wirkt sich daher stärker aus.

Sämtliche Modelle konstatieren also eine negative Wirkung des Ehegattensplittings auf das weibliche Erwerbsverhalten. Über die Wirkungen auf die Geburtenzahlen ist hingegen noch wenig bekannt. Tab. 38 zeigt nun, dass die Geburtenzahl zumindest in dieser kurzfristigen Betrachtungsweise, in welcher insbesondere der Familienstand als gegeben betrachtet wird, vom Splitting kaum berührt wird.<sup>69</sup> Die Schätzung weist für die hier verwendete Stichprobe einen leicht positiven Effekt von etwa 4.000 Geburten im Jahr 2012 auf, der aber statistisch nicht signifikant ist und bei etwa einem halben Prozent der gesamten Geburten im Jahr 2012 liegt. Fehr und Ujhelyiova (2012) finden ebenfalls eine positive Wirkung des Ehegattensplittings auf die Geburtenrate.

---

<sup>69</sup> Etwa 30 % der Kinder werden unehelich geboren. Diese Geburten werden im vorliegenden Modell also nicht durch das Ehegattensplitting beeinflusst.



In ihrem Modell geht durch eine Individualbesteuerung die periodenspezifische Fertilitätsrate um knapp 14 % zurück. Wie auch beim Kindergeld liegt der Effekt also deutlich höher als im vorliegenden Bericht.

Die Wirkung des Splittings auf die Geburten fiel(e) möglicherweise etwas stärker aus, wenn auch der indirekte Effekt über die Heirat und Stabilität von Partnerschaften berücksichtigt würde. Wie stark das Splitting auf diese Variablen wirkt, ist aber noch kaum erforscht (Bonin et al. 2013b bieten erste Ergebnisse); auch das Lebenszyklusmodell, in dem eine solche Untersuchung grundsätzlich möglich wäre, trifft die Annahme, dass Heirat und Scheidung zwar die Geburts- und Erwerbsentscheidungen beeinflussen, aber nicht selbst zu den Entscheidungsvariablen zählen.<sup>70</sup> Die Abschätzung der Gesamtwirkung, die das Splitting auf die Geburtenzahlen ausübt, bleibt daher zukünftigen Untersuchungen vorbehalten. Es ist aber davon auszugehen, dass selbst diese Gesamtwirkung deutlich schwächer ausfällt als die Wirkung des Splittings auf das Erwerbsverhalten. Außerdem ist davon auszugehen, dass selbst unter Berücksichtigung dieser indirekten Effekte die Geburtenwirkungen des Ehegattensplittings deutlich schwächer ausfallen als die Fertilitätswirkung von Kindergeld und Elterngeld und anderen gezielt Familien unterstützenden Leistungen.

Das Splitting reduziert das weibliche Arbeitsangebot sowohl bei kinderlosen Paaren als auch bei Paaren mit Kindern (Tab. 38). Bei den kinderlosen Paaren sind die geschätzten Koeffizienten zwar im Betrag etwas größer, dafür aber nicht statistisch signifikant von null verschieden. Die Unterschiede nach der Kinderzahl sollten nicht überinterpretiert werden, da sich die Effekte eines unterschiedlich starken finanziellen Impulses durch das Splitting und mögliche Präferenzeffekte (die Paare reagieren auf einen gegebenen Impuls je nach Kinderzahl möglicherweise anders) mit einem reinen Kompositionseffekt vermischen. Letzterer entsteht dadurch, dass kinderlose Paare tendenziell seltener verheiratet sind.

---

<sup>70</sup> Haan und Wrohlich (2011), Müller et al. (2013) und Fehr und Ujhelyiova (2012) betrachten den Familienstand ebenfalls als gegeben.

In abgeschwächter Form tritt ein solcher Kompositionseffekt auch bei dem Alter des jüngsten Kindes und dem Alter der Frau auf, weil jüngere Frauen seltener verheiratet sind. Als Fazit aus Tab. 39 lässt sich daher vor allem feststellen, dass die zwei zentralen Befunde – negativer Arbeitsangebot- und insignifikanter Geburteneffekt – auch dann ihre Gültigkeit behalten, wenn man einzelne Teilgruppen von Paarhaushalten betrachtet.

**Tab. 39: Wirkungen des Ehegattensplittings im Modell für die kurze Frist, nach Alter des jüngsten Kindes und Alter der Frau, Benchmark Individualbesteuerung**

		Geburten (in 1000)	Partizipations- quote (Prozentpunkte)	Vollzeit- äquivalente (in 1000)
Gesamt		4 (14)	-1,23*** (0,41)	-37*** (12)
Alter des jüngsten Kindes	Bis 2 Jahre	-3*** (1)	-1,08** (0,58)	-4** (2)
	3 bis 6 Jahre	-7 (4)	-0,95*** (0,31)	-3*** (1)
	7 bis 13 Jahre	-0,4 (0,2)	-1,19*** (0,42)	-9*** (3)
	Über 13 Jahre	-0,07 (0,06)	-0,79 (0,53)	-4** (2)
Alter der Frau	23 bis 30 Jahre	-1 (1)	-0,56* (0,30)	-2** (1)
	30 bis 35 Jahre	-3 (3)	-0,52 (0,31)	-5*** (2)
	35 bis 40 Jahre	8 (13)	-2,21** (1,12)	-20* (12)
	40 bis 45 Jahre	-0,6 (0,4)	-0,92** (0,33)	-11*** (3)

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen, n=1.059, Gewichtung mit den SOEP-Hochrechnungsfaktoren. Rechtsstand 2012. Standardfehler in Klammern, berechnet mit dem Bootstrap-Verfahren (100 Wiederholungen). \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Mögliche Abweichungen der Spaltensummen zur Zeile „Gesamt“ aufgrund der Rundung der Einzelwerte. Bei der Differenzierung nach dem Alter des jüngsten Kindes ist zu beachten, dass die Zeile „Gesamt“ auch derzeit kinderlose Paare umfasst.

Die Wirkungen des Ehegattensplittings auf das weibliche Erwerbsverhalten sind in den höheren Einkommensquartilen tendenziell stärker (Tab. 40), weil auch der finanzielle Vorteil aus dem Splitting unter sonst gleichen Umständen mit dem insgesamt zu versteuernden Einkommen steigt. Im ersten Quartil zahlt ein Teil der Haushalte überhaupt keine Einkommensteuer; die Wirkungen des Splittings fallen entsprechend geringer aus. Dass die Wirkung nicht monoton mit dem Einkommensquartil wächst (im dritten Quartil ist sie etwas schwächer als im zweiten) liegt zum einen an der statistischen Unschärfe – für drei der vier Quartile sind die Erwerbsreaktionen signifikant von null verschieden, aber die Konfidenzintervalle sind so groß, dass sich die Wirkungen nicht signifikant *voneinander* unterscheiden. Zum anderen ist ein monotoner Zusammenhang nur unter sonst gleichen Umständen zu erwarten. Der beobachtete Zusammenhang lässt sich dadurch erklären, dass sich die Quartile im Anteil der Verheirateten oder in der durchschnittlichen Differenz im zu versteuernden Einkommen beider Partner unterscheiden.

**Tab. 40: Wirkungen des Ehegattensplittings im Modell für die kurze Frist, nach Einkommensquartil, Benchmark Individualbesteuerung**

		Geburten (in 1000)	Partizipations- quote (Prozentpunkte)	Vollzeit- äquivalente (in 1000)
Gesamt		4 (14)	-1,23*** (0,41)	-37*** (12)
Haushaltseinkommen	1. Quartil	-1 (2)	-0,85** (0,38)	-4** (2)
	2. Quartil	-7* (4)	-1,24*** (0,41)	-10*** (2)
	3. Quartil	-0,6 (1)	-0,96*** (0,34)	-9*** (2)
	4. Quartil	12 (13)	-1,92 (1,58)	-14 (11)

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen, n=1.059, Gewichtung mit den SOEP-Hochrechnungsfaktoren. Rechtsstand 2012. Standardfehler in Klammern, berechnet mit dem Bootstrap-Verfahren (100 Wiederholungen). \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Monatliche Haushaltsnettoeinkommen äquivalenzgewichtet unter Verwendung der modifizierten OECD-Skala. Mögliche Abweichungen der Spaltensummen zur Zeile „Gesamt“ aufgrund der Rundung der Einzelwerte.

### 4.5.3 Wirkungen über den Lebenszyklus

Die Ergebnisse zu den Wirkungen des Ehegattensplittings in der kurzen Frist werden in diesem Abschnitt ergänzt durch eine Betrachtung über weite Teile des Lebensverlaufs. Wie bei den übrigen Leistungen endet die Fortschreibung jedoch, wenn die Frauen das Alter von 45 Jahren erreichen. Beim Ehegattensplitting führt dies zu einer etwas stärkeren Unterschätzung des Gesamtvorteils als bei den übrigen Leistungen, da ein nicht unerheblicher Anteil des Gesamtvorteils noch in späteren Jahren anfällt. Das liegt daran, dass die Einkommen im Lebensverlauf auch über das Alter von 45 Jahren hinaus oft noch ansteigen; gleichzeitig ist der Vorteil aus dem Splitting nicht an das Vorhandensein von Kindern geknüpft, kommt also auch kinderlosen Paaren oder Eltern zugute, deren Kinder bereits ausgezogen sind.

Die Wirkungen des Ehegattensplittings werden im Lebenszyklusmodell durch einen Vergleich mit einer Individualbesteuerung ermittelt. Das zweite Alternativszenario (ein Realsplitting mit einem maximalen Übertrag von 13.805 Euro) wird im Lebenszyklusmodell nicht simuliert, da bereits die Analyse für die kurze Frist gezeigt hat, dass die Wirkungen grundsätzlich ähnlich ausfallen wie beim Benchmark der Individualbesteuerung, nur eben schwächer.

Tab. 41 zeigt die Wirkung des Ehegattensplittings auf die abgeschlossene Fertilität. Wie im Modell für die kurze Frist fällt der Effekt sehr schwach aus. Die abgeschlossene Geburtenziffer bleibt nahezu unverändert. Der Anteil der Frauen mit zwei und mehr Kindern nimmt durch das Ehegattensplitting leicht zu, während der Anteil von Frauen mit einem Kind und ohne Kind abnimmt. Im Gegensatz zu den direkt die Familien unterstützenden Leistungen (Kindergeld/Kinderfreibeträge, Elterngeld und Bereitstellung von Kinderbetreuungsplätzen) entfaltet das Ehegattensplitting also wie schon im Modell für die kurze Frist deutlich schwächere und nahezu vernachlässigbare Wirkungen auf die Geburtenrate. Die *genaue Höhe* der Wirkungen unterliegt natürlich jeweils einer gewissen Unsicherheit: zum einen wegen der unvermeidbaren Annahmen, die jedes Modell treffen muss; zum anderen, weil jede Schätzung und Simulation der statistischen Unsicherheit unterliegt, die im Falle des Lebenszyklusmodells nicht bekannt ist. Die *Rangfolge* der Leistungen hinsichtlich des Ziels einer Steigerung der Geburtenrate ist aber dennoch recht robust.

**Tab. 41: Fertilitätswirkungen des Ehegattensplittings über den Lebenszyklus, Benchmark Individualbesteuerung**

Kennziffer		Wirkung der Leistung
Veränderung der abgeschlossenen Geburtenziffer		0,01
Veränderung des Anteils der Frauen am Ende der fertilen Phase (in Prozentpunkten)		
Anteil der Frauen	ohne Kinder	-0,1
	mit einem Kind	-0,3
	mit zwei Kindern	0,3
	mit drei Kindern	0,1

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen. Rechtsstand 2012. Mögliche Abweichungen der Spaltensummen von null aufgrund der Rundung der Einzelwerte. Der Anteil der Frauen bezieht sich auf das Ende der fertilen Phase. Die Kinderzahl ist aus modelltechnischen Gründen auf drei begrenzt. Im Lebenszyklusmodell kann die statistische Signifikanz der Ergebnisse aufgrund des hohen Rechenaufwands nicht bestimmt werden.

Wie Tab. 42 zeigt, führt das Ehegattensplitting wie in der kurzen Frist dazu, dass die weibliche Erwerbstätigkeit zurückgeht. Die Frauen arbeiten im Schnitt weniger Jahre in Vollzeit und sind länger nicht erwerbstätig. Die Teilzeitbeschäftigung bleibt (nahezu) unberührt von der Leistung. Der Vergleich mit den drei bisher betrachteten Leistungen ist instruktiv: Beim Kindergeld, dem Elterngeld und der nicht kostendeckenden Bereitstellung von Kinderbetreuungsplätzen fiel die Geburtenwirkung prozentual stärker aus als die Zunahme der (Dauer der) Nichterwerbstätigkeit, ein Indiz dafür, dass die Leistungen der Vereinbarkeit von Familie und Beruf nicht entgegenstehen oder diese sogar befördern. Beim Ehegattensplitting ist nun der Geburteneffekt vernachlässigbar, bei gleichzeitig negativen Anreizen für die Frauenerwerbstätigkeit.

Der grundlegende Befund eines Rückgangs der weiblichen Erwerbstätigkeit deckt sich mit den bisherigen Modulen im Rahmen der Gesamtevaluation der ehe- und familienbezogenen Leistungen und Maßnahmen und mit den Ergebnissen des Modells für die kurze Frist. Die Veränderung im Erwerbsverhalten

fällt nun aber schwächer aus. Zum einen liegt das daran, dass die Tabelle wie erwähnt nur auf dem Lebensverlauf bis zum Alter von 45 Jahren beruht. Zum anderen werden die Veränderungen für alle Frauen ausgewiesen, also nicht nur für die jemals verheirateten Frauen oder sogar nur für die Frauen während ihrer Ehejahre. Drittens bedenken die Frauen im Lebenszyklusmodell die langfristigen Folgen einer Erwerbseinschränkung (niedrigere Löhne und generell das Einschwenken auf einen anderen Karrierepfad) und sind daher seltener bereit, wegen der kurzfristigen Splittingvorteile ihre Erwerbstätigkeit zu reduzieren.

