

Gutachten für die Prognos AG

Evaluation zentraler ehe- und familienbezogener Leistungen in
Deutschland

Methodenband

20. Juni 2013

Autoren:

Prof. Dr. Holger Bonin

Dr. Markus Clauss

Prof. Dr. Irene Gerlach

Inga Laß

Dr. Anna Laura Mancini

Marc-André Nehrkorn-Ludwig

Dr. Verena Niepel

Prof. Dr. Reinhold Schnabel

Dr. Holger Stichnoth

Katharina Sutter

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

INHALTSVERZEICHNIS

1	EINLEITUNG	1
2	LITERATURÜBERBLICK	2
2.1	Einleitung.....	2
2.2	Ziel „Wirtschaftliche Stabilität und soziale Teilhabe“	2
2.3	Ziel „Vereinbarkeit von Familie und Beruf“	4
	2.3.1 Konsequenzen von familiär bedingten Erwerbsunterbrechungen	5
	2.3.2 Mutterschutz, Elternzeit und Elterngeld	6
	2.3.3 Verfügbarkeit und Kosten von Kinderbetreuung	8
	2.3.4 Mikrosimulationsstudien	9
	2.3.5 Effekte von Grundsicherungs- bzw. Kombilohnmodellen	10
2.4	Zwischenfazit	14
3	MODELL ZUR VERHALTENSBASIERTEN MIKROSIMULATION	16
3.1	Datengrundlagen	16
	3.1.1 Datensatz	16
	3.1.2 Stichprobenselektion	17
	3.1.3 Lohnschätzung	18
	3.1.4 Imputation der Kinderbetreuungskosten	21
3.2	Fallzahlen und Haushaltstypen	26
	3.2.1 Hochrechnung und Randverteilung der Haushaltstypen	26
	3.2.2 Feinere Differenzierung der Haushaltstypen	28
3.3	Das Steuer-Transfer-Simulationsmodell	31
3.4	Indikatoren zur Operationalisierung der Ziele	37
	3.4.1 Wirtschaftliche Stabilität und soziale Teilhabe	38
	3.4.2 Vereinbarkeit von Familie und Beruf	46
3.5	Simulation von kontrafaktischen Szenarien	47
3.6	Verhaltensanpassung.....	48
	3.6.1 Ansatz zur Modellierung	48
	3.6.2 Unterscheidung zwischen Simulations- und Schätzstichprobe	50
	3.6.3 Ergebnisse der Arbeitsangebotschätzungen	51

3.6.4	Arbeitsangebotselastizitäten	55
3.7	Grenzen des Mikrosimulationsmodells	1
3.7.1	Annahmen technisch-statistischer Natur	2
3.7.2	Nicht explizit modellierte Aspekte familialen Verhaltens	3
3.7.3	Annahme gegebener und unveränderlicher Kinderbetreuungsarrangements	8
3.7.4	Unvollständige Inanspruchnahme von Sozialleistungen	10
3.7.5	Gesamtwirtschaftliche Rückkopplungen	11
4	ZEITVERWENDUNG	14
4.1	Zielsetzung und Vorgehen	14
4.2	Deskriptive Analyse der Zeitverwendung	14
4.2.1	Kinderbetreuung	15
4.2.2	Freizeit	17
4.2.3	Hausarbeit	20
4.3	Determinanten der Zeitverwendung	21
4.3.1	Schätzmodell	21
4.3.2	Kinderbetreuung	22
4.3.3	Freizeit	26
4.3.4	Hausarbeit	28
4.4	Fazit zur Zeitverwendung	30
5	SOZIALE TEILHABE	32
5.1	Diskussion	32
5.1.1	Literaturüberblick	33
5.1.2	Zwischenfazit – Theoretische Konzepte	39
5.1.3	Empirische Methoden	39
5.1.4	Möglichkeiten der Operationalisierung mit SOEP und PASS	41
5.1.5	Fazit	47
5.2	Soziale Teilhabe und kulturelle Integration	48
5.2.1	Datengrundlage	48
5.2.2	Simulation	50
5.2.3	Ergebnisse	53
5.3	Materielle Deprivation	55

5.3.1	Panel „Arbeitsmarkt und Soziale Sicherung“	56
5.3.2	Statistisches Matching	57
5.3.3	Simulation	59
5.3.4	Ergebnisse	60
6	LITERATUR.....	62

TABELLENVERZEICHNIS

Tabelle 1	Empirische Studien zur wirtschaftlichen Stabilität von Familien.....	4
Tabelle 2	Empirische Studien zur Vereinbarkeit von Familie und Beruf	12
Tabelle 3:	Bruttolohn-Regression, Männer.....	19
Tabelle 4:	Zweistufige Bruttolohn-Regression, Frauen, Westdeutschland.....	20
Tabelle 5:	Zweistufige Bruttolohn-Regression, Frauen, Ostdeutschland	20
Tabelle 6:	Kinder unter 6 Jahren in Kindertageseinrichtungen	22
Tabelle 7:	Kinder unter 6 Jahren in Kindertageseinrichtungen (2008).....	23
Tabelle 8:	Jährliche Betreuungskosten (2008).....	23
Tabelle 9:	Jährliche Kinderbetreuungskosten in der Stichprobe	24
Tabelle 10:	Schätzung der Betreuungskosten	25
Tabelle 11:	Jährliche Betreuungskosten in 2009 (imputiert)	26
Tabelle 12:	Verteilung der Haushaltstypen in der Simulationsstichprobe	27
Tabelle 13:	Verteilung der Haushalte bei Charakterisierung der Familien anhand mehrerer Dimensionen in der Stichprobe.....	29
Tabelle 14:	Verteilung der Haushalte bei Charakterisierung der Familien anhand mehrerer Dimensionen in der Stichprobe, FiD	30
Tabelle 15:	Vergleich von Stichprobenkennziffern in SOEP 2009 und FiD 2010.....	31
Tabelle 16:	Elemente des eingesetzten Steuer-Transfer-Modells	33
Tabelle 17:	Validierung der fiskalischen Aggregate	35
Tabelle 18:	Operationalisierung der Modalziele	38
Tabelle 19:	Armutquoten und ALG II-Bezug im Status quo, nach Haushaltstyp	39
Tabelle 20:	Äquivalenzgewichtete Einkommensverteilung im Status quo, nach Haushaltstyp.....	42
Tabelle 21:	Sozialversicherungspflichtige Beschäftigung, nach Haushaltstyp.....	45
Tabelle 22:	Arbeitsangebot im Status quo, nach Haushaltstyp.....	46

Tabelle 23:	Geschätzte Parameter des Arbeitsangebotsmodells: Alleinstehende	52
Tabelle 24:	Geschätzte Parameter des Arbeitsangebotsmodells: Alleinerziehende	53
Tabelle 25:	Geschätzte Parameter des Arbeitsangebotsmodells: Paare	54
Tabelle 26:	Arbeitsangebotselastizitäten, Alleinstehende und Alleinerziehende	56
Tabelle 27:	Arbeitsangebotselastizitäten, Paarhaushalte	1
Tabelle 28:	Kinderbetreuung von Alleinerziehenden.....	16
Tabelle 29:	Kinderbetreuung von Alleinerziehenden nach Kinderzahl.....	16
Tabelle 30:	Kinderbetreuung von Paarfamilien nach Kinderzahl	17
Tabelle 31:	Freizeit von Alleinerziehenden nach Kinderzahl.....	18
Tabelle 32:	Freizeit von Paarfamilien nach Kinderzahl an Werktagen und in der gesamten Woche	19
Tabelle 33:	Hausarbeit von Alleinerziehenden nach Kinderzahl	20
Tabelle 34:	Hausarbeit von Paarfamilien nach Kinderzahl.....	21
Tabelle 35:	Kinderbetreuung von Alleinerziehenden - Regressionsergebnisse	23
Tabelle 36:	Kinderbetreuung von Paarfamilien - Regressionsergebnisse	24
Tabelle 37:	Effekte ausgewählter Leistungen für Betreuungszeit von Paarfamilien (Veränderung der Betreuungszeit in Stunden)	25
Tabelle 38:	Effekte ausgewählter Leistungen für die Betreuungszeit von Alleinerziehenden (Veränderung der Betreuungszeit in Stunden)	26
Tabelle 39:	Freizeit von Alleinerziehenden - Regressionsergebnisse.....	27
Tabelle 40:	Freizeit von Paarfamilien - Regressionsergebnisse	28
Tabelle 41:	Hausarbeit von Alleinerziehenden - Regressionsergebnisse	29
Tabelle 42:	Hausarbeit von Paarfamilien - Regressionsergebnisse.....	30
Tabelle 43:	Operationalisierung „soziale Teilhabe“ (Lebensstandardansatz) – Vergleich von PASS und SOEP	42
Tabelle 44:	Operationalisierung „soziale Teilhabe“ – PASS (Welle 2: 2007/2008)	44
Tabelle 45:	Operationalisierung „soziale Teilhabe“ – SOEP (2007, 2008, 2009).....	46

Tabelle 46:	Indikatoren sozialer Teilhabe.....	49
Tabelle 47:	Simulation - Soziale und kulturelle Teilhabe (Paar-Haushalte, Männer)	51
Tabelle 48:	Simulation - Soziale und kulturelle Teilhabe (Paar-HH, Frauen).....	52
Tabelle 49:	Simulation - Soziale und kulturelle Teilhabe (1-Personen-Haushalte)	52
Tabelle 50:	Simulationsergebnisse – Soziale Teilhabe.....	54
Tabelle 51:	Proportionaler Deprivationsindex	57
Tabelle 52:	Statistisches Matching.....	59
Tabelle 53:	Simulation – Proportionaler Deprivationsindex.....	60
Tabelle 54:	Simulationsergebnisse – Proportionaler Deprivationsindex	61

ABBILDUNGSVERZEICHNIS

Abbildung 1:	Bedarfsgewichtete Medianeinkommen im Status quo.....	44
--------------	--	----

1 Einleitung

Dieser Methodenband ergänzt den Endbericht zur „Evaluation zentraler ehe- und familienbezogener Leistungen in Deutschland“, der sich auf die Simulationsergebnisse und ihre Bewertung konzentriert. Er richtet sich anders als der Hauptbericht primär an ein wissenschaftlich interessiertes Publikum.

Der Methodenband dokumentiert insbesondere die technischen Details des eingesetzten verhaltensbasierten Mikrosimulationsmodells. Weiterhin stellt er das benutzte zweistufige Verfahren zur Wirkungsanalyse im Hinblick auf die Dimensionen Zeitverwendung und soziale Teilhabe ausführlich dar. Diese Dokumentation der Methoden stellt die Anschlussfähigkeit der Analysen im Rahmen der Gesamtevaluation sicher.

Im Detail ist der Methodenband wie folgt aufgebaut: Kapitel 2 enthält einen Literaturüberblick über bisherige Studien zur Evaluation ehe- und familienbezogener Leistungen in Hinblick auf die Zielgrößen „wirtschaftliche Stabilität und soziale Teilhabe“ sowie „Vereinbarkeit von Familie und Beruf“. Der Überblick enthält nicht nur Studien, die sich wie der vorliegende Bericht auf die Methoden der verhaltensbasierten Mikrosimulation stützen, sondern auch Arbeiten, die *ex post* mit einem Kontrollgruppendesign die Wirkung ehe- und familienbezogener Leistungen und Maßnahmen bewerten.

Kapitel 3 enthält eine detaillierte Beschreibung des eingesetzten verhaltensbasierten Mikrosimulationsmodells. Insbesondere wird die im Hauptbericht nicht enthaltenden ökonomischen Ergebnisse der hinter dem Modell liegenden Lohnschätzung und zur Imputation der Kinderbetreuungskosten gezeigt. Weiterhin werden die geschätzten Parameter des Arbeitsangebotsmodells sowie die implizierten Arbeitsangebotselastizitäten beschrieben. Schließlich findet sich eine erweiterte Diskussion der Grenzen des gewählten Ansatzes zur verhaltensbasierten Mikrosimulation.

Mit der zweistufigen Simulation der Wirkungen von ehe- und familienbezogenen Leistungen auf die soziale Teilhabe und die Zeitverwendung der Haushalte wurde in diesem Projekt methodisches Neuland betreten. Das Verfahren bestimmt in einem ersten Schritt die Determinanten der jeweiligen Zielgröße und verknüpft die ökonomisch geschätzten Parameter anschließend mit dem verhaltensbasierten Mikrosimulationsmodell. Kapitel 4 dokumentiert das Verfahren und die erzielten Schätzergebnisse für die Zielgröße Zeitverwendung. Kapitel 5 stellt, ausgehend von der Frage der Operationalisierung der Zielgröße, die Vorgehensweise im Fall der sozialen Teilhabe dar.

2 Literaturüberblick

2.1 Einleitung

Der folgende Literaturüberblick fokussiert auf diejenigen familienpolitischen Ziele, die in diesem Gutachten im Vordergrund stehen. Es werden also vorrangig Studien dargestellt, die sich den beiden Zielen „wirtschaftliche Stabilität und soziale Teilhabe“ sowie „Vereinbarkeit von Familie und Beruf“ zuordnen lassen. Besonderes Gewicht wird auf Studien gelegt, die explizit eine oder mehrere familienpolitische Maßnahmen in Bezug auf ein bestimmtes Ziel evaluieren. Es ist zu beobachten, dass die Literatur im Bereich der Familienpolitik methodisch heterogen ist. Einige Studien haben eher beschreibenden Charakter, wobei die politische Dimension im Vordergrund steht, während andere Studien anspruchsvolle Evaluationsmethoden zur Analyse einsetzen. Unterschiede sind auch bei der regionalen Abgrenzung zu beobachten. Ein Großteil der Studien basiert auf Analysen zu einzelnen Ländern, da die Familienpolitik sehr länderspezifisch ausgerichtet ist. Es existieren aber auch international vergleichende Studien.

2.2 Ziel „Wirtschaftliche Stabilität und soziale Teilhabe“

Analysen zur Wirkung familienbezogener Leistungen auf wirtschaftliche Stabilität und soziale Teilhabe beschränken sich bisher auf das verfügbare Haushaltseinkommen als Indikator. Eine Erweiterung auf nichtfinanzielle bzw. nichtmaterielle Indikatoren in der Evaluation der familienbezogenen Leistungen fehlt noch. In dieser Studie werden wir den Stand der Literatur erweitern durch Einbeziehung von multidimensionalen Indikatoren der sozialen Teilhabe.

Auswirkungen der familienpolitischen Leistungen des deutschen Steuersystems auf die Einkommensverteilung wurden erstmals von Maiterth (2004) systematisch untersucht. Er analysiert die Wirkung der gemeinsamen Veranlagung von Ehepaaren und des Kindergeldes. Während das Kindergeld unabhängig vom Familieneinkommen ist, steigt der Splittingeffekt mit dem Einkommensunterschied zwischen den Partnern an. Eine weitere Studie zu den Effekten auf das Familieneinkommen stammt von Björklund (1992) und beschreibt die Auswirkungen der Erhöhung weiblicher Arbeitsmarktpartizipation in Schweden um 1970 auf die Verteilung der Familieneinkommen. Aus der Betrachtung der Arbeitszeiten ergibt sich dabei, dass sich männliche Arbeitskräfte hinsichtlich der Arbeitsstunden weniger stark unterscheiden als Familien. Für die Unterschiede zwischen den Familien sind demnach vornehmlich die stark variierenden Arbeitsstunden der Frauen verantwortlich. Björklund folgert aus seinen Ergebnissen, dass ein Mehr an Gleichheit zwischen den Partnern eine höhere Einkommensungleichheit zwischen Familien mit sich bringt.

Ländervergleichende Studien für den europäischen Raum werden häufig mit dem Mikrosimulationsmodell EUROMOD durchgeführt und liefern insbesondere in Hinblick auf die Indikatoren Einkommensungleichheit und Armut interessante Ergebnisse. Im Folgenden werden einige ausgewählte Studien aus diesem Bereich kurz vorgestellt.

Eine relativ neue EUROMOD-Studie zur Familienpolitik stammt von Levy et al. (2008). Sie untersuchen die Reform des Kindergeldes in Polen im Jahr 2007, die eine Ausweitung des Kindergeldbetrages und die Einführung eines Kinderfreibetrages umfasste. Die Autoren vergleichen die Reformwirkungen mit denen der familienpolitischen Leistungen Großbritanniens, Frankreichs und Österreichs. Bei Einführung des britischen oder französischen Systems hätte die Armutsreduktion laut ihrer Studie noch größer ausfallen können. Die österreichischen Leistungen hingegen hätten ähnliche Effekte wie die Reform des Jahres 2007.

Fuchs und Lietz (2007) evaluieren die Politikreformen Österreichs von 1998 bis 2003 (Erhöhung der monetären Transfers für Familien, Steuerreform und Einführung eines Kinderbetreuungsgeldes) und die Reformen zwischen 2003 und 2005 (zweite Steuerreform und Anhebung der Beiträge zur Krankenversicherung) hinsichtlich der Frage, ob die Ziele einer stärkeren Einkommensumverteilung und geringerer Armut erreicht wurden. Für die Analyse nutzen sie das europäische Mikrosimulationsmodell EUROMOD. Sie zeigen, dass die ersten Gruppe von Reformen die Einkommensungleichheit reduzieren und die Armut, insbesondere von Familien mit Kindern, abmildern konnten. Obwohl die späteren Reformen zu durchschnittlich höheren verfügbaren Einkommen führten, entfalteten sie nur geringe Auswirkungen auf Einkommensverteilung und Armut.

Eine Studie von Corak et al. (2005) stellt die Frage, welchen Anteil die Bedarfe von Kindern an den staatlichen Transfers oder Steuerbegünstigungen haben. Im europäischen Vergleich ergibt sich, dass in zehn der EU-15 Länder ca. 30 Prozent des Bedarfs von Kindern über das Steuer- und Transfersystem gedeckt wird. Für die übrigen Länder liegt der Anteil zum Teil um die 20 Prozent, für manche Länder aber sogar nur bei etwa 10 Prozent. Corak et al betonen zudem das große Ausmaß der Steuerbegünstigungen gegenüber direkten Transfers, das bei der Messung von staatlichen Ausgaben für Kinder nicht vernachlässigt werden darf.

Matsaganis et al. (2004) analysieren die Bedeutung der familienpolitischen Leistungen (Steuern und Transfers) für die Kinderarmut in den südeuropäischen Ländern Griechenland, Italien, Spanien und Portugal. In Bezug auf die Verteilungswirkungen zeigen die derzeitigen Leistungen dieser Länder nur einen schwachen Effekt, während bei einer Einführung der Systeme von Großbritannien, Dänemark oder Schweden mit deutlich stärkeren Effekten zu rechnen wäre. Gleichzeitig ist die Familienpolitik dieser Länder jedoch mit höheren Staatsausgaben verbunden.

Im Gegensatz zur Studie von Matsaganis et al. (2004) und ähnlich wie Levy et al. (2008) konzentrieren sich Immervoll et al. (2000) auf die Effekte einer einzigen Familienleistung. Sie legen dar, dass dem Kindergeld in verschiedenen europäischen Län-

dern eine unterschiedlich große Bedeutung bei der Armutsbekämpfung zukommt. In einigen Ländern, wie zum Beispiel den Niederlanden und Großbritannien, zeigt sich ein signifikanter Effekt des Kindergeldes auf die Vermeidung finanzieller Armut.

Die nachfolgende Tabelle 1 fasst die im Text genannten Studien noch einmal übersichtsartig zusammen.

Tabelle 1 Empirische Studien zur wirtschaftlichen Stabilität von Familien

Autoren	Länder	Methode, Daten	Maßnahmen	Effekte auf...	Ergebnisse
Maiterth (2004)	Deutschland	Mikrosimulation	Gemeinsame Veranlagung, Kindergeld	Einkommen	Splittingvorteil steigt mit dem Einkommen, Kindergeld nicht einkommensabhängig
Björklund (1992)	Schweden	Individualdaten	Ausweitung der Erwerbsbeteiligung der Frauen	Einkommen, Einkommensverteilung zwischen und innerhalb der Haushalte	Einkommensgleichheit zwischen den Partnern fördert Einkommensgleichheit zwischen Familien
Levy et al. (2008)	EU	Mikrosimulation, EUROMOD	Kindergeld	Einkommen, insbesondere Armut	Erhöhung fördert Armutsreduktion, Armutsreduktion des familienpolitischen Systems von Großbritannien und Frankreich stärker als die in Österreich
Fuchs und Lietz (2007)	Österreich	Mikrosimulation, EUROMOD	Politikreformen 1998-2003, 2003-2005	Einkommen, Einkommensverteilung und Armut	Erste Reformen haben Einkommensungleichheit und Armut reduziert; zweite Reformperiode erhöhte die verfügbaren Einkommen, hatte aber kaum Effekte auf Einkommensverteilung und Armut
Corak et al. (2005)	EU	Mikrosimulation, EUROMOD	Steuerbegünstigungen und Transfers	Einkommen, insbesondere Deckung des kindlichen Bedarfs	Familienpolitische Leistungen decken zwischen 10% und 30% des kindlichen Bedarfs
Matsaganis (2004)	EU	Mikrosimulation, EUROMOD	Steuerbegünstigungen und Transfers	Einkommen, Einkommensverteilung	Schwache Verteilungswirkungen der familienpolitischen Leistungen in Griechenland, Italien, Spanien und Portugal, Nordische Länder stärkere Wirkung aber auch höhere Staatsausgaben
Immervoll et al (2000)	EU	Mikrosimulation, EUROMOD	Kindergeld	Einkommen, Armut	Unterschiedlich große Bedeutung für Armutsreduktion in Europa

2.3 Ziel „Vereinbarkeit von Familie und Beruf“

Die Literatur in diesem Bereich ist sehr umfangreich, was auf das große Forschungsinteresse zurückgeführt werden kann. Im Bereich der ex-post Evaluation liegen sowohl

für die deutsche Familienpolitik als auch Länder vergleichend bereits einige Studien vor, die im Anschluss vorgestellt werden. Darauf folgt ein Literaturüberblick über Arbeiten zur Evaluation familienpolitischer Leistungen mit Hilfe der Mikrosimulation.

Zunächst werden Studien vorgestellt, in denen die Entwicklung von Löhnen und Erwerbskarrieren nach der Geburt von Kindern („family wage gap“ bzw. „employment gap“) untersucht werden. Anschließend werden Arbeiten zur Rückkehrwahrscheinlichkeit nach der Elternzeit bzw. zur Dauer der Elternzeit vorgestellt.

2.3.1 Konsequenzen von familiär bedingten Erwerbsunterbrechungen

Inwiefern Frauen in Deutschland nach der Geburt ihres ersten Kindes, im Vergleich zu kinderlosen Frauen, einen Lohnabschlag hinnehmen müssen untersuchen Ejrnæs and Kunze (2004), Ziefle (2004) sowie Beblo und Wolf (2002). Ejrnæs und Kunze (2004) stellen tatsächlich Lohnverluste fest, die allerdings von der Qualifikation der Mütter abhängen. So müssen niedrig qualifizierte Mütter eher Lohnverluste hinnehmen, während die am höchsten qualifizierten keine signifikanten Lohnverluste im Vergleich zu kinderlosen Frauen aufweisen. Ziefle (2004) ermittelt, dass sich die Dauer der Elternzeit mittel- bis langfristig negativ auf spätere Karrierechancen auswirkt. Wenn eine Frau zum vorherigen Arbeitgeber zurückkehrt, schwächt dies die Effekte zwar ab, kann sie aber nicht komplett ausschalten. Beblo und Wolf (2002) analysieren die Höhe des Lohnverlustes nach einer Unterbrechung der Beschäftigung für verschiedene Altersgruppen. Sie untersuchen, wie sich die Unterbrechung einer Vollzeittätigkeit und alternativ eine Arbeit in Teilzeit auf den zukünftigen Lohn auswirkt. Es zeigt sich, dass die Lohnverluste geringer ausfallen, je früher die Unterbrechung im Erwerbsleben stattfindet. Teilzeitarbeit hat laut ihren Ergebnissen keine negativen Wirkungen auf spätere Löhne.

Internationale Studien zu diesem Thema liefern z. B. Datta Gupta et al. (2008), Leber Herr (2007), Davies und Pierre (2005) und Datta Gupta und Smith (2001). Die familienpolitischen Leistungen nordischer Länder stehen bei Datta Gupta et al. (2008) im Fokus. Obwohl diese Gesellschaften als Vorbild bezüglich Fertilität und Partizipationsraten gelten, zeigen sich auch hier negative Effekte von längeren Unterbrechungen der Beschäftigung auf spätere Karrierechancen. Dies trifft vor allem auf höher qualifizierte Frauen zu.

In einer Studie für die USA untersucht Leber Herr (2007), wie sich der Zeitpunkt der ersten Geburt auf das spätere Lohnwachstum auswirkt. Dabei zeigt sich, dass in den 15 Jahren nach der ersten Geburt Löhne schneller ansteigen, je später in der Erwerbskarriere diese Geburt stattgefunden hat. Die Effekte ergeben sich hauptsächlich durch Unterschiede im Arbeitsangebotsverhalten nach der Geburt. Hierbei spielen die Dauer der Auszeit sowie die angebotene Arbeitszeit eine Rolle. Auch hier steigen die Effekte mit dem Bildungsgrad der Mütter.

Einen europäischen Vergleich über Lohneinbußen stellen Davies und Pierre (2005) an. Sie können zeigen, dass Lohnverluste mit der Anzahl der Kinder überproportional stei-

gen. Weiterhin untersuchen sie anhand nationaler Daten das langfristige Lohnwachstum nach Abschluss der Familienbildungsphase in Großbritannien und Deutschland. Während sich in Deutschland die Einbußen als persistent erweisen, holen britische Mütter die Lücke schnell wieder auf. In einer Studie zu Dänemark beobachten Datta Gupta und Smith (2001) ein geringeres Lohnwachstum kurz nach der Geburt eines Kindes. Dieses wird jedoch nach einigen Jahren wieder aufgeholt, so dass sich keine langfristigen negativen Effekte ergeben.

Das Arbeitsangebot deutscher Mütter wird von Schönberg und Ludsteck (2007), Weber (2004), Ondrich et al. (2003) und Lauer und Weber (2003) analysiert. In einer Vorher-Nachher-Analyse untersuchen Schönberg und Ludsteck (2007), wie sich die Ausdehnung der gesetzlichen Elternzeitfristen auf die Partizipation von Frauen nach der Geburt eines Kindes auswirkte. Die Ergebnisse zeigen, dass längere gesetzliche Elternzeitfristen auch zu einer de facto längeren Dauer der Auszeit führen. Auf die langfristigen Partizipationsentscheidungen haben die Gesetzesänderungen jedoch keinen Einfluss.

Auch Weber (2004) analysiert die Ausweitung der gesetzlichen Elternzeit auf die gewählte Dauer der Auszeit nach der Geburt eines Kindes. Die Ergebnisse zeigen u. a. einen positiven Zusammenhang zwischen der gesetzlich möglichen und der tatsächlich gewählten Elternzeit junger Mütter. Dieselbe Gesetzesänderung wird auch bei Ondrich et al. (2003) als Determinante für die sinkende Rückkehrwahrscheinlichkeiten im Zeitraum 1986 bis 1991 analysiert. Die Autoren finden ebenfalls den erwarteten Effekt, weisen aber darauf hin, dass die Ausdehnung der möglichen Elternzeit eine Reaktion auf eine Verhaltensänderung junger Mütter gewesen sein könnte, und somit keine Aussage über Kausalität getroffen werden kann.

Der Unterschied in der Rückkehrwahrscheinlichkeit sowie in der Anzahl der angebotenen Arbeitsstunden zwischen deutschen und französischen Müttern steht bei Lauer und Weber (2003) im Fokus. Familienpolitische Leistungen werden dabei nicht direkt evaluiert, doch die Autorinnen führen ihre Ergebnisse auf Unterschiede zwischen den Ländern zurück. So stellen sie für Deutschland fest, dass Mütter in ländlichen Gebieten mit einer höheren Wahrscheinlichkeit Voll- oder Teilzeit arbeiten als in Städten. Dieses Phänomen ist jedoch nicht in Frankreich zu finden. Ein Grund dafür könnte die geringere Dichte von Kinderbetreuungseinrichtungen in Deutschland sein.

2.3.2 Mutterschutz, Elternzeit und Elterngeld

Die Möglichkeiten für Eltern, nach der Geburt eines Kindes Mutterschutz und / oder Elternzeit in Anspruch zu nehmen, sind international sehr unterschiedlich. Die Ergebnisse internationaler Studien wie von Städtner (2004), Pylkkänen and Smith (2004), Berger und Waldfogel (2004), Ruhm (1998), Rønsen und Sundström (1996) und Gustafsson et al. (1996) sind allerdings sehr ähnlich. So findet Städtner (2004) in einer Studie für Österreich, dass eine Ausweitung der gesetzlichen Elternzeit Auswirkungen auf die Rückkehrwahrscheinlichkeit in den Beruf besitzt.

Pylkkänen und Smith (2004) analysieren in einer vergleichenden Länderstudie für Dänemark und Schweden, wie sich Elternzeitregelungen und Kosten für Kinderbetreuung auf das Erwerbsverhalten auswirken. Es zeigt sich, dass eine höhere Beteiligung von Vätern bei der Kinderbetreuung zu kürzeren Auszeiten der Mütter führt. Die Kosten der Kinderbetreuung wirken sich nur negativ aus, wenn es ein umfangreiches Angebot gibt. Sonst spielen sie keine Rolle bei der Partizipationsentscheidung. Ergebnisse von Berger und Waldfogel (2004) zeigen, dass Frauen, die sich eine Auszeit nehmen dürfen, die Zeit meist auch nutzen, danach aber mit einer höheren Wahrscheinlichkeit in den Beruf zurückkehren.

Wie sich verschiedene Elternzeitregelungen auf die Erwerbsquote von Frauen im gebärfähigen Alter und auf ihre Stundenlöhne auswirken, untersucht Ruhm (1998) in einem Vergleich von neun europäischen Ländern. Im Ergebnis wirken sich längere Elternzeitdauern positiv auf die Erwerbsquote, aber negativ auf die durchschnittlichen Löhne von Frauen im gebärfähigen Alter aus.

Ebenfalls einen Ländervergleich stellen Rösen und Sundström (1996) an. Sie betrachten die Wirkung von Elternzeit und Kinderbetreuung auf das Erwerbsverhalten von Frauen nach der ersten Geburt in Norwegen und Schweden. Die Regelungen bezüglich Elternzeit und Kinderbetreuungseinrichtungen sind in beiden Ländern sehr ähnlich, wobei sich das schwedische Modell als flexibler erweist. Die Ergebnisse zeigen, dass Frauen, die in bezahlte Elternzeit gehen können, mit einer größeren Wahrscheinlichkeit nach der Geburt wieder erwerbstätig werden.

In einem Ländervergleich Deutschlands, Großbritanniens und Schwedens auf der Mikroebene werden von Gustafsson et al. (1996) familienpolitische Leistungen zwar nicht explizit evaluiert. Jedoch werden Unterschiede in der Dauer, bis eine junge Mutter wieder in den Beruf einsteigt, auf unterschiedliche Familienpolitiken in den Ländern zurückgeführt. So ist der Anteil schwedischer Mütter, die drei Monate nach der Geburt eines Kindes zu Hause sind, relativ hoch. Nach zwei Jahren sind sie hingegen mehrheitlich wieder erwerbstätig, was auch gezielt mit einem ausgedehnten Angebot an öffentlichen Kinderbetreuungsplätzen gefördert wird. Britische Mütter kehren meist schon nach drei Monaten auf den Arbeitsmarkt zurück, da es keine darüber hinaus gehende Regelung für bezahlte Elternzeit gibt. Drei Jahre nach der Geburt ist die Partizipationsrate schwedischer Mütter am höchsten, gefolgt von britischen Müttern. Für Deutschland finden die Autoren das klassische Einverdiener-Modell, was mit langen Elternzeiten und geringen Möglichkeiten der Kinderbetreuung für Kleinkinder begründet wird.

Aus dem Endbericht zur Evaluation des Elterngelds (BMFSFJ 2008b) liegen Ergebnisse einer ersten ex-post erfolgten Wirkungsanalyse des 2007 eingeführten deutschen Elterngelds vor. Verglichen werden Eltern mit Kindern, die im letzten Quartal 2006 geboren wurden, und Eltern mit Kindern, die im ersten Quartal 2007 geboren wurden. Die beiden Gruppen unterscheiden sich insgesamt nicht signifikant hinsichtlich des Haushaltsnettoeinkommens; Mütter mit Abitur oder Hochschulabschluss stellen sich aller-

dings durch das Elterngeld besser. Die Wahrscheinlichkeit einer Erwerbsunterbrechung im ersten Jahr nach der Geburt steigt gegenüber der Situation ohne Elterngeld; nach anderthalb Jahren ist die Wahrscheinlichkeit einer Erwerbsaufnahme dann allerdings erhöht, zumindest für die Frauen, die vor der Geburt nicht erwerbstätig waren (BMFSFJ 2008b, 63).

In einer Anschlussstudie hat das RWI Essen für den Evaluationsbericht 2009 zum Bundeselterngeld- und Elternzeitgesetz die Entwicklung zentraler Kenngrößen nach der Einführung des Elterngelds beschrieben (BMFSFJ 2009b). Untersucht werden unter anderem die Erwerbstätigkeit, die innerfamiliäre Aufgabenverteilung und die finanzielle Situation der Familien nach der Geburt des Kindes. Datengrundlage sind die Elterngeldstatistik und die eigens durchgeführte „Befragung Junge Familie 2009“. Da keine Daten über eine Vergleichsgruppe vorliegen, ist eine Wirkungsanalyse nicht möglich; dafür bieten die Daten aber den Vorteil, dass erstmals die Situation der Familien nach dem Ende des Elterngeldbezugs beschrieben werden kann.