**Tab. 42: Arbeitsangebotswirkungen des Ehegattensplittings über den Lebenszyklus, Benchmark Individualbesteuerung**

		Veränderung der Jahre in ...		
		Nichterwerbstätigkeit	Teilzeit	Vollzeit
Gesamt		0,10	0,04	-0,14
Anzahl der Kinder	Ohne Kinder	0,03	0,04	-0,06
	Ein Kind	0,24	0,03	-0,27
	Zwei Kinder	0,12	-0,05	-0,06
	Drei Kinder	0,00	0,07	-0,06

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen. Rechtsstand 2012. Mögliche Abweichungen der Zeilensummen von null aufgrund der Rundung der Einzelwerte. Die Anzahl der Kinder bezieht sich auf das Ende der fertilen Phase. Die Kinderzahl ist aus modelltechnischen Gründen auf drei begrenzt. Im Lebenszyklusmodell kann die statistische Signifikanz der Ergebnisse aufgrund des hohen Rechenaufwands nicht bestimmt werden. Lesebeispiel: Durch das Ehegattensplitting sind die derzeit 25- bis 29-jährigen Frauen im Schnitt 0,14 Jahre kürzer in Vollzeit erwerbstätig als in einer hypothetischen Situation ohne diese Leistung. Da sich durch die Leistung die Kinderzahl verändert, ändert sich auch die Zusammensetzung der Gruppen. Die Zeile „Gesamt“ ergibt sich nicht als Summe der übrigen Zeilen, da durch die Leistung Veränderungen in der Geburtenzahl auftreten, sich also das Gewicht der Gruppen verändert.

#### 4.5.4 Zusammenfassung

- Das Ehegattensplitting hat einen schwach positiven Einfluss auf die Geburtenzahlen, der allerdings statistisch nicht signifikant ist. Der positive Effekt ist indirekter Natur: Der Vorteil aus dem Ehegattensplitting ist nicht an die Kinderzahl gekoppelt, führt aber zu einem Rückgang der weiblichen Erwerbstätigkeit, der sich auf die Geburtenwahrscheinlichkeit auswirkt.
- Die Wirkung des Splittings auf die Geburten fiel möglicherweise stärker aus, wenn auch die zusätzlichen indirekten Effekte berücksichtigt würden, die durch den Einfluss der Leistung auf das Heiratsverhalten und die Stabilität von Partnerschaften entstehen. Wie stark das Splitting auf diese Variablen wirkt, ist aber noch kaum erforscht.
- Verglichen mit einer Individualbesteuerung reduziert das Ehegattensplitting die Arbeitsmarktpartizipation und den Umfang der Erwerbstätigkeit von Ehefrauen. Das gleiche Fazit ergibt sich, wenn man den Status quo mit dem alternativen Benchmark eines Realsplittings mit einem maximalen Übertrag von 13.805 Euro vergleicht. Die Wirkungen auf das weibliche Erwerbsverhalten fallen dann allerdings schwächer aus.
- Auch im Lebenszyklusmodell lässt sich ein negativer Effekt des Ehegattensplittings auf das weibliche Erwerbsverhalten belegen.

#### 4.6 Sonstige Leistungen und Maßnahmen

##### 4.6.1 Wirkungen in der kurzen Frist

In der vorliegenden Studie wurde der gleiche Katalog an Leistungen und Maßnahmen simuliert wie in den vorherigen Modulen „Zentrale Leistungen“ (Bonin et al. 2013a), „Zentrale Leistungen im Lebensverlauf“ (Bonin et al. 2013b) und „Förderung und Wohlergehen von Kindern“ (Müller et al. 2013). Neben den bisher beschriebenen Leistungen sind dies die beitragsfreie Mitversicherung der Ehepartner in der gesetzlichen Kranken- und Pflegeversicherung, der ermäßigte Beitragssatz für Personen mit Kindern in der Pflegeversicherung, die kindbezogenen Anteile am Arbeitslosengeld II und am Wohngeld, der Kinder-

zuschlag und die steuerliche Absetzbarkeit von Kinderbetreuungskosten.<sup>71</sup> Die Ergebnisse für diese weiteren Leistungen und Maßnahmen sind in Tab. 43 dargestellt. Die Berechnungen beruhen auf dem Modell mit einjährigem Entscheidungshorizont. Ausgewiesen werden nur die Gesamtwirkungen; auf eine Differenzierung nach dem Haushaltstyp wird angesichts der in den meisten Fällen geringen Effektstärken verzichtet. Aus dem gleichen Grund wurden auch nur für zwei der Leistungen – die beitragsfreie Mitversicherung der Ehepartner und die steuerliche Absetzbarkeit von Kinderbetreuungskosten – zusätzliche Berechnungen mit dem Lebenszyklusmodell durchgeführt, auf die unten näher eingegangen wird.

Die **beitragsfreie Mitversicherung der Ehepartner in der gesetzlichen Kranken- und Pflegeversicherung** wird mithilfe eines Alternativszenarios evaluiert, in dem ein Eigenbeitrag für bisher beitragsfrei mitversicherte Ehepartner eingeführt wird.<sup>72</sup> Die Höhe dieser Zahlung beträgt annahmegemäß 132,15 Euro monatlich. Die Zahlung wird nicht fällig, wenn der Haushalt Arbeitslosengeld II bezieht, weil die Versicherung dann wie derzeit direkt über die Grundsicherungsstellen abgewickelt wird. Das Alternativszenario ist (näherungsweise) aufkommensneutral ausgestaltet: Durch die zusätzlichen Einnahmen aus dem Eigenbeitrag sinken die Beitragssätze zur Kranken- und Pflegeversicherung um insgesamt 1,095 Prozentpunkte.<sup>73</sup>

---

<sup>71</sup> Der Entlastungsbetrag für Alleinerziehende und der Unterhaltsvorschuss wurden nicht berücksichtigt, da das Modell für die kurze Frist, das im Zentrum der Wirkungsanalyse steht, ausschließlich die Geburts- und Fertilitätsentscheidungen von Paarhaushalten abbildet.

<sup>72</sup> Die beitragsfreie Mitversicherung der Kinder wird hier, wie auch in den bisherigen Modulen, nicht evaluiert.

<sup>73</sup> Dieser Wert ergibt sich aus dem Modul „Zentrale Leistungen“ (Bonin et al. 2013a). Er wurde so kalibriert, dass die Aufkommensneutralität für die dort verwendete Stichprobe exakt gilt. Die späteren Module „Zentrale Leistungen im Lebenszyklus“ (Bonin et al. 2013b) und „Förderung und Wohlergehen von Kindern“ (Müller et al. 2013) haben die Werte für den Eigenbeitrag und die Veränderung der Beitragssätze aus dem ersten Modul übernommen, auch wenn die Aufkommensneutralität aufgrund anderer Erhebungswellen, Rechtsstände und Stichprobendefinitionen nicht mehr exakt gilt. Wir folgen der besseren Vergleichbarkeit wegen dieser Praxis.



**Tab. 43: Wirkungen weiterer Leistungen und Maßnahmen im Modell für die kurze Frist**

Wirkung von ... im Status quo	Geburten (in 1000)	Partizipations- quote (Prozentpunkte)	Vollzeit- äquivalente (in 1000)
Beitragsfreie Mitversicherung	3*** (1)	-0,14*** (0,04)	-4*** (1)
Erhöhter Leistungssatz Arbeitslosengeld I	-0,3** (0,2)	-0,05** (0,02)	-1** (0,5)
Ermäßigter Beitragssatz Pflegevers.	0,3 (0,8)	0,001 (0,02)	-0,01 (0,7)
Kindbezogener Anteil ALG II	-13 (8)	-0,36** (0,16)	-10*** (3)
Kindbezogener Anteil Wohngeld	-0,2 (1)	-0,06 (0,04)	-2** (0,7)
Kinderzuschlag	0,6 (1)	-0,01 (0,02)	-0,5 (0,4)
Steuerliche Absetzbarkeit Kinderbetreuungskosten	-2 (2)	0,34*** (0,09)	11*** (3)

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen, n=1.059, Gewichtung mit den SOEP-Hochrechnungsfaktoren. Rechtsstand 2012. Standardfehler in Klammern, berechnet mit dem Bootstrap-Verfahren (100 Wiederholungen). \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Lesebeispiel: Die beitragsfreie Mitversicherung der Ehepartner in der Gesetzlichen Krankenversicherung reduziert die Partizipationsquote der Frauen im Jahr 2012 um 0,14 Prozentpunkte.

Wie Tab. 43 zeigt, sind im Status quo, also mit beitragsfreier Mitversicherung, die Partizipationsquote und das gesamte Arbeitsvolumen von Frauen in Paarhaushalten niedriger als im Alternativszenario. Die Tabelle zeigt den Mittelwert über alle Paare. Bei Ehepaaren fällt der Effekt noch stärker aus, da hier zwei Mechanismen zusammenwirken: Zum einen haben die Frauen einen geringeren Anreiz für eine Erwerbstätigkeit, weil sie im Status quo auch dann schon Versicherungsschutz genießen, wenn ihr Ehemann sozialversicherungspflichtig beschäftigt ist. Im Alternativszenario hingegen müssen die bisher mitversicherten Ehepartner einen Eigenbeitrag entrichten, die Nichterwerbstätigkeit wird dadurch also etwas unattraktiver. Zum anderen ist eine Erwerbstätigkeit im Status quo auch deshalb weniger attraktiv als im Alternativszenario, weil zur Finanzierung der Mitversicherung der Beitragssatz etwas höher liegt.

Für unverheiratete Frauen in Paarhaushalten wirkt nur dieser zweite Mechanismus. Von ihm sind im Übrigen auch die Männer in Paarhaushalten sowie die Alleinstehenden und Alleinerziehenden betroffen. Wie das Modul „Zentrale Leistungen“ (Bonin et al. 2013a) gezeigt hat, fällt die Beschäftigungsbilanz der beitragsfreien Mitversicherung dadurch noch negativer aus.

In der vorliegenden Stichprobe von Frauen in Paarhaushalten im Alter zwischen 23 und 45 Jahren liegt der Rückgang der Partizipationsquote bei 0,14 Prozentpunkten. Das ist etwas niedriger als die minus 0,50 bzw. 0,84 Prozentpunkte, die im Modul „Zentrale Leistungen“ für die Frauen in Paarhaushalten ohne bzw. mit Kindern ermittelt wurden. Müller et al. (2012) sagen im Modul „Förderung und Wohlergehen von Kindern“ einen Rückgang um 1,1 Prozentpunkte voraus. Die drei Modelle unterscheiden sich jedoch außer in den Jahren und Rechtsständen auch in ihrer Stichprobendefinition: Im Modul „Zentrale Leistungen“ werden Frauen in einem Alter von 20 bis 60 Jahren betrachtet, bei Müller et al. nur Frauen in Paarhaushalten mit Kindern. Zudem differiert die zweite Anpassungsdimension zwischen den Modellen – im vorliegenden Fall ist es die Fertilität, in den „Zentralen Leistungen“ das Arbeitsangebot des Mannes und bei Müller et al. die Entscheidung über Form und Umfang der Kinderbetreuung. Das Vorzeichen und die Größenordnung der Wirkungen der beitragsfreien Mitversicherung stimmen jedoch in allen Fällen überein.

Hinsichtlich der Geburtenwirkungen der Leistung sagt das vorliegende Modul voraus, dass durch die beitragsfreie Mitversicherung die Frauen etwas mehr Kinder bekommen. Verantwortlich hierfür ist der bereits im Zusammenhang mit dem Ehegattensplitting beschriebene Effekt, dass durch die Mitversicherung eine eigene Erwerbstätigkeit gegenüber der Konzentration auf die Kindererziehung etwas an Attraktivität verliert. Mit zusätzlich 3.000 Geburten im Jahr 2012 fällt dieser Effekt aber sehr schwach aus.

Für die beitragsfreie Mitversicherung wurden die Berechnungen für die kurze Frist durch eine Simulation mit dem Lebenszyklusmodell ergänzt (vgl. Tab. 53 und Tab. 54 im Anhang). Die Geburtenwirkungen sind erneut vernachlässigbar. Beim Arbeitsangebot bestätigt sich der Rückgang der weiblichen Erwerbstätigkeit: Durch die beitragsfreie Mitversicherung sind die Frauen bis zum 45. Lebensjahr seltener in Vollzeit und entsprechend länger in Teilzeit beschäftigt

oder nicht erwerbstätig. Anders als im Modell für die kurze Frist können aufgrund des hohen Rechenaufwands im Lebenszyklusmodell jedoch keine Aussagen zur statistischen Signifikanz getroffen werden.

Als Lohnersatzleistung orientiert sich das **Arbeitslosengeld I** grundsätzlich am beitragspflichtigen Einkommen. Der Leistungssatz für das Arbeitslosengeld beträgt 60 % des pauschalierten Nettoentgelts, erhöht sich jedoch auf 67 %, wenn der Arbeitslose oder sein Ehe- oder Lebenspartner ein Kind hat. Die Leistung fördert also das familienpolitische Ziel der wirtschaftlichen Stabilität, berücksichtigt hierbei jedoch nicht die Anzahl der Kinder im Haushalt. In dieser Studie wird der Status quo eines um 7 Prozentpunkte erhöhten Leistungssatzes beim Arbeitslosengeld I für Haushalte mit Kindern mit einem einheitlichen Leistungssatz auf der Stufe der Kinderlosen, also von 60 %, verglichen. Im Modell für die kurze Frist zeigt sich, dass die Leistung das Arbeitsangebot von Frauen geringfügig reduziert. Der Effekt auf die Geburtenrate ist vernachlässigbar. Auf eine Simulation mit dem Lebenszyklusmodell wurde angesichts der zu erwartenden schwachen Wirkungen verzichtet.

Die Wirkungen des **ermäßigten Beitragssatzes für Personen mit Kindern in der Pflegeversicherung** werden durch den Vergleich mit einer Situation ermittelt, in der alle Versicherten – unabhängig davon, ob sie Kinder haben oder nicht – einen einheitlichen Beitragssatz entrichten. Im Status quo beträgt der Arbeitnehmeranteil von Versicherten mit Kindern 0,975 Prozent, derjenige von Versicherten ohne Kinder 1,225 Prozent. Der einheitliche Beitragssatz im Alternativszenario liegt bei 1,06 Prozent. Der Wert stammt aus dem Modul „Zentrale Leistungen“ (Bonin et al. 2013a) und wurde so gewählt, dass das Beitragsaufkommen für die dortige Stichprobe des Jahres 2010 konstant bleibt. In der vorliegenden Studie gilt diese Aufkommensneutralität nur noch näherungsweise, da sich Stichprobe und Rechtsstand unterscheiden. Wie Tab. 43 zeigt, sind die Wirkungen des ermäßigten Beitragssatzes zur Pflegeversicherung auf die Geburtenrate und das weibliche Erwerbsverhalten statistisch nicht signifikant und in der Größenordnung vernachlässigbar.

Der **kindbezogene Anteil am Arbeitslosengeld II** wird gemessen als Summe aus den Regelleistungen für Kinder und den anteiligen Kosten für Unterkunft und Heizung. Die Einzelheiten der Modellierung werden im Modul „Zentrale Leistungen“ (Bonin et al. 2013a) beschrieben.<sup>74</sup> Für die Analyse der Wirkungen im Status quo wird dieser kindbezogene Anteil in der Simulation auf null gesetzt. Die ALG II-Ansprüche der erwachsenen Mitglieder der Bedarfsgemeinschaft werden konstant gehalten. Der kindbezogene Anteil ist zwar, wie im Modul „Zentrale Leistungen“ gesehen, ein wichtiger Beitrag zur wirtschaftlichen Stabilität der betroffenen Haushalte, hat aber – wie Tab. 43 zeigt – keinen statistisch signifikanten Einfluss auf das Geburtenverhalten.<sup>75</sup> Der kindbezogene Anteil am Arbeitslosengeld II reduziert allerdings das Arbeitsangebot von Frauen.

In abgeschwächter Form gilt dies auch für den **kindbezogenen Anteil am Wohngeld**<sup>76</sup> und für den **Kinderzuschlag**. Beide Leistungen sind dem Arbeitslo-

---

<sup>74</sup> Dort ist allerdings eine „Härtefallregelung“ implementiert. Sie verhindert, dass die Einkommen der Haushalte unter den Regelbedarf fallen. Dadurch ergeben sich echte Einkommenswirkungen des kindbezogenen Anteils am Arbeitslosengeld II nur durch die Interaktion mit dem Wohngeld. In der Folge fallen auch die Verhaltenswirkungen der Leistung schwächer aus als bei einer kontrafaktischen Modellierung, die – wie in der Studie von Müller et al. (2013) – ein Absinken der Einkommen unter den Regelbedarf zuließe. Die vorliegende Studie folgt dem Ansatz von Müller et al., gibt also die Härtefallregelung auf.

<sup>75</sup> In der hier verwendeten Stichprobe wird zwar ein Rückgang von 13 Tausend Geburten vorhergesagt. Der Standardfehler als Maß für die statistische Unschärfe liegt mit 8 Tausend Geburten aber ebenfalls sehr hoch. Das Konfidenzintervall zum 95 %-Niveau reicht demnach von minus 28 Tausend bis plus 4 Tausend Geburten. Da auch der Wert null innerhalb des Intervalls liegt, lässt sich kein statistisch signifikanter Zusammenhang nachweisen.

<sup>76</sup> Das Wohngeld ist im Steuer-Transfer-Modell sowohl als Mietzuschuss als auch als Lastenzuschuss für selbst-genutztes Wohneigentum implementiert und wird auf Basis der Wohngeldtabellen berechnet. In Abhängigkeit von der Mietstufe und der Zahl der Haushaltsmitglieder werden Miethöchstgrenzen festgesetzt. Im Modell werden dabei nur die Durchschnittswerte der Mietstufe III verwendet, da in den der Simulation zugrunde liegenden Daten lediglich Angaben über das Bundesland und nicht die Gemeinde verfügbar sind, die Wohnungen also ihren tatsächlichen Mietstufen nicht zugeordnet werden können. Der kindbezogene Anteil des Wohngelds ergibt sich zum einen aus einem höheren Wohngeld aufgrund der höheren Zahl an Haushaltsmitgliedern und zum anderen aus dem höheren Wohngeldanspruch, der durch die Berücksichtigung der Kinderfreibeträge ent-

sengeld II vorgelagert; der Kinderzuschlag dient explizit dazu, eine Inanspruchnahme von Arbeitslosengeld II, die sich allein durch die Präsenz von Kindern im Haushalt ergäbe, zu vermeiden. Beide Leistungen setzen einerseits Anreize zum Verlassen des Arbeitslosengeld II-Bezugs, führen aber gleichzeitig auch dazu, dass Haushalte am oberen Rand ihr Arbeitsangebot einschränken, um in den Genuss der Transfers zu kommen. Anders ausgedrückt, setzen Wohngeld und Kinderzuschlag durch die hohen Transferentzugsraten wenig Anreize für eine marginale Arbeitsangebotsausweitung am oberen Rand des Bezugsbereichs. Die gegenläufigen Effekte führen in der Summe zu einer geringen Veränderung des weiblichen Arbeitsangebots. Dies gilt erst recht, wenn wie in der vorliegenden Studie stets die Gruppe aller Frauen in Paarhaushalten und nicht nur die der Transferempfängerinnen betrachtet wird. Auch die Geburtenwirkungen der Leistungen sind schwach und statistisch nicht signifikant von null verschieden.

Die **steuerliche Absetzbarkeit von Kinderbetreuungskosten** schließlich wirkt etwas stärker auf das weibliche Arbeitsangebot und die Geburtenzahlen. Die Wirkung auf die letztgenannte Variable ist allerdings statistisch nicht signifikant. Die Reaktionen entsprechen in abgeschwächter Form denjenigen der nicht kostendeckenden Bereitstellung von Kinderbetreuungsplätzen (Kapitel 4.4). In beiden Fällen handelt es sich um eine Subvention familienexterner Kinderbetreuung, auf welche die Frauen mit einer Ausweitung ihres Arbeitsangebots reagieren. In der Folge sinken die Geburtenzahlen in der Summe leicht. Im Modell für die kurze Frist wird dieser negative Geburteneffekt aber vermutlich überzeichnet. Er entsteht nämlich bei den Frauen, die bereits ein oder mehrere Kinder haben und daher von einer Subvention (oder umgekehrt einer Verteuerung) der familienexternen Kinderbetreuung besonders betroffen sind. Der gegenläufige Effekt, dass nämlich durch die Subvention der Betreuungsplätze oder die steuerliche Absetzbarkeit der Betreuungskosten die Erstgeburten steigen, wird unterschätzt, da das Modell einen einjährigen Entscheidungshorizont unterstellt. Damit wirken sich die finanziellen Vorteile nur

---

steht. Nur dieser kindbezogene Anteil wird in der kontrafaktischen Simulation ausgeschaltet; die übrigen Haushaltsmitglieder erhalten nach wie vor Wohngeld.

im ersten Lebensjahr des Kindes aus, in dem die familienexterne Betreuung eine geringe Rolle spielt.

Daher wurde die steuerliche Absetzbarkeit der Kinderbetreuungskosten ergänzend auch im Lebenszyklusmodell simuliert, das durch seine langfristige Perspektive für die Analyse dieser Leistung besser geeignet ist (vgl. Tab. 55 und Tab. 56 im Anhang). Hier zeigt sich, dass durch die steuerliche Absetzbarkeit die abgeschlossene Geburtenziffer um 0,02 Kinder pro Frau steigt. Das sind etwa 1 % Prozent der im Status quo vorhergesagten Geburten.

#### 4.6.2 Zusammenfassung

- Die beitragsfreie Mitversicherung von Ehepartnern in der gesetzlichen Kranken- und Pflegeversicherung wird mithilfe eines Alternativszenarios evaluiert, in dem ein Eigenbeitrag für bisher beitragsfrei mitversicherte Ehepartner eingeführt wird und im Gegenzug der Beitragssatz sinkt. Verglichen mit diesem Szenario reduziert die im Status quo gewährte Mitversicherung die Arbeitsanreize der Ehefrauen. Im Gegenzug führt die Regelung zu einem leichten Anstieg der Geburten.
- Die kindbezogenen Anteile am Arbeitslosengeld II und am Wohngeld und der erhöhte Leistungssatz beim Arbeitslosengeld I reduzieren das Arbeitsangebot von Frauen, haben aber keinen statistisch signifikanten Einfluss auf die Geburtenrate.
- Die steuerliche Absetzbarkeit von Kinderbetreuungskosten fördert die Erwerbstätigkeit von Frauen. Im Modell für die kurze Frist entfaltet die Leistung keinen signifikanten Geburteneffekt. Das für die Evaluation der Kinderbetreuung besser geeignete Lebenszyklusmodell sagt jedoch voraus, dass durch die Absetzbarkeit die abgeschlossene Geburtenziffer um etwa 1 Prozent steigt. Die statistische Signifikanz dieser Vorhersage konnte allerdings nicht geprüft werden.
- Die übrigen Leistungen – der Kinderzuschlag und der ermäßigte Beitragssatz von Versicherten mit Kindern in der Pflegeversicherung – haben weder einen statistisch signifikanten Einfluss auf die Geburten noch auf das weibliche Erwerbsverhalten.

## **5 Zusammenfassung**

### **5.1 Gegenstand der Untersuchung**

Die *Steigerung der Geburtenrate/Erfüllung von Kinderwünschen* zählt zu den im Rahmen der Gesamtevaluation der ehe- und familienbezogenen Leistungen definierten Zielen der Familienpolitik in Deutschland. Die erste im Rahmen dieses Moduls erstellte Teilstudie (Boll et al. 2013) gab einen umfassenden Überblick über vorhandene theoretische und empirische Erkenntnisse zu den generellen Determinanten des Geburtenverhaltens und zu den Geburtenwirkungen von familienpolitischen Maßnahmen und Leistungen.

Das Ziel dieser Teilstudie ist die vergleichende empirische Abschätzung von Geburteneffekten für zentrale Leistungen der deutschen Familienpolitik innerhalb eines einheitlichen verhaltensfundierten Modellrahmens auf Grundlage von Haushaltsdaten. Dieser Modellrahmen erfasst die systematischen soziodemografischen Einflussfaktoren, die auf die individuellen Entscheidungen wirken, Kinder zu haben. Er berücksichtigt darüber hinaus, dass die Entscheidungen für oder gegen Kinder nicht unabhängig von der Beteiligung am Arbeitsmarkt sind. Innerhalb dieses Modellrahmens werden die Geburteneffekte der Familienpolitik durch systematische Variation einzelner Leistungen und Maßnahmen simuliert.

Betrachtet werden hierbei die folgenden Leistungen gemäß dem Rechtsstand des Jahres 2012: das Kindergeld/die Kinderfreibeträge, das Elterngeld, die nicht kostendeckende Bereitstellung von Kinderbetreuungsplätzen, das Ehegattensplitting die beitragsfreie Mitversicherung der Ehepartner in der gesetzlichen Kranken- und Pflegeversicherung, der erhöhte Leistungssatz beim Arbeitslosengeld I, der ermäßigte Beitragssatz für Personen mit Kindern in der Pflegeversicherung, die kindbezogenen Anteile am Arbeitslosengeld II und am Wohngeld, der Kinderzuschlag und die steuerliche Absetzbarkeit von Kinderbetreuungskosten. Damit kommt in der vorliegenden Studie der gleiche Katalog an Leistungen und Maßnahmen zur Anwendung wie in den vorherigen Modulen „Zentrale Leistungen“, „Zentrale Leistungen im Lebensverlauf“ und „Förderung und Wohlergehen von Kindern“.

Der einheitliche Modellrahmen erlaubt einen direkten Vergleich der simulierten Geburteneffekte. Zudem lässt sich die Kosten-Nutzen-Relation einschätzen. Diese Informationen geben Hinweise für eine effiziente Gestaltung der Familienpolitik in dem Sinn, mit vorhandenen Ressourcen einen möglichst starken Beitrag zur Zielerreichung zu schaffen.

## 5.2 Methodisches Vorgehen

Für das vorliegende Modul im Rahmen der Gesamtevaluation ehe- und familienbezogener Leistungen und Maßnahmen wurden zwei neue und auf den deutschen Kontext zugeschnittene strukturelle Modelle zur Wirkungsanalyse entwickelt. Beide Modelle integrieren ein detailliertes Modell des deutschen Steuer- und Transfersystems, das insbesondere die finanziellen Auswirkungen der zu evaluierenden ehe- und familienpolitischen Leistungen auf der Ebene individueller Haushalte abbildet. Die Datengrundlage hierfür liefert das Sozio-oekonomische Panel (SOEP).

Gegenstand der Schätzungen und Simulationen ist neben dem Geburten- auch das Arbeitsangebotsverhalten der Frauen. In den Modellen können sich Paare nicht nur für oder gegen ein Kind, sondern zugleich auch für eine Nicht-, Teilzeit- oder Vollzeitwerbstätigkeit der Partnerin entscheiden. Das Arbeitsangebot der Männer wird als gegeben angenommen. Damit wird dem Befund Rechnung getragen, dass die Erwerbsbeteiligung von Frauen in Deutschland sehr stark, von Männern hingegen kaum von der Elternschaft geprägt ist.

Das erste der beiden Modelle fokussiert auf die kurze Frist und unterstellt einen einjährigen Entscheidungshorizont. Die Wirkungsanalyse untersucht für Personen in bestehenden Paarhaushalten, welchen Einfluss die ehe- und familienbezogenen Leistungen auf die Geburten- und Erwerbsentscheidungen im Jahr 2012 hatten. Das zweite der Modelle ist ein Lebenszyklusmodell, das eine langfristige Perspektive einnimmt. Es schreibt die künftigen Lebensverläufe von Frauen fort, die im Jahr 2010 25 bis 29 Jahre alt waren. Dieses Modell umfasst auch Frauen, die zu Beginn alleinstehend oder alleinerziehend sind.

Das Lebenszyklusmodell ist als Ergänzung und nicht als Ersatz des kurzfristigen Optimierungsmodells zu verstehen. Beide Modelltypen haben ihre Vor- und Nachteile. Das Modell mit einjähriger Optimierung kann detaillierte Hinweise auf die kurzfristigen Wirkungen einer Leistung geben. Das Lebenszyklusmodell



ergänzt diese Ergebnisse durch eine Abschätzung der langfristigen Folgen. Dies ist wichtig, weil viele Leistungen über einen langen Zeitraum bezogen werden und schon ein kurzfristiger Rückzug vom Arbeitsmarkt dauerhafte Karrierefolgen haben kann. Die Umsetzung des Lebenszyklusmodells verlangt im Vergleich zum kurzfristigen Modell jedoch einen größeren Satz von Annahmen, was zu mehr empirischer Unsicherheit führt.