2.3.3 Verfügbarkeit und Kosten von Kinderbetreuung

In einigen der bisher vorgestellten internationalen Studien werden neben Mutterschutz- und Elternzeitregelungen das Angebot und die Kosten von Kinderbetreuungseinrichtungen sowie deren Wirkung auf die Erwerbsbeteiligung von Müttern untersucht. Im Folgenden werden einige – vor allem internationale – Studien vorgestellt, die ausschließlich die Effekte des Angebots und der Kosten formaler Kinderbetreuung analysieren. Zu nennen sind hier Büchel und Spieß (2002) für Deutschland sowie Lundin et al. (2007), Simonsen (2006), Djurdjevic (2005), Gelbach (2002), Powell (2002) und Ribar (1995). Die Wirkung des Angebotes an Kinderbetreuungseinrichtungen auf die Partizipation von Müttern mit noch nicht schulpflichtigen Kindern untersuchen Büchel und Spieß (2002). Dabei werden Unterschiede in der Dichte von Kindergärten und –krippen auf Kreisebene betrachtet. Die Autoren finden einen positiven Einfluss der Kindergartendichte auf Teilzeit- wie Vollzeitarbeit. Vor allem das Vorhandensein von Ganztagesplätzen führt zu einer höheren Erwerbsbeteiligung. Das Angebot von Kinderkrippen hat hingegen keinen signifikanten Einfluss.

Lundin et al. (2007) verwenden Änderungen in der Subventionsstruktur schwedischer Kinderbetreuungseinrichtungen, um die Effekte von Kosten der Kinderbetreuung auf das Arbeitsangebot der Eltern zu schätzen. Die gefundenen Effekte sind sehr gering, was die Autoren darauf zurückführen, dass bereits vor der Reform formale Kinderbetreuung sehr stark subventioniert wurde. Auch Simonsen (2006) untersucht für Dänemark die Wirkung der Kosten und des Angebotes von subventionierten Kinderbetreuungseinrichtungen auf die Partizipation von Müttern am Erwerbsleben. Während hier eine Betreuungsplatzgarantie einen signifikant positiven Effekt hat, führen höhere Kosten zu einer signifikant geringeren Beteiligung.

In einer Studie für die Schweiz untersucht Djurdjevic (2005), wie sich die Verfügbarkeit von Kinderbetreuungseinrichtungen auf die Rückkehrwahrscheinlichkeit und die Anzahl

der gearbeiteten Stunden bei Rückkehr von Frauen nach der Geburt eines Kindes auswirkt. Die Ergebnisse zeigen, dass eine bessere Abdeckung von Kinderbetreuungsmöglichkeiten zu höheren Rückkehrwahrscheinlichkeiten und zu einer höheren Stundenanzahl führen.

In Gelbachs Studie von 2002 wird analysiert, ob sich der Eintritt eines fünfjährigen Kindes in eine Vorschule auf das Arbeitsangebot US-amerikanischer Mütter auswirkt. Für Alleinerziehende sind die Effekte signifikant positiv. Dies gilt allerdings nur, wenn keine weiteren, jüngeren Kinder vorhanden sind. Für Mütter, die mit ihren Partnern zusammen leben, sind die Effekte - unabhängig von sonstigen Kindern - signifikant positiv.

Powell (2002) schätzt mit kanadischen Daten, inwieweit die Preise von formaler Kinderbetreuung einen Effekt auf das Erwerbsverhalten von verheirateten Müttern und auf die Nutzung dieser Betreuungsform haben. Die Autorin stellt fest, dass staatliche Subventionen, die direkt an die Kinderbetreuungseinrichtungen gezahlt werden, einen großen Effekt auf die Nachfrage nach Betreuungsplätzen, aber kaum einen Effekt auf das Arbeitsangebot nach sich ziehen. Subventionen hingegen, die an die Haushalte fließen, üben auch einen großen Einfluss auf die Partizipation aus. Gleiches gilt für Lohnsubventionen.

Wie sich die Kosten von formaler Kinderbetreuung auf deren Nutzung und auf das Arbeitsangebot von verheirateten Frauen in den USA auswirken, ist Thema einer Studie von Ribar (1995). Der Autor kommt zu dem Ergebnis, dass sich die Kosten negativ auf die Nutzung der Kinderbetreuungseinrichtungen und nur schwach negativ auf die Partizipation auswirken.

2.3.4 Mikrosimulationsstudien

Für Fragestellungen, die nicht im Rahmen einer Ex-post Untersuchung überprüft werden können, besteht die Möglichkeit, auf die Methode der Mikrosimulation zurückzugreifen (siehe Kapitel 3 für eine Beschreibung der Methode). Das vorliegende Gutachten liefert erstmals eine systematische Analyse von mehreren ehe- und familienbezogenen Maßnahmen in einem einheitlichen Modellrahmen, wodurch die Vergleichbarkeit der Ergebnisse für die einzelnen Maßnahmen sichergestellt wird. Für einige der Einzelmaßnahmen existieren jedoch bereits Mikrosimulationsstudien, die für die Vereinbarkeit von Familie und Beruf relevant sind und im Folgenden vorgestellt werden sollen.

In einer Ex-Ante-Wirkungsstudie hat das DIW Berlin (Büchner et al. 2006) die möglichen Einkommens –und Arbeitsangebotseffekte einer Einführung des Elterngelds in Deutschland evaluiert. Dazu wurde ein Mikrosimulationsmodell auf Basis der SOEP-Daten der Jahre 2001-2003 verwendet. Die Evaluation erfolgte vor der Einführung des Elterngelds, daher wurden mehrere mögliche Ausgestaltungen simuliert. Das Szenario „Sockel 300“ kommt der tatsächlichen Elterngeldregelung am nächsten. Für dieses Szenario finden die Autoren, dass es durch die Einführung des Elterngelds zu einem

Anstieg der Haushaltseinkommen im ersten Lebensjahr des Kindes kommt, bei leicht rückläufiger Partizipation der Mütter und etwas höherer Partizipation der Väter. Im zweiten Lebensjahr des Kindes dehnen hingegen sowohl Mütter als auch Väter ihr Arbeitsangebot aus. Besonders stark ist der Anstieg bei den Müttern. Ihre Partizipationsquote stieg um 3,3 Prozentpunkte (bei einem Ausgangswert von 36 Prozent), die durchschnittliche Arbeitszeit stieg um 11,7 Prozent. Vergleichsmaßstab ist stets der tatsächliche Rechtsstand vor der Einführung des Elterngelds. Dies erklärt die positiven Arbeitsanreize im zweiten Lebensjahr des Kindes, da das Elterngeld, anders als das frühere Erziehungsgeld, nur maximal 14 Monate bezogen werden kann. (Die Studie des DIW nimmt zur Vereinfachung eine Bezugsdauer von 12 Monaten an.) Gemäß den Simulationsergebnissen des DIW käme es durch die Einführung des Elterngelds zu einem Anstieg des jährlichen Einkommensteueraufkommens von 94 Millionen Euro; die Arbeitnehmerbeiträge zur Sozialversicherung stiegen um 112 Millionen Euro pro Jahr.

Steiner und Wrohlich (2008) analysieren die Wirkung des Familiensplittings und ermitteln, dass dieses Splittingmodell vorwiegend Familien mit hohem Einkommen entlastet. Die Arbeitsangebotseffekte sind sowohl absolut als auch relativ zu den fiskalischen Kosten betrachtet gering. In ihrer Studie aus dem Jahr 2004 zeigten Steiner und Wrohlich zuvor, dass die Einführung einer Individualbesteuerung zu einer Ausweitung des Arbeitsangebots insbesondere westdeutscher Frauen führen würde. Ein beträchtlicher Anteil der Männer würde hingegen den Arbeitsmarkt verlassen. Die Veränderungen bei einer Einführung des französischen Familiensplittings ist Gegenstand der Studie von Beblo et al. (2004). Sie ergänzen die Wirkungsanalyse bezüglich des Arbeitsangebots um die Änderungen des Konsumverhaltens innerhalb des Haushalts. Die sich dabei zeigenden Effekte sind auch für Frauen überraschend gering.

2.3.5 Effekte von Grundsicherungs- bzw. Kombilohnmodellen

Ein großer Strang der internationalen Literatur beschäftigt sich mit Kombilohnmodellen, wie sie in den USA („Earned Income Tax Credit“) oder Großbritannien („Working Family Tax Credit“) zur Unterstützung arbeitender Familien mit geringem Einkommen Anwendung finden. Zu nennen sind hier unter anderem die Studien von Brewer et al. (2006), Eissa und Hoynes (2004) und Blundell et al. (2000). Alle drei Studien finden positive Arbeitsanreize für Alleinerziehende, die daher ihr Arbeitsangebot ausweiten. Für verheiratete Frauen führt die Einführung eines an Erwerbstätigkeit gekoppelten Transfers hingegen zu einer Reduktion ihrer Arbeitszeit, was auf die Bedarfsprüfung auf Familienebene zurückzuführen ist. Hinsichtlich des Gesamteffekts auf das Arbeitsangebot kommen die Studien zu unterschiedlichen Ergebnissen. Während Blundell et al. (2000) einen leicht positiven Gesamteffekt finden, ermitteln Eissa und Hoynes (2004) einen negativen Arbeitsangebotseffekt der verheirateten Frauen, der den positiven Einfluss auf das Arbeitsangebot ihrer Partner übersteigt.

Wie sich solche Kombilohnmodelle für Familien auf dem schweizerischen Arbeitsmarkt auswirken würden, zeigt die Studie von Gerfin und Leu (2007). Auch sie zeigen, dass

bei einer Einführung vor allem mit einer Reduktion der Arbeitszeit von Frauen zu rechnen ist. Für die Länder Finnland, Frankreich und Deutschland führten Bargain und Orsini (2006) eine ähnliche Studie durch, in der sie insbesondere Unterschiede zwischen Kombilohnmodellen auf Basis des Familieneinkommens und rein individualistischen Konzepten aufzeigen. Transfers auf individueller Ebene steigern demnach – im Gegensatz zu den bisher existierenden familienbezogenen Programmen (EITC, WFTC) – die Partizipationsrate der Frauen.

Eine Mikrosimulationsstudie, die das Angebot und den Preis von Kinderbetreuung berücksichtigt und den Einfluss dieser Größen auf das Arbeitsangebot ermittelt, ist die australische Studie von Kalb und Lee (2007). Sie legt dar, dass eine Ausweitung der staatlichen Rückerstattung von Kinderbetreuungskosten in Australien zu einem deutlichen Anstieg der Erwerbstätigkeit führen würde. Eine neuere Herangehensweise im Bereich der Mikrosimulation ist die gleichzeitige Schätzung des Arbeitsangebotes in Kombination mit der Wahl der Kinderbetreuungszeit. Hierzu existiert – auch auf internationaler Ebene – noch keine umfassende Literatur.

Für Frankreich wurde ein solches Modell von Choné et al. (2003) entwickelt und zur Politikanalyse angewandt. Eine Reduktion der steuerlichen Rückerstattung der Kinderbetreuungskosten würde demnach nur in begrenztem Umfang in einem sinkenden Arbeitsangebot der Frauen resultieren. Die Abschaffung der Erziehungsfreibeträge, die nach derzeitiger Ausgestaltung mit steigender Arbeitszeit sinken, führt in ihrem Modell zu einem Anstieg der Erwerbstätigkeit und einer stärkeren Nutzung der Kinderbetreuung. Der Preis der Kinderbetreuung zeigt also in beiden Fällen einen negativen Zusammenhang zu der Erwerbstätigkeit von Müttern und der Inanspruchnahme von Kinderbetreuung.

Kornstadt und Thoresen (2007) untersuchten für Norwegen auf ähnliche Weise die Einführung eines Betreuungsgeldes für Familien, die ihre Kinder zu Hause betreuen. Ihre Ergebnisse zeigen, dass eine solche Maßnahme sich negativ auf die Erwerbstätigkeit von Müttern auswirkt. Dies entspricht den für Frankreich beobachteten Effekten

Die einzige auf Deutschland bezogene und daher für uns besonders interessante Studie stammt von Wrohlich (2007). Die Wahl der Kinderbetreuung wird auch hier gemeinsam mit dem Arbeitsangebot der Mütter modelliert. Das Modell wurde dazu genutzt, die Wirkung des Familiensplittings, der Individualbesteuerung, der Ausweitung der Kinderbetreuung und sinkender Beiträge zur Kinderbetreuung zu analysieren. Die Studie zeigt, dass die Einführung eines Familiensplittings in Deutschland nur geringe Auswirkungen auf das Arbeitsangebot von Müttern hätte. Sowohl die beiden Reformen im Bereich der Kinderbetreuung als auch die Einführung einer Individualbesteuerung hätten ein steigendes Arbeitsangebot zur Folge, wobei die Individualbesteuerung die größte Wirkung erzeugt.

Einige Beispiele für neuere Studien im Bereich familienpolitischer Leistungen stammen von Mörk et al (2009), Simonsen (2010), Kalb und Thoresen (2010), Han et al (2009)

oder auch Figari et al (2009). Mörk et al (2009) untersuchen in ihrer Studie den Effekt von Betreuungskosten auf das Fertilitätsverhalten schwedischer Frauen und finden Belege für einen Zusammenhang. Simonsen (2010) betrachtet die Frage, wie der Preis öffentlich geförderter Kinderbetreuung die Frauenerwerbstätigkeit im Anschluss an den Mutterschaftsurlaub beeinflusst. In dieser Studie wird ein signifikant negativer Effekt der Kosten auf die Erwerbstätigkeit gefunden. Kalb und Thoresen (2010) diskutieren die Familienunterstützung in Australien und Norwegen und zeigen Ergebnisse aus Mikrosimulationen. Sie beziehen sich u.a. auf Verteilungseffekte durch hypothetische Politikänderungen. Figari et al (2009) beschäftigen sich mit der Frage, wie sich die Unterstützung von Kindern im Rahmen von Steuer-Transfer-Systemen messen lässt. Diese und die übrigen in diesem Abschnitt erwähnten Studien sind in der folgenden Tabelle 2 noch einmal zusammenfassend aufgeführt.

Tabelle 2 Empirische Studien zur Vereinbarkeit von Familie und Beruf

Autoren	Länder	Methode	Maßnahme	Effekte auf ...	Ergebnisse
Ejrnæs and Kunze (2004)	Deutschland	Ex-post	Erwerbsunterbrechung	Lohn („Family Wage Gap“)	Lohnverluste; Insbesondere für niedrig qualifizierte Mütter
Ziefle (2004)	Deutschland	Ex-post	Erwerbsunterbrechung	Lohn („Family Wage Gap“)	Dauer der Elternzeit wirkt sich negativ auf Karrierechancen aus
Beblo und Wolf (2002)	Deutschland	Ex-post	Erwerbsunterbrechung	Lohn („Family Wage Gap“)	Lohnverluste geringer, desto früher die Unterbrechung im Erwerbsleben; Teilzeitarbeit hat keine negative Folgen auf spätere Löhne
Datta Gupta et al. (2008)	Skandinavien	Ex-post	Erwerbsunterbrechung	Lohn („Family Wage Gap“)	Negative Wirkung auf Karrierechancen; Insbesondere für hoch qualifizierte Frauen
Leber Herr (2007)	USA	Ex-post	Erwerbsunterbrechung	Lohnwachstum	In den 15 Jahren nach der ersten Geburt steigen Löhne schneller an je später in der Erwerbskarriere diese Geburt stattgefunden hat
Davies und Pierre (2005)	EU	Ex-post	Erwerbsunterbrechung	Lohn („Family Wage Gap“), Lohnwachstum	Lohnverluste steigen überproportional mit der Anzahl der Kinder
Data Gupta und Smith (2001)	Dänemark	Ex-post	Erwerbsunterbrechung	Lohnwachstum	Geringeres Lohnwachstum kurz nach der Geburt eines Kindes; Langfristig keine negativen Effekte
Schönberg und Ludsteck (2007)		Ex-post	Dauer der Elternzeit	Partizipation der Frauen	Längere gesetzliche Elternzeitfristen führen zu einer de facto längeren Dauer der Auszeit, Langfristig kein Effekt auf die Partizipation
Weber (2004)		Ex-post	Dauer der Elternzeit	Dauer der Erwerbsunterbrechung	Positiver Zusammenhang zwischen der gesetzlich möglichen und der tatsächlich gewählten Elternzeit junger Mütter
Ondrich et al. (2003)		Ex-post	Dauer der Elternzeit	Partizipation der Frauen	
Lauer und Weber (2003)	Deutschland, Frankreich	Ex-post	Familienpolitik im Ländervergleich	Partizipation der Frauen, Arbeitsstunden	Mütter in ländlichen Gebieten Deutschlands arbeiten mit einer höheren Wahrscheinlichkeit Voll- oder Teilzeit als in Städten; Dieses Phänomen ist in Frankreich nicht zu finden

Autoren	Länder	Methode	Maßnahme	Effekte auf ...	Ergebnisse
Städtner (2004)	Österreich	Ex-post	Dauer der Elternzeit	Partizipation der Frauen	Ausweitung der Elternzeit hat einen Effekt auf die Rückkehrwahrscheinlichkeit
Pylkkänen und Smith (2004)	Dänemark, Schweden	Ex-post	Dauer der Elternzeit, Kosten der Kinderbetreuung	Partizipation der Frauen	Höhere Beteiligung von Vätern bei der Kinderbetreuung führt zu kürzeren Auszeiten bei Müttern; Kosten der Kinderbetreuung wirken nur bei einem hohen Angebot negativ
Berger und Waldvogel (2003)		Ex-post	Elternzeit	Partizipation der Frauen	Frauen, die eine Auszeit nehmen dürfen, nutzen die Zeit meist auch und kehren danach mit einer höheren Wahrscheinlichkeit in den Beruf zurück
Ruhm (1998)	EU	Ex-post	Dauer der Elternzeit	Erwerbsquote, Lohn	Längere Elternzeitdauern wirken positiv auf die Erwerbsquote aber negativ auf die durchschnittlichen Löhne von Frauen
Rönsen und Sundström (1996)	Norwegen, Schweden	Ex-post	Elternzeit, Kinderbetreuung	Partizipation der Frauen	Frauen, die in bezahlte Elternzeit gehen können, werden mit einer größeren Wahrscheinlichkeit nach der Geburt wieder erwerbstätig
Gustafson et al. (1996)	Deutschland, GB, Schweden	Ex-post	Familienpolitik im Ländervergleich	Dauer der Erwerbsunterbrechung	Drei Jahre nach der Geburt ist die Partizipationsrate schwedischer Mütter am höchsten, gefolgt von britischen Müttern; In Deutschland überwiegt das klassische Einverdiener-Modell
Büchel und Spieß (2002)	Deutschland	Ex-post	Angebot an Kinderbetreuung	Partizipation der Frauen	Positiver Einfluss der Kindergartenichte auf Teilzeit- wie Vollzeitarbeit; Ganztagesplätze von besonderer Bedeutung; Angebot von Kinderkrippen hat hingegen keinen signifikanten Einfluss
Lundin et al. (2007)	Schweden	Ex-post	Preis der Kinderbetreuung	Partizipation der Frauen	Preis der Kinderbetreuung hat nur einen geringen Effekt
Simonsen (2006)	Dänemark	Ex-post	Angebot und Preis der Kinderbetreuung	Partizipation der Frauen	Betreuungsplatzgarantie hat einen signifikant positiven Effekt; Höhere Kosten führen zu signifikant geringerer Beteiligung
Djordjevic (2005)	Schweiz	Ex-post	Angebot an Kinderbetreuung	Partizipation der Frauen, Arbeitsstunden	Höheres Angebot führt zu höheren Rückkehrwahrscheinlichkeiten und zu einer höheren Stundenanzahl
Gelbach (2002)	USA	Ex-post	Nutzung von Kinderbetreuung	Partizipation der Frauen	Alleinerziehende: signifikant positive Effekte, allerdings nur, wenn keine weiteren, jüngeren Kinder vorhanden sind; Mütter, die mit ihren Partnern zusammen leben: signifikant positive Effekte - unabhängig von sonstigen Kindern
Powell (2002)	Kanada	Ex-post	Preis der Kinderbetreuung	Nutzung von Kinderbetreuung, Partizipation der Frauen	Direkte Subventionen an die Kinderbetreuungseinrichtungen haben einen großen Effekt auf die Nachfrage nach Betreuungsplätzen, aber kaum einen Effekt auf das Arbeitsangebot; Lohnsubventionen an die Haushalte haben großen Einfluss auf die Partizipation

Autoren	Länder	Methode	Maßnahme	Effekte auf ...	Ergebnisse
Ribar (1995)	USA	Ex-post	Preis der Kinderbetreuung	Nutzung von Kinderbetreuung, Partizipation der Frauen	Kosten wirken negativ auf die Nutzung der Kinderbetreuungseinrichtungen und nur schwach negativ auf die Partizipation
Büchner et al. (2008)	Deutschland	Mikrosimulation	Elterngeld	Partizipation, Arbeitsstunden	Schwacher Effekt im ersten Jahr; Im zweiten Jahr: signifikanter Anstieg der Partizipation und der Arbeitsstunden
Steiner/ Wrohlich (2008)	Deutschland	Mikrosimulation	Familiensplitting	Partizipation, Arbeitsstunden	Familiensplitting begünstigt Familien mit hohem Einkommen
Steiner/Wrohlich (2004)	Deutschland	Mikrosimulation	Individualbesteuerung	Partizipation, Arbeitsstunden	Individualbesteuerung würde das Arbeitsangebot insbesondere von westdeutschen Frauen erhöhen
Beblo et al. (2004)	Deutschland	Mikrosimulation	Familiensplitting	Partizipation, Arbeitsstunden	Umstellung auf das französische Steuersystem verändert Konsumverhalten innerhalb des Haushalts kaum
Brewer et al. (2006)	GB	Mikrosimulation	WFTC	Partizipation, Arbeitsstunden	Positive Arbeitsanreize für Alleinerziehende; Verheiratete Frauen reduzieren ihre Arbeitszeit; Keine Einigkeit der Studien bezüglich des Gesamteffekts
Eissa/Hoynes (2004)	GB	Dto.	EITC	Dto.	
Blundell et al. (2000)	GB	Dto.	WFTC	Dto.	
Gerfin/Leu (2007)	Schweiz	Mikrosimulation	EITC	Partizipation, Arbeitsstunden	Frauen reduzieren Arbeitszeit
Bargain/Orsini (2006)	Finnland, Frankreich, Deutschland	Mikrosimulation	EITC	Partizipation, Arbeitsstunden	Transfers auf individueller Ebene steigern die Partizipationsrate der Frauen
Kalb/Lee (2007)	Australien	Mikrosimulation	Angebot und Preis der Kinderbetreuung	Partizipation, Arbeitsstunden	Positiver Arbeitsangeboteffekt
Choné et al. (2003)	Frankreich	Mikrosimulation	Absetzbarkeit der Kinderbetreuungskosten	Partizipation, Arbeitsstunden, Nutzung von Kinderbetreuung	Höhere Kosten der Kinderbetreuung führen zu geringerem Arbeitsangebot und Nachfrage an Kinderbetreuung
Kornstadt/Thorensen (1998)	Norwegen	Mikrosimulation	Betreuungsgeld	Partizipation, Arbeitsstunden, Nutzung von Kinderbetreuung	Negativer Effekt auf das Arbeitsangebot von Müttern
Wrohlich (2007)	Deutschland	Mikrosimulation	Familiensplitting, Individualbesteuerung, Angebot und Preis der Kinderbetreuung,	Partizipation, Arbeitsstunden, Nutzung von Kinderbetreuung	Familiensplitting hat nur einen geringen Effekt auf das Arbeitsangebot von Müttern; Individualbesteuerung und geringerer Preis für Kinderbetreuung wirken positiv

2.4 Zwischenfazit

Hinsichtlich der methodischen Herangehensweise an das Thema der Familienpolitik existieren vielfältige Ansätze. Metastudien, die Ergebnisse verschiedener Studien vergleichen und miteinander kombinieren, existieren nur selten, so dass der Großteil der Literatur aus Einzelstudien besteht. Diese beziehen sich entweder auf die Familienpolitik eines Landes oder bieten einen Ländervergleich. Länderübergreifende Studien sind recht häufig, obwohl ein Vergleich der unterschiedlichen familienpolitischen Maßnahmen aufgrund großer Unterschiede in den Leistungen eine methodische Herausforderung

rung darstellt. Unterschiede bestehen außerdem in der Art der verwendeten Daten. Während insbesondere für die Zielkategorie „Steigerung der Geburtenrate“ viele Studien auf Basis von Aggregatdaten zurückgreifen, nutzt der Großteil der übrigen Arbeiten Mikrodaten, mit denen individuelle Entscheidungen modelliert werden können. Wie bereits geschildert, beschränken sich die bisherigen Studien auf relativ eng gefasste Konzepte von sozialer Teilhabe und Vereinbarkeit. Mit dem vorliegenden Gutachten soll ein erster Schritt in die Richtung einer umfassenderen Modellierung sozialer Teilhabe und Vereinbarkeit geleistet werden. Ein zweiter Beitrag des Gutachtens besteht darin, dass eine größere Zahl von Leistungen in einem einheitlichen Modellrahmen untersucht wird, um insbesondere die Interaktionen zwischen den Leistungen abbilden zu können.

3 Modell zur verhaltensbasierten Mikrosimulation

Ziel dieses Gutachtens ist es, die Wirkungen von ehe- und familienbezogenen Leistungen auf drei zentrale Ziele der Familienpolitik – die wirtschaftliche Stabilität und soziale Teilhabe von Familien, die Vereinbarkeit von Familie und Beruf und den Nachteilsausgleich zwischen den Familientypen – zu untersuchen. In diesem Kapitel wird das Modell beschrieben, das dazu eingesetzt wird. Die Beschreibung folgt dem Endbericht, ist hier im Methodenband aber ausführlicher und an einigen Stellen etwas technischer. Mit dieser technischen Dokumentation des Simulationsmodells soll die Anschlussfähigkeit des Moduls „Zentrale Leistungen“ im Hinblick auf zukünftige Module im Rahmen der Gesamtevaluation sichergestellt werden.

3.1 Datengrundlagen

3.1.1 Datensatz

Datengrundlage des hier verwendeten Mikrosimulationsmodells ist das Sozio-Oekonomische Panel (SOEP). Das SOEP ist eine jährlich stattfindende Wiederholungsbefragung, für die bereits 26 Wellen vorliegen. In der hier verwendeten, aktuellen Welle von 2009 wurden 11.925 Haushalte befragt.¹ Das SOEP bietet umfangreiche Informationen über die für die Zwecke dieser Untersuchung zentralen Variablen Zeitverwendung (darunter die Erwerbsarbeit und die Familienarbeit), Einkommen und Familienzusammensetzung.

Das SOEP ist für die Zwecke der vorliegenden Untersuchung die derzeit beste Datenbasis. Es enthält, anders als der Mikrozensus, Angaben zu den Einkommen vor Steuern und Transfers. Diese Angaben sind für die Mikrosimulation unverzichtbar. Das SOEP ist aktueller als die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS), die nur alle fünf Jahre erhoben wird. Zudem enthält die EVS lediglich zensierte Einkommensangaben. Im Gegensatz zur Einkommens- und Verbrauchsstichprobe ist das SOEP ein repräsentativer Haushaltsdatensatz. Die Einkommenssteuerstatistik enthält hingegen nur Informationen zu steuerveranlagten Personen, ist für eine Untersuchung von Transferempfängern also nicht geeignet.

Für ausgewählte Fragestellungen wird das SOEP allerdings um weitere Datensätze ergänzt. Das betrifft zum einen die Modellierung der sozialen Teilhabe, für die auf das Panel Arbeitsmarkt und Soziale Sicherung (PASS) zurückgegriffen wird. Zur Validierung des Mikrosimulationsmodells wird die amtliche Statistik herangezogen.

¹ Das vorliegende Modul Zentrale Leistungen wurde im Zeitraum von Juni 2010 bis September 2011 bearbeitet.

Die Analysemöglichkeiten besonders im Bereich der Familienpolitik erweitert der eigens für die Gesamtevaluation erhobene Datensatz „Familien in Deutschland“ (FiD). Die Daten liegen erst seit kurzem vor und konnten noch nicht mit der hier verwendeten regulären SOEP-Welle kombiniert werden, da bisher keine datensatzübergreifenden Hochrechnungsfaktoren verfügbar sind. Erst spätere Modulen der Gesamtevaluation werden das Potenzial des neuen Datensatzes also voll nutzen können. Dementsprechend beschränkt sich die Darstellung in diesem Kapitel (mit Ausnahme eines Methodenkastens) auf die SOEP-Daten.

Schätzung und Simulation erfolgen im vorliegenden Gutachten auf Basis der aktuellen SOEP-Welle von 2009. Für die Berechnung der Elterngeldansprüche wird zudem auf das Nettoeinkommen des Vorjahres, also aus der Welle 2008, zurückgegriffen. Die Wirkung der ehe- und familienbezogenen Leistungen wird aber natürlich ausgehend vom aktuellen Rechtsstand 2010 untersucht. Dazu sind in einem ersten Schritt die Verteilung der verfügbaren Einkommen und der Arbeitszeiten unter dem Rechtsstand 2010 zu simulieren. Bei diesen Werten handelt es sich notwendigerweise um Schätzungen, die – da viele Daten der amtlichen Statistik nur mit einer gewissen Verzögerung vorliegen – nur eingeschränkt validiert werden können. Das Verfahren ist jedoch, da auch die SOEP-Daten eines bestimmten Erhebungsjahres erst im Spätsommer des Folgejahres vorliegen, ohne Alternative.

Durch die Verknüpfung eines Simulationsmodells mit einem Haushaltsdatensatz erlaubt es die Mikrosimulation, über die Effekte für einen typischen Haushalt (in diesem Zusammenhang häufig „Musterhaushalt“ genannt) hinauszugehen. Die Untersuchung erfolgt nicht für ausgewählte und vom Forscher konstruierte Musterfälle, sondern für eine große Anzahl realer Haushalte. Die Wirkungen sowohl auf das verfügbare Einkommen als auch auf das Arbeitsangebot lassen sich für jeden Haushalt des Datensatzes einzeln ausweisen. Damit sind die Ergebnisse für Verteilungsanalysen nutzbar, und es kann insbesondere untersucht werden, inwieweit die ehe- und familienbezogenen Leistungen das Ziel eines Nachteilsausgleichs zwischen den Familien erreichen.

Alle Resultate lassen sich durch Anwendung der im SOEP bereitgestellten Hochrechnungsfaktoren auf die gesamtwirtschaftliche Ebene hochrechnen.

3.1.2 Stichprobenselektion

Aufgrund der Datenanforderungen des Mikrosimulationsmodells können nicht alle Haushalte der SOEP-Welle von 2009 genutzt werden. Ausgeschlossen wurden Haushalte, bei denen nicht alle für die Simulation erforderlichen Informationen oder aber widersprüchliche Angaben vorlagen. Der vergleichsweise größte Verlust an Haushalten ergibt sich daraus, dass den Personen im Datensatz zur Berechnung des Elterngeldanspruchs Informationen des Vorjahres, also der Welle von 2008, hinzugespielt werden. Da nicht alle Personen an beiden Wellen teilgenommen haben, ergibt sich ein Rückgang der Fallzahlen. Dieser Rückgang wirkt sich auf die Zahl nicht nur der Personen, sondern auch der Haushalte aus, weil nur Haushalte, für die vollständige Informa-

tionen zu allen Haushaltsmitgliedern vorliegen, in die weitere Untersuchung einbezogen werden.

Die Stichprobenselektion im engeren Sinne betrifft den Ausschluss bestimmter Personen oder Haushalte aufgrund von inhaltlichen Erwägungen. Mehrgenerationenhaushalte werden nicht in die Untersuchung einbezogen, da angesichts der kleinen Fallzahlen der zusätzliche Ertrag (zumindest für die Zwecke dieser Studie) den technischen Mehraufwand bei der Modellierung nicht rechtfertigen würde. Gleiches gilt für gleichgeschlechtliche Paare und Lebenspartnerschaften. Beide Einschränkungen sind zahlenmäßig nicht bedeutsam.

Insgesamt werden von den 11.925 Haushalten der SOEP-Welle 9.086, also gut 75% für die Simulation verwendet. Wie unten näher beschrieben, erfolgt eine Korrektur der Hochrechnungsfaktoren, um auch mit der Teilstichprobe die Zahl von 40,6 Millionen Haushalten in der Grundgesamtheit zu erreichen.

Die Daten des SOEP müssen für die Zwecke der Mikrosimulation und für die besonderen Anforderungen einer Evaluation der ehe- und familienbezogenen Leistungen aufbereitet werden. Die Aufbereitung betrifft den Umgang mit fehlenden Werten und, seltener, die Korrektur unplausibler Werte. Die zwei wichtigsten Schritte der Datenaufbereitung sind die Vervollständigung („Imputation“) von fehlenden Angaben zu den Löhnen und den Kinderbetreuungskosten:

3.1.3 Lohnschätzung

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.² Sie müssen nicht nur für Beschäftigte mit fehlenden Angaben zum Monatseinkommen prognostiziert werden, sondern vor allem auch für alle in der Ausgangslage Nichterwerbstätigen. Bei der Prognose ist zu berücksichtigen, dass sich Beschäftigte und Nichtbeschäftigte hinsichtlich bestimmter unbeobachteter Merkmale systematisch unterscheiden können. Zur Korrektur dieser Selektion in den Arbeitsmarkt wird für die Frauen in der Lohnschätzung das zweistufige Verfahren nach Heckman (1979) eingesetzt. Da bei Männern die Erwerbsbeteiligung deutlich höher ist, spielen Selektionsverzerrungen kaum eine Rolle, so dass die Schätzung für die Männer mit dem Kleinstquadratverfahren ohne Selektionskorrektur erfolgen kann. Die Lohnschätzungen werden also für beide Geschlechter getrennt durchgeführt. Um regi-

² Dort, wo die Bruttostundenlöhne vorliegen, treffen sie die aus anderen Statistiken und Studien bekannten Muster sehr gut. So liegt das unbereinigte Bruttostundenlohndifferential („gender pay gap“) zwischen Männern und Frauen bei 22,1%, also nahe an den 22,7%, die vom Statistischen Bundesamt auf Basis der Verdienststrukturerhebung 2006 ausgewiesen werden. Auch die regionalen Unterschiede (deutlich niedrigerer gender pay gap im Osten Deutschlands, dafür größerer Niedriglohnsektor) werden in der Stichprobe gut abgebildet.

onale Unterschiede auf den Arbeitsmärkten abzubilden, wird zudem für Ost- und Westdeutschland getrennt geschätzt.

Tabelle 3: Bruttolohn-Regression, Männer

	West		Ost	
	Koeff.	Std.fehler	Koeff.	Std.fehler
Alter			-0,65	0,40
Alter ²	0,0017***	0,00065	0,028*	0,015
Alter ³	-0,00004**	0,00002	-0,00048*	0,00025
Alter ⁴	2,6e-07	1,6e-07	2,9e-06**	1,5e-06
Ohne Berufsabschluss	-0,072**	0,026	-0,02	0,063
FH- oder Universitätsabschluss	0,41***	0,016	0,52***	0,034
Verheiratet	0,077***	0,017	0,039	0,032
Ausländische Staatsangehörigkeit	-0,16***	0,029	0,0042	0,20
Beamter	-0,032	0,023	0,25***	0,056
Konstante	1,9***	0,19	7,6*	3,9
Angepasstes R ²	0,30		0,32	
Beobachtungen	2388		725	

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009. Abhängige Variable: natürlicher Logarithmus des Brutostundenlohns. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Koeff.: Geschätzter Koeffizient. Std.fehler: Standardfehler.

Die Schätzergebnisse für den Brutostundenlohn der Männer in Tabelle 3 weisen die aus zahlreichen Untersuchungen bekannten Muster auf. Der Lohn steigt mit abnehmender Rate mit dem Alter und wächst mit dem Niveau des beruflichen Bildungsabschlusses. Ebenfalls im Rahmen des Erwarteten liegt der Lohnrückstand der Männer mit ausländischer Staatsangehörigkeit. Verheiratete Männer in Westdeutschland verdienen im Schnitt höhere Löhne als unverheiratete Männer, ein Phänomen, das in der Literatur unter dem Namen „male marital wage premium“ diskutiert wird.

Für Frauen (Tabelle 4 und Tabelle 5) ergibt sich hinsichtlich der meisten Einflüsse auf den Lohn ein ähnliches Bild. Die Ausnahme bildet der Lohnaufschlag für Verheiratete, der bei Männern, nicht aber bei Frauen beobachtet wird. In Westdeutschland verdienen verheiratete Frauen im Schnitt sogar knapp 7% weniger als unverheiratete Frauen. Hinsichtlich der Faktoren, die die Teilnahme am Erwerbsleben beeinflussen, gibt es deutliche Unterschiede zwischen den Geschlechtern. So neigen verheiratete Frauen in Westdeutschland seltener - und nicht wie verheiratete Männer häufiger - zur Teilnahme am Erwerbsleben. Das Vorhandensein einer Schwerbehinderung wirkt bei den Frauen wie bei den Männern negativ auf die Partizipation. Vor allem aber beeinflusst bei Frauen die Verantwortung für Betreuungsleistungen im Haushalt (Versorgung insbesondere kleiner Kinder, Pflege von Angehörigen) die Arbeitsmarktbeteiligung ganz erheblich negativ. Wegen der kleineren Fallzahlen ist der Koeffizient auf der Pflegevariable trotz ähnlicher Größenordnung für die Frauen in Ostdeutschland allerdings nicht statistisch signifikant.

Tabelle 4: Zweistufige Bruttolohn-Regression, Frauen, Westdeutschland

	Log(Lohn)		Partizipation	
	Koeff.	Std.fehler	Koeff.	Std.fehler
Alter	0,36	0,23	0,15***	0,025
Alter ²	-0,013	0,0087	-0,0019***	0,00029
Alter ³	0,00022	0,00014		
Alter ⁴	-1,3e-06	8,6e-07		
Ohne Berufsabschluss	-0,17***	0,031	-0,51***	0,068
FH- oder Universitätsabschluss	0,3***	0,024	0,34***	0,073
Ausländische Staatsangehörigkeit	-0,12***	0,037	-0,33***	0,09
Verheiratet	-0,065***	0,022	-0,32***	0,066
Beamtin	0,21***	0,032		
Schwerbehinderung >= 50 Prozent			-0,26*	0,14
Zahl der Kinder <= 6 Jahre im HH			-0,74***	0,056
Zahl der Kinder > 6 und <= 16 Jahre im HH			-0,24***	0,038
Pflegebedürftige Person im Haushalt			-0,34*	0,18
Konstante	1,1	2,2	-1,3***	0,51
Rho	-0,066			
Sigma	0,41			
Beobachtungen	3132			

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009. Abhängige Variable (mittlere Spalte): natürlicher Logarithmus des Bruttostundenlohns. Koeff.: Koeffizient. Std.fehler: asymptotischer Standardfehler. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabelle 5: Zweistufige Bruttolohn-Regression, Frauen, Ostdeutschland

	Log(Lohn)		Partizipation	
	Koeff.	Std.fehler	Koeff.	Std.fehler
Alter	0,0072	0,43	0,18***	0,041
Alter ²	0,00016	0,016	-0,0025***	0,00048
Alter ³	2,6e-06	0,00027		
Alter ⁴	-8,4e-08	1,6e-06		
Ohne Berufsabschluss	-0,096	0,082		
FH- oder Universitätsabschluss	0,38***	0,045	0,82***	0,12
Ausländische Staatsangehörigkeit	-0,23	0,21	-0,70	0,50
Verheiratet	-0,025	0,039	0,51***	0,10
Beamtin	0,37***	0,076		
Schwerbehinderung >= 50 Prozent			0,23	0,27
Zahl der Kinder <= 6 Jahre im HH			-0,73***	0,11
Zahl der Kinder > 6 und <= 16 Jahre im HH			-0,30***	0,084
Pflegebedürftige Person im Haushalt			-0,47	0,39
Konstante	1,8	4,2	2,6***	0,82
Rho	-0,026			
Sigma	0,42			
Beobachtungen	1001			

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009. Abhängige Variable (mittlere Spalte): natürlicher Logarithmus des Bruttostundenlohns. Koeff.: Koeffizient. Std.fehler: asymptotischer Standardfehler. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

3.1.4 Imputation der Kinderbetreuungskosten

Überblick über das Vorgehen

Ein für die Evaluation der ehe- und familienbezogenen Leistungen zentraler Schritt der Datenaufbereitung betrifft die Kosten der Kinderbetreuung. In der zur Simulation verwendeten SOEP-Stichprobe von 2009 sind Informationen darüber verfügbar, ob der Haushalt institutionelle Kinderbetreuung in Anspruch nimmt und, wenn ja, in welchem Umfang (ganztags oder halbtags). Nicht bekannt sind der Träger der Einrichtung (öffentlich, kirchlich, privat-gewerblich usw.) und, besonders wichtig, die Kosten der Kinderbetreuung. Diese Kosten werden daher mit den in drei früheren SOEP-Wellen verfügbaren Informationen geschätzt und dann den Haushalten der Welle 2009 zugespielt. Aus den früheren Wellen lässt sich der Zusammenhang zwischen den Betreuungskosten (genauer: den Elternbeiträgen) und verschiedenen Einflussgrößen (Alter des Kindes, Einkommen der Eltern, Zahl der Geschwister, Region) ermitteln. Sind diese Einflussgrößen auch für die Haushalte in der Welle 2009 bekannt, lassen sich die Betreuungskosten des Haushalts vorhersagen. Diese Vervollständigung der fehlenden Daten ließe sich im Prinzip auch mithilfe eines anderen Datensatzes durchführen. Das SOEP bietet jedoch bei der Schätzung der Kinderbetreuungskosten die für Deutschland wohl beste Datenbasis.

Eine externe Validierung zeigt, dass sich mit den zur Imputation verwendeten SOEP-Wellen von 2002, 2005 und 2007 die tatsächliche Inanspruchnahme institutioneller Kinderbetreuung und die Höhe der Elternbeiträge präzise abbilden lassen.

Der nächste Schritt in der Analyse besteht darin, mit den in den Wellen 2002, 2005 und 2007 verfügbaren Informationen ein Prognosemodell für die Kinderbetreuungskosten zu schätzen. Die Schätzgleichung berücksichtigt, 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, um etwaige Unterschiede in der Wirkung der Einflussgrößen (über den reinen Niveauunterschied hinaus) abbilden zu können.

Auf der Grundlage dieser Schätzung lassen sich die Betreuungskosten für diejenigen Haushalte in der Simulationsstichprobe vorhersagen, die 2009 institutionelle Kinderbetreuung in Anspruch genommen haben. Alle Zuweisungen erfolgen konditional auf die in der Schätzgleichung enthaltenen Einflussgrößen. Es wird also unter anderem berücksichtigt, dass Haushalte mit hohem Nettoeinkommen im Schnitt höhere Elternbeiträge zahlen müssen.

Kinderbetreuungskosten in den SOEP-Stichproben 2002, 2005 und 2007

Betrachtet werden im Folgenden nur die Kinderbetreuungskosten für die Einrichtungen „Kinderkrippe, Kindergarten, Kindertageseinrichtung, Hort“ (SOEP 2005 und 2008) bzw. „Kinderkrippe, Kindergarten; Kinderhort / Schulhort“ (SOEP 2002 und 2007). Die Absetzbarkeit der Kinderbetreuungskosten betrifft zwar auch Tagesmütter (außerhalb des Haushalts) und „bezahlte Betreuungspersonen“ (die in den Haushalt des Kindes kommen), für diese nicht-institutionellen Betreuungsformen sind im SOEP allerdings keine Angaben zu den Kosten verfügbar.³

Tabelle 6: Kinder unter 6 Jahren in Kindertageseinrichtungen

	Kinder unter 6 Jahren			Kinder unter 3 Jahren			Kinder von 3 bis 6 Jahren		
	Total	Betreut	Quote (in %)	Total	Betreut	Quote in %	Total	Betreut	Quote (in %)
Nordwesten	698	330	47,3	331	36	10,9	367	294	80,1
Hessen, RP, Saarland	643	353	54,9	303	37	12,2	340	316	93,0
Nordrhein-Westfalen	1.038	499	48,1	504	43	8,5	534	456	85,4
Baden-Württemberg	718	374	52,1	345	28	8,1	373	346	92,8
Bayern	716	357	49,9	350	37	10,6	366	320	87,4
Osten	1.050	649	61,8	576	225	39,1	474	424	89,5

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2002, 2005, 2007. Nordwesten: Bremen, Hamburg, Niedersachsen, Schleswig-Holstein. RP: Rheinland-Pfalz. Osten: Berlin, Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern, Sachsen, Sachsen-Anhalt.

Wie ein Vergleich von Tabelle 6 und Tabelle 7 zeigt, lässt sich auf der hier verwendeten Datenbasis die tatsächliche Inanspruchnahme institutioneller Kinderbetreuung sehr präzise schätzen. Zum Beispiel liegt für Nordrhein-Westfalen die auf Grundlage des SOEP geschätzte Besuchsquote für Kinder unter 6 bei 48 Prozent; amtliche Statistiken weisen einen Wert von knapp 50 Prozent aus. Separat ausgewiesen werden nur die bevölkerungsreicheren Bundesländer. Auf einer Unterscheidung zwischen Stadtstaaten und (westlichen) Flächenländern wird in den Tabellen aufgrund geringerer Fallzahlen in der Schätzstichprobe verzichtet.⁴ In den östlichen Bundesländern liegt die Besuchsquote, besonders bei den unter Dreijährigen, deutlich über den Werten für Westdeutschland. Die Besuchsquote steigt mit dem Alter der Kinder; bei den Drei- bis Fünfjährigen liegt sie laut den amtlichen Zahlen je nach Region zwischen 84 und 93 Prozent. Die auf Basis des SOEP ermittelten Schätzwerte liegen etwas darunter.

³ Die einzige Ausnahme sind die Tagesmütter in der Welle 2002, die dort noch unter den „Einrichtungen“ geführt werden.

⁴ In den amtlichen Statistiken, die Tabelle 7 zugrunde liegen, bestätigt sich das bekannte, in der Tabelle aber nicht eigens ausgewiesene Ergebnis, dass die Besuchsquoten in den Stadtstaaten deutlich über denen der westlichen Flächenländer liegen.

Tabelle 7: Kinder unter 6 Jahren in Kindertageseinrichtungen (2008)

	Kinder unter 6 Jahren			Kinder unter 3 Jahren			Kinder von 3 bis 6 Jahren		
	Total (in Tsd.)	Betreut (in Tsd.)	Quote (in %)	Total (in Tsd.)	Betreut (in Tsd.)	Quote (in %)	Total (in Tsd.)	Betreut (in Tsd.)	Quote (in %)
Nordwesten	689	329	47,8	334	31	9,2	355	298	84,1
Hessen, RP, Saarland	568	305	53,7	277	35	12,5	291	270	92,9
Nordrhein- Westfalen	936	466	49,8	454	32	7,1	482	433	89,9
Baden- Württemberg	578	310	53,8	281	32	11,5	297	278	93,7
Bayern	664	339	51,2	323	38	11,7	340	301	88,6
Ost	760	498	65,7	383	145	38,0	377	353	93,7

Quelle: Statistische Ämter des Bundes und der Länder, Kindertagesbetreuung regional 2008. Nordwesten: Bremen, Hamburg, Niedersachsen, Schleswig-Holstein. RP: Rheinland-Pfalz. Osten: Berlin, Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern, Sachsen, Sachsen-Anhalt.

Ein nächster Test der zur Imputation verwendeten Daten besteht in einem Vergleich der aus der Stichprobe geschätzten und der aus externen Quellen ausgewiesenen Kosten der Betreuung. Wie Tabelle 8 zeigt, variieren diese Kosten ebenfalls erheblich zwischen den Regionen. Die eigentlich relevante geographische Dimension für den Kostenvergleich ist die Gemeinde. Der Kindergartenmonitor 2010, auf dessen Daten die Tabelle beruht, weist für Musterhaushalte mit einem Jahreseinkommen von 45.000 Euro bzw. 80.000 Euro und in Abhängigkeit von der Kinderzahl die Betreuungskosten in den größten Städten jedes Bundeslands aus.

Tabelle 8: Jährliche Betreuungskosten (2008)

	Ein Kind			Zwei Kinder		
	Mittelwert	Min	Max	Mittelwert	Min	Max
Nordwesten	1.409	874	1.752	1.809	534	2.876
Hessen, RP, Saarland	1.053	830	1.320	678	396	810
Nordrhein-Westfalen	933	689	1.080	982	689	1.440
Baden-Württemberg	754	0	1.224	1.080	0	1.936
Bayern	793	660	960	1.412	1.080	1.800
Ost	826	0	1.572	1.367	0	2.672

Alter der Kindern: 3 bis 6; Jahresbruttoeinkommen: 45.000 Euro Quelle: Kindergartenmonitor 2010. Nordwesten: Bremen, Hamburg, Niedersachsen, Schleswig-Holstein. RP: Rheinland-Pfalz. Osten: Berlin, Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern, Sachsen, Sachsen-Anhalt

Für die Zwecke dieser Untersuchung wird zunächst für jedes Bundesland der (unge-wichtete) Mittelwert errechnet. Anschließend werden die durchschnittlichen Kosten pro Bundesland - mit Ausnahme der Länder Nordrhein-Westfalen, Baden-Württemberg und Bayern - zu Mittelwerten für größere regionale Einheiten zusammengefasst.

Die auf Basis des SOEP geschätzten Werte treffen die vom Kindergartenmonitor erhobenen und ausgewiesenen Kosten erneut sehr gut (Tabelle 9). Das gilt sowohl für die Höhe der Kosten als auch für die Reihenfolge der Regionen. Einzelne Abweichungen treten zwar auf (z.B. beim Vergleich von Bayern mit den östlichen Bundesländern), sind aber durch den unvermeidlichen Stichprobenfehler und dadurch, dass sich der

Kindergartenmonitor auf die großen Städte beschränkt, das SOEP aber auch Haushalte auf dem Land befragt, erklärbar.

Tabelle 9: Jährliche Kinderbetreuungskosten in der Stichprobe

	Ein Kind			Zwei Kinder		
	Mittelwert	Min	Max	Mittelwert	Min	Max
Nordwesten	1.160	0	4.224	1.796	0	4.840
Hessen, RP, Saarland	921	0	2.750	975	0	3.300
Nordrhein-Westfalen	982	0	4.620	957	0	3.344
Baden-Württemberg	776	0	2.970	976	0	1.980
Bayern	927	0	4.400	1.306	0	2.112
Ost	905	0	3.850	1.925	0	5.500

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2002, 2005 und 2007. Alter der Kinder: 3 bis 6 Jahre. Nordwesten: Bremen, Hamburg, Niedersachsen, Schleswig-Holstein. RP: Rheinland-Pfalz. Osten: Berlin, Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern, Sachsen, Sachsen-Anhalt

Schätzmodell und Imputation der Beiträge

Der nächste Schritt in der Analyse besteht darin, mit den in den Wellen 2002, 2005 und 2007 verfügbaren Informationen ein Prognosemodell für die Kinderbetreuungskosten zu schätzen. Die Schätzgleichung berücksichtigt, 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.⁵ Ferner werden die Kosten für Ganztags- und Halbtagsbetreuung getrennt geschätzt, um etwaige Unterschiede im Einfluss der Kovariate (über den reinen Niveauunterschied hinaus) abbilden zu können. Das Modell wird mit dem Tobit-Verfahren geschätzt, um zu berücksichtigen, dass die abhängige Variable bei Kosten von null Euro, also Beitragsfreiheit, links zensiert ist.

Tabelle 10 zeigt die Ergebnisse der Schätzung. Insbesondere die Schätzung für die Kosten der Ganztagsbetreuung kommt zu sehr ähnlichen Ergebnissen wie Wrohlich (2007, 53), die ebenfalls separate Gleichungen je nach dem Umfang der Betreuung schätzt. Eines der zentralen Ergebnisse, nämlich die Abhängigkeit der Kosten vom Einkommen, findet sich auch bei Althammer (2000, 197) und Bick (2010, 52). Die beiden letztgenannten Studien fassen die Ganztags- und Halbtagsbetreuung in einer Gleichung zusammen und lassen lediglich Niveauunterschiede zu.

⁵ Geschwisterrabatte gelten strenggenommen für den Besuch der gleichen Einrichtung. Im SOEP kann hingegen nur beobachtet werden, ob Geschwisterkinder ebenfalls Kinderbetreuung in Anspruch nehmen. In welcher Einrichtung sie dies tun, ist nicht bekannt.

Tabelle 10: Schätzung der Betreuungskosten

	(1) Halbtags	(2) Ganztags
Kind unter 3 Jahren	-9.903 (10.655)	16.022** (8.017)
Nettoeinkommen	0.023*** (0.001)	0.039*** (0.005)
Geschwister unter 3 Jahren in Kinderbetreuung	16.516 (11.500)	-16.367* (8.510)
Geschwister von 3 bis 6 Jahren in Kinderbetreuung	-6.131*** (1.216)	-15.022*** (4.157)
Nordwesten	11.354** (4.508)	5.357 (9.042)
Hessen, Rheinland-Pfalz, Saarland	-3.955 (3.767)	14.284 (11.563)
Nordrhein-Westfalen	-3.494 (3.822)	-1.963 (4.863)
Baden-Württemberg	-4.541 (3.551)	-2.151 (4.942)
Bayern	2.604 (3.543)	5.531 (7.462)
Konstante	9.155** (3.761)	14.247*** (3.928)
Sigma	36.205*** (1.815)	59.673*** (12.585)
Beobachtungen	1828	861

Robuste Standardfehler in Klammern *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Nordwesten: Bremen, Hamburg, Niedersachsen, Schleswig-Holstein. RP: Rheinland-Pfalz. Osten: Berlin, Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern, Sachsen, Sachsen-Anhalt. Referenzkategorie: Osten.

Auf der Grundlage dieser Schätzung lassen sich nun die Betreuungskosten für diejenigen Haushalte in der Simulationsstichprobe vorhersagen, die 2009 institutionelle Kinderbetreuung in Anspruch genommen haben (Tabelle 11). Die Kosten werden für den tatsächlichen Umfang der Betreuung imputiert. Das heißt, ein Haushalt, dessen Kind ganztags betreut wird, bekommt die geschätzten Kosten der Ganztagsbetreuung zugewiesen, Haushalten mit Kindern in Halbtagsbetreuung werden entsprechend die geschätzten Kosten für einen Halbtagsplatz zugewiesen. Die Werte sind höher als in Tabelle 9, weil nun auch die Betreuungskosten für die unter Dreijährigen ausgewiesen werden. Alle Zuweisungen erfolgen konditional auf die in der Schätzgleichung enthaltenen Kovariate. Es wird also berücksichtigt, dass Haushalte mit hohem Nettoeinkommen im Schnitt höhere Elternbeiträge zahlen müssen. Das beschriebene Imputationsverfahren liefert somit für jeden Haushalt der Welle 2009, der angibt, institutionelle Kinderbetreuung eines bestimmten Umfangs zu nutzen, eine Schätzung der Kinderbe-

treuungskosten.⁶ Diese Kosten bilden die Grundlage der Simulationen dieses Kapitels. Variiert werden entweder die Absetzbarkeit der Kosten oder aber die Kosten selbst.

Tabelle 11: Jährliche Betreuungskosten in 2009 (imputiert)

	Mittelwert	Min	Max
Nordwesten	1.238	399	4.315
Hessen, RP, Saarland	1.308	262	3.902
Nordrhein-Westfalen	1.273	251	6.121
Baden-Württemberg	1.290	352	4.699
Bayern	1.325	395	5.974
Ost	1.086	220	3.623

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2002, 2005, 2007, 2009. Nordwesten: Bremen, Hamburg, Niedersachsen, Schleswig-Holstein. RP: Rheinland-Pfalz. Ost: Berlin, Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern, Sachsen, Sachsen-Anhalt. Referenzkategorie: Osten

3.2 Fallzahlen und Haushaltstypen

3.2.1 Hochrechnung und Randverteilung der Haushaltstypen

Die vom SOEP bereitgestellten Hochrechnungsfaktoren sind an die Daten des Mikrozensus angepasst. Die Anpassung stellt dabei sicher, dass nach der Hochrechnung nicht nur die Zahl der Personen und der Haushalte in der Grundgesamtheit, sondern auch die Verteilungen bestimmter Merkmale in der Bevölkerung getroffen werden.

Für die Evaluation der ehe- und familienbezogenen Leistungen ist dabei besonders die Verteilung der Haushaltstypen von Interesse. Tabelle 12 dokumentiert die Entwicklung der Stichprobe und den wichtigen Schritt der Anpassung der Hochrechnungsfaktoren. Die ersten beiden Spalten der Tabelle zeigen die Verteilung der Original-SOEP-Stichprobe auf die vier großen Haushaltstypen. Paarhaushalte machen insgesamt 65% der Stichprobe aus, Alleinstehende 29% und die 742 Alleinerziehenden stellen 6% der insgesamt 11.726 Haushalte.⁷

Wie die Spalten 3 und 4 zeigen, stehen diese Haushalte für insgesamt 40,6 Millionen Haushalte in der Grundgesamtheit. Die Hochrechnungsfaktoren korrigieren für das Oversampling bestimmter Haushaltstypen. So machen Paare mit Kindern 30% der Stichprobe, aber nur 22% der Bevölkerung in der Grundgesamtheit aus. Paare mit Kindern sind nach der Definition des SOEP Paare, in denen zum Zeitpunkt der Befragung mindestens ein Kind im Haushalt lebt. Kinder sind dabei nicht nur biologische Kinder eines oder beider Partner, sondern auch Pflege- und Adoptivkinder. Paare ohne Kinder sind entsprechend Paare, in deren Haushalt gegenwärtig kein Kind lebt. Darunter sind nicht nur kinderlose Paare im engeren Sinne, sondern auch Paare, bei denen die Kin-

⁶ Die Kosten liegen etwas unterhalb der im Zwischenbericht der Akzeptanzanalyse auf Basis einer Umfrage des IfD Allensbach ermittelten Werte.

⁷ Die wenigen Mehrgenerationenhaushalte wurden bereits aus der Stichprobe entfernt, daher der leichte Rückgang von ursprünglich 11.925 auf 11.726 Haushalte.

der bereits aus dem Haus sind. Gleiches gilt für die Abgrenzung von Alleinerziehenden und Alleinstehenden. In den meisten Ergebnisdarstellungen dieses Berichts wird allerdings von dieser Definition des SOEP abgewichen, um den Bedürfnissen der vorliegenden Evaluation besser zu entsprechen. Die Abgrenzung von Haushalten mit bzw. ohne Kinder erfolgt dann anhand der Kinder, für die Kindergeld oder Kinderfreibetrag in Anspruch genommen wird.

Tabelle 12: Verteilung der Haushaltstypen in der Simulationsstichprobe

	SOEP				Simulationsstichprobe			
	Stichprobe		Hochrechnung		Stichprobe		Hochrechnung	
Alleinstehende	29%	3.358	41%	16.549.181	32%	2.920	41%	16.549.181
Alleinerziehende	6%	742	6%	2.498.655	6%	562	6%	2.498.655
Paare ohne Kinder	35%	4.132	30%	12.221.663	35%	3.146	30%	12.221.663
Paare mit Kindern	30%	3.494	22%	9.337.996	27%	2.458	22%	9.337.996
Gesamt	100%	11.726	100%	40.647.496	100%	9.086	100%	40.647.496

Quelle: SOEP 2009; eigene Berechnungen. Abweichungen zu 100% entstehen durch Rundung der Einzelwerte.

Wie bereits erwähnt, reduziert sich durch die Datenaufbereitung und Stichprobenselektion die Zahl der Haushalte von ursprünglich 11.925 (bzw. 11.726 nach Ausschluss der Mehrgenerationenhaushalte) auf 9.086 (siehe Spalte 6 der Tabelle). Eine einfache Korrektur der Gewichte durch die Multiplikation mit nur einem, für alle Haushalte identischen Faktor (nämlich der Zahl der SOEP-Haushalte vor der Datenaufbereitung geteilt durch die Zahl der Haushalte nach der Datenaufbereitung) erlaubte es zwar, bei der Hochrechnung wieder auf die Zahl von 40,6 Millionen Haushalten zu kommen, griffe an anderer Stelle jedoch zu kurz. Wie Spalte 5 zeigt, sinkt nämlich durch die Stichprobenselektion nicht nur die Gesamtzahl der Haushalte in der Stichprobe, sondern es ändert sich auch die Verteilung der Haushaltstypen. So machen Alleinstehende 29% der SOEP-Stichprobe, aber 32% der aufbereiteten Simulationsstichprobe aus. Bei Paaren mit Kindern ergibt sich hingegen ein Rückgang von 30% auf 27%.

Die Gewichte wurden daher so angepasst, dass nach der Hochrechnung die Verteilung der Haushaltstypen erhalten bleibt (Spalten 7 und 8). Das Verfahren berücksichtigt also, dass die einzelnen Haushaltstypen von der Stichprobenselektion in unterschiedlichem Maße betroffen sind.⁸ Gleichzeitig wird angenommen, dass die Ausfälle *innerhalb* der Haushaltstypen nicht systematisch erfolgen bzw. dass etwaige systematische Unterschiede angesichts der unvermeidlichen Modellunsicherheit und des ebenfalls unvermeidlichen Stichprobenfehlers vernachlässigbar sind. Die Anpassung der Hochrechnungsfaktoren ließe sich aber grundsätzlich noch weiter verfeinern, um Unterschiede auch innerhalb der Haushaltstypen abbilden zu können.

⁸ Da nur Haushalte mit vollständigen Daten zu allen Haushaltsmitgliedern berücksichtigt werden, stellen Paare mit Kindern die höchsten und Alleinstehende die niedrigsten Datenanforderungen, wodurch sich die Verschiebung der Anteile erklärt.

3.2.2 Feinere Differenzierung der Haushaltstypen

Die im SOEP getroffene Unterscheidung in Haushalte von Alleinstehenden, Alleinerziehenden und Paaren mit und ohne Kinder muss für die besonderen Anforderungen einer Evaluation der ehe- und familienbezogenen Leistungen weiter verfeinert werden. Wie auch in der Analyse der rechtlichen Schnittstellen (Ott, Schürmann und Werding 2011) herausgearbeitet, hängen viele Leistungen nicht nur von der Zahl, sondern vom Alter der Kinder ab. Zahl und Alter der Kinder haben auch einen Einfluss auf das Arbeitsangebot und generell die Zeitverwendung der Haushalte. So ist der Betreuungsbedarf in den ersten Lebensjahren der Kinder natürlich größer als in späteren Jahren. Und schließlich ist wegen der bekannten Unterschiede im Erwerbsverhalten vor allem das Arbeitsangebotsmodell nach dem Geschlecht zu differenzieren. Diese Unterscheidungen sind wichtig, um die Wirkungen der Leistungen auf das Querschnittsziel des Nachteilsausgleichs zwischen den Familien erfassen zu können. Für die Untersuchung dieser Wirkungen ist das vorliegende Mikrosimulationsmodell gut geeignet, denn durch die Verknüpfung des Steuer-Transfer-Modells mit der Mikrodatenbasis des SOEP lassen sich nach der Simulation nicht nur die aggregierten Ausgaben für die einzelnen Leistungen ausweisen, sondern auch die Verteilung von Einkommen, Steuern und Transfers zwischen den Haushalten. Das ist ein wichtiger Vorteil gegenüber Studien, die lediglich auf wenigen Musterhaushalten beruhen. Grundsätzlich ließen sich alle Werte für jeden der 9.086 Haushalte gesondert ausweisen. Zweckmäßigerweise wird sich die Darstellung aber auf bestimmte Haushaltstypen beschränken, die für den Nachteilsausgleich zwischen den Familien oder aus anderen Gründen von besonderem Interesse sind.

Für die Zwecke dieser Untersuchung werden die Haushalte daher anhand von vier Dimensionen zu Kategorien zusammengefasst:

- Paarhaushalte versus Haushalte mit nur einem Erwachsenen;
- Haushalte ohne Kinder, mit einem Kind, zwei Kindern oder mehr als zwei Kindern;
- nach dem Alter des jüngsten Kindes: 0 bis 2 Jahre, 3 bis 6 Jahre, 7 bis 13 Jahre, älter als 13 Jahre;
- Haushalte mit männlichem und Haushalte mit weiblichem Haushaltsvorstand. (Diese Unterscheidung betrifft nur Haushalte mit einem Erwachsenen; in Paarhaushalten werden immer beide Partner betrachtet.)

Die einzelnen Dimensionen können zudem miteinander verknüpft werden. Einige Kombinationen sind allerdings inhaltlich bedeutungslos, weil in Haushalten ohne Kinder das Alter des jüngsten Kindes keine Rolle spielt. Von den verbleibenden Kombinationen sind außerdem, je nach Fragestellung und familienbezogener Leistung, einige Familientypen a priori relevanter als andere, so dass bei der Ergebnisaufbereitung an manchen Stellen aus Gründen der Übersichtlichkeit und der Ökonomie der Darstellung

eine inhaltlich geleitete Auswahl getroffen wurde. Das heißt, die Berechnungen wurden zwar grundsätzlich für alle Haushaltstypen durchgeführt, nicht alle Ergebnisse wurden jedoch in die Tabellen des Endberichts aufgenommen. Neben der inhaltlichen Relevanz ist diese Auswahl auch wegen der geringen Fallzahl für manche der Haushaltstypen angezeigt. Bei den Mehrkindfamilien und den Alleinerziehenden wird die SOEP-Erweiterung „Familien in Deutschland“ (FiD) für Verbesserungen sorgen. Wie oben bereits erwähnt, liegen jedoch noch keine datensatzübergreifenden Hochrechnungsfaktoren vor, sodass die FiD-Daten nur separat ausgewertet werden konnten (siehe Methodenkasten).

Tabelle 13 zeigt die Fallzahlen, die sich ergeben, wenn man die Haushalte anhand von drei der genannten Merkmale klassifiziert.⁹ Zunächst wird deutlich, dass in einem erheblichen Teil der insgesamt 9.086 Haushalten keine Kinder leben: Das gilt für die 3.099 Alleinstehenden ebenso wie für die 3.780 kinderlosen Paare. Auch für die spätere Interpretation der Ergebnisse ist es wichtig, dass bei dieser Einteilung auf die gegenwärtige Präsenz von Kindern im Haushalt abgezielt wird; unter den hier als kinderlos klassifizierten Haushalten sind auch solche, in denen die Kinder den elterlichen Haushalt bereits verlassen haben. Unter den 2.207 (= 9.086 – 3.099 – 3780) Haushalten mit Kindern überwiegen die Paarhaushalte. Das sind alle Haushalte, in denen der Haushaltsvorstand mit Partner oder Partnerin lebt, zunächst einmal unabhängig vom Familienstand, der aber natürlich bei der Simulation der ehe- und familienbezogenen Leistungen berücksichtigt wird.