Die empirische Spezifikation beider Modelle berücksichtigt, dass sich soziodemografische Faktoren wie Bruttostundenlohn, Familienstand, Alter und Zahl der Kinder oder der Bildungsstand der Partner auf die Vorliebe für Kinder (Präferenzen) und/oder die Budgetrestriktion auswirken. Die Vorliebe für (weitere) Kinder wird ferner durch sozial-normative Determinanten wie Einstellungen zu Kindern, Partnerschaft und Erwerbs- und Familienarbeit geprägt. Die Präferenzen von Paaren haben einen Einfluss darauf, wie sensitiv das Geburtenverhalten auf einen durch ehe- und familienpolitische Maßnahmen und Leistungen bewirkten finanziellen Impuls reagiert. So braucht es bei einem individuell starken Kinderwunsch für eine bestimmte Verhaltensreaktion einen schwächeren Impuls durch staatliche Unterstützungsangebote als bei Personen, bei denen der Kinderwunsch geringer ausgeprägt ist.

Politische Maßnahmen können im Modell die aktuell vorhandenen Präferenzen selbst nicht beeinflussen, sondern nur die Restriktionen, unter denen Haushalte ihre Entscheidungen für oder gegen Kinder bei gegebenen Präferenzen treffen. Diese fundamentale Setzung basiert auf der erklärten Absicht der deutschen Familienpolitik, in erster Linie *bestehende* Kinderwünsche unterstützen zu wollen. Sie ist aber auch modelltechnisch erforderlich: Nur durch die Unterscheidung von annahmegemäß unveränderlicher Struktur (den Präferenzen) und durch die seitens der Politik beeinflussten Restriktionen können die Wirkungen hypothetischer Politikreformen abgeschätzt werden.

Die Wirkung der Leistungen und Maßnahmen im Status quo wird in beiden Modellen ermittelt, indem einzelne Leistungen in einem Gedankenexperiment vollständig ausgeschaltet werden, während alle übrigen Leistungen unverändert bestehen bleiben. Diese Vorgehensweise wurde bereits in früheren Modulen der Gesamtevaluation von ehe- und familienbezogenen Leistungen praktiziert. Mit der vorgenommenen kontrafaktischen Variation verändert sich für jeden Haushalt, je nach sozio-demografischen Merkmalen, die Budgetrest-

riktion, unter der die Entscheidungen hinsichtlich Geburten und Arbeitsangebot in Abhängigkeit von den individuellen Präferenzen getroffen werden. Die Modelle liefern eine Vorhersage, mit welcher Wahrscheinlichkeit die Haushalte unter den solchermaßen geänderten Rahmenbedingungen ihr Verhalten ändern. Insofern handelt es sich bei den vorgelegten Resultaten um Schätzungen – trotz der Berücksichtigung zahlreicher Einflussfaktoren sind auch die hier verwendeten Modelle, die sich auf dem neuesten wissenschaftlichen Forschungsstand befinden, nicht in der Lage, das individuelle Geburten- und Arbeitsangebotsverhalten vollständig zu erklären.

### 5.3 Zentrale Ergebnisse

Für die drei Leistungen, die nennenswerte Geburten- und Arbeitsangebotswirkungen entfalten – Kindergeld/Kinderfreibetrag, Elterngeld und nicht kostendeckende Bereitstellung von Kinderbetreuung – wird im Folgenden eine ausführliche Gesamtbewertung vorgenommen, die die Ergebnisse des Kurzfrist- und des Lebenszyklusmodells integriert und hierbei auch die Ergebnisse der internationalen empirischen Studien berücksichtigt, die in der ersten Teilstudie zum Modul Fertilität veröffentlicht wurden. Die übrigen Maßnahmen inklusive des Ehegattensplittings, das keine nennenswerte Geburtenwirkung entfaltet, werden in ihrer Wirkung nur kurz zusammengefasst.

Das **Kindergeld** bzw. die Kinderfreibeträge entfalten signifikant positive Geburtenwirkungen vor allem, weil sie die Familien über viele Jahre im Lebensverlauf begleiten und einen substanziellen finanziellen Gesamtwert erreichen. Entsprechend wirkt die Leistung am stärksten bei Haushalten mit mittleren Einkommen, für die sie den relativ größten Anteil am Haushaltseinkommen ausmacht. Wegen der Anrechnung des Kindergelds auf das Arbeitslosengeld II ergibt sich dagegen bei ärmeren Haushalten kein spürbarer Geburteneffekt.

Das Kurzfristmodell unterschätzt zwangsläufig den finanziellen Impuls des Kindergeldes für heute geborene Kinder. Hinzu kommt, dass der finanzielle Impuls auf Geburten, die sich jenseits des Zeithorizonts des Kurzfristmodells ereignen, im Kurzfristmodell ausgeblendet wird. Für die Evaluation der Leistung ist also ein Lebenszyklusmodell wichtig. Die Simulationen auf Basis dieses Modells zeigen, dass das Kindergeld keinen reinen Timing-Effekt hat, sondern die Gesamtkinderzahl pro Frau erhöht. Der positive Effekt auf die abgeschlossene

Fertilität wird durch die im ersten Teilbericht zusammengefasste internationale empirische Evidenz bestätigt.

Die internationale Evidenz weist im Übrigen darauf hin, dass die Geburtenwirkung kindbezogener Transferleistungen bzw. Steuererleichterungen bei zeitgleicher Verbesserung der Vereinbarkeitssituation höher ausfällt. Dies belegt, dass der Einkommensimpuls auch die Geburtenneigung der erwerbsorientierten Frauen stimuliert, die das zusätzliche Einkommen zur Finanzierung externer Kinderbetreuung verwenden – ein Ergebnis, das unsere im Lebenszyklusmodell gewonnenen Befunde unterstreicht. Die Wirkungen auf das weibliche Arbeitsangebot sind insgesamt eher schwach: Im Kurzfristmodell treten zwar jenseits des ersten Quartils leicht negative Arbeitsangebotswirkungen auf, die sich aus dem Einkommenseffekt des Kindergeldes ergeben können. Diese sind aber statistisch nicht signifikant. Auch das Lebenszyklusmodell, in dem die Frauen die langfristigen Folgeeffekte eines kurzfristigen Arbeitsmarktrückzugs berücksichtigen, liefert keine Evidenz für einen merklichen Rückgang des Arbeitsangebots. Das Arbeitsangebot geht zwar zurück, der Rückgang lässt sich aber durch die zusätzlichen Geburten erklären und fällt im Verhältnis sogar kleiner aus. Im Modul „Zentrale Leistungen im Lebensverlauf“ ergaben sich ebenfalls nur geringe Arbeitsangebotswirkungen von Kindergeld und Kinderfreibeträgen. Im Modul „Zentrale Leistungen“ waren die Wirkungen per Saldo sogar leicht positiv; dieser Effekt wurde vor allem von der Interaktion zwischen dem Kindergeld und dem Arbeitslosengeld II getrieben, wurde aber nicht auf statistische Signifikanz überprüft. Alles in allem gehen wir davon aus, dass von Kindergeld und Kinderfreibeträgen allenfalls schwache Wirkungen auf das weibliche Arbeitsangebot ausgehen.

Das **Elterngeld** schafft als Lohnersatzleistung in kompakter Weise zeitliche Freiräume für die Familie in den ersten Lebensmonaten des Kindes. Wegen der Bindung des Elterngeldes an das vorige Einkommen sind die Effekte dabei umso stärker, je höher das Einkommen der Frauen vor der Geburt ist. Der finanzielle Impuls auf das Haushaltseinkommen wird durch den Ein-Jahreszeitraum des Kurzfristmodells weitgehend (unter Vernachlässigung der Vatermonate) abgebildet. Allerdings decken Bezugszeitraum und Gesamtwert nur einen verhältnismäßig kleinen Teil von Dauer und Höhe der mit der Geburt eines Kindes eingegangenen finanziellen Verpflichtungen ab. Auch bei dieser Leistung liefert das Lebenszyklusmodell daher weitere wertvolle Erkenntnisse.

Ausgehend von der kurzfristig erfolgenden Erwerbseinschränkung der Mütter im ersten Jahr, prognostiziert das Lebenszyklusmodell, dass Partizipation und Arbeitsvolumen der Frauen und insbesondere der Mütter auch in der langen Frist geringer ausfallen als in einem Szenario ohne diese Leistung. Die Arbeitsangebotsreaktion ist allerdings mit einer Erhöhung der abgeschlossenen Geburtenziffer verbunden, die in der Höhe mit dem vom Kindergeld ausgehenden Effekt in etwa vergleichbar ist. Der Anstieg der (Dauer der) Nichterwerbstätigkeit fällt in der Simulation schwächer aus als der Anstieg der Geburten. Das ist ein Indiz dafür, dass das Elterngeld per se keine negativen Erwerbsanreize setzt, die über den durch die zusätzlichen Geburten vermittelten Effekt hinausreichen.

Hinsichtlich der Wirkungen auf das weibliche Arbeitsangebot gehen vom Elterngeld als Lohnersatzleistung also vor allem kurzfristig negative Arbeitsangebotseffekte aus. Diese Wirkung ist aber beabsichtigt, da das Elterngeld bewusst einen finanziellen Schonraum im Jahr nach der Geburt bereitstellt. Auch die längerfristigen Folgen der durch das Elterngeld abgesicherten Erwerbsunterbrechung sind zu relativieren. In der vorliegenden Studie wurde das Elterngeld vorrangig mit einer Situation ganz ohne finanzielle Absicherung der Elternzeit verglichen. Verglichen mit dem bis Ende 2006 gezahlten Erziehungsgeld mit seinem längeren Bezugszeitraum fördert das Elterngeld die schnellere Rückkehr in das Erwerbsleben, mit günstigen Folgen für die Erwerbsperspektiven der Mütter in der mittleren und langen Frist. Die Gesamtkinderzahl liegt auch im Vergleich zum Erziehungsgeldszenario noch (geringfügig) höher. Dieser Befund für Deutschland ist konform mit der internationalen empirischen Literatur, die belegt, dass vor allem von langen Elternzeitdauern negative Wirkungen auf das weibliche Arbeitsangebot ausgehen (weil diese die traditionelle Arbeitsteilung der Geschlechter begünstigen).

Einen Hinweis auf einen positiven Einkommenszusammenhang des Impulses liefert der Einkommensquerschnitt im kurzfristigen Modell. Zwar darf dieser wegen der statistischen Unschärfe nicht überinterpretiert werden (die Einkommensgruppen variieren vermutlich auch in anderen fertilitätsrelevanten Merkmalen; zudem ist das Haushaltseinkommen nur ein Näherungswert für das maßnahmenrelevante individuelle Erwerbseinkommen); jedoch wird der Zusammenhang auch in der empirischen Literatur bestätigt. Das heißt, der (durch die Bindung an das vorgeburtliche Einkommen) tendenziell Geburten

aufschiebende Effekt des Elterngeldes wird überkompensiert durch entsprechende Nachholeffekte bei den Geburten, sodass im Ergebnis in vielen Studien eine höhere abgeschlossene Geburtenziffer resultiert.

Der Literaturüberblick der ersten Teilstudie hat ferner gezeigt, dass eine mittlere Dauer der Elternzeit, hohe Elterngeldzahlungen und exklusiv Vätern vorbehaltene Elternzeitmonate in einem positiven Zusammenhang mit Folgegeburten stehen. Eine dergestalt stimulierte Inanspruchnahme von Elternzeit durch Väter kann den (weiteren) Kinderwunsch nicht nur von Müttern, die Familie und Beruf durch ein höheres Partnerengagement im Haushalt besser vereinbaren können, sondern auch von Vätern befördern. Die Inanspruchnahme der Elternzeit durch Väter ist in Deutschland in einem deutlichen Aufwärtstrend begriffen. Von den Simulationsmodellen – sowohl dem kurz- als auch dem langfristigen – wird der Effekt der väterlichen Inanspruchnahme jedoch nicht berücksichtigt. Dies stützt unsere Annahme, dass die durch das Lebenszyklusmodell prognostizierten Geburteneffekte eher nicht über-, im Gegenteil möglicherweise sogar unterzeichnet sind. Hinzu kommt, dass eine hohe Elterngeldzahlung über eine höhere Väterbeteiligung fertilitätsfördernd wirkt; auch dies hatte die Literaturstudie ergeben, und auch dieser Effekt wird in den Simulationen ausgeblendet, da das väterliche Arbeitsangebot als gegeben angenommen wird. Schließlich wird auch von gegebenen Präferenzen ausgegangen, mögliche Symbolwirkungen des Elterngeldes werden also nicht untersucht.

Vor allem für erwerbsorientierte Frauen senkt die **nicht kostendeckende Kinderbetreuung** die mit einem Kind verbundenen Kosten. Diese Kosten schließen die entgangenen Einkommen aus Beschäftigung ein, und ohne öffentlich geförderte Kinderbetreuung müssten etliche Frauen ihre Erwerbstätigkeit einschränken, weil Kinderbetreuung am privaten Markt prohibitiv teuer wäre. Im Kurzfristmodell wird nicht berücksichtigt, dass für erwerbsorientierte Frauen durch die Subvention die Kosten nicht nur bereits vorhandener, sondern auch künftiger Kinder sinken. Da die Kostensituation nur ein Jahr nach der Geburt erfasst wird, wird selbst für vorhandene Kinder der finanzielle Impuls nur unzureichend abgebildet, zumal familienexterne Betreuung im ersten Lebensjahr des Kindes weniger nachgefragt wird als im Kindergartenalter. Die Grenzen des Kurzfristmodells, die bereits im Zusammenhang mit der Evaluation des Kindergeldes geäußert wurden, gelten analog auch für die subventionierte

Kinderbetreuung: Insgesamt erscheint das Kurzfristmodell kaum in der Lage, den finanziellen Impuls subventionierter Kinderbetreuung abzubilden und kann damit die tatsächlichen Geburtenwirkungen der Leistung nicht angemessen erfassen.

Im Lebenszyklusmodell hingegen wird abgebildet, dass die subventionierte Betreuung die Vereinbarkeit von Familie und Beruf verbessert und die durch die Frauenerwerbstätigkeit generierten Beiträge zum Haushaltseinkommen die Nachfrage nach Kindern stimulieren. Das Extremszenario voll kostendeckender Gebühren ist hier hilfreich, da es verdeutlicht, dass sich trotz des kurzfristigen Spezialisierungsvorteils mit entsprechend höherer Geburtenzahl in diesem Szenario langfristig eine *geringere* abgeschlossene Fertilität ergäbe als im Status quo mit nicht kostendeckenden Gebühren. Dies verdeutlicht die Bedeutung der Langfristwirkung der Betreuungskostensubvention als geburtenfördernde Maßnahme: Über den Lebenszyklus nehmen Frauen die Gebührenreduktion als Maßnahme wahr, die über die bessere Vereinbarkeit von Familie und Beruf die Kosten von Kindern senkt und zusätzliche Geburten stimuliert.