Tabelle 13: Verteilung der Haushalte bei Charakterisierung der Familien anhand mehrerer Dimensionen in der Stichprobe

	Ohne Kinder		Ein Kind		Zwei Kinder		Mehr als zwei Kinder		Gesamt
	Singles	Paare	Singles	Paare	Singles	Paare	Singles	Paare	
Jüngstes Kind bis 2 Jahre			14	116	7	138	6	58	339
Jüngstes Kind 3 bis 6 Jahre			35	143	17	141	11	43	390
Jüngstes Kind 7 bis 13 Jahre			99	223	50	331	8	99	810
Jüngstes Kind über 13 Jahre			117	379	15	141	4	12	668
Alter nicht relevant	3099	3780							6879
Gesamt	3099	3780	265	861	89	751	29	212	9086

Quelle: SOEP 2009; eigene Berechnungen. Singles: Alleinstehende und Alleinerziehende

Der Blick auf die Fallzahlen macht deutlich, dass einer allzu feinen Differenzierung der Haushaltstypen Grenzen gesetzt sind. So lassen sich auf der Basis einer Stichprobe von nur 4 Alleinerziehenden mit mehr als zwei Kindern, von denen das jüngste über 13 Jahre alt ist, selbstverständlich keine verlässlichen Aussagen über die Grundgesamt-

⁹ Aus Gründen der Übersichtlichkeit wird in der Tabelle keine weitere Unterscheidung nach dem Geschlecht des Haushaltsvorstandes vorgenommen. Bei den Paarhaushalten sind per Definition ohnehin beide Geschlechter vertreten. Unter den Alleinstehenden sind in der Stichprobe 59% Frauen, ihr Anteil an den Alleinerziehenden liegt bei 89%.

heit treffen. Eine Unterscheidung nach dem Geschlecht des alleinerziehenden Erwachsenen ist in diesem Extremfall natürlich vollends ausgeschlossen. Eine Kombination der einzelnen Merkmale ist nur für Paarhaushalte möglich. Bei den Alleinerziehenden wird daher in den Ergebnistabellen des Endberichts entweder nach dem Geschlecht oder nach der Kinderzahl unterschieden (ausgewiesen werden aber nur die Alleinerziehenden mit einem Kind), nicht aber nach beiden zugleich oder nach dem Alter des jüngsten Kindes.

FiD – „Familien in Deutschland“ (1/2)

Eine wichtige Empfehlung der Machbarkeitsstudie für eine Gesamtevaluation der ehe- und familienbezogenen Leistungen (ZEW, ifo, DIW 2008) war die Vergrößerung der Datenbasis für eine Analyse bestimmter familienpolitisch relevanter Zielgruppen, die in den vorhandenen Datensätzen wie dem SOEP nur mit geringen Fallzahlen vertreten sind. Die erste Welle des neuen Datensatzes „FiD – Familien in Deutschland“ liegt nun vor (DIW 2011). Der Datensatz baut in weiten Teilen auf den Erfahrungen des SOEP auf und ermöglicht so grundsätzlich eine maximale Anschlussfähigkeit.

Eine vollständige Integration der FiD-Daten in die reguläre SOEP-Welle und in das hier verwendete Mikrosimulationsmodell erfordert jedoch datensatzübergreifende Hochrechnungsfaktoren, die zum jetzigen Zeitpunkt nicht verfügbar sind. Der neue Datensatz konnte daher im Modul „Zentrale Leistungen“ nur exploratorisch genutzt werden.

Durch die Daten des FiD verbessern sich die Fallzahlen bei den hier unterschiedenen Haushaltstypen erheblich, wie die folgende Tabelle zeigt. Besonders stark sind die Zugewinne bei den Alleinerziehenden und den Mehrkindfamilien. So befinden sich in der SOEP-Simulationsstichprobe 89 Alleinerziehende mit zwei Kindern (Tabelle 13); durch die neuen FiD-Daten kommen bis zu 344 Beobachtungen hinzu (Tabelle 14). Die genaue Zahl ist abhängig davon, in welcher Detailliertheit das Steuer-Transfer-System modelliert ist und wie mit fehlenden Werten umgegangen wird. Bei den Mehrkindfamilien vergrößert sich die Stichprobe ausgehend von 241 Haushalten im SOEP durch die FiD-Daten um bis zu 886 Haushalte.

Tabelle 14: Verteilung der Haushalte bei Charakterisierung der Familien anhand mehrerer Dimensionen in der Stichprobe, FiD

	Ohne Kinder		Ein Kind		Zwei Kinder		Mehr als zwei Kinder		Gesamt
	Singles	Paare	Singles	Paare	Singles	Paare	Singles	Paare	
Jüngstes Kind bis 2 Jahre			98	317	58	488	30	311	1302
Jüngstes Kind 3 bis 6 Jahre			140	63	83	180	43	242	751
Jüngstes Kind 7 bis 13 Jahre			361	69	190	196	50	197	1063
Jüngstes Kind über 13 Jahre			129	59	13	22	0	13	236
Alter nicht relevant	3	5							8
Gesamt	3	5	728	508	344	886	123	763	3340

Quelle: FiD 2010; eigene Berechnungen. Singles: Alleinstehende und Alleinerziehende

FiD – „Familien in Deutschland“ (2/2)

Durch die verbesserten Fallzahlen erhöht sich die statistische Genauigkeit, mit der sich auf Basis der Stichprobe (genauer: der kombinierten Stichprobe aus SOEP und FiD) Aussagen über die Grundgesamtheit treffen lassen. Die zentralen Ergebnisse des Moduls „Zentrale Leistungen“ werden sich jedoch auch in der kombinierten Stichprobe nicht entscheidend ändern. Erste Auswertungen (zusammengefasst in Tabelle 15) zeigen, dass sich die Daten von SOEP und FiD für die Gruppen der Alleinerziehenden, Mehrkindfamilien und der Haushalte im Niedrigeinkommensbereich hinreichend ähnlich sind. Unterschiede treten besonders bei der wöchentlichen Arbeitszeit auf. Außerdem ist der Anteil von Familien mit kleinen Kindern im FiD wegen des Kohortendesigns erwartungsgemäß deutlich höher.

Tabelle 15: Vergleich von Stichprobenkennziffern in SOEP 2009 und FiD 2010

	Alleinerziehende		Niedrigeinkommen		Mehrkindfamilien	
	FiD	STSM (SOEP)	FiD	STSM (SOEP)	FiD	STSM (SOEP)
Alter	38,78	38,25	35,38	37,84	38,21	39,71
Neue Bundesländer	0,28	0,31	0,24	0,29	0,13	0,14
Ausländische Staatsbürgerschaft	0,04	0,05	0,14	0,16	0,12	0,11
Schwerbehinderung (>50%)	0,03	0,02	0,03	0,03	0,02	0,02
Kinder unter 3	0,27	0,10	0,71	0,22	0,76	0,31
Kinder zwischen 3 und 6 Jahren	0,26	0,33	0,44	0,40	0,80	0,63
Kinder zwischen 7 und 16 Jahren	0,99	0,96	0,72	0,97	1,70	2,14
Ohne Berufsabschluss	0,17	0,23	0,25	0,26	0,21	0,19
Universität	0,16	0,19	0,09	0,08	0,23	0,25
Wöchentliche Arbeitszeit	20,00	21,67	17,62	21,25	22,29	23,17
Bruttostundenlohn	11,94	12,07	9,63	10,63	15,66	14,37

Quelle: FiD 2010; eigene Berechnungen. Singles: Alleinstehende und Alleinerziehende

3.3 Das Steuer-Transfer-Simulationsmodell

Für alle Haushalte in der Stichprobe wird das verfügbare Einkommen für verschiedene Arbeitszeitkategorien simuliert. Diese Simulationen erfolgen zunächst für den Rechtsstand 2009, also das Jahr der SOEP-Befragung, und für den Rechtsstand 2010, der die Grundlage für die Evaluation der ehe- und familienbezogenen Leistungen bildet.

Während eine rein statische Mikrosimulation grundsätzlich die tatsächlich beobachteten Arbeitszeiten der Haushaltsmitglieder als Ausgangspunkt nehmen kann, bietet sich für die hier verwendete verhaltensbasierte Mikrosimulation eine Kategorisierung der

Arbeitsstunden an. Die Kategorisierung bereitet das Verhaltensmodell vor, in dem die Arbeitsangebotsentscheidung als diskrete Wahlentscheidung behandelt wird. Jedes Haushaltsmitglied kann seine Arbeitszeit also nicht völlig frei festlegen, sondern hat nur eine Auswahl zwischen einer begrenzten Zahl von Arbeitszeitalternativen. Dies entspricht der Beobachtung, dass sich die Häufigkeitsverteilung der Arbeitszeiten in Deutschland auf bestimmte Punkte konzentriert.

Konkret ist neben der Möglichkeit, (freiwillig oder unfreiwillig) gar nicht zu arbeiten, zugelassen, dass Arbeit im Umfang von 10, 20, 30, 40 und 50 Stunden wöchentlich angeboten wird. Die 50-Stunden-Kategorie repräsentiert Personen, die regelmäßig Überstunden leisten. Insbesondere unter den Männern sind nach Angaben des SOEP faktische Arbeitszeiten von über 40 Stunden nicht selten. Für das Modell angesetzte Arbeitszeiten, die über die vertraglich vereinbarten (und gesetzlich zulässigen) Wochenarbeitszeit hinausgehen, lassen sich auch durch den Hinweis auf die für Pendeln und ähnliches aufzuwendende Zeit rechtfertigen, die nicht als „Freizeit“ völlig zur individuellen Disposition steht.

Damit geben sich für Einzelpersonen insgesamt sechs Wahlmöglichkeiten. In Paarkhaushalten, in denen Haushaltsvorstand und Partner flexibel bei der Festlegung der gewünschten Arbeitszeiten sind, ergeben sich dagegen 6x6, also insgesamt 36 Handlungsmöglichkeiten.

Die Kategorisierung bietet, wie unten noch zu sehen sein wird, Vorteile bei der Schätzung des Arbeitsangebotsmodells und ist daher in der Literatur Standard. Das eigentliche Vorgehen des Simulationsmodells ist aber unabhängig von der Zahl der Handlungsmöglichkeiten. Es wird zunächst auf Basis des – beobachteten oder im Fall der Nichterwerbstätigkeit geschätzten – Bruttostundenlohns das zu jeder Handlungsmöglichkeit gehörende Bruttoerwerbseinkommen bestimmt. Dies geschieht unter der Annahme, dass der Bruttolohn über alle Stundenkategorien hinweg konstant ist. Danach muss das Haushaltsbruttoeinkommen unter Berücksichtigung der Regeln des deutschen Steuer- und Transfersystems in das verfügbare Haushaltseinkommen umgerechnet werden. Dieser Schritt erfordert ein detailliertes Steuer-Transfer-Modell (STSM), das im Prinzip wie ein großer Brutto-Netto-Rechner arbeitet. Das STSM errechnet die Gesamteinkünfte des Haushalts, die sich aus verschiedenen Quellen (Einkommen aus nichtselbständiger Arbeit, sonstige Einkünfte, Sozialtransfers) zusammensetzen können, und das verfügbare Haushaltseinkommen nach Abzug von Steuern und Sozialversicherungsbeiträgen.

Tabelle 16 zeigt die wesentlichen Steuer- und Transferkomponenten des für diese Expertise eingesetzten Simulationsmodells sowie die Rechtsgrundlagen, die so detailgetreu umgesetzt sind, wie es die in den Daten beobachteten Haushaltsmerkmale zulassen.¹⁰ Insbesondere erfasst das Modell - neben den Belastungen der Einkommen

¹⁰ Die Tabelle zeigt eine schematische Übersicht und nicht notwendigerweise den tatsächlichen Programmablauf.

durch Einkommensteuer, den Solidaritätszuschlag und die Sozialversicherungsabgaben - die zentralen sozialpolitischen Leistungen: Kindergeld, Arbeitslosengeld II, Kinderzuschlag und Wohngeld, sowie die teilweise komplizierten Verschränkungen der einzelnen Komponenten im deutschen Steuer- und Transferrecht. Die Umsetzung der in diesem Gutachten untersuchten dreizehn ehe- und familienbezogenen Leistungen wird in den Teil B des Endberichts ausführlich beschrieben. Die Schnittstellen zwischen den ehe- und familienbezogenen Leistungen (siehe Ott, Schürmann und Werding 2011) werden im Modell berücksichtigt, soweit es die Daten zulassen. Sie sind von zentraler Bedeutung für die Evaluation der Leistungen.

Tabelle 16: Elemente des eingesetzten Steuer-Transfer-Modells

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

Das Mikrosimulationsmodell muss für den Status quo anhand externer Informationen validiert werden, bevor die eigentliche Simulation der kontrafaktischen Szenarien beginnt. Eine völlige Übereinstimmung ist dabei aus mehreren Gründen allerdings nicht – oder nur unter Zuhilfenahme von ad-hoc-Annahmen – zu erreichen.

Erstens erfolgt die Simulation auf der Grundlage einer Stichprobe. Welche Haushalte sich in der Stichprobe befinden, unterliegt per Konstruktion dem Zufall. Bei einer (hypothetischen) zweiten SOEP-Stichprobe wären die Ergebnisse allein wegen dieses Zufallsfehlers anders. Dieser Stichprobenfehler ist allerdings mit statistischen Methoden beherrschbar und fällt bei einer Stichprobe von der Größe des SOEP erfahrungsgemäß nicht allzu stark ins Gewicht. Um den beträchtlichen Rechenaufwand zu vermeiden, wird daher auf den Nachweis von Standardfehlern, die etwa mithilfe des Bootstrap-Verfahrens berechnet werden könnten, verzichtet.

Selbst dann, wenn die Informationen des SOEP nicht für eine Stichprobe, sondern für die Grundgesamtheit der deutschen Haushalte vorlägen, könnten aufgrund von fehlenden Informationen nicht alle rechtlichen Regelungen umgesetzt werden. Das betrifft die Anspruchsgrundlagen für die Sozialtransfers ebenso wie die Summe der Einkünfte bei der Ermittlung der Einkommensteuer. Das SOEP bietet allerdings mit seinen zahlreichen Informationen auf Personen- und Haushaltsebene eine insgesamt sehr gute Datenbasis, sodass die Simulation die wahren Ansprüche mit guter Genauigkeit abbilden kann.

Allerdings ist zu beobachten, dass nicht alle Haushalte ihre Ansprüche tatsächlich geltend machen. Das betrifft vor allem die Sozialtransfers (Arbeitslosengeld II, Wohngeld, Kinderzuschlag). Auf ad-hoc-Annahmen zur Inanspruchnahme wurde hier verzichtet, sodass die simulierten Ansprüche auf Transferleistungen tendenziell höher ausfallen als die in den Verwaltungsdaten registrierte tatsächliche Inanspruchnahme. Das ist ein in der Mikrosimulation übliches Ergebnis.

Ein letzter Grund für eine mögliche Abweichung, die sich bei einer externen Validierung der Mikrosimulationsergebnisse ergeben kann, liegt nicht auf Seiten des Simulationsmodells, sondern der zur Validierung herangezogenen Vergleichswerte. Erstens liegen viele Informationen nur mit einer gewissen, unvermeidlichen Verzögerung vor, sodass der Vergleich mit dem Mikrosimulationsmodell mitunter nicht für Daten des gleichen Jahres erfolgen kann. Zweitens beruhen die Vergleichswerte in vielen Fällen selbst auf Annahmen und Simulationen. Das betrifft vor allem die impliziten Leistungen wie das Ehegattensplitting oder den Vorteil aus der beitragsfreien Mitversicherung.

Die Validierung der fiskalischen Aggregate in Tabelle 17 muss im Lichte dieser Vorbe-merkungen erfolgen; Gleiches gilt im Übrigen für die Ergebnisse zu den einzelnen Indikatoren in Kapitel 3.4. In beiden Fällen liefert das Mikrosimulationsmodell jedoch trotz der unvermeidlichen Schwierigkeiten eine gute Anpassung an die aus anderen Quellen bekannten Werte.

Das Aufkommen aus der Lohnsteuer und der veranlagten Einkommensteuer inkl. Solidaritätszuschlag beträgt simuliert 175,9 Mrd. Euro für 2009 und 162,9 Mrd. Euro für 2010; der Rückgang beruht auf der veränderten steuerlichen Behandlung von Vorsorgeaufwendungen. Die amtlichen Werte liegen bei 173,5 Mrd. Euro (2009) und 170,8 Mrd. Euro (2010).

Bei den Sozialversicherungsbeiträgen liegt der vorläufige amtliche Wert für 2009 bei 323,4 Mrd. Euro, der simulierte Wert bei 296,9 Mrd. Euro. Der Unterschied entsteht vor allem bei der Gesetzlichen Kranken- und Pflegeversicherung. Die Zahl der Mitglieder in der GKV wird mit gut 50 Mio. sehr gut getroffen, allerdings wird im Modell nicht berücksichtigt, dass viele freiwillig versicherte Rentner Beiträge auch auf Mieteinnahmen und Kapitaleinkünfte entrichten. Die Schwierigkeiten bei der Modellierung ergeben sich zum einen daraus, dass insbesondere die Kapitaleinkünfte im SOEP nur unzureichend erfasst sind. Hinzu kommt, dass der Status des freiwillig Versicherten bei den Rentnern

nur durch Rückgriff auf den Versicherungsstatus in der gesamten zweiten Hälfte des Erwerbslebens zu ermitteln ist, Informationen über diesen langen Zeitraum aber nicht für alle Personen im Datensatz vorliegen. Ein weiterer Grund für die Unterschätzung der Sozialversicherungsbeiträge besteht darin, dass die Beiträge für die Empfänger von Arbeitslosengeld II und Sozialgeld bei der Simulation der fiskalischen Aggregate nicht berücksichtigt werden.

Tabelle 17: Validierung der fiskalischen Aggregate

	Amtlich	Simuliert	
	2009	2009	2010
Wichtige (allgemeine) Aggregate			
Einkommensteuer (inkl. Solidaritätszuschlag)	173,5 ^a	175,9	162,9
Sozialversicherungsbeiträge	323,4 ^b	296,9	293,6
Arbeitslosengeld I	10,1 ^c	9,2	9,2
Arbeitslosengeld II	40,3 ^d	35,3	33,7
Wohngeld	1,6 ^e	1,6	2,0
Ehe- und familienbezogene Leistungen und Maßnahmen			
Kindergeld	33,4 ^f	29,6	33,2
Kinderfreibeträge (inkl. Solidaritätszuschlag)	3,3 ^f	0,4	0,5
Ehegattensplitting	20,7 ^f	25,2	24,4
Entlastungsbetrag für Alleinerziehende	0,4 ^f	0,5	0,4
Absetzbarkeit Kinderbetreuungskosten	0,6 ^g	0,4	0,4
Kinderzuschlag	0,4 ^d	0,5	0,5
Elterngeld	4,5 ^d	4,7	4,7
Brutto-Ausgaben Unterhaltsvorschuss	0,8 ^d	0,8	0,9
Netto-Ausgaben Kindertageseinrichtungen	11,1^g	11,1	11,1

Quelle (wenn nicht anders angegeben): SOEP 2009; eigene Berechnungen.

a) http://www.bundesfinanzministerium.de/nr_4158/DE/BMF_Startseite/Service/Downloads/...Abt_1/0602221a6009_Steuerarten_2006_E2_80_932010,templateId=raw,property=publicationFile.pdf (letzter Zugriff: 13.4.2012)

b) BMAS Sozialbudget 2010, Tabelle III-1. Vorläufiger Wert für 2009. Summe aus Sozialbeiträgen der versicherten Arbeitnehmer und der „Übrigen“ (nicht enthalten sind die Beiträge der Selbständigen und die Eigenbeiträge) sowie der Arbeitgeber.

c) Bundesagentur für Arbeit, Geschäftsbericht 2009. Die Gesamtaufgaben für das Arbeitslosengeld beliefen sich auf 17,3 Mrd. Damit die Zahlen mit dem Mikrosimulationsmodell vergleichbar sind, müssen hiervon jedoch die von der Bundesagentur geleisteten Zahlungen an die Kranken-, Renten- und Pflegeversicherung von 2,9 Mrd., 3,9 Mrd. und 0,4 Mrd. abgezogen werden, sodass sich Zahlungen für die Leistung im engeren Sinne von 10,1 Mrd. ergeben.

d) BMAS Sozialbudget 2010, Tabelle III-2.

e) Statistisches Bundesamt (2011): Wohngeld in Deutschland - Ergebnisse der Wohngeldstatistik, Wirtschaft und Statistik.

f) BMFSFJ, Familienbezogene Leistungen und Maßnahmen des Staates im Jahr 2008; Wert für 2008.

g) Schilling (2008): Kosten für Kindertageseinrichtungen und Kindertagespflege und ihre Finanzierung. In: Deutsches Jugendinstitut (Hg.): Zahlenspiegel 2007 – Kindertagesbetreuung im Spiegel der Statistik, München und Dortmund.

Die Simulation der Einkommensteuer ist ebenfalls davon betroffen, dass nicht alle Einkünfte in den Daten erfasst werden. Anders als bei der Sozialversicherung gibt es hier jedoch einen gegenläufigen Effekt, da aufgrund mangelnder Daten lediglich Pauschalwerte für die Werbungskosten und Sonderausgaben (mit Ausnahme der Vorsorgeaufwendungen, die im Modell simuliert werden) angesetzt werden, sodass im Ergebnis das Steueraufkommen gut getroffen wird.

Für das Arbeitslosengeld I weisen die amtliche Statistik und das Mikrosimulationsmodell vergleichbare Werte auf. Die Ausgaben für das Arbeitslosengeld II werden hingegen unterschätzt (35,3 Mrd. Euro statt 40,3 Mrd. Euro). Ein Grund dafür ist, dass der

simulierte Wert nicht die für die ALG II-Bezieher geleisteten Sozialversicherungsbeiträge enthält. Das Wohngeld wird um etwa 10% überschätzt. Da im Modell die Ansprüche und nicht die Inanspruchnahme abgebildet werden, ist eine leichte Überschätzung plausibel.

Das Kindergeld und vor allem die Kinderfreibeträge werden etwas unterschätzt. Bei den Kinderfreibeträgen lässt sich die Unterschätzung dadurch erklären, dass im SOEP hohe Einkommen tendenziell untererfasst werden. Ein genauer Vergleich wird dadurch erschwert, dass die amtlichen Zahlen für 2008, die simulierten Werte hingegen für 2009 und 2010 vorliegen. Der Anstieg des Kindergelds zwischen 2009 und 2010 wird abgebildet und beträgt etwa 3,6 Mrd. Euro; hinzu kommt ein Anstieg von 100 Mio. Euro bei den Kinderfreibeträgen.

Der Benchmark für den Vorteil aus dem Ehegattensplitting ist in der Tabelle die Individualbesteuerung (siehe Kapitel 5.1). Der Vorteil wird in der Simulation überschätzt. Auch hier ist aber wieder zu beachten, dass sich die Werte auf zwei verschiedene Jahre beziehen, was bereits einen Teil der Abweichung erklären dürfte. Hinzukommt, dass der simulierte Wert auch den aus dem Splitting-Vorteil bei der Einkommensteuer abgeleiteten Vorteil beim Solidaritätszuschlag enthält; der Splittingvorteil nur bei der Einkommensteuer beträgt im Modell 22,9 Mrd. Euro. Das ist zwar um 10% höher als die 20,7 Mrd. aus dem Tableau des BMFSFJ, liegt aber nur wenig (3%) über den 22,1 Mrd. Euro, die Bach und Buslei (2003) ausweisen. Wir halten eine Abweichung von selbst 10% für unschädlich, zumal sich die Aussagen über die Wirkung der Leistungen und Maßnahmen auf den Vergleich zwischen Status quo und kontrafaktischer Situation stützt und daher relativ robust gegenüber Abweichungen im Niveau ist.

Im Übergang von 2009 nach 2010 kommt es im Simulationsmodell zu einem Rückgang des (impliziten) Vorteils durch das Ehegattensplitting auf 24,4 Mrd. Euro, weil die Höchstgrenzen bei der steuerlichen Berücksichtigung der Vorsorgeaufwendungen für Kranken- und Pflegeversicherung weggefallen sind.

Der Entlastungsbetrag für Alleinerziehende wird mit gerundet 0,5 Mrd. statt 0,4 Mrd. nur leicht überschätzt. Die steuerliche Absetzbarkeit der Kinderbetreuungskosten wird hingegen unterschätzt. Die Abweichung erklärt sich hier daraus, dass nur die Betreuungskosten für Kinder bis 6 Jahren berücksichtigt werden, und dies auch nur für Kinder, die in Kindertageseinrichtungen und nicht in der Kindertagespflege betreut werden.

Der Kinderzuschlag ist mit gerundet 0,5 Mrd. Euro ebenfalls nur leicht überschätzt, ebenso der Unterhaltsvorschuss. In beiden Fällen handelt es sich um die Brutto-Ausgaben, die also nicht um die Einnahmen aus den an die Vorschusskassen übergegangenen Unterhaltsansprüchen korrigiert werden. Das Elterngeld ist mit 4,7 Mrd. Euro recht genau getroffen.

Die Ausgaben der öffentlichen Hand für die Betreuung in Tageseinrichtungen lagen 2008 bei etwa 12,7 Mrd. Euro; für die Tagespflege wurden 247 Mio. Euro verausgabt

(Quelle für beide Zahlen: BMFSFJ). Davon abzuziehen sind jedoch die Elternbeiträge beim öffentlichen Träger. Die sich ergebenden Netto-Ausgaben der öffentlichen Hand wurden zuletzt von Schilling (2008) mit 11,1 Mrd. Euro beziffert. Die sich aus dem Mikrosimulationsmodell ergebenden Netto-Ausgaben von 9 Mrd. Euro (für Kinder bis zur Vollendung des 12. Lebensjahres) wurden durch einen Anpassungsfaktor so kalibriert, dass dieser Wert von 11,1 Mrd. Euro exakt getroffen wird.

Dieser Abschnitt zur externen Validierung der fiskalischen Aggregate wurde bewusst ausführlich gehalten, um ein Gefühl für die Stärken, aber auch die Grenzen des Modells zu vermitteln. Als Fazit lässt sich festhalten, dass das Modell trotz der eingangs diskutierten Schwierigkeiten, die sich jeder Mikrosimulation stellen, die fiskalischen Aggregate gut trifft. Eine noch genauere Anpassung ließe sich in erster Linie um den Preis von ad-hoc-Annahmen, etwa zur Inanspruchnahme („take-up“) von Leistungen, erzielen. Auf diese Anpassung wurde verzichtet, um das Modell möglichst transparent zu halten. Für viele der Leistungen fehlt ohnehin die Basis für eine noch weitergehende Anpassung, da die amtlichen Zahlen nicht für das Jahr 2009 verfügbar sind und zum Teil selbst auf simulierten Werten und Annahmen beruhen. Ohnehin liegt der Fokus einer Evaluationsstudie weniger auf dem Niveau, sondern der Veränderung von Leistungen und ihrer relativen Wirksamkeit.

3.4 Indikatoren zur Operationalisierung der Ziele

Wie in Kapitel 2 und 3 des Endberichts gezeigt wird, lassen sich aus den Finalzielen der wirtschaftlichen Stabilität und der sozialen Teilhabe sowie der Vereinbarkeit von Familie und Beruf mehrere Modalziele herleiten. Das Ziel des Nachteilsausgleichs zwischen den Familien wird als Querschnittsziel betrachtet. Es wird also nicht eigens operationalisiert, sondern dadurch berücksichtigt, dass die Wirkung auf die beiden anderen Ziele nach dem Familientyp differenziert ausgewiesen wird.

Die Modalziele müssen ihrerseits wieder in Indikatoren übersetzt werden, die sich im Modell abbilden lassen. Tabelle 18 zeigt diesen wichtigen Schritt der Operationalisierung. Anschließend wird für jeden Indikator die Verteilung unter dem Rechtsstand 2010 beschrieben. Diese Verteilungen bilden den Ausgangspunkt für die kontrafaktischen Simulationen, mit denen die Wirkungen der ehe- und familienbezogenen Leistungen evaluiert werden.¹¹ Anders als im Endbericht werden hier im Methodenband die Indikatoren zur Zeitverwendung und zur sozialen Teilhabe in eigenen Kapiteln (Kapitel 4 und 5) beschrieben.

¹¹ Die hier ausgewiesenen Werte für den Rechtsstand 2010 beruhen bereits auf einer Simulation, in der die Verhaltensanpassung der Haushalte auf die Änderungen im Steuer-Transfer-System zwischen 2009 und 2010 berücksichtigt werden.

Tabelle 18: Operationalisierung der Modalziele

Modalziel	Indikator
Wirtschaftliche Stabilität und soziale Teilhabe	
Vermeidung von Armut und prekärem Wohlstand	1. Armutsrisikoquote 2. Zahl der Familien im ALG II-Bezug
Verbesserung der Wohlstandsposition von Familien	Differenz im Medianeinkommen zwischen Haushaltstypen
Wirtschaftliche Selbständigkeit beider Partner	Sozialversicherungspflichtige Beschäftigung jedes Partners
Soziale Teilhabe	1. Soziale Exklusion 2. Proportionaler Deprivationsindex
Vereinbarkeit von Familie und Beruf	
Erhöhung der Müttererwerbstätigkeit	Vollzeitäquivalente von Müttern
Stärkere Involvierung der Väter in der Familienarbeit	1. Reduktion der Vollzeitäquivalente von Vätern 2. Zeitverwendung

Quelle: Eigene Darstellung

3.4.1 Wirtschaftliche Stabilität und soziale Teilhabe

Das Ziel der wirtschaftlichen Stabilität lässt sich in drei Modalziele übersetzen: die Vermeidung von Armut und prekärem Wohlstand, die Verbesserung der Wohlstandsposition von Familien und die wirtschaftliche Selbständigkeit beider Partner.¹²

Die Vermeidung von Armut ist ein fundamentales Ziel nicht nur der Familienpolitik. Das Ziel wird in diesem Gutachten anhand von zwei Indikatoren operationalisiert: der Armuts- bzw. Armutsrisikoquote und dem Bezug von Arbeitslosengeld II. Tabelle 19 zeigt diese Indikatoren im Status quo, differenziert nach Haushaltstyp. Die Armutsquote beruht auf den verfügbaren Einkommen nach Steuern und Transfers, wie sie sich aus der Simulation auf Basis des Rechtsstands 2010 ergibt. Um die Vergleichbarkeit des Einkommens bei unterschiedlicher Haushaltszusammensetzung zu erhöhen, wird das mithilfe der modifizierten OECD-Skala errechnete Äquivalenzeinkommen ausgewiesen.¹³

Hier und auch in allen folgenden Tabellen des Berichts werden, wenn nicht anders gekennzeichnet, die Indikatoren nur für die Haushalte ausgewiesen, in denen der Haushaltsvorstand (bzw. in Paarhaushalten beide Partner) zwischen 20 und 60 Jahre alt ist. Diese Alterseinschränkung erklärt sich aus dem Fokus des Gutachtens, der auf den

¹² Das Ziel der sozialen Teilhabe wird in Kapitel 5 gesondert behandelt, da seine Modellierung über das Mikrosimulationsmodell hinausgeht.

¹³ Der Bedarfssatz für den ersten Erwachsenen im Haushalt liegt 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.

kurzfristigen Folgen der Familienpolitik liegt. Die Haushalte von Rentnern und Pensionären werden aber natürlich im Simulationsmodell mitgeführt (dies ist erforderlich für die korrekte Modellierung einiger kontrafaktischer Szenarien, etwa bei der beitragsfreien Mitversicherung); die Alterseinschränkung betrifft also nur die Darstellung der Ergebnisse.

Die Armutsrisikoquote beträgt im simulierten Ausgangszustand 14,9%. Das heißt, 15,1% der Haushalte haben ein monatliches Äquivalenzeinkommen von weniger als 60% des Medianeinkommens zur Verfügung. Dieser Wert liegt etwas über der vom Statistischen Bundesamt auf Basis des Mikrozensus ausgewiesenen Armutsrisikoquote von 14,6% in 2009.

Tabelle 19: Armutsquoten und ALG II-Bezug im Status quo, nach Haushaltstyp

	Armutsquoten		ALG II-Bezug	
	< 50% des Medianeink.	< 60% des Medianeink.	Absolut	In % aller Haushalte
Haushaltstyp				
Alleinstehende	16,8	24,1	2286	27,0
Alleinerziehende	8,1	28,7	828	37,9
Paare ohne Kinder	4,6	7,7	684	10,9
Paare mit Kindern	2,6	8,1	848	9,8
Anzahl der Kinder				
Ein Kind	4,8	16,4	946	17,7
Zwei Kinder	2,6	6,8	475	11,5
Mehr als zwei Kinder	2,9	12,4	256	18,7
Alter des jüngsten Kindes				
0 bis 2 Jahre	3,0	11,3	214	15,0
3 bis 6 Jahre	1,9	12,6	406	18,5
7 bis 13 Jahre	2,4	10,6	535	16,9
Über 13 Jahre	6,0	13,7	523	12,7
Gesamt	8,2	15,1	4647	18,1

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009 und des simulierten Rechtsstands 2010. Monatliche Haushaltsnettoeinkommen, äquivalenzgewichtet unter Verwendung der modifizierten OECD-Skala. Haushalte mit erwachsenen Haushaltsmitgliedern zwischen 20 und 60 Jahren.

Hinter der globalen Armutsrisikoquote verstecken sich die bekannten Unterschiede zwischen den Haushaltstypen. So sind Alleinerziehende mit einer Armutsrisikoquote von 28,7% einem deutlich höheren Armutsrisiko ausgesetzt als die übrigen drei Haushaltstypen. Am niedrigsten ist das Armutsrisiko mit 7,7% bei den Paaren ohne Kinder. Die Unterschiede sind deutlich geringer, wenn man statt der Armutsrisikoquote die Armutsquote zu 50% des Medianeinkommens betrachtet. Nach diesem Maß liegt die Armutsquote der Alleinerziehenden bei 8,1%. Es wird also deutlich, dass sich die Alleinerziehenden besonders stark im Einkommensbereich zwischen 50% und 60% des Medianeinkommens konzentrieren. Inwieweit die Familienpolitik einen Anteil daran hat, die Alleinerziehenden über die Schwelle von 50% des Medianeinkommens zu heben, ist eine der Forschungsfragen, zu deren Beantwortung dieses Gutachten einen Beitrag leisten möchte.

Beim Zusammenhang von Armutsrisikoquote und der Anzahl der Kinder zeigt sich ein U-förmiger Verlauf: Haushalte mit einem Kind haben ein erhöhtes Armutsrisiko von 16,4% (gegenüber dem Mittelwert von 15,1%). Paare mit zwei Kindern weisen hingegen mit 6,8% ein unterdurchschnittliches Armutsrisiko auf. Bei mehr als zwei Kindern ist das Armutsrisiko mit 12,4% dann wieder höher. Der gleiche U-förmige Verlauf zeigt sich auf niedrigerem Niveau auch bei der Armutsquote zu 50% des Medianeinkommens. Bei diesem Verlauf handelt es sich zunächst einmal nur um einen statistischen Zusammenhang, hinter dem sich andere Einflüsse verbergen können. So sind, wie in Tabelle 13 gesehen, Alleinerziehende bei den Haushalten mit einem Kind stärker vertreten als bei den Haushalten mit zwei Kindern, was die höhere Armutsquote bei den Familien mit einem Kind zum Teil erklären kann. Bei den Familien mit mehr als zwei Kindern wirkt sich hingegen die aufgrund der Familienarbeit tendenziell geringere Erwerbstätigkeit auf die Einkommenssituation und damit das Armutsrisiko aus.

Der Zusammenhang zwischen der Armuts- und der Armutsrisikoquote¹⁴ und dem Alter des (jüngsten) Kindes ist ebenfalls U-förmig, das heißt, das Armutsrisiko sinkt zunächst mit dem Alter, steigt dann aber wieder an, wenn das jüngste Kind im Haushalt über 13 Jahre alt ist. Das ist auf den ersten Blick überraschend, da die Frage der Kinderbetreuung in diesem Alter eine geringere Rolle spielt und die Erwerbsbeteiligung der Eltern entsprechend höher ist als in Haushalten mit jüngeren Kindern (Tabelle 22). Böhmer und Heimer (2008: 9) nennen mehrere Erklärungen. So ist der Anteil der Alleinerziehenden unter den Haushalten mit älteren Kindern höher (siehe Tabelle 13). Für die Gruppe der Alleinerziehenden fällt zudem der Unterhaltsvorschuss weg, der nur für Kinder bis 12 Jahren gezahlt wird. Schließlich erklärt sich die höhere Armutsrisikoquote daraus, dass Kinder ab 14 Jahren in der modifizierten OECD-Skala ein höheres Gewicht erhalten als Kinder unter 14 (0,5 statt 0,3). Dadurch ist das Äquivalenzeinkommen bei Familien mit älteren Kindern selbst bei gleichem nominalem Einkommen niedriger.

Im Rahmen dieses Gutachtens wird die Wirkung der ehe- und familienbezogenen Leistungen auf das Armutsrisiko evaluiert. Die Mikrosimulation erlaubt es, diese Wirkung durch eine Variation der Leistungen zu identifizieren. Es wird also simuliert, wie sich die Armutsquoten in einer kontrafaktischen Situation ohne eine bestimmte Leistung entwickeln würden. Der Vergleich dieser kontrafaktischen Situation mit dem in Tabelle 19 beschriebenen Ausgangszustand liefert dann die Wirkung der Leistung auf die Armuts- und Armutsrisikoquote.¹⁵

¹⁴ Hier steigt die Quote allerdings zunächst von 11,3 auf 12,6 Prozent, bevor der U-förmige Verlauf einsetzt.

¹⁵ Im Tabellenband werden zusätzlich die Wirkungen der Leistungen und Maßnahmen auf das Armutsrisiko von minderjährigen Kindern (Anteil der Kinder in armutsgefährdeten Haushalten an allen Kindern) ausgewiesen. Die Ergebnisse sind mit denen für das Armutsrisiko auf Haushaltsebene hoch korreliert ($r=0,98$). Das Niveau des Armutsrisikos von Kindern wird jedoch weniger gut getroffen als auf Haushaltsebene. Es ergibt sich ein Wert von 10,6%, der deutlich unter dem Wert aus dem Familienreport 2011 liegt (19,4%, basierend auf Einkommen aus dem Jahr 2009; in den Vorjahren liegt auch dort der Wert mit 16

Die beiden letzten Spalten der Tabelle zeigen die Zahl und den Anteil der Haushalte, die Arbeitslosengeld II beziehen. Bei Hochrechnung der Simulationsstichprobe ergibt sich eine Zahl von 4,65 Millionen Haushalten, die Arbeitslosengeld II beziehen. Das ist deutlich höher als von der Bundesagentur für Arbeit ausgewiesene Zahl der Bedarfsgemeinschaften, die im März 2009 bei etwa 3,55 Millionen lag.¹⁶ Die Überschätzung hat mehrere Ursachen. Wie bereits angedeutet, sind im Modell die rechtlichen Ansprüche modelliert. Die Zahl der hier ausgewiesenen Haushalte liegt also über der Zahl der Haushalte, die die Leistung tatsächlich in Anspruch nehmen. Hinzu kommt, dass auch die rechtlichen Ansprüche überschätzt werden, da zwar eine Einkommensprüfung modelliert wird, eine Vermögensprüfung aufgrund fehlender Informationen im SOEP nicht stattfindet.

Aussagekräftiger als die Betrachtung für die einzelnen Haushaltstypen ist daher der Vergleich zwischen den Haushaltstypen, da man davon ausgehen kann, dass sich die Differenzen zwischen simuliertem und tatsächlichem Anspruch (d.h., unter Berücksichtigung der Vermögensprüfung) sowie zwischen Anspruch und Inanspruchnahme nicht nennenswert zwischen den Haushaltstypen unterscheiden. Wie bei den Armutsquoten zeigt sich erneut die prekäre Einkommenssituation der Alleinerziehenden. Hochgerechnet beziehen 828.000 Alleinerziehenden-Haushalte Arbeitslosengeld II, das sind 37,9% aller Alleinerziehenden-Haushalte in der Altersgruppe 20 bis 60.¹⁷ Bei den Alleinstehenden ist der Anteil mit 27,0% nur etwa halb so hoch, bei den Paarhaushalten mit 10,9% bzw. 9,8% noch deutlich niedriger. Der Zusammenhang mit der Zahl der Kinder ist erneut U-förmig: 17,7% der Haushalte mit einem Kind, 11,5% der Haushalte mit zwei Kindern und 18,7% der Haushalte mit mehr als zwei Kindern erhalten Arbeitslosengeld II.

Tabelle 19 legt den Fokus auf die Armut und den Bereich der Grundsicherung. Wie in Kapitel 2 des Endberichts herausgearbeitet, ist jedoch auch ein nur prekärer Wohlstand Anlass zur Sorge. Um diesen Bereich zwischen verfestigter Armut und gesichertem Wohlstand zu erfassen, muss der Blick auf die gesamte Einkommensverteilung erweitert werden. Tabelle 20 zeigt daher die Verteilung wichtiger Haushaltstypen auf die Quartile der Einkommensverteilung. Das heißt, die Haushalte werden nach dem

bis 18% niedriger). Verantwortlich für die Abweichung ist neben einigen Unterschieden in der Berechnungsmethode vor allem die Überschätzung der Zahl der Kinder in unserer Simulationsstichprobe. Wie oben in Kapitel 3.1 dargestellt, werden die Hochrechnungsfaktoren so angepasst, dass die hochgerechnete Gesamtzahl der Haushalte und die Anteile der Haushaltstypen den Werten für die Gesamtbevölkerung entsprechen. Auf eine weitere Anpassung auch an die Zahl der Kinder wurde verzichtet, da für die Wirkungsanalyse ohnehin die Veränderungen und nicht das Niveau der Armutsquoten im Vordergrund stehen.

¹⁶ Bundesagentur für Arbeit, BA Statistik, Zeitreihe zur Anzahl der Bedarfsgemeinschaften, März 2009.

¹⁷ Die hohen Prozentsätze erklären sich durch diese Altersbeschränkung. Haushalte, in denen alle erwachsenen Haushaltsmitglieder zwischen 20 und 60 Jahren alt sind, stellen etwa 25 Mio. der insgesamt 40 Mio. Haushalte in Deutschland.

Äquivalenzeinkommen geordnet: die 25% der Haushalte mit dem niedrigsten Einkommen bilden das 1. Quartil, die 25% mit den nächstniedrigen Einkommen das 2. Quartil usw. Die Quartilsgrenzen liegen bei monatlich 1020 Euro, 1459 Euro (Median) und 1978 Euro Äquivalenzeinkommen.

Tabelle 20: Äquivalenzgewichtete Einkommensverteilung im Status quo, nach Haushaltstyp

	1.Quartil < 1.020 %	2.Quartil < 1.459 %	3.Quartil < 1.978 %	4.Quartil %
Haushaltstyp				
Alleinstehende	33,5	18,2	25,7	22,6
Alleinerziehende	46,2	35,2	12,0	6,6
Paare ohne Kinder	16,2	20,7	22,2	40,9
Paare mit Kindern	17,8	32,3	29,4	20,4
Anzahl der Kinder				
Ein Kind	25,1	29,0	25,9	20,0
Zwei Kinder	17,3	37,0	28,6	17,1
Mehr als zwei Kinder	35,9	36,0	17,9	10,3
Alter des jüngsten Kindes				
0 bis 2 Jahre	24,0	32,8	22,4	20,9
3 bis 6 Jahre	24,3	33,7	26,4	15,5
7 bis 13 Jahre	23,2	35,6	22,8	18,4
Über 13 Jahre	23,1	30,4	29,4	17,1
Gesamt	25,0	25,0	25,0	25,0

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009 und des simulierten Rechtsstands 2010. Monatliche Haushaltsnettoeinkommen, äquivalenzgewichtet unter Verwendung der modifizierten OECD-Skala. Haushalte mit erwachsenen Haushaltsmitgliedern zwischen 20 und 60 Jahren.

Die Tabelle zeigt für jeden Haushaltstyp, welcher Prozentsatz der Haushalte sich in den vier Quartilen der Einkommensverteilung befindet, sowie den Mittelwert der Einkommen in jedem Quartil. Gäbe es keine Unterschiede in der Einkommensverteilung zwischen den Haushaltstypen, dann entfielen auf jedes Quartil genau 25% der Haushalte jedes Typs. Die Tabelle zeigt jedoch, dass von den Alleinerziehenden 46,2% mit ihrem Einkommen im ersten Quartil liegen, von den Paaren ohne Kinder hingegen nur 16,2%, bei ersteren das 1. Quartil also über- und bei letzteren unterrepräsentiert ist.¹⁸ Interessant ist der gemeinsame Blick auf die beiden unteren Quartile. Es zeigt sich, dass sich der Einkommensnachteil, den die Alleinerziehenden gegenüber den Alleinstehenden und die Paare mit Kindern gegenüber den Paaren ohne Kinder aufweisen, in diesem Fall noch deutlicher zu Tage tritt. Betrachtet man nämlich nur das 1. Quartil, sind die Alleinerziehenden dort mit einem Faktor von 1,37 (= 46,2 / 33,5) stärker vertreten als die Alleinstehenden. Betrachtet man die gesamte untere Hälfte der Einkommensverteilung, liegt dieser Faktor bei $(46,2 + 35,2) / (33,5 + 18,2) = 1,57$. In noch stärkerem Maße gilt dies für die Paarhaushalte: Im ersten Quartil sind diese 1,09-mal

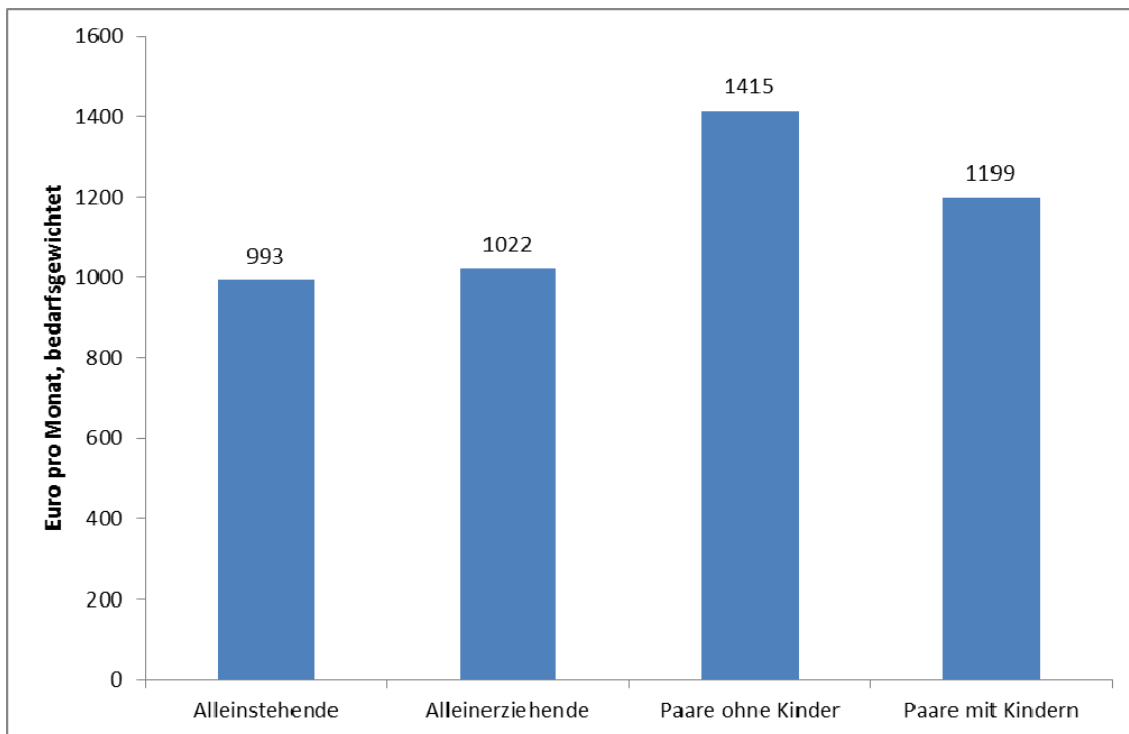
¹⁸ Davon zu unterscheiden ist die eng verwandte Aussage, dass Alleinerziehende im 1. Quartil der Einkommensverteilung überrepräsentiert sind. Das trifft zu, ist aber nicht die Darstellungsform, die in der Tabelle gewählt wird.

so stark vertreten wie die Paare ohne Kinder (17,8 / 16,2); in den beiden unteren Quartilen zusammengenommen beläuft sich der Faktor hingegen auf 1,35. Es zeigt sich also, dass Alleinerziehende und Paare mit Kindern nicht nur ein höheres Armutsrisiko aufweisen, sondern auch häufiger einen nur prekären Wohlstand (hier gemessen an einem Einkommen im zweiten Quartil der Verteilung) erreichen. Das oberste Quartil, also den Bereich der höchsten Einkommen, erreichen hingegen nur 6,6% der Alleinerziehenden, aber 40,9% der Paare ohne Kinder.

Wie bei den Armutsquoten gilt aber auch hier, dass diese Unterschiede nicht zwangsläufig einen kausalen Effekt der verschiedenen Familientypen widerspiegeln, da sich die Haushaltstypen hinsichtlich weiterer Merkmale (z.B. Alter, Region) unterscheiden können. Auch hier gilt aber, dass eine multivariate Zerlegung dieser Unterschiede nicht Gegenstand des Gutachtens ist. Das Ziel ist vielmehr, die Wirkung der ehe- und familienbezogenen Leistungen auf die verfügbaren Einkommen zu untersuchen. Es wird also simuliert, wie sich die Einkommen im Schnitt durch die Variation einer Leistung verändern. Die Untersuchung erfolgt differenziert nach Haushaltstyp und Quartil, sodass nicht nur der Nachteilsausgleich zwischen den Haushaltstypen, sondern auch die Verteilungswirkungen innerhalb eines Haushaltstyps in den Blick genommen werden können. Das ist wichtig, da viele Leistungen auf die verschiedenen Einkommensbereiche unterschiedlich wirken. Während etwa die Sozialtransfers Haushalte mit niedrigem Einkommen zugutekommen, profitieren vom Ehegattensplitting eher Haushalte im mittleren und oberen Einkommensbereich.

Für das Modalziel der Verbesserung der Wohlstandsposition von Familien ist die Darstellung nach Quartilen allerdings in den meisten Fällen nicht zielführend. Stattdessen wird auf eine übersichtlichere Darstellung zurückgegriffen, bei der für jeden Haushaltstyp das bedarfsgewichtete Medianeinkommen (bzw. seine Veränderung nach einer kontrafaktischen Reform) ausgewiesen wird. Abbildung 1 zeigt die Verteilung dieser Medianeinkommen im Status quo. Die Alleinstehenden verfügen mit 993 Euro über das niedrigste bedarfsgewichtete Medianeinkommen der in der Abbildung gezeigten Gruppen. Die Alleinerziehenden stehen mit einem Medianeinkommen von 1022 Euro etwas besser da. Deutlicher ist der Unterschied bei den Paarhaushalten: 50% der Paare mit Kindern kommen mit einem Äquivalenzeinkommen von 1199 Euro aus; bei den Paaren ohne Kindern liegt der Median mit 1415 Euro beträchtlich höher.

Abbildung 1: Bedarfsgewichtete Medianeinkommen im Status quo



Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009 und des simulierten Rechtsstands 2010. Monatliche Haushaltsnettoeinkommen, äquivalenzgewichtet unter Verwendung der modifizierten OECD-Skala. Haushalte mit erwachsenen Haushaltsmitgliedern zwischen 20 und 60 Jahren.

Das dritte Modalziel zum Finalziel der wirtschaftlichen Stabilität und sozialen Teilhabe ist die wirtschaftliche Selbständigkeit beider Partner. Ein wichtiges Maß hierzu liefert das Arbeitsangebotsverhalten, das im folgenden Abschnitt unter dem Stichwort der Vereinbarkeit von Familie und Beruf ausführlicher diskutiert wird. Zumindest die Partizipation auf dem Arbeitsmarkt reicht als Maß der wirtschaftlichen Selbständigkeit aber nicht aus, da insbesondere Teilzeitarbeit und geringfügige Beschäftigung häufig zwar einen Zuverdienst darstellen, für sich allein genommen die wirtschaftliche Selbständigkeit der Person aber nicht gewährleisten können. Daher wird ergänzend der Anteil der Personen in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung ausgewiesen.

Wie Tabelle 21 zeigt, stellt sich die Frage der wirtschaftlichen Selbständigkeit vor allem für die Frauen. Mit Ausnahme der Alleinerziehenden, für die ein Vergleich wegen der geringen Fallzahlen bei den alleinerziehenden Männern erschwert wird, liegt der Anteil der sozialversicherungspflichtig beschäftigten Frauen überall unter dem der Männer. Insgesamt sind in der hier betrachteten Altersgruppe von 20 bis 60 Jahren 68,8% der Männer, aber nur 57,8% der Frauen sozialversicherungspflichtig beschäftigt. Die simulierte Gesamtzahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten liegt bei knapp 26 Millionen (12,1 Millionen Frauen und 13,5 Millionen Männer). Damit wird der von der Bundesagentur für Arbeit ausgewiesene Wert von 27,38 Millionen (Juni 2009) gut getroffen. Eine leichte Unterschätzung ist wegen der in der Tabelle getroffenen Altersbeschränkung zu erwarten.

Deutlich wird, dass vor allem die Präsenz von Kindern im Haushalt die wirtschaftliche Selbständigkeit der Frauen beeinflusst. So unterscheidet sich bei den Alleinstehenden und den Paaren ohne Kinder der Anteil der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten kaum zwischen Männern und Frauen. Anders bei den Paaren mit Kindern: Hier sind 74,9% der Männer, aber nur 51,1% der Frauen sozialversicherungspflichtig beschäftigt. Je mehr Kinder im Haushalt leben und je jünger diese sind, desto niedriger ist der Anteil der Frauen in sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung. In Haushalten mit mehr als zwei Kindern liegt der Anteil bei 35,7% (gegenüber 56,2% in Haushalten mit nur einem Kind); ist das jüngste Kind unter 3, sind nur 22,8% der Frauen sozialversicherungspflichtig beschäftigt. Bei den Männern zeigt sich hingegen kein eindeutiger Zusammenhang zwischen der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung und dem Alter und der Anzahl der Kinder.

Tabelle 21: Sozialversicherungspflichtige Beschäftigung, nach Haushaltstyp

	Frauen		Männer	
	In 1000	%	In 1000	%
Haushaltstyp				
Alleinstehende	2583	66,0	3093	67,7
Alleinerziehende	1234	60,6	82	53,9
Paare ohne Kinder	3831	61,0	3869	61,6
Paare mit Kindern	4436	51,1	6502	74,9
Anzahl der Kinder				
Ein Kind	2949	56,2	3005	73,4
Zwei Kinder	2241	54,3	2717	76,9
Mehr als zwei Kinder	479	35,7	862	71,2
Alter des jüngsten Kindes				
0 bis 2 Jahre	324	22,8	984	73,2
3 bis 6 Jahre	1144	52,5	1311	75,1
7 bis 13 Jahre	1756	56,2	1896	76,2
Über 13 Jahre	2445	61,3	2394	73,4
Gesamt	12.083	57,8	13.546	68,8

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009 und des simulierten Rechtsstands 2010.

Die Unterschiede zwischen Männern und Frauen werden nur zum Teil dadurch erklärt, dass für die Frauen die Partizipationsquote niedriger ist. Wie die folgende Tabelle 22 zeigt, beträgt die Partizipationsquote bei den Paaren mit Kindern 68,3% für die Frauen und 86,7% für die Männer. Hier liegt der Wert für die Frauen also bei 78% des Wertes für die Männer, bei der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung hingegen bei nur 68% (= 51,1 / 74,9). In diesem Unterschied spiegelt sich wider, dass Frauen in weit größerem Maße als Männer geringfügig beschäftigt sind. So waren im März 2010 4,615 Millionen Frauen, aber nur 2,659 Millionen Männer geringfügig beschäftigt.¹⁹

¹⁹ Bundesagentur für Arbeit, Arbeitsmarkt in Zahlen – Beschäftigungsstatistik, Geringfügig entlohnte Beschäftigte nach ausgewählten Merkmalen - Zeitreihen, 20. April 2011.

3.4.2 Vereinbarkeit von Familie und Beruf

Das Ziel der Vereinbarkeit von Familie und Beruf wird für die Zwecke der Untersuchung in zwei Modalziele aufgespalten: die Erhöhung der Müttererwerbstätigkeit und die stärkere Involvierung der Väter in die Familienarbeit. Insbesondere die Müttererwerbstätigkeit lässt sich im Modell durch eine Vielzahl von Indikatoren gut abbilden. Die Involvierung der Väter in der Familienarbeit lässt sich zum einen indirekt, also über eine Reduzierung der Erwerbsarbeit messen. Ein anderes, direkteres Maß liefert die Analyse zur Zeitverwendung, die in Kapitel 4 gesondert behandelt wird.

Tabelle 22: Arbeitsangebot im Status quo, nach Haushaltstyp

	Frauen			Männer		
	Partizipation	Mittelwert Stunden	VZÄ	Partizipation	Mittelwert Stunden	VZÄ
Haushaltstyp						
Alleinstehende	78,1	37,6	2872	79,6	40,5	3674
Alleinerziehende	69,3	31,6	1115	82,8	41,7	131
Paare ohne Kinder	71,1	33,4	3733	70,3	41,6	4599
Paare mit Kindern	68,3	25,6	3795	86,7	42,0	7910
Anzahl der Kinder						
Ein Kind	69,6	29,1	728	84,3	41,6	3592
Zwei Kinder	71,5	25,0	625	91,2	42,5	3421
Mehr als zwei Kinder	55,1	22,0	549	81,3	41,8	1028
Alter des jüngsten Kindes						
0 bis 2 Jahre	29,6	21,8	230	86,1	41,4	1198
3 bis 6 Jahre	72,6	24,8	982	90,2	41,7	1644
7 bis 13 Jahre	75,4	25,8	1519	88,6	42,3	2329
Über 13 Jahre	74,7	29,2	2179	83,6	42,1	2870
Gesamt	71,1	31,0	11514	79,8	41,5	16314

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009 und des simulierten Rechtsstands 2010.
VZÄ = Vollzeitäquivalente. Ein Vollzeitäquivalent entspricht einer Arbeitszeit von 40 Wochenstunden. Haushalte mit erwachsenen Haushaltsmitgliedern zwischen 20 und 60 Jahren.

Wie Tabelle 22 zeigt, sind im Status quo 79,8% der Männer und 71,1% der Frauen erwerbstätig. Die Werte liegen höher als die vom Statistischen Bundesamt ausgewiesenen Erwerbsquoten (56,9% für die Männer und 45,3% für die Frauen, beide Werte für 2008), da hier nicht die gesamte Wohnbevölkerung, sondern nur die Altersgruppe von 20 bis 60 Jahren in die Betrachtung eingeht. Für die eng verwandte Gruppe der 15- bis 65-Jährigen weist das Statistische Bundesamt Erwerbsquoten von 81,8% (Männer) und 69,6% (Frauen), die sehr nah an den Werten des Simulationsmodells liegen.

Deutlich größer als bei der Partizipation ist der Geschlechterunterschied bei der wöchentlichen Arbeitszeit. Männer haben eine Arbeitszeit von im Schnitt 41,5 Wochen-

stunden; Vollzeit und Überstunden sind also die für Männer die Norm.²⁰ Frauen sind hingegen deutlich häufiger in Teilzeit beschäftigt und arbeiten im Schnitt 31 Stunden pro Woche. Das gesamte Arbeitsvolumen wird in Vollzeitäquivalenten ausgedrückt. Dazu werden die Wochenarbeitsstunden über alle Personen aufsummiert und durch 40 Stunden (entspricht hier per Definition einer Vollzeitstelle) geteilt. Männer nehmen rechnerisch 16,3 Millionen Vollzeitstellen ein, Frauen 11,5 Millionen. Spiegelbild dieser Differenz ist die größere Involvierung der Frauen in die Familienarbeit (siehe Kapitel 4).

Erwartungsgemäß zeigen sich die größten Unterschiede zwischen den Geschlechtern in den Mehrkindfamilien und den Familien mit kleinen Kindern. Wie schon bei der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung besteht für Männer kein eindeutiger Zusammenhang zwischen dem Arbeitsangebot und dem Alter der Kinder. Die Partizipation und die durchschnittliche Stundenzahl der Männer sind sogar etwas größer, wenn zwei Kinder im Haushalt leben als in Haushalten mit nur einem Kind. Bei den Frauen sinkt die durchschnittliche Stundenzahl hingegen mit der Anzahl der Kinder. Wie bei den Männern ist die Partizipationsquote bei zwei Kindern im Schnitt etwas höher als bei nur einem Kind. Anders als bei den Männern sinkt jedoch die durchschnittliche Stundenzahl der Frauen in diesem Fall deutlich, von 29,1 auf 25 Wochenstunden. Das zweite Kind ist also vor allem mit einer noch stärker ausgeprägten Teilzeittätigkeit verbunden. In Familien mit mehr als zwei Kindern geht dann die durchschnittliche Stundenzahl noch weiter zurück, und die Partizipation sinkt auf nur noch 55,1%. Einen noch größeren Einfluss auf die weibliche Erwerbstätigkeit hat das Alter des jüngsten Kindes. In Haushalten mit einem (jüngsten) Kind unter 3 Jahren beträgt die Partizipationsquote der Frauen nur 29,6%, gegenüber 86,1% bei den Männern. Wenn die Frauen dennoch erwerbstätig sind, beträgt die durchschnittliche Wochenarbeitszeit nur 21,8 Stunden. Generell sinkt die Arbeitszeit der Frauen, je jünger die Kinder im Haushalt. Die Spanne liegt zwischen besagten 21,8 Stunden und 29,2 Stunden in Haushalten, in denen das jüngste Kind bereits über 13 Jahre alt ist. Bei den Männern ist hingegen nur ein schwacher negativer Zusammenhang auszumachen; hier liegt die Spanne zwischen 41,4 und 42,3 Stunden.

3.5 Simulation von kontrafaktischen Szenarien

Die zentrale Aufgabe des vorliegenden Gutachtens ist es, dreizehn ehe- und familienbezogene Leistungen auf ihre Wirkung hinsichtlich der familienpolitischen Ziele (operationalisiert durch die eben beschriebenen Indikatoren) zu untersuchen und mögliche Ansätze für eine Harmonisierung aufzuzeigen. Daneben werden im Rahmen eines internationalen Benchmarkings zentrale Prinzipien ausländischer Familienpolitik in das deutsche Steuer-Transfer-System übertragen. In beiden Fällen ist es also erforderlich, die zentralen Indikatoren nicht nur für den tatsächlichen Rechtsstand, sondern auch für hypothetische („kontrafaktische“) Situationen zu simulieren.

²⁰ Angegeben ist die tatsächliche, nicht die vertraglich vereinbarte Arbeitszeit.

Da es sich um kontrafaktische Szenarien handelt, ist der Einsatz von Simulationsmethoden unumgänglich. Die üblichen Verfahren der Programmevaluation per Kontrollgruppensdesign sind im vorliegenden Kontext ungeeignet, weil die zu untersuchenden Leistungen im Allgemeinen universelle Leistungen sind, so dass es niemand gibt, der sie quasi-zufällig nicht in Anspruch nimmt. Die Methode der Mikrosimulation erlaubt es hingegen, für alle Haushalte des Datensatzes das verfügbare Einkommen, das Arbeitsangebot und die weiteren Indikatoren für beliebige hypothetische Situationen zu berechnen.

Im vorliegenden Fall kann so die Wirkung der dreizehn ehe- und familienbezogenen Leistungen *ex negativo*, also durch Vergleich mit einer hypothetischen Situation ohne diese Leistung, evaluiert werden. Bei dieser Evaluationsstrategie geht es also *nicht* darum, die Abschaffung von Leistungen zu simulieren. Die kontrafaktischen Szenarien dienen einzig und allein dazu, die Wirkungen der Leistungen im Status quo zu evaluieren.

Die Gesamtwirkung, die sich aus der Simulation des kontrafaktischen Szenarios ergibt, kann in mehrere Schritte zerlegt werden. Der erste Schritt ist die isolierte Wirkung aus dem Wegfall der Leistung. Beim Kindergeld besteht die isolierte Wirkung des Wegfalls für Haushalte mit einem kindergeldberechtigten Kind aus einem Einkommensverlust von monatlich 184 Euro. Daraus lässt sich *ex negativo* die isolierte Wirkung des Kindergeld bestimmen, für diesen Haushalt besteht sie also aus einem Einkommenszuwachs von 184 Euro. Die Mikrosimulation erlaubt es, die Wirkung für alle Haushalte im Datensatz zu berechnen, um so zu Verteilungsaussagen zu gelangen. Beim Kindergeld hängt die Wirkung erwartungsgemäß von der Zahl der Kinder, ihrem Alter und Einkommen ab.

Diese isolierten Einkommensveränderungen erfassen aber nicht die tatsächliche Gesamtwirkung der Leistung. Diese ist, selbst ohne Berücksichtigung von Verhaltensseffekten, aufgrund der zahlreichen Interaktionen zwischen den Leistungen nicht identisch mit dem isolierten Effekt. So kommt etwa eine Erhöhung des Kindergelds nicht eins zu eins im verfügbaren Einkommen an, weil das erhöhte Kindergeld zum Beispiel auf die Ansprüche auf Arbeitslosengeld II angerechnet wird. Diese Interaktionen werden im Modell erfasst. Ihre Abschätzung bietet einen wichtigen Mehrwert gegenüber der amtlichen Statistik, die den Aufwendungen für eine Leistung ja in der Regel nicht die Einsparungen an anderer Stelle gegenüberstellt.

3.6 Verhaltensanpassung

3.6.1 Ansatz zur Modellierung

In einer weiteren Stufe wird die Reaktion der Haushalte auf die veränderten Rahmenbedingungen des kontrafaktischen Szenarios modelliert. Die zentrale Entscheidungsvariable im Rahmen des vorliegenden Gutachtens ist dabei das Arbeitsangebot der

Haushalte. Es soll also abgeschätzt werden, ob die Haushalte ohne eine bestimmte ehe- und familienbezogene Leistung mehr oder weniger Arbeit anbieten würden. Da die Leistungen einen Einfluss auf das verfügbare Einkommen haben und umgekehrt der Anspruch auf die Leistungen in vielen Fällen an das Einkommen gekoppelt ist, ist eine solche Verhaltensanpassung plausibel und muss im Rahmen einer Evaluation der Leistungen unbedingt berücksichtigt werden. Bei manchen Leistungen ist diese Anreizwirkung ausdrücklich gewünscht, bei anderen, etwa dem Ehegattensplitting oder der beitragsfreien Mitversicherung, wird sie hingegen kontrovers diskutiert.