Die Vorhersage des Lebenszyklusmodells deckt sich auch bei dieser Maßnahme mit den Ergebnissen der empirischen Literatur. Dabei wirkt die Vergünstigung der Kinderbetreuung vor allem positiv auf den Übergang zur Erstgeburt, reduziert also das Ausmaß der Kinderlosigkeit. Auch in diesem Punkt stimmen Simulationsergebnis und empirische Evidenz überein.

Würde man im Lebenszyklusmodell als kontrafaktische Situation – statt die Subventionierung der Gebühren aufzuheben – die Rationierung der subventionierten Betreuungsplätze entfernen, d. h. ein nachfragedeckendes Angebot subventionierter Betreuungsplätze schaffen, würde dies die Geburtenzahl ebenfalls befördern, allerdings in geringerem Ausmaß als durch die Gebührensubvention. Bei Wegfall der Rationierung würde im Vergleich mit dem Status quo allerdings der Erwerbsumfang der Frauen leicht steigen, während die Gebührensubvention im Vergleich mit voll kostendeckenden Gebühren ein leicht geringeres Arbeitsangebot der Frauen hervorbringt: Frauen mit einem Kind weiten ihre Vollzeit-, Frauen mit zwei Kindern ihre Teilzeittätigkeit aus, beide sind häufiger erwerbstätig. Frauen mit drei Kindern sind hingegen seltener erwerbstätig. Dieser Rückgang ist aber ins Verhältnis zu setzen zum positiven

Geburteneffekt, der von der Bereitstellung subventionierter Kinderbetreuungsplätze ausgeht. Letzterer ist im Betrag deutlich stärker als der negative Erwerbseffekt. Das ist ein Indiz dafür, dass die subventionierte Kinderbetreuung die Vereinbarkeit von Familie und Beruf verbessert.

**Insgesamt** zeigt sich damit, dass insbesondere von der nicht kostendeckenden Kinderbetreuungsinfrastruktur, vom Kindergeld sowie vom Elterngeld positive Wirkungen auf die Geburtenzahlen ausgehen. Während die Kinderbetreuung vor allem den Anteil der kinderlosen Frauen deutlich senkt, führen Elterngeld und Kindergeld vor allem dazu, dass Eltern im Mittel mehr Kinder bekommen. Auf das Arbeitsangebot der Frauen gehen – im gegebenen Modellrahmen – vom Kindergeld und der Subventionierung der Kinderbetreuung allenfalls schwache Effekte aus. Das Elterngeld reduziert das Arbeitsangebot im ersten Jahr nach der Geburt; dies ist jedoch beabsichtigt, da ein finanzieller Schonraum für die Familien geschaffen werden soll. Bei der Interpretation ist zu beachten, dass es sich hier um die Wirkungen im Mittel über alle Frauen handelt. Wenn eine Leistung wie die Subvention der Kinderbetreuung also die Geburtenrate deutlich steigert, aber nur einen schwachen Effekt auf das Arbeitsangebot der Frauen hat, dann ist dies Evidenz dafür, dass die Subvention die Vereinbarkeit von Familie und Beruf verbessert.<sup>77</sup>

Die übrigen untersuchten Leistungen und Maßnahmen, wie das Ehegattensplitting und die beitragsfreie Mitversicherung in der gesetzlichen Krankenversicherung, stehen nur in einem sehr schwachen Zusammenhang zur Geburtenrate. Wegen der Antizipation der Folgekosten von Erwerbsunterbrechungen wirkt auch das Ehegattensplitting in der langen Frist schwächer negativ auf das weibliche Arbeitsangebot als ein Jahr nach der Geburt. Der Effekt des Splittings ist für Frauen im Vergleich mit einer Individualbesteuerung jedoch in jedem Fall erwerbshemmend. Von diesem Rückgang des Erwerbsverhaltens geht aber keine nennenswerte Wirkung auf die Geburtenrate aus.

---

<sup>77</sup> Eine Zerlegung des gesamten Arbeitsangebotseffektes ist nicht möglich, da im Modell die Geburten- und die Arbeitsangebotsentscheidung simultan betrachtet werden. Man kann also die bessere Vereinbarkeit nicht dadurch direkt nachweisen, dass man die Veränderung des Erwerbsverhaltens bei *gegebener* Kinderzahl untersucht.

Die beitragsfreie Mitversicherung des Ehepartners/der Ehepartnerin in der gesetzlichen Kranken- und Pflegeversicherung beeinflusst das Geburten- und Arbeitsangebotsverhalten von Frauen in gleicher Richtung wie das Ehegattensplitting, aber mit noch schwächeren Effekten. Die steuerliche Absetzbarkeit von Kinderbetreuungskosten ist hingegen hinsichtlich ihrer Wirkung mit einer beitragssubventionierten Kinderbetreuung zu vergleichen, allerdings mit ebenfalls sehr viel schwächeren Effekten. Die Aufgabe des für Personen mit Kindern ermäßigten Beitragssatzes in der Pflegeversicherung und des erhöhten Leistungssatzes beim Arbeitslosengeld I sowie die hypothetische Aufgabe des kindbezogenen Anteils am Arbeitslosengeld II bzw. am Wohngeld sowie die simulierte Abschaffung des Kinderzuschlags zeitigen hingegen kaum statistisch signifikante Effekte.

In der **Gesamtschau** wirken solche Maßnahmen, die die Erwerbstätigkeit der Frauen nicht nennenswert beeinträchtigen (Kindergeld) oder sogar fördern (nicht kostendeckende Kinderbetreuung, steuerliche Absetzbarkeit von Betreuungskosten), in der langen Frist geburtenfördernd, während Maßnahmen, die die Erwerbsbeteiligung reduzieren, keine nennenswerten Geburteneffekte (Ehegattensplitting, beitragsfreie Mitversicherung) zeitigen. Das Elterngeld nimmt eine Zwischenstellung ein: Es erhöht die Geburten deutlich (wenn auch nicht ganz so stark wie Kinderbetreuung und Kindergeld), reduziert aber gleichzeitig das Arbeitsangebot der Frauen. Vergleichsmaßstab ist hier aber eine hypothetische Situation ganz ohne die Leistung. Verglichen mit dem Erziehungsgeld fallen die Arbeitsangebotswirkungen des Elterngeldes positiver aus.

Der Literaturüberblick hatte als eines der wesentlichen Ergebnisse bereits herausgearbeitet, dass die Vereinbarkeitssituation eine Schlüsselrolle bei der Wirkung familienpolitischer Maßnahmen einnimmt, weil Zeitkosten in der Bewertung von Kinderkosten im Zuge der steigenden Erwerbsorientierung von Frauen eine wachsende Rolle spielen. Die Ergebnisse des Kurzfristmodells bestätigen in statistisch signifikanter Form einige in der Literatur aufgefundene Aspekte bezüglich der Fertilitätswirkungen sozio-demografischer Merkmale wie etwa des Alters der Frau, des jüngsten Kindes, der Anzahl bisheriger Kinder oder des Haushaltseinkommens. Die Ergebnisse des Lebenszyklusmodells gehen hinsichtlich der vorhergesagten Geburten- und Arbeitsangebotswirkungen nahezu vollständig konform mit der empirischen Literatur. Die Literatur ver-



weist außerdem auf die hohe Bedeutung eines günstigen Zusammenspiels der einzelnen Maßnahmen; so können sich monetäre Leistungen und Sachleistungen gegenseitig in ihrer Wirkung verstärken. Schließlich weist die Literatur darauf hin, dass der Familienpolitik mittel- bis langfristig noch ein weiterer Wirkungskanal zur Verfügung steht, der von den Simulationen ausgeblendet wurde – den der Beeinflussung von Präferenzen.

Tab. 44 fasst die zentralen Simulationsergebnisse noch einmal zusammen.

**Tab. 44: Tabellarischer Überblick über die zentralen Simulationsergebnisse**

Kindergeld und Kinderfreibeträge						
Kurzfristiges Modell Veränderungen im Jahr 2012			Lebenszyklusmodell Veränderungen bis zum Ende der fertilen Phase			
Geburten (in 1000)	Partizipationsquote (Prozentpunkte)	Vollzeit- äquivalente (in 1000)	Abgeschlossene Geburtenziffer	Jahre in		
				Nichterwerbs- tätigkeit	Teilzeit	Vollzeit
21** (10)	-0,13 (0,25)	-5 (7)	0,14	0,22	0,04	-0,26
<b>Gesamtbewertung</b> - <b>Positiver Geburteneffekt auf abgeschlossene Fertilität.</b> - <b>Wirkungen auf das weibliche Arbeitsangebot negativ, aber nur sehr schwach</b> - Geburteneffekt kann bei paralleler Verbesserung der Vereinbarkeit von Beruf und Familie noch positiver (und Arbeitsangebotseffekt weniger negativ) ausfallen, wenn Eltern Kindergeld für externe Kinderbetreuung verwenden.						
Elterngeld						
Kurzfristiges Modell Veränderungen im Jahr 2012			Lebenszyklusmodell Veränderungen bis zum Ende der fertilen Phase			
Geburten (in 1000)	Partizipationsquote (Prozentpunkte)	Vollzeit- äquivalente (in 1000)	Abgeschlossene Geburtenziffer	Jahre in		
				Nichterwerbs- tätigkeit	Teilzeit	Vollzeit
46*** (10)	-0,91*** (0,25)	-29*** (7)	0,12	0,25	0,12	-0,37

<p><b>Gesamtbewertung</b>  <b>- Positiver Geburteneffekt auf abgeschlossene Fertilität.</b>                  - Elterngeld senkt Arbeitsangebot im Jahr nach der Geburt (Effekt beabsichtigt, finanzieller Schonraum)                  - Auch über den Lebenszyklus Rückgang der Jahre in Vollzeit. Wichtig: Vergleichsmaßstab ist hypothetische Situation ganz ohne finanzielle Absicherung der Elternzeit. Bei Vergleich mit Erziehungsgeld günstigere Erwerbswirkungen des Elterngeldes.</p>						
<p><b>Nicht kostendeckende Kinderbetreuung                  (Vergleich mit kostendeckenden Elternbeiträgen)</b></p>						
<p>Kurzfristiges Modell                  Veränderungen im Jahr 2012</p>			<p>Lebenszyklusmodell                  Veränderungen bis zum Ende der fertilen Phase</p>			
<p>Geburten                  (in 1000)</p>	<p>Partizipationsquote                  (Prozentpunkte)</p>	<p>Vollzeit-äquivalente                  (in 1000)</p>	<p>Abgeschlossene                  Geburtenziffer</p>	<p>Jahre in</p>		
				<p>Nichterwerbstätigkeit</p>	<p>Teilzeit</p>	<p>Vollzeit</p>
<p>-38**                  (19)</p>	<p>4,23***                  (0,85)</p>	<p>75***                  (15)</p>	<p>0,20</p>	<p>0,08</p>	<p>0,54</p>	<p>-0,62</p>
<p><b>Gesamtbewertung</b>  <b>- Stärkster Geburteneffekt</b> auf abgeschlossene Fertilität <b>aller betrachteten Leistungen</b>, Wirkung insbesondere auf Erstgeburten                  - Mehr Geburten führen insgesamt zu einer Einschränkung von Vollzeit, v. a. zugunsten von Teilzeit. Aber: durch <b>verbesserte Vereinbarkeit von Familie und Beruf</b> geringerer Anstieg der Nichterwerbstätigkeit bei gleichzeitig stärkerem Geburteneffekt als bei den übrigen Leistungen.                  - Wenn die Präferenzen nicht – wie in der Simulation angenommen – fix, sondern langfristig durch das Betreuungsangebot beeinflussbar sind, ist ein stärker positiver Effekt auf das weibliche Arbeitsangebot zu erwarten.</p>						

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis von SOEP 2010. Rechtsstand 2012. Standardfehler für das kurzfristige Modell in Klammern, berechnet mit dem Bootstrap-Verfahren (100 Wiederholungen). Im Lebenszyklusmodell kann die statistische Signifikanz der Ergebnisse aufgrund des hohen Rechenaufwands nicht bestimmt werden. Das Kurzfristmodell bildet beim Kindergeld und der Kinderbetreuung finanziellen Impuls unvollständig ab und vernachlässigt generell die Wirkung auf Geburten in Folgejahren.

Setzt man die jeweiligen Geburteneffekte ins Verhältnis zum für die öffentlichen Haushalte entstehenden finanziellen Aufwand, so wirken das Elterngeld und die Subvention der Kinderbetreuung deutlich effizienter als das Kindergeld. Das Ehegattensplitting und die beitragsfreie Mitversicherung der Ehepartner in der gesetzlichen Kranken- und Pflegeversicherung schneiden aufgrund der geringen Geburtenwirkungen und des hohen fiskalischen Aufwands (in Form entgangener Steuer- und Beitragseinnahmen, vgl. hierzu ausführlich den Endbericht im Modul „Zentrale Leistungen“) bei diesem Vergleich ungünstig ab. Die hier untersuchten kleineren Leistungen haben gleichfalls nur einen

zu vernachlässigenden Einfluss auf die Geburtenzahlen, fallen jedoch auch fiskalisch weniger ins Gewicht.

#### **5.4 Ausblick**

Aufbauend auf der im ersten Teilbericht vorgelegten Bestandsaufnahme zur Entwicklung von Kinderwünschen und Fertilität sowie ihren Determinanten hat diese Studie zentrale ehe- und familienbezogene Leistungen und Maßnahmen in Deutschland systematisch auf ihre Wirkungen hinsichtlich der Geburtenzahlen und des Erwerbsverhaltens von Frauen untersucht. Die Simulationsrechnungen liefern Hinweise darauf, dass die Politik durchaus einen Einfluss auf die Fertilitätsentwicklung nehmen kann. Die aus den übrigen Modulen bekannten Ergebnisse zur Wirkung auf das weibliche Erwerbsverhalten und die Vereinbarkeit von Familie und Beruf wurden auch in den neuen Analysen weitgehend bestätigt.