Die Modellierung des Arbeitsangebotsverhaltens folgt dem Ansatz von van Soest (1995). Wie oben bereits gesehen wird das Arbeitsangebot als Wahlentscheidung zwischen einer diskreten Anzahl von wöchentlichen Arbeitsstunden modelliert. Dieser Modelltyp hat sich wegen verschiedener Vorzüge mittlerweile als Standard in der ex ante-Evaluation der Wirkungen arbeitsmarkt- oder sozialpolitischer Maßnahmen etabliert. Insbesondere bleibt der diskrete Ansatz auch bei komplexen Budgetverläufen in Abhängigkeit vom Arbeitsangebot relativ leicht schätzbar. Hierdurch lassen sich auch komplexe Steuer- und Transfersysteme detailgetreu in das Rechenmodell integrieren, was die Abbildung umfangreicher Reformen erlaubt. Zudem liefert das Modell exakte individuelle Übergangswahrscheinlichkeiten für jeden verfügbaren Haushalt, sodass differenzierte Untersuchungen für verschiedene Haushaltstypen bis hin zu vollständigen Verteilungsanalysen möglich sind.

Das eingesetzte Verhaltensmodell beruht auf dem ökonomischen Standardmodell des Arbeitsangebots. Dieses geht davon aus, dass sowohl Nichterwerbszeit („Freizeit“) als auch der Konsum von Gütern den Haushalten einen positiven Nutzen stiften. Hierdurch stellt sich ein Abwägungsproblem: Bei einer Ausweitung der Freizeit, also einer kürzeren Arbeitszeit, erzielt der Haushalt unter sonst gleichen Umständen ein geringeres Einkommen aus Erwerbslohn, so dass auch weniger Konsum möglich ist. Individuen wählen das Arbeitsangebot, das angesichts dieses Zielkonflikts bei einem gegebenen Bruttostundenlohn, der als Preis der Freizeit interpretiert werden kann, die aus ihrer Sicht beste Kombination von Freizeit und Konsum sonstiger Güter ermöglicht.

Das Modell geht allerdings über dieses einfache Entscheidungskalkül hinaus, indem es die Abstimmungsprozesse innerhalb des Haushalts berücksichtigt. Zum Einsatz kommt ein so genanntes unitäres Modell. Dies bedeutet, dass Paare eine gemeinsame Nutzenfunktion maximieren, in die die individuellen Arbeitszeiten jedes Partners sowie das insgesamt verfügbare Haushaltseinkommen eingeht.²¹ Damit lässt sich berücksichtigen, dass die Arbeitsangebotsentscheidungen der Partner interdependent sind. Insbesondere ist zugelassen, dass die Partner ihre gemeinsam verfügbare Freizeit zu steigern versuchen, und dass ein Partner bei einer Einkommenssteigerung des anderen Partners mit einer Verringerung des Arbeitsangebots reagiert, weil die einzelnen Ein-

²¹ Das Arbeitsangebot ggf. vorhandener weiterer erwachsener Haushaltsmitglieder wird nicht betrachtet und interagiert damit nicht mit der gemeinsamen Entscheidung von Haushaltvorstand und Partner.

kommen zu einem Haushaltseinkommen zusammengelegt werden („Einkommenspooling“).

3.6.2 Unterscheidung zwischen Simulations- und Schätzstichprobe

Das skizzierte theoretische Verhaltensmodell muss, um eine Grundlage für Simulationsrechnungen zu bieten, ökonometrisch geschätzt werden. Das erfordert die Unterscheidung zwischen der Simulations- und der Schätzstichprobe. Wie oben gesehen, umfasst die Simulationsstichprobe 9.086 Haushalte, also etwa 75% der 11.925 Haushalte der SOEP-Welle von 2009. (Der Verlust von 25% der Haushalte in der Datenaufbereitung wurde durch eine Anpassung der Hochrechnungsfaktoren korrigiert, sodass die Hochrechnung der Simulationsstichprobe die Zahl von 40,6 Millionen Haushalten in Deutschland trifft.) In die Schätzstichprobe werden aber nur diejenigen unter den 9.086 Haushalten aufgenommen, bei denen aufgrund inhaltlicher Überlegungen davon ausgegangen werden kann, dass sie erstens in ihrem Arbeitsangebot hinreichend flexibel sind und sich zweitens ihr Verhalten durch das zugrunde gelegte Schätzmodell abbilden lässt. Die erste Bedingung führt zum Ausschluss von Haushalten, in denen der Haushaltsvorstand (oder, bei Paarhaushalten, beide Partner) außerhalb des Haupterwerbsalters steht (hier definiert als die Spanne von 18 bis 60 Jahren), sich in Ausbildung oder Studium befindet oder Wehr- oder Zivildienst ableistet. Aufgrund der zweiten Bedingung werden Selbständige aus der Schätzstichprobe ausgeschlossen. Diese sind in ihrer wöchentlichen Arbeitszeit zwar sehr flexibel, lassen sich aber wegen dieser Flexibilität schlecht mit den abhängig Beschäftigten in ein gemeinsames Schätzmodell integrieren. Wichtig: Beide Arten von Bedingungen führen zwar zu einem Ausschluss mancher Haushalte aus der Schätzstichprobe, diese Haushalte bleiben aber trotzdem in der Simulationsstichprobe. Das heißt, für diese Haushalte werden ebenfalls die verfügbaren Einkommen im Status quo und unter den verschiedenen kontrafaktischen Szenarien simuliert, nur wird angenommen, dass sich ihr Arbeitsangebotsverhalten nicht ändert. Anders ausgedrückt: Für diese 3826 Haushalte wird eine statische Mikrosimulation durchgeführt, für die übrigen 5260 der insgesamt 9086 Haushalte eine verhaltensbasierte Mikrosimulation.

Die Verhaltensanpassungen unterscheiden sich dabei grundsätzlich zwischen den Haushalten, und das selbst dann, wenn die Haushalte durch das kontrafaktische Szenario einen identischen Impuls auf das verfügbare Einkommen erhalten. Diese Flexibilität in der Modellierung wird dadurch erzielt, dass das Arbeitsangebotsmodell für drei Gruppen von Haushalten (Alleinstehende, Alleinerziehende und Paarhaushalte) getrennt geschätzt wird, und dass innerhalb der drei Schätzmodelle zahlreiche Unterschiede zwischen den Haushalten, etwa hinsichtlich des Alters der Erwachsenen, der Anzahl und dem Alter der Kinder, dem Bildungsabschluss, der Staatsangehörigkeit oder der Region (Ost/West), zugelassen werden. Hierdurch wird berücksichtigt, dass das Verhalten eben nicht nur von finanziellen Anreizen, sondern eben auch von nicht-ökonomischen Determinanten bestimmt wird.

Die für die einzelnen Haushaltstypen jeweils gewählten Spezifikationen sind das Ergebnis umfangreicher Spezifikationstests. Die Auswahl orientierte sich an mehreren Gütekriterien. Ein zentrales Kriterium ist, dass das Modell für möglichst viele Haushalte die fundamentale ökonomische Bedingung eines im verfügbaren Einkommen steigenden Nutzens erfüllt. Zwar könnten Haushalte im Hinblick auf einzelne Güter mit steigendem Konsum durchaus Nutzenverluste erleiden, hinsichtlich des verfügbaren Einkommens, das ein umfassendes Bündel von Konsumgütern repräsentiert, wäre dies jedoch nicht plausibel. Konkreter gesprochen wären Menschen, wenn die Bedingung nicht erfüllt wäre, bereit, mehr zu arbeiten, wenn man ihnen dafür ein niedrigeres Einkommen böte. Dies ist offensichtlich nicht plausibel. Wir prüfen darum für alle Haushalte und an allen Stellen des Möglichkeitsraums die partiellen Ableitungen des Nutzens nach dem verfügbaren Einkommen, die sich aus den Schätzparametern ergeben. Die gewählte Spezifikation stellt sicher, dass die Bedingung in allen Konstellationen erfüllt ist.

Nicht so eindeutig sind hingegen die Anforderungen an die empirischen Ableitungen der Nutzenfunktion nach der Freizeit, sowie die Vorzeichen der Ableitungen zweiten Grades. Zwar ist allgemein davon auszugehen, dass das Nutzenniveau auch in der verfügbaren Freizeit steigt, allerdings kann es hier für gewisse Individuen mit hoher Arbeitsneigung auch zur Umkehrung des Vorzeichens kommen. Zudem enthält die hier als „Freizeit“ aufgefasste Residualgröße, die sich aus der maximal möglichen Wochenarbeitszeit minus der gewählten Wochenstunden ergibt, die mit der Hausarbeit verbrachte Zeit. Dennoch wurde eine Spezifikation gesucht, bei der auch die implizierte partielle Ableitung der Nutzenfunktion nach der Freizeit in möglichst vielen Fällen positiv ist. Im Allgemeinen lag der Anteil der positiven Vorzeichen bei diesen partiellen Ableitungen jedoch unter 100 v.H.²²

Neben den genannten Kriterien wurde auch die Anpassungsgüte des Modells als Auswahlkriterium berücksichtigt. Dies führte zur Aufnahme von Dummy-Variablen für bestimmte selten besetzte Handlungskategorien. Hiermit kommen die gewünschten Arbeitszeiten, wie sie die beobachteten Teile des Modells vorhersagen, und die realisierten Arbeitszeiten im Status quo näher zur Deckung. Die Dummy-Variablen lassen sich auf zwei Arten interpretieren: entweder als Ausdruck von spezifischen „Präferenzen“, etwa für geringfügige Beschäftigungsverhältnisse, oder als Ausdruck von Nachfragerestriktionen am Arbeitsmarkt, weil die angebotenen Arbeitsplätze von der Stundenausstattung her nicht mit den gewünschten Arbeitszeiten kompatibel sind.

3.6.3 Ergebnisse der Arbeitsangebotsschätzungen

Tabelle 23 beginnt mit der Darstellung der geschätzten Parameter des Nutzenmodells für die Alleinstehenden. Ein positives (negatives) Vorzeichen ist unmittelbar so zu interpretieren, dass der marginale Einfluss einer Variablen auf den Nutzen positiv (nega-

²²Dieses Kriterium wird in der Literatur nur in Ausnahmefällen explizit betrachtet. Wo es Angaben dazu gibt, scheint ein Anteil negativer Vorzeichen von bis zu 40 v.H. normal und akzeptiert.

tiv) ist. Wird die Freizeitvariable mit persönlichen oder Haushaltsmerkmalen interagiert, ist ein positives (negatives) Vorzeichen so zu lesen, dass ein höherer Wert bei diesem Merkmal die Erwerbsneigung senkt (steigert). Zwar könnte der marginale Einfluss des Einkommens auf den Nutzen negativ erscheinen; zu berücksichtigen ist allerdings die im Modell enthaltene Interaktion von verfügbarem Einkommen und Freizeit. Da hier das Vorzeichen positiv ist, kehrt sich der marginale Gesamteffekt tatsächlich in allen Fällen um.

Tabelle 23: Geschätzte Parameter des Arbeitsangebotsmodells: Alleinstehende

	Koeffizient	Standardfehler
ln(Verfügbares Einkommen)	-2,565	1,797
ln(Freizeit)	4,321	7,927
ln(Freizeit)^2	-1,013	0,632
ln(Freizeit) * ln(Verfügbares Einkommen)	1,081***	0,484
ln(Freizeit) * Alter	-0,249***	0,086
ln(Freizeit) * Alter^2	0,003***	0,001
ln(Freizeit) * Neue Bundesländer und Ost-Berlin	0,864***	0,257
ln(Freizeit) * Ausländische Staatsangehörigkeit	1,147***	0,601
ln(Freizeit) * Schwerbehinderung >= 50 Prozent	1,184***	0,469
ln(Freizeit) * FH- oder Universitätsabschluss	-0,749***	0,297
ln(Freizeit) * Ohne Berufsabschluss	1,636***	0,318
ln(Freizeit) * Weiblich	0,463***	0,227
ln(Freizeit) * Beamter/Beamtin	-1,492***	0,532
Dummy Arbeitszeit = 10	-2,183***	0,219
Dummy Arbeitszeit = 20	-2,075***	0,186
Beobachtungen	1123	
Pseudo R2	0,21	
dU/dC > 0	100	
dU/dL > 0	60	
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		
Maximum Likelihood Schätzung eines konditionalen Logit-Modells. Daten SOEP 2009.		
Asymptotische Standardfehler in Klammern. Referenz der Bildungsvariablen: abgeschlossene Berufsausbildung		

Darüber hinaus zeigt sich im Hinblick auf die Arbeitsangebotspräferenzen das erwartete Muster: eine signifikant höhere „Freizeitpräferenz“ zeigt sich bei Frauen, Personen ohne Berufsabschluss, Ausländern, Schwerbehinderten und Personen ohne abgeschlossene Berufsausbildung. Der Begriff „Präferenz“ ist hier in einem rein technischen Sinne zu verstehen. Die genannten Unterschiede in den Präferenzparametern spiegeln beobachtete Unterschiede im Erwerbsverhalten wider, die sich nicht allein aus den beobachteten bzw. im Modell simulierten finanziellen Anreizen erklären lassen. In ihnen drücken sich also sämtliche weiteren Determinanten des Erwerbsverhaltens aus, darunter auch eine mögliche Diskriminierung seitens der Arbeitgeber oder rein rechtliche Barrieren. Die Unterschiede können, müssen aber nicht auf tatsächliche Unterschiede in der Erwerbsneigung zurückzuführen sein und sind entsprechend vorsichtig zu interpretieren.

**Tabelle 24: Geschätzte Parameter des Arbeitsangebotsmodells:
Alleinerziehende**

	Koeffizient	Standardfehler
ln(Verfügbares Einkommen)	1,289	3,162
ln(Freizeit)	31,757***	11,381
ln(Freizeit) ²	-2,963***	0,765
ln(Freizeit) * ln(Verfügbares Einkommen)	-0,066	0,802
ln(Freizeit) * Alter	-0,464**	0,213
ln(Freizeit) * Alter ²	0,006**	0,002
ln(Freizeit) * Neue Bundesländer und Ost-Berlin	0,174	0,430
ln(Freizeit) * Ausländische Staatsangehörigkeit	-0,350	0,748
ln(Freizeit) * Schwerbehinderung >= 50 Prozent	0,603	1,215
ln(Freizeit) * FH- oder Universitätsabschluss	-1,171**	0,519
ln(Freizeit) * Ohne Berufsabschluss	1,171**	0,510
ln(Freizeit) * Weiblich	1,471**	0,658
ln(Freizeit) * Beamter/Beamtin	-1,920**	0,917
ln(Freizeit) * Zahl der Kinder < 7 Jahre	1,955***	0,540
ln(Freizeit) * Zahl der Kinder 7-16 Jahre	1,434***	0,326
Dummy Arbeitszeit = 10	-1,822***	0,242
Dummy Arbeitszeit = 20	-0,755***	0,155
Beobachtungen	426	
Pseudo R ²	0,15	
dU/dC > 0	100	
dU/dL > 0	65	
Notiz: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		
Maximum Likelihood Schätzung eines konditionalen Logit-Modells. Daten SOEP 2009.		
Asymptotische Standardfehler in Klammern. Referenz der Bildungsvariablen: abgeschlossene Berufsausbildung		

Tabelle 24 zeigt die geschätzten Parameter des Nutzenmodells für Alleinerziehende. Die bei den Alleinstehenden beobachteten Muster hinsichtlich des Geschlechtes, einer Schwerbehinderung und des Bildungsstandes wiederholen sich, allerdings werden die Parameter wegen der kleineren Fallzahlen weniger präzise geschätzt. Um den Besonderheiten dieses Haushaltstyps Rechnung zu tragen, wurde die nach Alter differenzierte Zahl der Kinder als zusätzliche erklärende Variable aufgenommen. Wie erwartet besteht eine positive Korrelation zwischen Kinderzahl und „Freizeitpräferenz“, insbesondere in Haushalten mit Kindern im Vorschulalter. Gerade bei den Alleinerziehenden ist natürlich zu beachten, dass die niedrigere Erwerbsbeteiligung von Haushalten mit kleinen Kindern (selbst bei gegebenen finanziellen Anreizen) auch die Schwierigkeiten, Kinderbetreuung im gewünschten Umfang zu organisieren, widerspiegelt, also in vielen Fällen keineswegs das Ergebnis einer echten Präferenz ist.

Tabelle 25 zeigt die Schätzergebnisse des Arbeitsangebotsmodells für die Paarhaushalte. Das geschätzte Modell für Paare entspricht weitgehend dem Modell für die Alleinerziehenden; erneut zeigen sich die nun schon bekannten Alters- und Bildungseinflüsse. Allerdings wurden, da für diesen Haushaltstyp das Verhältnis von Frauen und Männern in der Stichprobe weitaus ausgewogener ist, mehr Interaktionen mit dem Ge-

schlecht aufgenommen. Dies betrifft die Erklärungsgrößen der Zahl der Kinder und die verschiedenen Arbeitszeit-Dummies.

Tabelle 25: Geschätzte Parameter des Arbeitsangebotsmodells: Paare

	Koeffizient	Standardfehler
ln(Verfügbares Einkommen)	-2,353	1,477
ln(Freizeit Mann)	10,980**	4,420
ln(Freizeit Mann)^2	-2,151***	0,264
ln(Freizeit Mann) * ln(Verfügbares Einkommen)	1,203***	0,273
ln(Freizeit Mann) * Alter	-0,412***	0,077
ln(Freizeit Mann) * Alter^2	0,005***	0,001
ln(Freizeit Mann) * Neue Bundesländer und Ost-Berlin	0,372**	0,186
ln(Freizeit Mann) * Ausländische Staatsangehörigkeit	0,820***	0,281
ln(Freizeit Mann) * Schwerbehinderung >= 50 Prozent	1,314***	0,393
ln(Freizeit Mann) * FH- oder Universitätsabschluss	-0,649***	0,206
ln(Freizeit Mann) * Ohne Berufsabschluss	1,096***	0,249
ln(Freizeit Mann) * Beamter	-0,618**	0,300
ln(Freizeit Mann) * Zahl der Kinder <= 6 Jahre im HH	0,104	0,146
ln(Freizeit Mann) * Zahl der Kinder > 6 und <= 16 Jahre im HH	-0,079	0,106
ln(Freizeit Frau)	25,418***	3,856
ln(Freizeit Frau)^2	-3,393***	0,257
ln(Freizeit Frau) * ln(Verfügbares Einkommen)	0,148	0,232
ln(Freizeit Frau) * Alter	-0,219***	0,068
ln(Freizeit Frau) * Alter^2	0,004**	0,001
ln(Freizeit Frau) * Neue Bundesländer und Ost-Berlin	-1,613***	0,176
ln(Freizeit Frau) * Ausländische Staatsangehörigkeit	0,880***	0,316
ln(Freizeit Frau) * Schwerbehinderung >= 50 Prozent	0,973**	0,405
ln(Freizeit Frau) * FH- oder Universitätsabschluss	-1,120***	0,186
ln(Freizeit Frau) * Ohne Berufsabschluss	1,139***	0,229
ln(Freizeit Frau) * Beamtin	-1,940***	0,320
ln(Freizeit Frau) * Zahl der Kinder <= 6 Jahre im HH	3,180***	0,195
ln(Freizeit Frau) * Zahl der Kinder > 6 und <= 16 Jahre im HH	1,243***	0,112
ln(Freizeit Mann) * ln(Freizeit Frau)	0,064***	0,268
Dummy Arbeitszeit Mann = 10	-2,615***	0,225
Dummy Arbeitszeit Frau = 10	-0,702***	0,056
Dummy Arbeitszeit Mann = 20	-2,833***	0,196
Dummy Arbeitszeit Frau = 20	-0,610***	0,054
Beobachtungen	3703	
Pseudo R2	0,20	
dU/dC > 0	100	
dU/dL (Mann) > 0	37	
dU/dL (Frau) > 0	76	
Notiz: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Maximum Likelihood Schätzung eines konditionalen Logit-Modells. Daten GSOEP 2009. Asymptotische Standardfehler in Klammern. Referenz der Bildungsvariablen: abgeschlossene Berufsausbildung		

Tatsächlich zeigen die Schätzparameter die schon bei den Alleinerziehenden erkennbar werdenden systematischen Geschlechterunterschiede bei der Arbeitsangebotsnei-

gung. Während die Anwesenheit von Kindern im Haushalt die Freizeitpräferenz von Männern nicht systematisch beeinflusst, ist sie bei Müttern, insbesondere bei Müttern mit Kindern im Vorschulalter, deutlich ausgeprägter.

Eine weitere Besonderheit der Schätzung für diesen Haushaltstyp ist die Berücksichtigung einer Interaktion zwischen der Freizeit beider Partner. Anders als für Alleinstehende und Alleinerziehende stellt sich in Paarhaushalten ein weiteres Koordinationsproblem in dem Sinne, dass beide Partner aus gemeinsam verfügbarer Freizeit einen spezifischen Nutzen ziehen können. Ist dies der Fall, sollte die Arbeitsneigung eines Partners umso kleiner sein, je höher die für den anderen Partner verfügbare Freizeit ist. Tatsächlich unterstützt das Schätzmodell diese Hypothese. Der Interaktionsterm geht signifikant positiv in die geschätzte Nutzenfunktion ein.

3.6.4 Arbeitsangebotselastizitäten

Als Ergänzung zu den Tabellen mit den Schätzergebnissen werden in der Literatur meist sogenannte Arbeitsangebotselastizitäten ausgewiesen. Diese messen die Verhaltensänderungen, die sich als Reaktion auf eine 1-prozentige oder 10-prozentige Erhöhung des Bruttolohns oder einen über alle Arbeitsangebotskategorien gleichen Einkommenstransfer ergeben. Bei Paarhaushalten lassen sich nicht nur Eigenlohnelastizitäten (die Reaktion auf eine Erhöhung des eigenen Bruttolohns), sondern auch Kreuzlohnelastizitäten ausweisen, welche die Reaktion auf eine Erhöhung des Bruttolohns, den der Partner erzielt, messen. Eine Variation des Bruttostundenlohns ist zwar für die Evaluation der ehe- und familienbezogenen Leistungen nicht per se von Interesse. Eine solche standardisierte Variation erlaubt aber einen Vergleich der Arbeitsangebotsreaktionen zwischen verschiedenen Modellen und ist damit ein wichtiges Hilfsmittel, um das hier verwendete Modell zu validieren.

Die Bruttolohnelastizitäten, die sich im hier verwendeten Modell ergeben, sind in Tabelle 26 und Tabelle 27 zusammengefasst. Grundsätzlich ließe sich die Verhaltensänderung für jeden Haushalt der Stichprobe ausweisen. Aus Gründen der Übersichtlichkeit werden jedoch, wie in der Mikrosimulation üblich, nur die mittleren Reaktionen für ausgewählte Haushaltstypen (Alleinstehende, Alleinerziehende und Paare) gezeigt. Dies sind die Haushaltstypen, für die jeweils ein eigenes Arbeitsangebotsmodell geschätzt wurde.

Tabelle 26 zeigt, dass ein höherer Bruttostundenlohn die Bereitschaft zur Teilnahme am Arbeitsmarkt tendenziell erhöht. Bei Alleinstehenden und Alleinerziehenden erhöht sich die Partizipationsquote zwischen 0,05 und 0,11 Prozentpunkten, bei Paaren um 0,08 Prozentpunkte. Bei der Anpassung „am inneren Rand“, also bei der durchschnittlichen Wochenarbeitszeit, unterscheiden sich die Haushaltstypen etwas deutlicher. Bei den Alleinstehenden wirkt hier der Einkommenseffekt stark, durch den bei gestiegenem Einkommen die Freizeitnachfrage steigt und das Arbeitsangebot entsprechend leicht abnimmt oder, wenn sich Einkommens- und Substitutionseffekt die Waage halten, nahezu gleich bleibt. Bei den Alleinerziehenden und den Paaren dominiert der Substituti-

onseffekt: Die Personen in diesen beiden Gruppen weiten also ihre Arbeitszeit tendenziell aus, da durch den höheren Lohn die Arbeit attraktiver geworden ist.

Tabelle 26: Arbeitsangebotselastizitäten, Alleinstehende und Alleinerziehende

	Bei einer Erhöhung des Bruttostundenlohns um 1 Prozent verändert sich...		Bei einem Einkommenstransfer von 100 Euro verändert sich...	
	die Partizipationsquote am Arbeitsmarkt um ... Prozentpunkte	die durchschnittliche Wochenarbeitszeit um ... Prozent	die Partizipationsquote am Arbeitsmarkt um ... Prozentpunkte	die durchschnittliche Wochenarbeitszeit um ... Prozent
Alleinstehende Männer	0,11	-0,01	-1,05	-1,03
Alleinstehende Frauen	0,05	0,00	-1,37	-0,96
Alleinerziehende Männer	0,07	0,01	-0,08	-0,23
Alleinerziehende Frauen	0,07	0,03	-0,23	-0,17

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009. Die durchschnittliche Wochenarbeitszeit wird berechnet für diejenigen Personen, die vor und nach der Bruttolohnerhöhung oder dem Einkommenstransfer Arbeit anbieten.

Bei den Paarhaushalten (Tabelle 27) lässt sich neben der Reaktion auf eine Veränderung des eigenen Lohnes auch die Verhaltensanpassung bei einer Lohnerhöhung des Partners simulieren. Hier ergeben sich die bekannten negativen Kreuzlohnelastizitäten, das heißt, die Partner reagieren auf die Einkommenserhöhung, indem sie ihr eigenes Arbeitsangebot einschränken. Frauen reagieren stärker auf eine Lohnerhöhung ihres Partners als umgekehrt. Über alle Gruppen hinweg sind die Arbeitsangebotsreaktionen als Reaktion auf die Bruttolohnerhöhung aber eher gering.

Anders als bei einer Erhöhung des Bruttostundenlohns, bei der Einkommens- und Substitutionseffekte in entgegengesetzte Richtungen wirken, führt ein reiner und über alle Stundenkategorien gleicher Transfer von 100 Euro zu einem Rückgang des Arbeitsangebots bei allen Haushaltstypen. Die Reaktion fällt bei den Alleinstehenden am stärksten aus, da bei ihnen das Haushaltseinkommen im Schnitt am geringsten ist, der Transfer also prozentual die größte Wirkung entfaltet. Kleinere Unterschiede zwischen den Haushaltstypen und zwischen Männern und Frauen sollten aber nicht überinterpretiert werden, da die Schätzungen auf einer Stichprobe basieren, also mit statistischer Unsicherheit behaftet sind. Außerdem bildet das im vorliegenden Modul verwendete Arbeitsangebotsmodell mögliche Restriktionen, die sich aus der mangelnden Verfügbarkeit von Kinderbetreuungsplätzen ergeben, nicht direkt ab.

Tabelle 27: Arbeitsangebotselastizitäten, Paarhaushalte

	Bei einer Erhöhung des Bruttostundenlohns des MANNES um 1 Prozent verändert sich...		Bei einer Erhöhung des Bruttostundenlohns der FRAU um 1 Prozent verändert sich...		Bei einem Einkommenstransfer von 100 Euro verändert sich...	
	die Partizipationsquote am Arbeitsmarkt um ... Prozentpunkte	die durchschnittliche Wochenarbeitszeit um ... Prozent	die Partizipationsquote am Arbeitsmarkt um ... Prozentpunkte	die durchschnittliche Wochenarbeitszeit um ... Prozent	die Partizipationsquote am Arbeitsmarkt um ... Prozentpunkte	die durchschnittliche Wochenarbeitszeit um ... Prozent
Paare mit Kindern						
Männer	0,09	0,01	-0,001	-0,02	-0,27	-0,39
Frauen	-0,03	-0,03	0,07	0,11	-0,34	-0,25
Paare ohne Kinder						
Männer	0,08	0,00	-0,01	-0,03	-0,34	-0,31
Frauen	-0,02	-0,05	0,09	0,06	-0,36	-0,56
Alle Paare						
Männer	0,08	0,00	-0,01	-0,02	-0,31	-0,34
Frauen	-0,03	-0,04	0,08	0,08	-0,35	-0,41

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009. Die durchschnittliche Wochenarbeitszeit wird berechnet für diejenigen Personen, die vor und nach der Bruttolohnerhöhung oder dem Einkommenstransfer Arbeit anbieten.

3.7 Grenzen des Mikrosimulationsmodells

Das skizzierte Modell ist in der wissenschaftlichen Politikberatung erprobt, entspricht in der methodischen Konzeption dem Stand der Literatur und in der Parametrisierung (Schätzergebnisse, Elastizitäten) den Ergebnissen früherer Studien. Trotzdem sollen hier die Grenzen des Modells nicht verschwiegen werden. Drei Arten lassen sich dabei unterscheiden:

- vereinfachende Annahmen eher technisch-statistischer Natur;
- der Verzicht auf die *explizite* Modellierung mancher Aspekte familialen Verhaltens;
- die Annahme, dass das Kinderbetreuungsarrangement gegeben ist, sich also durch die Variation der hier untersuchten ehe- und familienbezogenen Leistungen nicht ändert.

In allen drei Fällen handelt es sich um Annahmen und Grenzen allein des Verhaltensmodells, mit dem die Arbeitsangebotsanpassung der Haushalte modelliert wird. Die Modellierung der rein statischen Wirkungen der ehe- und familienbezogenen Leistungen (isoliert und in der Interaktion mit den übrigen Leistungen) ist von diesen Annahmen nicht betroffen. Die beiden ersten Einschränkungen beruhen zudem auf Modellierungsentscheidungen, die sich gut rechtfertigen lassen und unserer Ansicht nach keinen entscheidenden Einfluss auf die Validität der Ergebnisse haben. Insbesondere soll im Folgenden gezeigt werden, dass der Verzicht auf eine explizite Modellierung keineswegs zwangsläufig bedeutet, dass die betreffenden Aspekte familialen Verhaltens im Widerspruch zu den Modellannahmen stehen. Schwerwiegender ist die dritte Einschränkung, also die Annahme gegebener Kinderbetreuung. Die Annahme folgt den Vorgaben des Moduls „Zentrale Leistungen“, in der auftragsgemäß mit einem bewährten Standardmodell in einem Zeitrahmen von zwölf Monaten erste Ergebnisse zur Wirkungsanalyse der Leistungen erzielt werden sollen. In späteren Modulen der Gesamtevaluation der ehe- und familienbezogenen Leistungen ist der Einfluss der Leistungen auf die Wahl der Kinderbetreuung hingegen unbedingt zu modellieren.

Zusätzlich zu den Einschränkungen bei der Modellierung des Arbeitsangebots sind zu beachten und zu diskutieren:

- die in der Praxis zu beobachtende unvollständige Inanspruchnahme von Sozialleistungen;
- Barrieren bezüglich des Arbeitsmarktzugangs bzw. der Flexibilität bezogen auf den Umfang der angebotenen Arbeit.

3.7.1 Annahmen technisch-statistischer Natur

Um die individuellen Übergangswahrscheinlichkeiten zwischen den Handlungsmöglichkeiten zu berechnen, wenn sich die Budgetrestriktion verändert, sind einige Annahmen technisch-statistischer Natur erforderlich. Zum Verständnis dieser Annahmen ist es wichtig, zwischen den beobachteten und den unbeobachteten Teilen des Arbeitsangebotsmodells zu unterscheiden. Wie oben gesehen, berücksichtigt das Modell, dass sich drei große Gruppen von Haushalten (Alleinstehende, Alleinerziehende und Paarhaushalte) in ihrem Arbeitsangebotsverhalten unterscheiden. Innerhalb der drei Gruppen werden zudem Unterschiede nach dem Alter, Geschlecht, der Anzahl und dem Alter der Kinder usw. berücksichtigt. Natürlich gibt es aber noch weitere Unterschiede zwischen den Haushalten, die im Modell nicht über diese beobachteten Variablen abgebildet werden. Daher wird generell zugelassen, dass „keine zwei Haushalte gleich sind“, sich also z.B. auch zwei Alleinstehende gleichen Alters, gleicher formaler Qualifikation, gleicher Staatsangehörigkeit usw. in ihrem Arbeitsangebotsverhalten unterscheiden können. Diese Annahme ist, bedenkt man allein den unvermeidlichen Messfehler in vielen Variablen, ein Gebot von Vorsicht und Vernunft. Formal findet sie ihren Niederschlag in der Aufnahme eines „Fehlerterms“ in die Schätzgleichung, mit dem alle unbeobachteten Unterschiede zwischen den Haushalten erfasst werden. Es wird angenommen, dass

- die Fehlerterme zwischen den Individuen und den 6 bzw. 36 Stundenkategorien unabhängig verteilt sind und einer „Extremwertverteilung“ folgen;
- die Veränderung der Budgetbeschränkung über die Alternativen hinweg die geschätzten Verhaltensparameter, die die Arbeitszeit- und Konsumpräferenzen des Haushalts reflektieren, konstant lässt;
- die Veränderung im Steuer- und Transfersystem auch die unbeobachteten Teile des empirischen Modells nicht verändert.

Alle Annahmen sind Standard in der Literatur. Die erste Annahme erfordert allerdings, dass die Modellierung des beobachteten Teils gut genug ist, sodass keine systematischen Ähnlichkeiten zwischen den Kategorien im unbeobachteten Teil des Modells verbleiben. Eine allgemeinere Form der Modellierung ist möglich (ein „random parameters logit“ statt des hier verwendeten konditionalen Logit), ändert aber erfahrungsgemäß die Ergebnisse qualitativ nicht.

Die Annahmen 2 und 3 sind nicht völlig unkritisch, insbesondere wenn größere strukturelle Reformen untersucht werden. Um ein Beispiel zu geben: Ein Ausbau der Kindertagesbetreuung, der wegen fallender Preise das verfügbare Einkommen bei Aufnahme einer Erwerbstätigkeit senkt, könnte zumindest mittelfristig auch die Verhaltensparameter verändern. Dies wäre der Fall, wenn sich die Frauen an größere Arbeitsmarktnähe gewöhnen und darum das Gewicht von Freizeit in der Nutzenfunktion zurückgeht. In diesem Fall würde der längerfristige Arbeitsangebotseffekt der Maßnahme durch die

Simulation unterschätzt. Allgemeiner gesagt, sollten die mit dem eingesetzten Modell erzielten Simulationsergebnisse eher als Vorhersagen für die kurze bis mittlere Frist interpretiert werden. In der kurzen Frist wird dabei primär das Arbeitsangebot abgebildet. Nicht jeder Angebotswunsch kann unmittelbar in Beschäftigung umgesetzt werden. Erst in der mittleren Frist dürften sich das gewünschte Arbeitsangebot und die realisierte Beschäftigung annähern, wenn sich das geänderte Angebot „seine Nachfrage schafft“.

3.7.2 Nicht explizit modellierte Aspekte familialen Verhaltens

Bei der Abschätzung, ob Haushalte bei der Veränderung bestimmter ehe- und familienbezogener Leistungen mehr oder weniger Arbeit anbieten würden, bleiben im Modell einzelne Aspekte familialen Verhaltens unberücksichtigt. Zu nennen sind zum einen die Wert- und Rollenvorstellungen bezüglich der innerfamilialen Arbeitsteilung, zum anderen innerfamiliale Macht- und Aushandlungsprozesse.

Wert- und Rollenvorstellungen

Nicht nur die hier untersuchten monetären Anreizwirkungen der ehe- und familienbezogenen Leistungen, sondern auch Wert- und Rollenvorstellungen beeinflussen die innerfamiliale Aufteilung von Erwerbs- und Familienarbeit.

Indem sie „die Situation von Familien im Hinblick auf eine als wünschenswert definierte Erfüllung von deren Teilfunktionen hin“ beeinflussen möchte (Gerlach 2010: 256), ist die Familienpolitik ein vergleichsweise stark normativ besetztes Politikfeld (vgl. z.B. Lüscher 1999) und spiegelt somit den Einfluss von Wert- und Rollenvorstellungen von familialen Lebensformen wider. Die in der Bundesrepublik in der Nachkriegszeit entwickelten familienpolitischen Arrangements lassen sich dabei sowohl als Abgrenzung zur nationalsozialistischen Familienpolitik (Gerlach 2010: 177) als auch – v.a. bezogen auf die Frage nach der Betreuung von Kindern – als Abgrenzung von den Besatzungsmächten und den Entwicklungen in der DDR sehen (vgl. z.B. Augustin-Dittmann 2010). Bis Ende der 1960er Jahre galten Familie und Kinder vor allem als Privatangelegenheit, in die der Staat so wenig wie möglich eingreifen sollte. Die seitens der Politik vorgegebenen Rollenvorstellungen der Nachkriegszeit werden durch Äußerungen des ersten Familienministers, Franz-Josef Wuermeling, verdeutlicht, welcher 1962 feststellte „So ist die Mutter daheim, zumal der Vater weithin nicht daheim ist, heute noch vielfach wichtiger als früher. Eine Mutter daheim ersetzt vielfach Autos, Musiktruhen und Auslandsreisen, die doch allzu oft mit ihrer Kinder gestohlenen Zeit bezahlt wurden“ (zitiert nach Langer-El Sayed 1980: 109). Diese Rollenvorstellungen wurden u.a. auch rechtlich verankert. So haben Ehefrauen beispielsweise erst seit der Ehe- und Scheidungsrechtsreform von 1977 das Recht, auch ohne Zustimmung ihres Ehemanns einer Erwerbstätigkeit nachzugehen.

Die rechtlichen Vorgaben entsprachen dabei nicht unbedingt den tatsächlich gelebten Rollenvorstellungen: Bereits seit Ende der 1960er Jahre wird für die Bundesrepublik Deutschland ebenso wie für die ehemalige DDR eine zunehmende Pluralisierung und Individualisierung der Lebensformen beobachtet. Familie wird in diesem Zusammenhang nicht mehr nur als Ort von Produktion (zumeist durch den Mann ausgeführte Erwerbsarbeit) und Reproduktion (zumeist durch die Frau gesicherte Geburt und Erziehung gemeinsamer Kinder; vgl. Peukert 2005: 273) verstanden, sondern der emotionale Aspekt, die Qualität der innerfamilialen Beziehungen, gewinnt an Bedeutung (Schneider u.a. 2006: 281). Seit den 1970er Jahren gewinnt darüber hinaus die Angleichung der Bildungschancen zwischen den Geschlechtern für die Arbeitsteilung in Familien an Bedeutung. So waren im Jahr 2003 Mädchen bei den höheren und mittleren Schulabschlüssen mit 56 % (Abitur) bzw. 52 % (Realschulabschluss) überrepräsentiert. Bei den Studierenden stieg der Frauenanteil von 36 % im Jahr 1975 auf knapp 50 % im Jahr 2004. Im Wintersemester 2003/04 lag der Anteil an weiblichen Studienanfängern mit 51 % in den alten und 53 % in den neuen Ländern sogar über dem ihrer männlichen Kommilitonen (Geißler 2011: 303). Vor diesem Hintergrund stieg auch die Erwerbsquote von Frauen, welche in 2007 bei 64 % lag (Arbeitskräfteerhebung 2007). Der Blick auf die Gruppe der Frauen mit (kleinen) Kindern zeigt allerdings ein differenzierteres Bild: Lediglich 41 % der Mütter mit Kindern unter drei Jahren waren 2009 vollzeiterwerbstätig, gegenüber 59 % teilzeiterwerbstätigen Müttern mit kleinen Kindern. Die Erwerbsquote dieser Gruppe lag insgesamt nur bei 44,3 % (Statistisches Bundesamt 2009) und damit signifikant unter den 64 % der allgemeinen Frauenerwerbsquote. Die hohe Teilzeitquote gibt einen Hinweis darauf, dass die Arbeitsteilung von Frauen und Männern (im Durchschnitt) nicht als egalitär bezeichnet werden kann. Dies ist zwar sicherlich auch auf strukturelle Hindernisse in Bezug auf Erwerbsarbeit, wie z.B. das Fehlen adäquater Betreuungseinrichtungen für sorgebedürftige Angehörige (z.B. Kinder, Senioren) oder das in der Bundesrepublik dominierende Modell der Halbtagschule, zurückzuführen. Allerdings spielen auch hier gesellschaftliche und individuelle Wert- und Rollenvorstellungen eine entscheidende Rolle: So zeigt beispielsweise Gesterkamp (2005: 69), dass der Wunsch von Vätern nach aktiver Vaterschaft maßgeblich von gesellschaftlichem und innerbetrieblichem „Druck, konform mit traditionellen Rollen zu leben“ bestimmt wird. Für Männer wird darüber hinaus eine zunehmende Verunsicherung hinsichtlich der individuellen Ausgestaltung der Vaterrolle konstatiert, die eine Vielzahl verschiedener Verhaltens- und Lebensmuster erzeugt (Schmidt/Moritz 2009: 102). Das Rollenbild der Frauen wird hingegen weiterhin von der Vorstellung der „Rabenmutter“ geprägt, welche ihre Kinder in externe Betreuungseinrichtungen „abschiebt“: Noch 2003 gaben 82 % der befragten 2000 Männer und Frauen in der Bundesrepublik an, „dass die beste Betreuung für ein Kind die durch die Eltern ist“ (Dorbritz et al. 2005: 43). Die Befragten wiesen zudem die Hauptverantwortung für die Erziehung von Kindern den Frauen zu (ebenda: 48). Die tatsächliche Arbeitsteilung innerhalb von Familien entspricht dieser Vorstellung zumeist: So zeigt sich, dass die zeitliche Belastung von Frauen durch Haus- und Familienarbeit bis heute deutlich über derjenigen der Männer liegt und das auch in den Fällen, in denen die Frauen einer Er-

werbsarbeit nachgehen: Zur Hausarbeit tragen erwerbstätige Männer in Deutschland im Schnitt wöchentlich 8 Stunden bei, während erwerbstätige Frauen 17 Stunden unbezahlte Hausarbeit leisten (European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions 2009: 26). Vor allem nach der Geburt des ersten gemeinsamen Kindes werden Re-Traditionalisierungstendenzen festgestellt. Huinink und Konietzka (2007: 203) sprechen in diesem Zusammenhang von einer hohen Stabilität der althergebrachten Muster, insbesondere nach der Familiengründung.

Das zur Simulation verwendete Modell berücksichtigt die Wert- und Rollenvorstellungen über die Parameter des geschätzten Verhaltensmodells. Die Grundidee des hier verwendeten, sogenannten „strukturellen“ Modells ist es, durch eine möglichst saubere und detaillierte Modellierung des verfügbaren Einkommens die finanziellen Einflussfaktoren von den nicht-finanziellen Einflussfaktoren zu trennen. Die finanziellen Einflussfaktoren werden dann im Rahmen der Simulation variiert, die übrigen Faktoren bleiben, wie oben gesehen, annahmegemäß konstant.²³

Die Wert- und Rollenvorstellungen sind also im Idealfall in den geschätzten Verhaltensparametern abgebildet. Die Genese dieser Vorstellungen ist aber bewusst nicht Gegenstand der Untersuchung. Damit soll keineswegs die Bedeutung der Wert- und Rollenvorstellungen in Abrede gestellt werden. Vielmehr handelt es sich um die Grundidee des hier verfolgten strukturellen Ansatzes, dass es für die Zwecke der Evaluation ausreicht, diese wichtigen, aber annahmegemäß durch die Variation der finanziellen Anreize nicht beeinflussten Faktoren aus dem beobachteten Verhalten zu identifizieren und dann eben, zusammengefasst über die Parameter des Verhaltensmodells, für die Zwecke der Untersuchung zu fixieren. Die Wert- und Rollenvorstellungen bilden also (gemeinsam mit allen anderen in den Verhaltensparametern zusammengefassten Einflussfaktoren) die Struktur des Modells. Sie sind für die Zwecke des Moduls „Zentrale Leistungen“, in der es um die Anreizwirkung der konkret vorgegebenen 13 ehe- und familienpolitischen Leistungen geht, Teil der Erklärung (der Wirkung der Leistungen) und nicht selbst zu erklären.

Es ist aber zuzugeben, dass durch den Einschluss der Wert- und Rollenvorstellungen in den strukturellen, also annahmegemäß unveränderlichen Teil des Modells mögliche Wirkungskanäle der 13 Leistungen unberücksichtigt bleiben. Es ist natürlich denkbar, dass die Familienleistungen nicht nur über das Haushaltsbudget, sondern auch über die Wert- und Rollenvorstellungen das Verhalten beeinflussen. In der Sprache der Ökonomen wäre dies ein Einfluss über die Präferenzen, der zusätzlich zum hier abgebildeten Einfluss über die Budgetrestriktion erfolgen würde. Ein solcher Einfluss der Familienpolitik auf die Wert- und Rollenvorstellungen findet sicherlich statt und ist ja

²³ Die Annahme der Konstanz wird nur für die Zwecke der Untersuchung getroffen. Die Wert- und Rollenvorstellungen sind natürlich historisch gewachsen und auch weiterhin Veränderungen unterworfen. Angenommen wird lediglich, dass diese Vorstellungen sich zunächst einmal nicht ändern, wenn die finanziellen Anreize variiert werden bzw. dass die Variation der Wert- und Rollenvorstellungen in der kurzen Frist zu vernachlässigen ist.

auch gewollt. Ein Beispiel aus der jüngeren Zeit sind etwa die Vätermonate im Elterngeld. Das hier verwendete Modell kann diese Einflüsse nicht erfassen. Ihre Berücksichtigung erforderte eine Modellierung der Entstehung von Wert- und Rollenvorstellungen. Eine solche Modellierung, die ja über die qualitative Darstellung hinausgehen und für alle Haushalte des SOEP „quantitativ“ zu leisten wäre, muss späterer Forschung vorbehalten bleiben.

Innerfamiliäre Macht- und Aushandlungsprozesse

Hinsichtlich der innerfamiliären Macht- und Aushandlungsprozesse gilt Ähnliches. Diese Prozesse sind unzweifelhaft von großer Bedeutung im Alltag der Familien und sind relevant für alle von der Familie getroffenen Entscheidungen, darunter natürlich auch für die hier modellierte Arbeitsangebotsentscheidung. Jede von „der Familie“ getroffene Entscheidung ist ja letztlich eine Entscheidung, die von den einzelnen Familienmitgliedern (nach einem mitunter komplexen Aushandlungsprozess) getroffen wird. In diesem Aushandlungsprozess können bestimmte (z. B. patriarchale) Rollenvorstellungen dem einen Partner eine größere Entscheidungsmacht als dem anderen zubilligen (Huinink und Konietzka 2007: 203). Auch die Aufteilung von (bezahlter) Erwerbs- und (unbezahlter) Familienarbeit ist nicht nur Ergebnis eines Macht- und Aushandlungsprozesses, sondern hat ihrerseits einen Einfluss auf die diesen Prozess.

Während unter dem Postulat traditioneller Rollenvorstellungen davon ausgegangen wird, dass „Anerkennungschancen in Paarbeziehungen geschlechtsspezifisch verteilt [sind]: Männliche Erwerbsarbeit (im öffentlichen Bereich) für Geld hier, weibliche Hausarbeit (im Privatbereich) aus bzw. für Liebe da“ (Wimbauer o.J.: 1), gewinnt im Zuge gesellschaftlicher Veränderungen vor allem die Selbstverwirklichung durch Erwerbsarbeit für beide Geschlechter an Bedeutung: Im Rahmen der Population Policy Acceptance Study gaben 2003 nur 37 % der Befragten an, Hausfrau zu sein sei ihrer Meinung nach genauso erfüllend wie einem Beruf nachzugehen (Dorbritz et al. 2005: 48). Vor dem Hintergrund sich verändernder Rollenvorstellungen und Rahmenbedingungen haben Frauen und Männer mehr Möglichkeiten als früher, ihren Lebenslauf aktiv und selbst zu gestalten. In diesem Zuge gewinnen auch individuelle Aushandlungsprozesse in Paarbeziehungen an Bedeutung. Das Vorhandensein finanzieller Ressourcen wird hier häufig als ausschlaggebender Machtfaktor bezeichnet. Und tatsächlich bietet die Erwerbstätigkeit vor allem Frauen die Möglichkeit, sich aus Abhängigkeitsverhältnissen zu lösen (Schneider et al. 2006: 279). So kann es bei Zweiverdienerpaaren sowohl zu einer wachsenden Symmetrie zwischen den Partnern kommen, indem das in den Haushalt eingebrachte Geld als gemeinsames verstanden und genutzt wird. Verdientes Geld kann beispielsweise als Ausdruck des individuellen Engagements in der gemeinsamen Beziehung gelten und gleichzeitig Zusammengehörigkeit symbolisieren. Ebenso kann jedoch mit Hilfe einer strikten Kontentrennung sowie einer genauen Buchführung über Investitionen sowie Ein- und Ausgaben einer finanziellen Abhängigkeit zwischen den Beziehungspartnern entgegengewirkt werden, welche die reine Lie-

besbeziehung des Paares untergraben würde. Allerdings scheinen Aushandlungsprozesse in (Eltern)Paarbeziehungen nicht nur von diesem finanziellen Aspekt geleitet zu sein. So zeigt beispielsweise Wimbauer (2003) auf, dass für Frauen ein höheres Einkommen nicht unbedingt mit einer größeren Macht innerhalb der Beziehung gleichzusetzen ist. Es kann demnach davon ausgegangen werden, dass die Machtposition in diesen Aushandlungsprozessen nicht nur durch die – messbare – (im Rahmen einer Erwerbstätigkeit erworbene) finanzielle Absicherung bestimmt wird, sondern beispielsweise auch durch die – schwer messbare – soziale (und innerhalb einer Paarbeziehung wechselseitige) Anerkennung oder die Alternativen zur bestehenden Beziehung.

Wie bei den Wert- und Rollenvorstellungen werden diese Macht- und Aushandlungsprozesse für die Zwecke der Evaluation im Modul „Zentrale Leistungen“ nicht explizit modelliert. Ihr Einfluss wird lediglich über die Parameter des Verhaltensmodells zusammengefasst. Diese Parameter bleiben annahmegemäß bei einer Variation der 13 ehe- und familienbezogenen Leistungen konstant. Anders ausgedrückt: Es wird angenommen, dass die hier untersuchten Leistungen lediglich über das verfügbare Haushaltseinkommen verhaltenswirksam werden und keinen zusätzlichen Einfluss über die Machtverteilung innerhalb des Haushalts ausüben. Damit ist aber nicht gesagt, dass die Leistungen überhaupt keinen Einfluss auf die Machtverteilung hätten, sondern lediglich, dass ein solcher Einfluss zumindest in der kurzen Frist keinen Niederschlag in einem veränderten Arbeitsangebotsverhalten findet.

Stärker noch als bei den Wert- und Rollenvorstellungen ist diese Annahme kritisch zu hinterfragen. So haben zahlreiche Studien mittlerweile einen solchen indirekten Einfluss nachgewiesen (am bekanntesten: Lundberg, Pollak und Wales 1997). Anders als bei den Wert- und Rollenvorstellungen existiert auch ein Modellrahmen (das „kollektive Modell“, Chiappori [1988; 1992]), mit dem sich dieser Einfluss auch in einem quantitativen Modell berücksichtigen ließe. Die Modelle sind aber empirisch nur unter beträchtlichen Komplikationen zu schätzen. Das gilt vor allem dann, wenn die Budgetrestriktionen sauber und detailliert abgebildet werden sollen, wie hier für die Untersuchung der 13 ehe- und familienbezogenen Leistungen erforderlich. Aus diesem Grunde muss der zusätzliche Einfluss der Familienleistungen auf das Haushaltseinkommen und das Arbeitsangebot, der sich durch eine Veränderung der Macht- und Aushandlungsprozesse ergibt, im Rahmen des Moduls „Zentrale Leistungen“ ausgeblendet bleiben. Weil dieser Punkt für das Verständnis des Modells so wichtig ist, soll aber noch einmal betont werden, dass die Grenze des Modells nicht in der Nichtberücksichtigung der Macht- und Aushandlungsprozesse an sich liegt (deren Modellierung und generell die ausführliche Modellierung familialen Verhaltens in allen Facetten ist nicht Auftrag und Gegenstand der Moduls „Zentrale Leistungen“), sondern im Nichterfassen von möglichen zusätzlichen Wirkungskanälen der 13 ehe- und familienbezogenen Leistungen. Wir denken, dass die Nichtberücksichtigung der zusätzlichen Kanäle keinen starken Einfluss auf die im Rahmen des Berichts untersuchten Wirkungen der finanziellen Anreize hat. Auch hier muss eine umfassendere Modellierung, mit der sich mögliche Verzerrungen quantifizieren lassen, späterer Forschung vorbehalten bleiben.

3.7.3 Annahme gegebener und unveränderlicher Kinderbetreuungsarrangements

Deutlich folgenreicher ist die zur Modellierung der Kinderbetreuung getroffene Annahme, dass das in den Daten beobachtete Betreuungsarrangement gegeben ist und sich auch bei einer Variation der ehe- und familienbezogenen Leistungen nicht ändert. Die Kosten der Kinderbetreuung werden also modelliert, die Entscheidung über Form und Umfang der Betreuung wird aber konstant gehalten. Das heißt, es wird angenommen, dass der Haushalt die im SOEP beobachtete, tatsächlich getroffene Entscheidung über die Kinderbetreuung auch dann nicht ändert, wenn es zu Änderungen der wöchentlichen Arbeitszeit kommt.

Diese vereinfachende Annahme wurde getroffen weil eine saubere Modellierung der Entscheidung über die Kinderbetreuung den Rahmen des Moduls „Zentrale Leistungen“, in dem bewusst auf erprobte und vergleichsweise schnell verfügbare Methoden und Modelle zurückgegriffen werden soll, gesprengt hätte. Die Modellierung der Kinderbetreuung im Rahmen der Mikrosimulation stößt nämlich auf technische Schwierigkeiten dadurch, dass

- Erwerbstätigkeit und Kinderbetreuung eng miteinander verknüpft sind. Das heißt, die Eltern entscheiden simultan über den Umfang der Erwerbstätigkeit und die Form und den Umfang der Kinderbetreuung. Um diese Simultanität abbilden zu können, muss das verhaltensbasierte Mikrosimulationsmodell also um eine Entscheidungsdimension erweitert werden. Die technische Schwierigkeit bei der Modellierung besteht darin, dass zu der im Modell berücksichtigten Entscheidung über die wöchentliche Arbeitszeit weitere Entscheidungsdimensionen über die Wahl der Kinderbetreuung und die Fertilität hinzukommen. Damit erweitert sich der Möglichkeitsraum erheblich, zumal die Entscheidungen ja miteinander verknüpft sind und daher simultan betrachtet werden müssen. So lässt sich eine wöchentliche Arbeitszeit von 30 Stunden mit unterschiedlichen Kinderbetreuungsarrangements verbinden. Schon bei zwei mal zwei Möglichkeiten der Kinderbetreuung (halbtags und ganztags, institutionell oder privat organisiert) vervierfacht sich der zu modellierende Handlungsraum. Das heißt, statt der 6 bzw. 36 Optionen im Wahlhandlungsmodell erhielte man 24 und für Paare gar 144 Optionen.²⁴
- die Modellierung der Kinderbetreuung dadurch erschwert wird, dass in Deutschland das Angebot an Betreuungsplätzen, besonders im Krippenbereich, rationiert ist. Das heißt, es kann bei der Modellierung nicht ohne weiteres angenommen werden, dass die Eltern zu einem gegebenen Beitrag ihr gewünschtes (institutionelles) Betreuungsarrangement auch tat-

²⁴ Wrohlich (2007) lässt die simultane Entscheidung zu, muss aber dafür den Handlungsraum bei der Arbeitsangebotsentscheidung einschränken. Sie betrachtet das Arbeitsangebot des Mannes als gegeben und lässt für Frauen nur vier (und nicht wie in der vorliegenden Studie sechs) Stundenkategorien zu.

sächlich umsetzen können. Das Ausmaß der Rationierung ist in erster Linie abhängig von der Region und vom Alter des Kindes.

Beide Arten von Schwierigkeiten sind aber nicht unüberwindbar, sodass das Modell in den späteren Modulen der Gesamtevaluation an dieser Stelle unbedingt zu erweitern ist.

Die im Rahmen des Moduls „Zentrale Leistungen“ getroffene Annahme eines gegebenen Betreuungsarrangements ist also lediglich als Annäherung an die Realität zu verstehen. Bekanntlich stellt das Fehlen einer ausreichenden Anzahl von (qualitativ hochwertigen) Betreuungsplätzen für Kinder und andere sorgebedürftige Angehörige einen wichtigen Hinderungsgrund bezüglich des Arbeitsmarktzugangs bzw. der Flexibilität bezogen auf den Umfang der angebotenen Arbeit dar. Bundesweit wurden 2010 lediglich 23 % der unter Dreijährigen in einer Kindertageseinrichtung oder von Tagespflegepersonen betreut, wobei die Betreuungsquote in den ostdeutschen Bundesländern fast dreimal so hoch war wie in den westdeutschen (Statistische Ämter des Bundes und der Länder 2011: 6f.). Die hieraus resultierende Inflexibilität (bezüglich ihres Arbeitsangebots) der betreuenden Personen zeigt sich unter anderem beim Blick auf den Anteil der unfreiwillig Teilzeitbeschäftigten: In 2009 waren 22 % der Teilzeittätigen unfreiwillig teilzeitbeschäftigt (vgl. Arbeitskräfteerhebung; Statistisches Bundesamt 2010). Diese strukturellen Barrieren sind verstärkt für solche Personen vorhanden, die sich allein um die Betreuung von Angehörigen kümmern: Für Alleinerziehende beispielsweise wird eine Erwerbstätigkeit durch die Inanspruchnahme von Kinderbetreuungsmöglichkeiten erst ermöglicht. Zwar lag die Erwerbsquote von Alleinerziehenden in 2009 bei 80 %, allerdings hat die Teilzeiterwerbstätigkeit von Alleinerziehenden mit minderjährigen Kindern im Laufe der Jahre stark an Bedeutung gewonnen. 37 % der arbeitslosen Alleinerziehenden gaben in 2009 bei ihrer Stellensuche an, lediglich an Teilzeitstellen interessiert zu sein (Bundesagentur für Arbeit 2009).

Bei Leistungen, die nur eine geringe Wirkung auf das Arbeitsangebot haben, ist die Annahme eines gegebenen Kinderbetreuungsarrangements dennoch in erster Annäherung vertretbar. Am problematischsten ist sie natürlich für die beiden Leistungen, die direkten bei den Kosten der Kinderbetreuung ansetzen, also der nicht kostendeckenden Bereitstellung von Betreuungsplätzen und der steuerlichen Absetzbarkeit der Kinderbetreuungskosten. Inwieweit die Annahme hier zu Verzerrungen führt, hängt von der Preiselastizität der Nachfrage nach außerhäuslicher Kinderbetreuung ab.²⁵ Die Wirkungsanalyse der beiden Leistungen ist also unter diesem methodischen Vorbehalt zu sehen. Spätere Module der Gesamtevaluation werden mithilfe allgemeinerer Modelle untersuchen müssen, welchen Einfluss die Annahme des gegebenen Kinderbetreuungsarrangements auf die Ergebnisse hat. Auch hier soll aber noch einmal betont werden, dass die Annahme lediglich die Verhaltensanpassung der Haushalte und nicht die

²⁵ Bisherige Studien kommen zu stark unterschiedlichen Schätzungen für diese Elastizität, vgl. zum Beispiel den Überblick in INFRAS, Tassinari, Mecop (2005: 22).

(statische) Simulation der verfügbaren Einkommen (isoliert und unter Berücksichtigung der Schnittstellen mit den übrigen Leistungen) betrifft.

3.7.4 Unvollständige Inanspruchnahme von Sozialleistungen

Wie in der Mikrosimulation üblich, trifft das im vorliegenden Bericht verwendete Modell die Annahme, dass bestehende Ansprüche auf Transferleistungen auch genutzt werden. Auch dies ist eine, weitgehend von der Datenverfügbarkeit diktierte, Annäherung an die Realität.

Tatsache ist, dass ein Teil der Haushalte seine Ansprüche eben nicht nutzt und möglicherweise gar nicht kennt. Mika spricht in diesem Zusammenhang von „verdeckter Armut“, welche durch die Nicht-Inanspruchnahme von Sozialleistungen durch Leistungsberechtigte entstehe (Mika 2006: 7). Sie stellt auf der Grundlage des Niedrigeinkommenspanels (NIEP) für die bis 2004 geltende Sozialhilfe fest, dass eine Nicht-Inanspruchnahme vor allem auf Informationsdefiziten beruht (Mika 2006). Und „[s]elbst wenn den Betroffenen ihr Anspruch auf Sozialhilfe bewusst ist, stellt deren Beantragung offenbar häufig eine Hemmschwelle dar.“ Denn die Beantragung dieser Sozialleistung „ist ein Vorgang, der eine intensive Interaktion mit einer Behörde impliziert und die Bereitschaft zur Weitergabe von detaillierten Informationen über die Einkommens- und Vermögenssituation des Haushalts voraussetzt. Die Beantragung (und gegebenenfalls der Widerspruch gegen einen ablehnenden Bescheid) setzen insofern ein Mindestmaß an Selbstbewusstsein im Umgang mit Ämtern und Behörden voraus.“ (Mika 2006: 9). Die teilweise stark in die Privatsphäre der Betroffenen hineinreichenden Vorgaben zur Antragstellung von Sozialleistungen können demnach Anlass zu der Vermutung geben, dass Anspruchsberechtigte vor dem Verfahren zurückschrecken.

Bezogen auf die Inanspruchnahme familienbezogener Leistungen zeigt eine vom BMFSFJ in Auftrag gegebene Studie, dass „der laufende Gesamtwert der empfangenen Leistungen umso niedriger ist, je weiter die Gründung der Familie zurückliegt“ (BMFSFJ 2007: 11), unter anderem, da einige Leistungen an das Lebensalter vorhandener Kinder geknüpft sind. Die Studie fragt allerdings nicht danach, ob – und wenn nicht warum – bestimmte familienpolitische Leistungen von den Anspruchsberechtigten auch tatsächlich bezogen werden. Diese Frage stellt sich zwar nicht für alle familienpolitischen Leistungen gleichermaßen, da einige von ihnen ohne Zutun der Anspruchsberechtigten zur Verfügung gestellt werden (z.B. das Kindergeld); andere müssen jedoch aktiv beantragt werden, wie z.B. der Unterhaltsvorschuss oder der Kinderzuschlag. Es ist zu vermuten, dass für die Inanspruchnahme dieser Leistungen ähnliche Barrieren bestehen, wie diejenigen, die Mika (2006) für die Sozialhilfe identifiziert hat. So muss beispielsweise im Zuge eines Antrags auf Unterhaltsvorschuss nachgewiesen werden, dass die Eltern des anspruchsberechtigten Kindes getrennt leben. Anspruchsberechtigt ist ein Kind auch, wenn der „Ehegatte oder Lebenspartner [des sorgeberechtigten Elternteils] wegen Krankheit oder Behinderung oder auf Grund gerichtlicher Anordnung für voraussichtlich wenigstens sechs Monate in einer Anstalt

untergebracht ist“ (§ 1, Abs. 2 UhVorschG). Dieser Anspruch erlischt allerdings dann, wenn der sorgeberechtigte Elternteil „sich weigert, die Auskünfte, die zur Durchführung dieses Gesetzes erforderlich sind, zu erteilen oder bei der Feststellung der Vaterschaft oder des Aufenthalts des anderen Elternteils mitzuwirken“ (§ 1 Abs. 3 UhVorschG). Je nach konkretem Fall kann die Auskunftspflicht des antragstellenden Elternteils demnach sowohl aufwändig als auch psychisch belastend sein. Hinzu kommt, dass auch für Anspruchsberechtigte von familienpolitischen Leistungen gerade vor dem Hintergrund gesetzlicher Neuerungen von einem Informationsdefizit ausgegangen werden kann. So gaben bei einer vom BMFSFJ in Auftrag gegebenen Studie immerhin 27,7 % der befragten Mütter und Väter, deren (jüngstes) Kind 2007 geboren ist (und die damit einen Anspruch auf Elterngeldbezug haben) an, sich mehr Informationen zum Thema Elterngeld gewünscht zu haben (BMFSFJ 2007a). Aktuelle Umfrageergebnisse im Rahmen der Gesamtevaluation ehe- und familienbezogener Leistungen zeigen ein ähnliches Bild für den Kinderzuschlag: Er weist „insgesamt einen sehr geringen Bekanntheitsgrad auf“; lediglich 34 % der Bezieher des Kinderzuschlags fühlen sich gut über die Leistung informiert (Institut für Demoskopie 2010: 186).

Darüber hinaus ist es (wie in Bezug auf das Arbeitsangebot, s. o.) auch bezogen auf die Inanspruchnahme familienpolitischer Leistungen denkbar, dass die Anspruchsberechtigten gar keine Notwendigkeit sehen, Leistungen in Anspruch zu nehmen, beispielsweise weil sie auf intergenerationelle Transferleistungen zurückgreifen können. Auch für diesen Fall sei daher angemerkt, dass jeder Vierte seine erwachsenen Kinder mit Geld- und Sachleistungen unterstützt (BMFSFJ 2010: 47). Gleiches gilt für den Fall, in dem Vermögen vorhanden ist und hierdurch der Anspruch auf den Bezug von Sozialleistungen erlischt.

3.7.5 Gesamtwirtschaftliche Rückkopplungen

Eine weitere, häufig geäußerte Kritik an den Ergebnissen der Mikrosimulation lautet, dass mit reinen Mikrosimulationsmodellen lediglich Arbeitsangebotseffekte abgeschätzt werden können. Denn auch wenn durch die finanzielle Anreizwirkung der ehe- und familienbezogenen Leistungen der Wunsch nach einer Ausweitung der Erwerbstätigkeit entsteht, so schlägt sich der Erwerbswunsch nicht unbedingt in zusätzlicher Beschäftigung nieder.

Wenn mehr Menschen eine Erwerbstätigkeit aufnehmen möchten, steigt nämlich tendenziell der Druck auf die Löhne. Falls nun eine Lohnsenkung erforderlich wäre, um einen Ausgleich von Angebot und Nachfrage auf dem Arbeitsmarkt herzustellen, hätte das Rückwirkungen für alle bereits vorhandenen Lohnempfänger. Ein Teil der Personen, die bei den derzeit herrschenden Marktlöhnen (von denen das Mikrosimulationsmodell ja ausgeht) bereit waren, zusätzliche Arbeit anzubieten, werden das bei niedrigeren Löhnen nicht mehr tun wollen. Diese von der Arbeitsnachfrageseite ausgehenden Effekte sind in Abschätzungen, die etwa von den Erwerbswünschen der Mütter auf das zusätzliche Beschäftigungspotenzial bei einem Ausbau der Kinderbe-

treuung schließen, nicht erfasst (Spieß 2005; Eichhorst, Marx, Tobsch 2011). Gleiches gilt aber auch für das in diesem Gutachten verwendete Mikrosimulationsmodell, das mit den Arbeitsangebotseffekten also tendenziell die Obergrenze der Beschäftigungseffekte abschätzt. Beide Effekte fallen nur im unwahrscheinlichen Spezialfall einer völlig elastischen Arbeitsnachfrage zusammen.²⁶

Für die Abschätzung der Beschäftigungseffekte im allgemeinen Fall ist grundsätzlich ein Modell erforderlich, das nicht nur das Arbeitsangebot, sondern zugleich auch die Arbeitsnachfrage abbildet. Das am ZEW entwickelte rechenbare allgemeine Gleichgewichtsmodell PACE-L leistet dies und berücksichtigt zudem (näherungsweise) die institutionellen Besonderheiten des deutschen Arbeitsmarktes.²⁷ Modelliert sind insbesondere die Lohnverhandlungen auf Branchenebene (das Modell enthält sieben Branchen), die dazu führen, dass auch im Gleichgewicht die Arbeitsmärkte (unterschieden werden drei Qualifikationsstufen) nicht geräumt sind. Unter diesen Bedingungen kann sich eine durch die ehe- und familienbezogenen Leistungen bewirkte Ausweitung des Arbeitsangebots anstelle von fallenden Löhnen auch in einem Anstieg der Arbeitslosigkeit äußern.