Damit wurden wichtige Teilziele der Familienpolitik erfasst. Andere ebenfalls wichtige Aspekte – wie etwa die Wirkung der Leistungen auf die Förderung und das Wohlergehen von Kindern und die wirtschaftliche Stabilität und soziale Teilhabe – standen hingegen nicht im Fokus der Untersuchung. Zu diesen weiteren Zielen liegen bereits Erkenntnisse aus früheren Modulen der Gesamtevaluation vor. In zukünftiger Forschung wäre es reizvoll, diese Aspekte ebenfalls in den hier neu entwickelten Modellrahmen zu integrieren, um eine noch umfassendere Bewertung der Leistungen und Maßnahmen zu ermöglichen. Ebenfalls wünschenswert wäre es, jüngere Frauen in die Analyse mit einzubeziehen, was allerdings die Modellierung der Ausbildungsentscheidung erfordern würde. Derzeit erfolgen die Analysen nur für Frauen ab Mitte Zwanzig, sodass die Wirkung der Familienpolitik auf die Geburten in jüngeren Altersgruppen nicht erfasst wird.

Eine dritte, wenn auch methodisch sehr anspruchsvolle Erweiterung der Modelle wäre die explizite Berücksichtigung von partnerschaftlichen Aushandlungsprozessen. Bereits in ihrer jetzigen Form sind die beiden neuen Modelle jedoch nützliche Werkzeuge für die Simulation von Politikwirkungen. Sie sind einsatzfähig nicht nur für die hier erfolgte Analyse des Status quo, sondern auch für die Ex-ante-Abschätzung hypothetischer Politikreformen. Die durch die Gesamtevaluation angestoßene Entwicklung neuer Simulationsmodelle ist

also ein dauerhafter Beitrag zur familienpolitischen und ökonomischen Forschung und Beratung.

Wie oben geschildert und begründet, lag der Fokus der Wirkungsanalyse in der vorliegenden Studie auf den *finanziellen Anreizen*. Die Präferenzen – die Vorliebe für (weitere) Kinder – werden dabei als gegeben angenommen. Allerdings ist – insbesondere für die mittlere bis lange Frist – nicht ausgeschlossen, dass die Stimulation der Geburten über die finanziellen Anreize, wie sie die Simulationsergebnisse insbesondere für das Eltern- und Kindergeld, in abgeschwächter Form auch für die Realleistung der nicht kostendeckenden Kinderbetreuungsinfrastruktur ausweisen, auch auf die *Präferenzen* wirkt. Mehr noch: Leistungen und Maßnahmen der Familienpolitik können auch per se – über ihre Symbolkraft – das Geburtenverhalten mittel- bis langfristig günstig beeinflussen, wenn mit ihnen etwa das Signal einer gesellschaftlich wertgeschätzten Väterbeteiligung an der Familienarbeit gesetzt wird. Die Partnermonate beim Elterngeld sind hier ein prominentes Beispiel: Wie Boll, Leppin und Reich (2013) zeigen, gibt es Anlass anzunehmen, dass insbesondere in der mittleren bis langen Frist das Verhalten von Vätern durch das derzeitige Elterngeldregime in Richtung einer höheren Familienorientierung stimuliert werden kann, mit weiteren positiven Effekten für die Geburtenrate und die Erwerbsintegration von Frauen. Dies ist eine gute Nachricht für die deutsche Familienpolitik.

## Anhang A Literatur

Adda, J.; Dustmann, C.; Steven, K. (2011): The Career Costs of Children, *IZA Diskussionspapier* 6201, Bonn.

Arcidiacono, P.; Miller, R. A. (2011): Conditional Choice Probability Estimation of Dynamic Discrete Choice Models with Unobserved Heterogeneity, *Econometrica* 79(6), 1823-1867.

Bauer, G.; Jacob, M. (2008): Familiengründung im Partnerschaftskontext. Eine Analyse der Bedeutung der Bildungskonstellation von Paaren für eine Elternschaft anhand des Mikrozensus 1996-2004, *MZES Working Paper* 109, Mannheim.

Becker, G. S. (1960): An Economic Analysis of Fertility. Demographic and Economic Change in Developed Countries, *Universities-National Bureau of Economic Research Conference Series* No. 11, NBER, Princeton NJ, 209-231.

Becker, G. S.; Lewis, H. G. (1973): On the Interaction Between the Quantity and Quality of Children, *Journal of Political Economy* 81(2), 279-288.

Bick, A. (2011): The Quantitative Role of Child Care for Female Labor Force Participation and Fertility, unveröffentlichtes Arbeitspapier, Goethe-Universität Frankfurt.

Blundell, R.; Chiappori, P.-A.; Magnac, T.; Meghir, C. (2007): Collective Labour Supply: Heterogeneity and Non-Participation, *Review of Economic Studies* 74, 417-445.

Boll, C.; Bonin, H.; Gerlach, I.; Hank, K.; Laß, I.; Nehr Korn-Ludwig, M.-A.; Reich, N.; Reuß, K.; Schnabel, R.; Schneider, A. K.; Stichnoth, H.; Wilke, C. (2013): Geburten und Kinderwünsche in Deutschland: Bestandsaufnahme, Einflussfaktoren und Datenquellen, Mannheim.

Boll, C., Leppin, J. S., Reich, N. (2013): Paternal childcare and parental leave policies: evidence from industrialized countries, *Review of Economics of the Household*, DOI 10.1007/s11150-013-9211-z (Online First),

Bonin, H.; Clauss, M.; Gerlach, I.; Laß, I.; Mancini, A. L.; Nehr Korn-Ludwig, M.A.; Niepel, V.; Schnabel, R.; Stichnoth, H.; Sutter, K. (2013a): Evaluation zentraler ehe- und familienbezogener Leistungen in Deutschland, Mannheim.

- Bonin, H.; Pfeiffer, F.; Reuß, K.; Stichnoth, H. (2013b): Mikrosimulation ausgewählter ehe- und familienbezogener Leistungen im Lebenszyklus, Mannheim.
- Carrasco, R. (2001): Binary Choice Models with Binary Endogenous Regressors in Panel data: Estimating the Effect of Fertility in Female Labor Participation, *Journal of Business and Economics Statistics* 19, 385-394.
- Chiappori, P.-A. (1992): Collective Labor Supply and Welfare, *Journal of Political Economy* 100, 437-67.
- Chiappori, P.-A. (1988): Rational Household Labor Supply, *Econometrica* 56(1), 63-90.
- Choi, S. (2011): Fertility Risk in the Life-Cycle, unveröffentlichtes Arbeitspapier, Universität Autònoma de Barcelona.
- Del Boca, D.; Sauer, R. M. (2009): Life Cycle Employment and Fertility Across Institutional Environments, *European Economic Review* 53, 274-292.
- Donni, O. (2003): Collective Household Labor Supply: Nonparticipation and Income Taxation, *Journal of Public Economics* 87, 1179-1198.
- Duraisamy, M. (1996): Women's Choice of Work and Fertility in Urban Tamil Nadu, India, *Research in Population Economics* 8, 3-24.
- Fehr, H.; Ujhelyiova, D. (2012): Fertility, Female Labor Supply and Family Policy, *German Economic Review* 14(2), 138-165.
- Francesconi, M. (2002): A Joint Dynamic Model of Fertility and Work of Married Women, *Journal of Labor Economics* 20(2), 336-380.
- Haan, P.; Wrohlich, K. (2011): Can Child Care Policy Encourage Employment and Fertility? Evidence from a Structural Model, *Labour Economics* 18(4), 498-512.
- Heckman J. J. (1979): Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica*, 47, 153-161.
- Hener, T. (2010): Do Couples Bargain over Fertility? Evidence Based on Child Preference Data, *SOEP-Papers* 323.
- Hotz, V. J.; Klerman, J. A.; Willis, R. J. (1997): The Economics of Fertility in Developed Countries. In: Rosenzweig, M. R.; Stark, O. (Hrsg.): *Handbook of Population and Family Economics* 1(1), Elsevier: Amsterdam, 275-347.

Hotz, V. J.; Miller, R. A. (1993): Conditional Choice Probabilities and the Estimation of Dynamic Models, *Review of Economic Studies* 60(3), 497-529.

Hotz, V. J.; Miller, R. A. (1988): An Empirical Analysis of Life Cycle Fertility and Female Labor Supply, *Econometrica* 56(1), 91-118.

Institut der deutschen Wirtschaft (2013): Deutschland in Zahlen 2013, Köln.

Jones, L. E.; Schoonbroodt, A.; Tertilt, M. (2011): Fertility Theories: Can They Explain the Negative Fertility-Income Relationship?, in: Shoven, J. B. (ed.), *Demography and the Economy*, NBER Book, University of Chicago Press, 43-100.

Kazianga, H.; Klonner, S. (2009): The Intra-Household Economics of Polygyny: Fertility and Child Mortality in Rural Mali, Munich Personal Repec Archive, *MPRA Paper* 12859.

Keane, M. P.; Wolpin, K. I. (2010): The Role of Labor and Marriage Markets, Preference Heterogeneity, and the Welfare System in the Life Cycle Decisions of Black, Hispanic, and White Women, *International Economic Review* 51(3), 851-892.

Keane, M. P.; Wolpin, K. I. (2007): Exploring the Usefulness of a Non-Random Holdout Sample for Model Validation: Welfare Effects on Female Behavior, *International Economic Review* 42, 1351-1378.

Keane, M. P.; Wolpin, K. I. (2002): Estimating Welfare Effects Consistent With Forward-Looking Behavior. Part II: Empirical Results, *Journal of Human Resources* 37(3), 600-622.

Khatamee, M. A., und M. S. Rosenthal (2002): The Fertility Sourcebook. 3rd Edition. McGraw-Hill Contemporary, New York.

Klawon, E.; Tiefenthaler, J. (2001): Bargaining Over Family Size: The Determinants of Fertility in Brazil, *Population Research and Policy Review* 20, 423-440.

Klevmarken, N. A.; Tasiran, A. C. (1996): Is the Decision 'To Work' Endogenous to the Fertility Process?, *Memorandum* 220, Gothenburg University.

Knowles, J. (2011): Impact of Contraception Technology and Abortion Laws on Women's Wages, Labour Supply and Occupational Choice, unveröffentlichtes Arbeitspapier, University of Southampton.

- Kreyenfeld, M.; Zeman, K.; Burkimsher, M.; Jaschinski, I. (2012): Fertilitätsdaten für Deutschland, Österreich und die Schweiz: Wo liegen die Möglichkeiten? Was sind die Begrenzungen?, *Comparative Population Studies – Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 36 (2-3), 480-486.
- Laroque, G.; Salanié, B. (2003): Fécondité et Offre de Travail des Femmes en France, *Économie publique* 13(2), 3-36.
- Laroque, G.; Salanié, B. (2004): Fertility and Financial Incentives in France, *CE-Sifo Economic Studies* 50(3), 423-450.
- Laroque, G.; Salanie, B. (2008): Does Fertility Respond to Financial Incentives? *IZA Diskussionspapier* 3575, Bonn.
- Lavado, P. (2011): The Effect of a Child on Female Work When Family Planning May Fail, unveröffentlichtes Arbeitspapier, CEMFI Madrid.
- Lefebvre, P.; Brouillette, L.; Felteau, C. (1994): Les Effets des Impôts et des Allocations Familiales Sur les Comportements de Fécondité et de Travail des Canadiennes – Résultats d'un Modèle de Choix Discrets, *Population* 49(2), 415-456.
- Lundberg, S. J.; Pollak, R. A.; Wales, T. J. (1997): Do Husbands and Wives Pool their Resources? Evidence from the United Kingdom Child Benefit, *Journal of Human Resources* 32(3), 463-480.
- Ma, B. (2010): The Occupation, Marriage, and Fertility Choices of Women: A Life-Cycle Model, unveröffentlichtes Arbeitspapier, University of Maryland.
- Maheshwari, R. (2009): A Dynamic Analysis of Career and Family Choices of Women, unveröffentlichtes Arbeitspapier, University of Virginia.
- Michaud, P.-C.; Tatsiramos, K. (2011): Fertility and Female Employment Dynamics in Europe: The Effect of Using Alternative Econometric Modeling Assumptions, *Journal of Applied Econometrics* 26(4), 549-714.
- Mincer, J. (1963): Markets Prices, Opportunity Costs, and Income Effects, in: Christ, C. (ed.): *Measurement in Economics. Studies in Mathematical Economics in Memory of Yehuda Grunfeld*, Stanford University Press, Stanford, 67-82.
- Mincer, J.; Polachek, S. (1974): Family Investments in Human Capital: Earnings of Women, *Journal of Political Economy* 82(2), 76-108.



Müller, K.-U.; Spieß, C.K.; Tsiasioti, Ch.; Wrohlich, K.; Bügelmayer, E.; Haywood, L.; Peter, F.; Ringmann, M.; Witzke, S. (2013): Evaluation Förderung und Wohlergehen von Kindern, DIW Berlin: Politikberatung kompakt, Berlin.

Ott, N.; Schürmann, H.; Werding, M. (2012): Schnittstellen im Sozial-, Steuer- und Unterhaltsrecht, Nomos: Baden-Baden.

Radhakrishnan, U. (2009): A Dynamic Structural Model of Contraceptive Use and Employment Sector Choice for Women in Indonesia, unveröffentlichtes Arbeitspapier, University of Virginia.

Rainer, H.; Bauernschuster, S.; Danzer, N.; Hener, T.; Holzner, C.; Reinkowski, J. (2013a): Kindergeld - Endbericht für die Geschäftsstelle Gesamtevaluation der ehe- und familienbezogenen Leistungen in Deutschland, ifo Forschungsbericht 60, München.

Rainer, H.; Bauernschuster, S.; Auer, W.; Danzer, N.; Hancioglu, M.; Hartmann, B.; Hener, T.; Holzner, C.; Ott, N. Reinkowski, J.; Werding, M. (2013b): Kinderbetreuung – Endbericht für die Geschäftsstelle Gesamtevaluation der ehe- und familienbezogenen Leistungen in Deutschland, ifo Forschungsbericht 59, München.

Rasul, I. (2008): Household Bargaining Over Fertility: Theory and Evidence from Malaysia, *Journal of Development Economics* 86, 215-241.

Schilling, M. (2007): Kosten für Kindertageseinrichtungen und Kindertagespflege und ihre Finanzierung. In: Deutsches Jugendinstitut e.V. und Dortmunder Arbeitsstelle für Kinder- und Jugendhilfestatistik (Hrsg.): Zahlenspiegel 2007. Kindertagesbetreuung im Spiegel der amtlichen Statistik, München und Dortmund.

Schultz, T. P. (1990). Testing the Neoclassical Model of Family Labour Supply and Fertility, *The Journal of Human Resources* 25(4), 599-634.

Shane F., G. Loewenstein, T. O'Donoghue (2002). Time Discounting and Time Preference: A Critical Review. *Journal of Economic Literature*. 40, 351-401.

Sheran, M. (2007): The Career and Family Choices of Women: A Dynamic Analysis of Labor Force Participation, Schooling, Marriage, and Fertility Decisions, *Review of Economic Dynamics* 10(3), 367-399.

Statistisches Bundesamt (2011): Statistisches Jahrbuch 2011, Wiesbaden.

- Statistisches Bundesamt (2012): Geburten in Deutschland 2012, Wiesbaden.
- Stetsenko, S. (2010): Essays on the Macroeconomics of Labor Markets, Ph.D. dissertation, University of Pennsylvania.
- Thomas, D. (1990): Intra-household Resource Allocation: An Inferential Approach, *Journal of Human Resources* 25(4), 635-664.
- Van der Klaauw, W. (1996): Female Labour Supply and Marital Status Decisions: A Life-Cycle Model, *Review of Economic Studies* 63, 199-235.
- Vermeulen, F. (2006): A Collective Model for Female Labour Supply with Non-Participation and Taxation, *Journal of Population Economics* 19(1), 99-118.
- Vermeulen, F.; Bargain, O.; Beblo, M.; Beninger, D.; Blundell, R.; Carrasco, R.; Chiuri, M. C.; Laisney, F.; Lechene, V.; Moreau, N.; Myck, M. (2006): Collective Models of Labor Supply with Nonconvex Budget Sets and Nonparticipation: A Calibration Approach, *Review of Economics of the Household* 4(2), 113-127.
- Willis, R. (1973): A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior, *Journal of Political Economy* 81(2), 14-64.
- Wolpin, K. I. (1984): An Estimable Dynamic Stochastic Model of Fertility and Child Mortality, *Journal of Political Economy* 92(5), 852-874.
- Wrohlich, K.; Berger, E.; Geyer, J.; Haan, P.; Sengül, D.; Spieß, C.K.; Thiemann, A. (2012): Elterngeld Monitor – Endbericht, Forschungsbericht im Auftrag des Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend, Berlin.

## Anhang B Dokumentation der Schätzergebnisse

**Tab. 45: Zweistufige Bruttolohn-Regression, Frauen, Westdeutschland**

	Log(Lohn)		Partizipation	
	Koeff.	Std.fehler	Koeff.	Std.fehler
Abitur/Berufsausbildung	0,16***	0,010	0,42***	0,025
FH- oder Universitätsabschluss	0,50***	0,013	0,82***	0,032
Berufserfahrung (Jahre Vollzeit)	0,03***	0,001	0,05***	0,003
Berufserfahrung (Jahre Vollzeit) hoch 2	-0,0004***	0,00003	-0,0002**	0,0001
Berufserfahrung (Jahre Teilzeit)	-0,003**	0,0015	0,13***	0,004
Berufserfahrung (Jahre Teilzeit) hoch 2	0,0002***	0,00005	-0,003***	0,0002
Dauer bisheriger Arbeitslosigkeit (Jahre)	-0,05***	0,002	---	---
Verheiratet	-0,04***	0,008	-0,48***	0,023
Beamtin	0,17***	0,011	---	---
Ausländische Staatsangehörigkeit	-0,11***	0,011	-0,18***	0,030
Zahl der Kinder <= 3 Jahre im HH	---	---	-1,04***	0,034
Zahl der Kinder >= 3 und <= 6 Jahre	---	---	-0,15***	0,021
Zahl der Kinder >= 7 und <= 16 Jahre	---	---	-0,02**	0,012
Pflegebedürftige Person im Haushalt	---	---	-0,43***	0,067
Schwerbehinderung >= 50 Prozent	---	---	-0,54***	0,049
Kapitaleinkünfte (Euro/Monat)	---	---	-0,0001**	0,00004
Sonstige Einkünfte (Euro/Monat)	---	---	-0,001***	0,0001
Konstante	2,17***	0,027	-0,23***	0,060
Rho	0,01 (0,05)			
Sigma	0,39 (0,002)			
Beobachtungen	27.317			
Log-likelihood	-21784,25			

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2004-2011. Abhängige Variable (mittlere Spalte): natürlicher Logarithmus des Bruttostundenlohns. Beide Schätzgleichungen enthalten Jahresdummies und Dummies für die Bundesländer. Koeff.: Koeffizient. Std.fehler: asymptotischer Standardfehler. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Referenzkategorie: ohne Berufsabschluss. Lesebeispiel: Westdeutsche Frauen mit Abitur oder Berufsausbildung sind ind unter sonst gleichen Umständen mit größerer Wahrscheinlichkeit erwerbstätig als Frauen ohne Berufsausbildung (rechte Spalte, „Partizipation“) und erzielen durchschnittlich um 16 % höhere Löhne (linke Spalte, „log(Lohn)“).

**Tab. 46: Zweistufige Bruttolohn-Regression, Frauen, Ostdeutschland**

	Log(Lohn)		Partizipation	
	Koeff.	Std.fehler	Koeff.	Std.fehler
Abitur/Berufsausbildung	0,001	0,029	0,78***	0,067
FH- oder Universitätsabschluss	0,29***	0,032	1,45***	0,075
Berufserfahrung (Jahre Vollzeit)	0,01***	0,002	0,02***	0,006
Berufserfahrung (Jahre Vollzeit) hoch 2	-0,0003***	0,00005	0,0004**	0,0002
Berufserfahrung (Jahre Teilzeit)	-0,01***	0,002	0,10***	0,008
Berufserfahrung (Jahre Teilzeit) hoch 2	0,0005***	0,0001	-0,003***	0,0004
Dauer bisheriger Arbeitslosigkeit (Jahre)	-0,07***	0,002	---	---
Verheiratet	0,06***	0,011	-0,06*	0,038
Beamtin	0,25***	0,023	---	---
Zahl der Kinder <= 3 Jahre im HH	---	---	-1,15***	0,063
Zahl der Kinder >= 3 und <= 6 Jahre	---	---	0,04	0,043
Zahl der Kinder >= 7 und <= 16 Jahre	---	---	0,05*	0,026
Pflegebedürftige Person im Haushalt	---	---	-0,61***	0,114
Schwerbehinderung >= 50 Prozent	---	---	-0,20**	0,093
Kapitaleinkünfte (Euro/Monat)	---	---	0,001***	0,0002
Sonstige Einkünfte (Euro/Monat)	---	---	-0,002***	0,0003
Konstante	2,3***	0,045	-0,75***	0,106
Rho	-0,54 (0,05)			
Sigma	0,40 (0,005)			
Beobachtungen	8.373			
Log-likelihood	-6449,505			

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2004-2011. Abhängige Variable (mittlere Spalte): natürlicher Logarithmus des Bruttostundenlohns. Beide Schätzgleichungen enthalten Jahresdummies und Dummies für die Bundesländer. Koeff.: Koeffizient. Std.fehler: asymptotischer Standardfehler. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Referenzkategorie: ohne Berufsabschluss. Lesebeispiel: Ostdeutsche Frauen mit Abitur oder Berufsausbildung sind unter sonst gleichen Umständen mit größerer Wahrscheinlichkeit erwerbstätig als Frauen ohne Berufsausbildung (rechte Spalte, „Partizipation“); der Lohnunterschied ist statistisch nicht signifikant (linke Spalte, „log(Lohn)“).

**Tab. 47: Schätzung der Elternbeiträge für einen Kinderbetreuungsplatz**

	Halbtags	Ganztags
Kind unter 3 Jahren	56,2*** (14,1)	64,8*** (5,8)
Zahl der Kinder im Haushalt	-21,9*** (4,1)	-28,4*** (4,4)
Nettoeinkommen (1000 Euro/Monat)	23,2*** (3,1)	17,0*** (3,8)
Alleinerziehend	-23,6** (9,4)	-32,0*** (10,5)
Konstante	39,7** (16,4)	149,1*** (24,3)
Bundesland-Dummies	Ja	Ja
Beobachtungen	972	906
Davon bei null linkszensiert	222	171
Sigma	84,7 (7,2)	109,3 (6,8)
Pseudo-R2	0,05	0,03

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage von FiD 2010. Kinder im Alter von bis zu 6 Jahren. Standardfehler in Klammern (korrigiert für Clustering auf Haushaltsebene). \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Die Schätzung beruht auf einem Tobit-Modell. Da es sich um ein nicht-lineares Modell handelt, sind die Pseudo-R2-Werte anders als in linearen Modellen kein direktes Maß der erklärten Varianz. Lesebeispiel: Die Elternbeiträge für einen Halbtags-Betreuungsplatz für ein unter dreijähriges Kind liegen unter sonst gleichen Umständen um etwa 56 Euro als für ein Kind im Alter von drei bis sechs Jahren.

**Tab. 48: Schätzung des simultanen Fertilitäts- und Arbeitsangebotsmodells für die kurze Frist**

	Koeffizient	Standardfehler
Verfügbares Einkommen (logarithmiert)	-2,4	8,7
Freizeit der Frau	0,62***	0,08
(Freizeit der Frau) <sup>2</sup>	-0,0055***	0,00014
Geburt	7,1	32,0
Log(Verf. Eink.) * bisher ein Kinder	-4,0***	0,71
Log(Verf. Eink.) * bisher zwei Kinder	-3,2***	0,83
Log(Verf. Eink.) * bisher drei oder mehr Kinder	-3,5**	1,3
Log(Verf. Eink.) * Alter der Frau < 30	-1,4	1,2
Log(Verf. Eink.) * Alter der Frau >=30 und <= 34	-0,32	0,91
Log(Verf. Eink.) * Alter der Frau >=35 und <= 39	1,0	0,78
Log(Verf. Eink.) * Alter des Mannes	-0,11*	0,053
Log(Verf. Eink.) * direkter Migrationshintergrund der Frau	1,2	0,88
Log(Verf. Eink.) * indirekter Migrationshintergrund der Frau	1,7	1,3
Log(Verf. Eink.) * Wohnort in Ostdeutschland	-0,98	0,64
Log(Verf. Eink.) * verheiratet	0,7	0,75
Log(Verf. Eink.) * kein Abitur oder Ausbildungsabschluss (Frau)	2,1*	1,0
Log(Verf. Eink.) * Hochschulabschluss (Frau)	-0,38	0,67
Log(Verf. Eink.) * kein Abitur oder Ausbildungsabschluss (Mann)	-1,8*	0,88
Log(Verf. Eink.) * Hochschulabschluss (Mann)	0,86	0,71
Log(Verf. Eink.) * Frau ist Beamtin	-3,8**	1,3
Log(Verf. Eink.) * Mann ist Beamter	0,93	1,2
Log(Verf. Eink.) * Sorgen um wirtschaftliche Situation (Frau)	0,44	0,62
Log(Verf. Eink.) * Wohnfläche in Quadratmetern	0,015	0,01
Log(Verf. Eink.) * Zufriedenheit mit der Gesundheit (Frau)	0,095	0,14
Log(Verf. Eink.) * Freizeit der Frau	-0,0021	0,009
Log(Verf. Eink.) * Geburt	-0,76	8,0
(Log(Verf. Eink.)) <sup>2</sup>	0,76	0,52
(Log(Verf. Eink.)) <sup>2</sup> * Geburt	-0,075	0,5
Log(Verf. Eink.) * Freizeit der Frau * Geburt	0,0035	0,015
Freizeit der Frau * bisher ein Kinder	-0,034***	0,0072

Evaluation der Wirkung ehe- und familienbezogener Leistungen auf die Geburtenrate/Erfüllung von Kinderwünschen

	Koeffizient	Standardfehler
Freizeit der Frau * bisher zwei Kinder	-0,036***	0,008
Freizeit der Frau * bisher drei oder mehr Kinder	-0,026*	0,011
Freizeit der Frau * Alter der Frau < 30	-0,30***	0,034
Freizeit der Frau * Alter der Frau >=30 und <= 34	-0,11***	0,027
Freizeit der Frau * Alter der Frau >=35 und <= 39	-0,013	0,023
Freizeit der Frau * Alter des Mannes	-0,0014**	0,00053
Freizeit der Frau * direkter Migrationshintergrund der Frau	0,01	0,0076
Freizeit der Frau * indirekter Migrationshintergrund der Frau	-0,00065	0,011
Freizeit der Frau * Wohnort in Ostdeutschland	-0,037***	0,06
Freizeit der Frau * verheiratet	0,019*	0,0075
Freizeit der Frau * kein Abitur oder Ausbildungsabschluss (Frau)	0,024**	0,0082
Freizeit der Frau * Hochschulabschluss (Frau)	-0,0041	0,0067
Freizeit der Frau * kein Abitur oder Ausbildungsabschluss (Mann)	-0,0033	0,0079
Freizeit der Frau * Hochschulabschluss (Mann)	0,016*	0,0065
Freizeit der Frau * Frau ist Beamtin	-0,054**	0,017
Freizeit der Frau * Mann ist Beamter	0,022*	0,011
Freizeit der Frau * Sorgen um wirtschaftliche Situation (Frau)	0,0085	0,0056
Freizeit der Frau * Wohnfläche in Quadratmetern	0,00013	0,000094
Freizeit der Frau * Zufriedenheit mit der Gesundheit (Frau)	-0,00017	0,0013
Freizeit der Frau * Geburt	-0,23	0,12
Freizeit der Frau * Freizeit der Frau (Vorjahr)	0,004***	0,00014
Freizeit der Frau * Geburt (Vorjahr)	0,025***	0,0063
Freizeit der Frau * Freizeit der Frau (1. Beobachtungszeitpunkt)	-0,093***	0,0028
Freizeit der Frau * Geburt (1. Beobachtungszeitpunkt)	-0,057***	0,0058
(Freizeit der Frau) <sup>2</sup> * Alter der Frau < 30	0,0023***	0,00026
(Freizeit der Frau) <sup>2</sup> * Alter der Frau >=30 und <= 34	0,00074***	0,0002
(Freizeit der Frau) <sup>2</sup> * Alter der Frau >=35 und <= 39	0,00014	0,00018
(Freizeit der Frau) <sup>2</sup> * Geburt	0,0027***	0,00042
Geburt * bisher ein Kinder	0,13	0,22
Geburt * bisher zwei Kinder	-1,1***	0,31
Geburt * bisher drei oder mehr Kinder	-0,42	0,38
Geburt * Alter der Frau < 30	2,0***	0,38

	Koeffizient	Standardfehler
Geburt * Alter der Frau >=30 und <= 34	1,9***	0,31
Geburt * Alter der Frau >=35 und <= 39	1,3***	0,27
Geburt * Alter des Mannes	-0,061**	0,019
Geburt * direkter Migrationshintergrund der Frau	-0,44	0,26
Geburt * indirekter Migrationshintergrund der Frau	-0,013	0,34
Geburt * Wohnort in Ostdeutschland	0,48*	0,20
Geburt * verheiratet	0,77**	0,24
Geburt * kein Abitur oder Ausbildungsabschluss (Frau)	-0,75*	0,29
Geburt * Hochschulabschluss (Frau)	0,78***	0,20
Geburt * kein Abitur oder Ausbildungsabschluss (Mann)	-0,026	0,28
Geburt * Hochschulabschluss (Mann)	0,5*	0,20
Geburt * Frau ist Beamtin	-0,65	0,48
Geburt * Mann ist Beamter	0,42	0,30
Geburt * Sorgen um wirtschaftliche Situation (Frau)	-0,32	0,19
Geburt * Wohnfläche in Quadratmetern	0,0091**	0,003
Geburt * Zufriedenheit mit der Gesundheit (Frau)	0,076	0,044
Geburt * bisher zwei Kinder * Kinder haben gleiches Geschlecht	0,56*	0,25
Geburt * bisher drei oder mehr Kinder * gleiches Geschlecht	-0,50	0,53
Geburt * Freizeit der Frau (Vorjahr)	-0,028***	0,0055
Geburt * Geburt (Vorjahr)	-3,0***	0,30
Geburt * Freizeit der Frau (1. Beobachtungszeitpunkt)	1,4***	0,11
Geburt * Geburt (1. Beobachtungszeitpunkt)	3,2***	0,17
Pseudo-R2		0,64
Beobachtungen		8.329

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2005-2010. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Die Standardfehler berücksichtigen, dass ein Haushalt ggf. in mehreren Jahren in die Schätzung eingeht. Referenzkategorien: Alter der Frau  $\geq 40$  Jahre.  $\text{Log}(\text{Verf. Eink.}) =$  natürlicher Logarithmus des verfügbaren Einkommens. Referenzkategorie: kein Migrationshintergrund; Abitur oder Ausbildungsabschluss. Lesehinweis: Die Tabelle zeigt die Parameterschätzungen und Standardfehler eines konditionalen Logit-Modells. Da es sich um ein nicht-lineares Modell handelt, sind die Pseudo-R2-Werte anders als in linearen Modellen kein direktes Maß der erklärten Varianz. Das Modell wurde mit dem Maximum Likelihood-Verfahren geschätzt. Die einzelnen Parameterwerte sind aufgrund der Nichtlinearitäten und der zahlreichen Interaktionen im Modell nicht direkt interpretierbar.



**Tab. 49: Wirkung zusätzlicher Einflussfaktoren über die Präferenzen (Schätzung für die Jahre 2004 und 2008)**

Zeitraum	Partizipation der Frau		Geburtenquote	
	Marginaler Effekt	Standardfehler	Marginaler Effekt	Standardfehler
Beruf sehr wichtig vs. unwichtig				
Frau	11,09***	2,70	-4,34*	2,13
Mann	1,92	2,89	-0,61	1,44
Kinder sehr wichtig vs. unwichtig				
Frau	1,88	3,21	5,14***	0,96
Mann	-5,79***	1,99	-0,29	1,99
Partnerschaft sehr wichtig vs. unwichtig				
Frau	-1,58	4,28	-4,82	4,16
Mann	5,19	3,39	0,50	2,17
Zufriedenheit mit den Haushaltstätigkeiten (Frau)	-0,14	1,32	-1,04	0,91
Zufriedenheit mit Kinderbetreuungsmöglichkeiten (Frau)	0,20	0,13	-0,50	0,32

Quelle: SOEP 2004 und 2008; eigene Berechnungen, n=3.132. Alle Angaben in Prozent. Standardfehler berechnet mit dem Bootstrap-Verfahren (100 Wiederholungen). \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Die Schätzung enthält zusätzlich zu den hier ausgewiesenen Variablen auch die Variablen aus Tab. 14.

**Tab. 50: Wirkungen des Elterngeldes im Modell für die kurze Frist, nach Anzahl der Kinder Vergleich mit dem Erziehungsgeld**

		Geburten (in 1000)	Partizipations- quote (Prozentpunkte)	Vollzeit- äquivalente (in 1000)
Gesamt		17	-0,35	-12
Anzahl der Kinder	Ohne Kinder	9	-1,31	-9
	Ein Kind	4	0,17	-1
	Zwei Kinder	3	-0,20	-2
	Mehr als zwei Kinder	0,4	-0,13	-0,3

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen, n=1.059, Gewichtung mit den SOEP-Hochrechnungsfaktoren. Rechtsstand 2012. Die Standardwerte sind hier nicht ausgewiesen, da sich die Wirkungsanalyse hier auf den Vergleich von *zwei* kontrafaktischen Szenarien stützt (Abschaffung des Elterngeldes vs. Ersatz des Elterngeldes durch das Erziehungsgeld.) Die Anzahl der Kinder bezieht sich auf die bisherigen Kinder. Modelliert wird die Entscheidung für oder gegen ein weiteres Kind. Mögliche Abweichungen der Spaltensummen zur Zeile „Gesamt“ aufgrund der Rundung der Einzelwerte. Lesebeispiel: Durch das Elterngeld liegt die Zahl der Geburten im Jahr 2012 um 24 Tausend höher als in einer kontrafaktischen Situation, in der die für Geburten bis Ende 2006 gültigen Regelungen zum Erziehungsgeld in den Rechtsstand des Jahres 2012 übertragen wurden. Beim Erziehungsgeld wurde trotz des einjährigen Entscheidungshorizonts die Variante mit einer monatlichen Zahlung von 300 Euro berücksichtigt. Das Erziehungsgeld in dieser Höhe konnte 24 Monate lang bezogen werden, das Modell für die kurze Frist unterschätzt also die finanziellen Anreize etwas.

**Tab. 51: Fertilitätswirkungen der Aufhebung der Rationierung bei der Kinderbetreuung über den Lebenszyklus**

Kennziffer		Wirkung der Leistung
Veränderung der abgeschlossenen Geburtenziffer		0,05
Veränderung des Anteils der Frauen am Ende der fertilen Phase (in Prozentpunkten)		
Anteil der Frauen	ohne Kinder	-1,7
	mit einem Kind	-0,4
	mit zwei Kindern	1,2
	mit drei Kindern	0,9

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen. Rechtsstand 2012. Mögliche Abweichungen der Spaltensummen von null aufgrund der Rundung der Einzelwerte. Der Anteil der Frauen bezieht sich auf das Ende der fertilen Phase. Die Kinderzahl ist aus modelltechnischen Gründen auf drei begrenzt. Im Lebenszyklusmodell kann die statistische Signifikanz der Ergebnisse aufgrund des hohen Rechenaufwands nicht bestimmt werden.

**Tab. 52: Arbeitsangebotswirkungen der Aufhebung der Rationierung bei der Kinderbetreuung über den Lebenszyklus**

		Veränderung der Jahre in ...		
		Nichterwerbs- tätigkeit	Teilzeit	Vollzeit
Gesamt		0,02	0,13	-0,15
Anzahl der Kinder	Ohne Kinder	-0,02	0,00	0,02
	Ein Kind	-0,16	0,04	0,12
	Zwei Kinder	-0,05	0,07	-0,04
	Drei Kinder	0,05	-0,04	-0,03

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen. Rechtsstand 2012. Mögliche Abweichungen der Zeilensummen von null aufgrund der Rundung der Einzelwerte. Die Anzahl der Kinder bezieht sich auf das Ende der fertilen Phase. Die Kinderzahl ist aus modelltechnischen Gründen auf drei begrenzt. Im Lebenszyklusmodell kann die statistische Signifikanz der Ergebnisse aufgrund des hohen Rechenaufwands nicht bestimmt werden. Lesebeispiel: Durch die Aufhebung der Rationierung bei der Kinderbetreuungsplätzen sind die derzeit 25- bis 29-jährigen Frauen, die im Laufe ihres Lebens ein Kind zur Welt bringen werden, im Schnitt 0,2 Jahre länger in Vollzeit erwerbstätig. Da sich durch die Leistung die Kinderzahl verändert, ändert sich auch die Zusammensetzung der Gruppen. Dadurch können selbst in der Gruppe der Frauen ohne Kinder Veränderungen des Erwerbsverhaltens auftreten. Die Zeile „Gesamt“ ergibt sich nicht als Summe der übrigen Zeilen, da durch die Leistung Veränderungen in der Geburtenzahl auftreten, sich also das Gewicht der Gruppen verändert.

**Tab. 53: Fertilitätswirkungen der beitragsfreien Mitversicherung über den Lebenszyklus**

Kennziffer		Wirkung der Leistung
Veränderung der abgeschlossenen Geburtenziffer		0,00
Veränderung des Anteils der Frauen am Ende der fertilen Phase (in Prozentpunkten)		
Anteil der Frauen	ohne Kinder	0,02
	mit einem Kind	0,03
	mit zwei Kindern	-0,11
	mit drei Kindern	0,05

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen. Rechtsstand 2012. Mögliche Abweichungen der Spaltensummen von null aufgrund der Rundung der Einzelwerte. Der Anteil der Frauen bezieht sich auf das Ende der fertilen Phase. Die Kinderzahl ist aus modelltechnischen Gründen auf drei begrenzt. Im Lebenszyklusmodell kann die statistische Signifikanz der Ergebnisse aufgrund des hohen Rechenaufwands nicht bestimmt werden.

**Tab. 54: Arbeitsangebotswirkungen der beitragsfreien Mitversicherung über den Lebenszyklus**

		Veränderung der Jahre in ...		
		Nichterwerbs- tätigkeit	Teilzeit	Vollzeit
Gesamt		0,01	0,03	-0,04
Anzahl der Kinder	Ohne Kinder	0,01	0,07	-0,07
	Ein Kind	0,03	0,02	-0,05
	Zwei Kinder	0,01	0,01	0,00
	Drei Kinder	0,01	0,01-	-0,01

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen. Rechtsstand 2012. Mögliche Abweichungen der Zeilensummen von null aufgrund der Rundung der Einzelwerte. Die Anzahl der Kinder bezieht sich auf das Ende der fertilen Phase. Die Kinderzahl ist aus modelltechnischen Gründen auf drei begrenzt. Im Lebenszyklusmodell kann die statistische Signifikanz der Ergebnisse aufgrund des hohen Rechenaufwands nicht bestimmt werden. Lesebeispiel: Durch die beitragsfreie Mitversicherung sind die derzeit 25- bis 29-jährigen Frauen, die im Laufe ihres Lebens ein Kind zur Welt bringen werden, im Schnitt 0,1 Jahre länger nicht erwerbstätig als in einer hypothetischen Situation ohne diese Leistung. Da sich durch die Leistung die Kinderzahl verändert, ändert sich auch die Zusammensetzung der Gruppen. Dadurch können selbst in der Gruppe der Frauen ohne Kinder Veränderungen des Erwerbsverhaltens auftreten. Die Zeile „Gesamt“ ergibt sich nicht als Summe der übrigen Zeilen, da durch die Leistung Veränderungen in der Geburtenzahl auftreten, sich also das Gewicht der Gruppen verändert.

**Tab. 55: Fertilitätswirkungen der steuerlichen Absetzbarkeit von Kinderbetreuungskosten über den Lebenszyklus**

Kennziffer		Wirkung der Leistung
Veränderung der abgeschlossenen Geburtenziffer		0,02
Veränderung des Anteils der Frauen am Ende der fertilen Phase (in Prozentpunkten)		
Anteil der Frauen	ohne Kinder	-1,0
	mit einem Kind	0,2
	mit zwei Kindern	0,7
	mit drei Kindern	0,2

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen. Rechtsstand 2012. Mögliche Abweichungen der Spaltensummen von null aufgrund der Rundung der Einzelwerte. Der Anteil der Frauen bezieht sich auf das Ende der fertilen Phase. Die Kinderzahl ist aus modelltechnischen Gründen auf drei begrenzt. Im Lebenszyklusmodell kann die statistische Signifikanz der Ergebnisse aufgrund des hohen Rechenaufwands nicht bestimmt werden.

**Tab. 56: Arbeitsangebotswirkungen der steuerlichen Absetzbarkeit von Kinderbetreuungskosten über den Lebenszyklus**

		Veränderung der Jahre in ...		
		Nichterwerbs- tätigkeit	Teilzeit	Vollzeit
Gesamt		0,02	0,06	-0,07
Anzahl der Kinder	Ohne Kinder	0,03	0,02	-0,04
	Ein Kind	-0,06	0,01	0,06
	Zwei Kinder	-0,02	0,02	0,01
	Drei Kinder	0,01	0,00	-0,01

Quelle: SOEP 2010, eigene Berechnungen. Rechtsstand 2012. Mögliche Abweichungen der Zeilensummen von null aufgrund der Rundung der Einzelwerte. Die Anzahl der Kinder bezieht sich auf das Ende der fertilen Phase. Die Kinderzahl ist aus modelltechnischen Gründen auf drei begrenzt. Im Lebenszyklusmodell kann die statistische Signifikanz der Ergebnisse aufgrund des hohen Rechenaufwands nicht bestimmt werden. Lesebeispiel: Durch die steuerliche Absetzbarkeit von Kinderbetreuungskosten sind die derzeit 25- bis 29-jährigen Frauen, die im Laufe ihres Lebens ein Kind zur Welt bringen werden, im Schnitt 0,02 Jahre länger nicht erwerbstätig als in einer hypothetischen Situation ohne diese Leistung. Da sich durch die Leistung die Kinderzahl verändert, ändert sich auch die Zusammensetzung der Gruppen. Dadurch können selbst in der Gruppe der Frauen ohne Kinder Veränderungen des Erwerbsverhaltens auftreten. Die Zeile „Gesamt“ ergibt sich nicht als Summe der übrigen Zeilen, da durch die Leistung Veränderungen in der Geburtenzahl auftreten, sich also das Gewicht der Gruppen verändert.