Angesichts der insgesamt geringen Arbeitsangebotseffekte sind allerdings die von der Arbeitsnachfrage ausgelösten Rückkopplungseffekte von nachrangiger Bedeutung. Wie im Verlaufe der Untersuchung deutlich wurde, entfalten selbst die großen der hier untersuchten ehe- und familienbezogenen Leistungen Arbeitsangebotswirkungen in einem Umfang, in dem Arbeitsangebots- und Beschäftigungseffekt nur geringfügig auseinanderfallen. Die Differenzen haben das erwartete Vorzeichen, das heißt, der Beschäftigungseffekt ist wegen der dämpfenden Wirkung der Lohnanpassung im Betrag kleiner als der Arbeitsangebotseffekt. Vor dem Hintergrund der eher geringen Arbeitsangebotseffekte und der entsprechend schwachen gesamtwirtschaftlichen Rückkopplungen wurde auf das Mitführen der Ergebnisse aus dem rechenbaren allgemeinen Gleichgewichtsmodell verzichtet. Der Schwerpunkt der Darstellung liegt stattdessen auf der Mikroebene, da gerade in der Familienpolitik ein genauer Blick auf einzelnen Haushaltstypen geboten ist. Eine höhere Genauigkeit hier überwiegt den Nutzen aus

²⁶ Ein zweiter Rückkopplungseffekt entsteht durch die Notwendigkeit einer Gegenfinanzierung der ehe- und familienbezogenen Leistungen. So muss etwa der Ausbau der Kinderbetreuungsplätze durch Steuererhöhungen, Ausgabenkürzungen an anderer Stelle oder Kreditaufnahme (durch die die Finanzierungsnotwendigkeit aufgeschoben, aber nicht aufgehoben wird) finanziert werden. Berücksichtigt man diese Gegenfinanzierung, dann fallen die Beschäftigungseffekte einer Leistung oder eben des Ausbaus der Kinderbetreuung möglicherweise geringer aus. Für den Nachteilsausgleich zwischen den Haushaltstypen ist ferner relevant, dass von der Gegenfinanzierung auch Haushalte betroffen sind, die die ehe- und familienbezogene Leistung selbst gar nicht in Anspruch nehmen. Im vorliegenden Gutachten wird dies schon im Mikrosimulationsmodell bei der beitragsfreien Mitversicherung deutlich, die ja durch einen höheren allgemeinen Beitragsatz aller Versicherten gegenfinanziert wird.

²⁷ Die Einzelheiten des Modells sind technisch; für eine Dokumentation des Modells sei daher auf die Diskussionspapiere von Böhringer, Boeters, Feil (2005), Boeters, Feil, Gürtzgen (2005), Boeters, Gürtzgen, Schnabel (2006) sowie Arntz et al (2008) verwiesen. Eine deutschsprachige Darstellung des Verfahrens findet sich in Böhringer et al. (2002).

einer makroorientierten Perspektiven bei weitem, insbesondere natürlich bei Leistungen für zum Teil recht kleine Zielgruppen (Unterhaltsvorschuss, Entlastungsbetrag für Alleinerziehende), von denen erst recht keine nennenswerten Makroeffekte ausgehen.

4 Zeitverwendung

4.1 Zielsetzung und Vorgehen

Die Analyse im verhaltensbasierten Mikrosimulationsmodell fokussiert in Bezug auf das Thema „Vereinbarkeit von Familie und Beruf“ auf die Erwerbsbeteiligung und Arbeitszeit der Eltern. So wichtig die marktliche Erwerbstätigkeit – sei sie selbständig oder nichtselbständig – auch ist, stellt sie aber doch nur eine Dimension der Zeitverwendung und der Vereinbarkeit von Familie und Beruf dar.

Ein familien- und sozialpolitisch wichtiger Aspekt besteht in der Interaktion von Erwerbstätigkeit mit anderen Arten der Zeitverwendung. Es stellt sich demnach die Frage, wie Kinderbetreuung, Hausarbeit und Freizeitaktivitäten mit der Erwerbstätigkeit abgestimmt werden. In Haushalten mit zwei oder mehr Erwachsenen gibt es zudem weitere Freiheitsgrade durch die Möglichkeit, dass der Partner oder die Partnerin zusätzliche Aufgaben übernehmen kann. So kann eine Ausweitung der Erwerbstätigkeit der Mutter nicht nur durch externe Betreuung und entsprechende Reduktion der familien-internen Betreuung, sondern durch vielerlei Änderungen der familiären Zeitverwendung unterstützt werden:

- Anpassung der Hausarbeit oder der Freizeitaktivität der Mutter
- Anpassung der Arbeitszeit des Vaters
- Anpassung der Hausarbeit oder der Freizeitaktivität der Vaters
- Intensivierung der Zeitverwendung durch „Multitasking“

Wir erweitern in diesem Bericht das verhaltensbasierte Mikrosimulationsmodell um eine zweite Stufe, um aufzuzeigen, wie diese unterschiedlichen Möglichkeiten von den Familien genutzt werden. Dabei werden sich klare Muster zeigen, die auch mit Gender-Rollen erklärbar sind. Anschließend werden die Regressionsanalysen zur Zeitverwendung mit den Ergebnissen des Mikrosimulationsmodells kombiniert, um die Auswirkungen der familien- und ehebezogenen Leistungen auf die Zeitverwendungen zu bestimmen.

4.2 Deskriptive Analyse der Zeitverwendung

Im SOEP werden acht Arten der Zeitverwendung unterschieden. Zusätzlich wird an anderer Stelle nach der Dauer des Schlafs gefragt. Bei der Abfrage der Zeitverwendung wird von den Befragten nicht verlangt, dass sich die Aktivitäten gegenseitig ausschließen und die Summe der Zeiten sich auf 24 Stunden addieren. Es ist daher möglich, dass Überschreitungen oder Unterschreitungen der 24-Stunden-Grenze

vorkommen. In Studien zur Zeitverwendung wird daher gerne in primäre und sekundäre Aktivitäten unterschieden, um der Tatsache Rechnung zu tragen, dass manche Tätigkeiten simultan erfolgen können (bspw. Hüten der Kinder und Hausarbeit). Die primären Aktivitäten sollten sich dann auf 24 Stunden addieren. Auf eine derart ausführliche Erhebung wurde im SOEP leider verzichtet.

Um die Robustheit der Schätzergebnisse zu überprüfen, wurden alle Schätzungen auch mit normierten Zeitverwendungsvariablen durchgeführt, die eine exakte Ausschöpfung des Zeitbudgets erzwingen. Da sich die Ergebnisse qualitativ nicht unterscheiden, berichten wir im Folgenden die Ergebnisse auf Basis der nicht-normierten Zeiten.

Addiert man die einzelnen Zeitverwendungen und die Angaben zum Schlaf auf, erhält man die Gesamtzeit. Diese ist im Durchschnitt etwas geringer als 24 Stunden. Während Frauen auf 23 Stunden kommen, liegt dieser Wert bei Männern mit 21 Stunden deutlich niedriger. Es gibt sowohl deutliche Überschreitungen des 24-Stunden-Limits als auch erhebliche Unterschreitungen. Das Zeitbudget wird durch Kinderbetreuung besonders belastet, denn je mehr für Kinderbetreuung aufgewendet wird, desto eher wird das Zeitbudget überschritten. Dies ist bei den anderen Aktivitäten in geringerem Maße der Fall. Zwischen „Gesamtzeit“ und Arbeitszeit besteht sogar ein leicht negativer Zusammenhang. Dies deutet daraufhin, dass Kinderbetreuung häufig mit anderen Aktivitäten verbunden wird oder es durch Kinderbetreuung am ehesten zu zeitlichen Engpässen kommt.

Alleinerziehenden und Paarfamilien, sowie Männer und Frauen unterscheiden sich teilweise deutlich in der Art ihrer Zeitverwendung, wie aus den folgenden Tabellen hervorgeht. Wir besprechen die drei Kategorien der Zeitverwendung (Kinderbetreuung, Hausarbeit, Freizeit) nacheinander und beginnen jeweils mit Alleinerziehenden, bevor wir die Ergebnisse für Paarfamilien beschreiben.

4.2.1 Kinderbetreuung

Alleinerziehende Väter verwenden deutlich weniger Zeit für die Betreuung von Kindern als alleinerziehende Mütter. Trotz der kleinen Fallzahlen sind die Unterschiede statistisch signifikant. Die Unterschiede zwischen alleinerziehenden Vätern und Müttern können jedoch durch andere Faktoren bestimmt sein. So kann der Betreuungsumfang von der Kinderzahl abhängen oder auch vom Umfang der Erwerbstätigkeit des oder der Alleinerziehenden. Eine weitere Untergliederung nach Kinderzahl getrennt nach Männern und Frauen ist leider an dieser Stelle aufgrund der geringen Fallzahlen nicht sinnvoll. Daher werden im Folgenden alle Alleinerziehenden zusammen betrachtet.

Tabelle 28: Kinderbetreuung von Alleinerziehenden

Kinderbetreuung in Stunden - Alleinerziehende			
mindestens ein Kind unter 18 Jahren			
Männer	Mittelwert	Standardabweichung	Fallzahl
Werktag	2,46	3,67	23
Samstag	4,43	5,61	23
Sonntag	4,35	5,72	23
Woche	21,06	28,69	23
Frauen			
Werktag	6,01	5,70	326
Samstag	8,64	7,43	326
Sonntag	8,74	7,45	326
Woche	47,45	41,10	326

Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009

Tabelle 29: Kinderbetreuung von Alleinerziehenden nach Kinderzahl

Kinderbetreuung in Stunden			
Werktage	Mittelwert	Standardabweichung	Fallzahl
Singles	0,08	0,6523	3127
Kinder unter 18			
1	5,44	5,3467	237
2	6,64	6,2679	86
3	4,97	4,1964	20
4 und mehr	10,39	8,0071	6
Gesamt	0,57	2,3901	3476
Woche			
Singles	0,77	5,0052	3127
Kinder unter 18			
1	43,75	39,7640	237
2	51,46	43,3461	86
3	36,79	30,6529	20
4 und mehr	77,67	52,6372	6
Gesamt	4,64	18,0694	3476

Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009

Der Zusammenhang zwischen Kinderzahl und Betreuungszeit weist keine klare Struktur auf. Dass mit drei Kindern eine geringere Betreuungszeit verbunden ist als mit zwei Kindern ist unplausibel und kann durch die geringe Fallzahl erklärt werden.

Bei Paarfamilien ist das Bild deutlich klarer aufgrund der höheren Fallzahlen. Hier differenzieren wir nach Männern und Frauen, um die unterschiedliche Beteiligung deutlich zu machen. Es zeigt sich, dass die Betreuungszeit, die in der Familie aufgewendet wird mit der Kinderzahl steigt. Sie liegt auch in Paarfamilien – vornehmlich bedingt durch die Beteiligung der Väter – höher als in Familien von Alleinerziehenden. Das Ausmaß der Beteiligung der Männer an der Kinderbetreuung ist zwar erheblich, doch klafft nach wie vor eine beträchtliche Lücke zur Beteiligung der Frauen.

Tabelle 30: Kinderbetreuung von Paarfamilien nach Kinderzahl

pro Werktag				
Männer		Mittelwert	Standardabweichung	Fallzahl
ohne Kinder		0,08	0,4735	3865
Kinder unter 18				
	1	1,61	2,3185	815
	2	1,96	2,9352	716
	3	1,89	1,7093	167
	4 und mehr	3,17	2,8652	34
Frauen				
ohne Kinder		0,22	0,9736	3865
Kinder unter 18				
	1	5,63	6,1959	815
	2	6,90	5,9015	715
	3	8,36	6,3238	166
	4 und mehr	8,48	5,2749	34
pro Woche				
Männer		Mittelwert	Standardabweichung	Fallzahl
ohne Kinder		0,61	3,0506	3865
Kinder unter 18				
	1	15,29	17,3353	815
	2	18,81	20,0553	716
	3	18,56	12,9323	167
	4 und mehr	25,28	17,7151	34
Frauen				
ohne Kinder		1,38	5,9949	3865
Kinder unter 18				
	1	43,01	43,0998	815
	2	51,69	40,8984	715
	3	59,69	43,4282	166
	4 und mehr	61,32	36,0050	34

Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009

4.2.2 Freizeit

Die Freizeit der Alleinerziehenden an Werktagen unterscheidet sich kaum nach der Anzahl der Kinder. Allerdings haben Alleinerziehende deutlich weniger Freizeit als Alleinstehende, denen in etwa doppelt so viel Freizeit an Werktagen zur Verfügung steht. Betrachtet man die Freizeit der gesamten Woche, ergeben sich schon deutlichere Unterschiede je nach Kinderzahl. Am meisten Zeit für Hobbies unter den Alleinerziehenden verwenden jene mit genau drei Kindern. Sind vier oder mehr Kinder vorhanden, ergeben sich ca. 3 Stunden weniger in der Woche.

Tabelle 31: Freizeit von Alleinerziehenden nach Kinderzahl

Freizeit (Hobbies) in Stunden				
Werktag		Mittelwert	Standardabweichung	Fallzahl
Singles		2,58	2,37	3124
Kinder unter 18	1	1,23	1,49	237
	2	1,25	1,45	86
	3	1,45	1,48	20
	4 und mehr	1,35	0,84	6
Gesamt		2,47	2,34	3473
Woche		Mittelwert	Standardabweichung	Fallzahl
Singles		20,04	16,6454	3121
Kinder unter 18	1	10,96	10,8417	236
	2	11,55	11,5917	86
	3	12,80	10,3659	20
	4 und mehr	9,75	6,0221	6
Gesamt		19,29	16,4244	3469

Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009

An Werktagen unterscheidet sich die Freizeit der Männer und Frauen in Paarfamilien nur wenig von der der Alleinerziehenden, lediglich Frauen mit vier oder mehr Kindern verwenden deutlich weniger Zeit für Hobbies (unter einer Stunde). Paare ohne Kinder haben geringfügig weniger Freizeit als Alleinstehende. Eine eindeutige Unterscheidung zwischen Frauen und Männern in Paarfamilien kann an Werktagen nicht getroffen werden. Je nach Kinderzahl verwendet entweder der Mann, oder die Frau etwas mehr Zeit für Hobbies.

In der gesamten Woche steht den Frauen in Paaren ca. eine Stunde weniger an Freizeit zur Verfügung. Auch hier gibt es nur geringe Unterschiede zu den Alleinerziehenden.

Tabelle 32: Freizeit von Paarfamilien nach Kinderzahl an Werktagen und in der gesamten Woche

Hobbies in Stunden - Werktag				
Männer		Mittelwert	Standardabweichung	Fallzahl
Paare ohne Kinder		2,35	2,30	3862
Kinder unter 18				
	1	1,44	1,76	814
	2	1,42	1,61	712
	3	1,44	1,52	167
	4 und mehr	1,10	0,93	34
Gesamt		2,06	2,17	5589
Frauen				
Paare ohne Kinder		2,18	2,00	3863
Kinder unter 18				
	1	1,46	1,45	815
	2	1,26	1,11	715
	3	1,51	1,35	167
	4 und mehr	0,94	0,92	34
Gesamt		1,93	1,85	5594
Hobbies in Stunden - Woche				
Männer		Mittelwert	Standardabweichung	Fallzahl
Paare ohne Kinder		18,06	16,08	3857
Kinder unter 18				
	1	12,69	12,35	814
	2	12,51	11,47	712
	3	11,83	10,28	167
	4 und mehr	9,96	6,81	34
Gesamt		16,32	15,08	5584
Frauen				
Paare ohne Kinder		16,90	14,30	3860
Kinder unter 18				
	1	12,23	10,65	815
	2	10,77	8,66	715
	3	12,21	10,23	166
	4 und mehr	8,48	6,57	34
Gesamt		15,24	13,30	5590

Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009

4.2.3 Hausarbeit

Die Zeit, die für Hausarbeit, Besorgungen sowie Reparaturen aufgewendet wird, steigt nur erkennbar mit der Anzahl der Kinder an. Je mehr Kinder, desto mehr Hausarbeit wird zeitlich geleistet. Alleinstehende wenden hier weniger Zeit auf.

Frauen verwenden durchweg mehr Zeit für die Hausarbeit als Männer, ob in Paarhaushalten ohne Kinder oder in Paarfamilien. Dies gilt sowohl an Werktagen, als auch in der gesamten Woche. Am wenigsten Zeit an Werktagen verwenden Männer in Paarfamilien mit zwei oder drei Kindern auf. Während Frauen in Paarfamilien mehr Zeit hierauf verwenden als der Durchschnitt der Alleinerziehenden, so wenden Männer weniger Zeit auf. In der gesamten Woche hingegen ist auch der Wert der Frauen niedriger als der der Alleinerziehenden. Der Anstieg der Stundenzahl – in der gesamten Woche – ist bei Frauen linear, wenn nach Kinderzahl unterschieden wird. Dies gilt nicht für Männer.

Tabelle 33: Hausarbeit von Alleinerziehenden nach Kinderzahl

Hausarbeit in Stunden				
Werktag		Mittelwert	Standardabweichung	Fallzahl
Singles		3,25	2,25	3124
Kinder unter 18	1	3,79	2,51	237
	2	3,93	1,92	86
	3	5,57	4,49	20
	4 und mehr	6,67	2,50	6
Gesamt		3,31	2,28	3473
Woche		Mittelwert	Standardabweichung	Fallzahl
Singles		20,99	12,88	3123
Kinder unter 18	1	25,93	13,91	237
	2	27,11	11,85	86
	3	35,60	20,55	20
	4 und mehr	43,10	15,94	6
Gesamt		21,51	13,09	3472

Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009

Tabelle 34: Hausarbeit von Paarfamilien nach Kinderzahl

Hausarbeit in Stunden - Werktag			
Männer	Mittelwert	Standardabweichung	Fallzahl
Paare ohne Kinder	3,04	2,33	3862
Kinder unter 18			
1	2,11	1,97	812
2	1,87	1,96	714
3	1,95	1,70	167
4 und mehr	2,78	2,34	34
Gesamt	2,72	2,27	5589
Frauen			
Paare ohne Kinder	4,78	2,79	3860
Kinder unter 18			
1	4,17	2,14	811
2	4,86	2,46	716
3	5,50	2,39	166
4 und mehr	5,17	2,64	33
Gesamt	4,72	2,66	5586
Hausarbeit in Stunden - Woche			
Männer	Mittelwert	Standardabweichung	Fallzahl
Paare ohne Kinder	7,58	4,75	3856
Kinder unter 18			
1	7,84	4,70	811
2	8,08	4,55	714
3	7,49	4,10	167
4 und mehr	10,05	5,06	34
Gesamt	7,69	4,71	5582
Frauen			
Paare ohne Kinder	11,46	5,57	3857
Kinder unter 18			
1	11,59	4,92	807
2	12,88	5,54	716
3	14,20	5,54	166
4 und mehr	15,26	5,49	33
Gesamt	11,76	5,52	5579

Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009

4.3 Determinanten der Zeitverwendung

4.3.1 Schätzmodell

Zur Untersuchung der Determinanten der Zeitverwendung unterstellen wir ein sequentielles Entscheidungsmodell, bei dem zunächst entschieden wird, wie die verfügbare Zeit aufgeteilt wird auf Erwerbszeit und Nicht-Erwerbszeit. Außerdem wird auch die Entscheidung über die externe Kinderbetreuung als vorgelagert betrachtet.

Auf der zweiten Stufe erfolgt dann eine Aufteilung der Nicht-Erwerbszeit auf mehrere nicht-marktliche Zeitverwendungen. Hierbei unterscheiden wir die folgenden Aktivitäten:

- Kinderbetreuung
- Hobbies / Freizeit (im folgenden „Freizeit“)
- Hausarbeit, Einkaufen, Reparieren (im folgenden „Hausarbeit“)

Im Gegensatz zur Erwerbstätigkeit besteht hier kein Grund, ein multinomiales Modell zu verwenden. So zeigt die Verteilung der Zeiten einen ziemlich glatten Verlauf, wobei es eine Häufung bei null Stunden gibt. Durch die Vorgabe einer ganzzahligen Angabe haben wir es mit einer Intervallskalierung zu tun, die bei Null zensiert ist, jedoch sollte dies empirisch kaum eine Rolle spielen.

Wir schätzen ein Regressions-Modell für Betreuungszeit, Freizeit und Hausarbeit (SUR Seemingly Unrelated Regression). Zur Prüfung der Robustheit werden die Schätzungen wiederholt mit einer Normierung der Stundenangaben für jede Kategorie j der Zeitverwendung.

$$H_{norm(j)} = H(j) * 24 / \sum H(j)$$

Diese Normierung bewirkt eine Skalierung der einzelnen Zeitverwendungen derart, dass die Summe immer 24 Stunden pro Tag ergibt. Hierdurch entstehen reelle Zahlen, so dass nur noch eine lineare Regression (bzw. ein Tobit) geschätzt werden kann.

Alle Schätzungen erfolgen – wie gewohnt – getrennt nach Alleinerziehenden und Paarhaushalten. Zentrale erklärende Variable sind die Arbeitszeiten, das Einkommen, die Zahl der Kinder nach Altersgruppen, externe Betreuungsarrangements des jüngsten Kindes und Schultyp, sowie weitere Indikatoren.

Die Regressionsergebnisse zeigen für sich genommen hochinteressante Zusammenhänge auf und werden im Folgenden besprochen. Zuerst berichten wir über die Ergebnisse zu den Betreuungszeiten, danach zur Freizeit und abschließend zur Hausarbeit. Anschließend werden auf der Basis dieser Regressionsanalysen die Auswirkungen der familien- und ehebezogenen Leistungen bestimmt.

4.3.2 Kinderbetreuung

Zuerst untersuchen wir den Einfluss der Erwerbstätigkeit auf die Zeit, die in der Familie für die Betreuung von Kindern aufgewendet wird (kurz „Betreuungszeit“). Diese ist zu unterscheiden von der Zeit, die Kinder von Dritten betreut werden (bspw. von Verwandten oder von Einrichtungen). Dies ist bei der Interpretation unbedingt zu berücksichtigen. So bedeutet eine Verminderung der Betreuungszeit in der Familie nicht, dass die Kinder weniger betreut werden, sofern die elterliche Betreuung durch Dritte übernommen wird.

Da die Erwerbstätigkeit als diskrete Variable modelliert wird, wird in der Regressionsanalyse für jede Stundenkategorie ein Dummy verwendet. Als Basiskategorie wird die

Nichterwerbstätigkeit verwendet. Die Koeffizienten der Arbeitszeitkategorien sind demnach immer relativ zur Basiskategorie Nichterwerbstätigkeit zu interpretieren.

Die Regressionsanalysen zeigen, dass durch eine Ausweitung der Erwerbstätigkeit die Betreuungszeit in der Familie tendenziell vermindert wird. Es finden sich jedoch große Unterschiede nach Geschlecht und nach Haushaltstyp. Zudem finden wir starke Substitutionsbeziehungen. Die Höhe des Einkommens spielt eine untergeordnete Rolle.

Der Rückgang der Betreuungszeit bei Aufnahme eines Minijobs (10 Stunden pro Woche) in **Alleinerziehenden-Haushalten** beträgt rund 4 Stunden und ist hoch signifikant (Tabelle 35) Hingegen weisen alleinerziehende Eltern mit Teilzeitbeschäftigung von 20 bis 30 Stunden eine Betreuungszeit auf, die der von Nichterwerbstätige entspricht. Bei Vollzeitbeschäftigung ist der Effekt negativ (-2,57 Stunden) und signifikant, jedoch wesentlich geringer als bei einem Minijob. Diese Zusammenhänge lassen sich durch Selektionsprozesse erklären. Die Höhe des Einkommens spielt keine nennenswerte Rolle.

Tabelle 35: Kinderbetreuung von Alleinerziehenden - Regressionsergebnisse

Kinderbetreuung – Alleinerziehende		
Kinderbetreuung	Werktag	Wochenende
10 Std,	-3,924***	-9,707***
20 Std,	-0,431	3,333
30 Std,	-0,272	3,831
40 Std,	-2,574**	-0,629
50 Std,	-1,265	5,408
HH-Einkommen	0,000	-0,00280*
Kinder unter 3	0,393	2,467
Kinder 4-6	-2,467**	-3,858
jüngstes in Kita	-1,246	-4,248
Stunden pro Tag	0,249	2,351***
weitere Betreuung	-1,081*	-1,840
Grundschule	-4,802***	-5,037
weiterführende Schule	-6,739***	-10,86***
sonstige Schule	-8,379***	-12,48*
Ganztagsschule	1,001	5,387**
Konstante	12,09***	24,16***
N	287	287
R ²	0,249	0,331

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009

Die stärksten Reaktionen finden sich in der Betreuungszeit von Frauen in **Paarfamilien** (Tabelle 36). Verheiratete Mütter reduzieren ihre werktägliche Betreuungszeit um etwa 3,2 Stunden bei Vollzeitbeschäftigung (im Vergleich zu Nichterwerbstätigkeit). Dieser Rückgang der Betreuungszeit wird durch die gleichzeitige Erhöhung der Betreuungsleistung durch den Partner zu einem kleinen Teil wieder ausgeglichen, denn in diesem Fall liegt die Betreuungszeit des Mannes 0,66 Stunden pro Tag höher. Saldiert man die beiden Größen ergibt sich bei Vollzeittätigkeit der Mutter nur eine Minderung der Betreuungszeit in der Familie um 2 ½ Stunden. Betrachtet man den umgekehrten Fall,

nämlich die Vollzeitwerbstätigkeit des Mannes, dann zeigt sich folgendes Bild: vollzeiterwerbstätige Männer leisten eine gut 2 Stunden geringere Betreuungstätigkeit; im Gegenzug kümmern sich die Frauen eine Stunde mehr um die Kinder. Per Saldo liegt die Betreuungszeit dann nur 1 Stunde niedriger als bei einer Nichterwerbstätigkeit des Mannes.

Die Zahl der Kinder unter 3 hat einen erheblichen Einfluss auf den Betreuungsaufwand der Mutter, während bedingt auf das Vorhandensein von Kindern die 3 bis 6-Jährigen keinen signifikanten Einfluss zeigen. Es zeigt sich auch, dass die externen Betreuungs- und Schularrangements einen deutlich entlastenden Einfluss haben.

Tabelle 36: Kinderbetreuung von Paarfamilien - Regressionsergebnisse

Kinderbetreuung - Paarfamilien				
Kinderbetreuung	Werktag		Wochenende	
	Frau	Mann	Frau	Mann
10 Std, Mann	-1,314	-0,337	-2,057	-0,079
20 Std, Mann	0,948	-0,877	0,849	-3,109
30 Std, Mann	0,394	-1,352***	-0,736	-0,051
40 Std, Mann	1,048**	-2,147***	0,483	-0,331
50 Std, Mann	1,589***	-2,599***	2,364**	-0,513
10 Std, Frau	-0,657*	-0,110	-0,535	-0,548
20 Std, Frau	-1,222***	-0,018	-0,850	-0,839
30 Std, Frau	-1,964***	0,294	-1,186	1,227*
40 Std, Frau	-3,163***	0,665***	-2,373**	0,771
50 Std, Frau	-2,862***	-0,258	-1,868	-3,249***
HH-Einkommen	-0,00035***	-0,00012**	-0,00060**	0,000
Kinder unter 3	2,006***	0,206	5,343***	2,300***
Kinder 4-6	0,431	-0,219	1,626*	1,560***
jüngstes in Kita	1,475*	-0,025	2,386	-1,514
Stunden pro Tag	-0,626***	-0,056	0,199	0,509***
weitere Betreuung	-0,453	0,343**	-0,404	1,753***
Grundschule	-1,745***	-0,855***	1,685	0,300
weiterführende Schule	-5,081***	-1,403***	-7,746***	-3,515***
sonstige Schule	-4,326***	0,035	-8,176***	-1,513
Ganztagsschule	-0,492	-0,040	0,150	0,541
Konstante	9,810***	4,682***	17,67***	7,907***
N	1.515	1.516	1.515	1.516
R ²	0,316	0,201	0,232	0,182

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009

Bei gleicher Arbeitszeit vermindert ein höheres Einkommen die Betreuungsleistung signifikant (an Wochentagen). Eine Erhöhung des monatlichen Einkommens um 1.000 Euro bewirkt einen Rückgang der wochentäglichen Betreuungszeit der Frau um 0,346 Stunden und des Mannes um 0,12 Stunden, insgesamt also eine halbe Stunde. Dieser negative Effekt des Einkommens lässt sich durch eine einkommens-bedingte Zunahme von externen Betreuungsleistungen erklären. Es finden sich also Einkommenseffekte, die aber relativ schwach sind. Folglich können auch Transferleistungen über den direkten Einkommenseffekt keine starke Wirkung auf die Zeitgestaltung nehmen. Der zweite Kanal, über den Transferleistungen die Zeitverwendung (hier die Betreuungszeit) be-

einflussen können, ist die Arbeitszeit. Leistungen, die zu einer Ausweitung der Erwerbstätigkeit führen, vermindern somit die Betreuungszeit.

Dies zeigt sich auch in den Simulationen der Effekte der familienbezogenen Leistungen. Der Effekt auf die Zeitverwendung – hier die Betreuungsleistung – ist gering. Den größten Einfluss unter den familien- und ehelichen Leistungen hat das Kindergeld.

Weitere Regressionen zeigen, dass eine zusätzliche Person über 16 (Kind oder dritter Erwachsener) den Betreuungsaufwand der Mutter um 2 Stunden vermindert, aber gleichzeitig deutlich den Aufwand der Mutter für die Hausarbeit erhöht.

Effekte der ehe- und familienbezogenen Leistungen

Wir simulieren die Effekte von ausgewählten ehe- und familienbezogenen Leistungen auf die Betreuungszeit aufbauend auf die oben geschilderte Regressionsanalyse. Hierbei ist zu beachten, dass eine Wirkung nur über eine Änderung des Arbeitsverhaltens und des Einkommens erfolgt. Eine Simulation ist daher nur sinnvoll für Leistungen, die eine bedeutsame Wirkung auf das Arbeitsangebot oder das Haushaltseinkommen entfalten. Wir konzentrieren uns daher auf die fiskalisch „großen“ Leistungen.

Tabelle 37: Effekte ausgewählter Leistungen für Betreuungszeit von Paarfamilien (Veränderung der Betreuungszeit in Stunden)

Leistung	gesamte Arbeitswoche			gesamtes Wochenende		
	Mann	Frau	Paar	Mann	Frau	Paar
Kindergeld	-0,26	-0,41	-0,67	-0,03	-0,16	-0,20
KiZ	-0,00	0,00	0,00	-0,00	-0,00	-0,00
Splitting	-0,24	-0,01	-0,24	-0,04	-0,06	-0,09
Mitversicherung	-0,00	0,00	-0,00	-0,00	0,00	0,00
Kindbez. ALG2	0,06	-0,05	0,01	0,00	-0,02	-0,02

Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009

Es zeigt sich, dass die familien- und ehe-bezogenen Leistungen nur eine begrenzte Wirkung auf die Betreuungsleistungen in der Familie entfalten. Zum einen liegt das daran, dass die Betreuungsleistung nur schwach vom Einkommen abhängt. Betrachtet man das Kindergeld (Größenordnung für die gesamte Familie im Schnitt unter 500 Euro), so wird anhand der obigen Regressionsergebnisse klar, dass hier kein großer Effekt zu erwarten ist. Zum anderen sind die Effekte der Transferleistungen auf das Arbeitsangebot quantitativ gering. Zwar wirkt sich eine Änderung der Arbeitszeit erheblich auf die übrigen Zeitverwendungen aus, doch ist eben die induzierte Änderung der Arbeitszeit recht gering.

Der Einfluss des Kindergelds auf die Betreuungszeit beträgt auf die gesamte Arbeitswoche gerechnet nur 0,67 Stunden. Die anderen Leistungen haben noch geringere Wirkungen. Auch bei Alleinerziehenden finden sich kaum Auswirkungen der familienpolitischen Leistungen auf die Zeitverwendung. Hier wurden die Leistungen, die sich an Verheiratete richten weggelassen.

Tabelle 38: Effekte ausgewählter Leistungen für die Betreuungszeit von Alleinerziehenden (Veränderung der Betreuungszeit in Stunden)

	gesamte Arbeitswoche	gesamtes Wochenende
Leistung		
Kindergeld	-0,07	-0,10
KiZ	-0,02	-0,04
Kindbez. ALG2	-0,02	-0,03

Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009

Um zu überprüfen, ob es in unterschiedlichen Gruppen abweichende Effekte geben könnte, wurden die Analysen für Einkommensquartile (für Paarfamilien) wiederholt. Hierbei zeigt sich das erwartete Ergebnis, dass im untersten Quartil ein besonders geringer Effekt auftritt (-0,39). Dies liegt an der Anrechnung des Kindergelds in der Grundsicherung. In den drei oberen Einkommensquartilen zeigt sich ein einheitliches Bild. Der Effekt der Transferleistungen ist einheitlich und nur geringfügig höher als in der Gesamtbetrachtung. Im zweiten Quartil beträgt der Effekt beim Kindergeld -0,69, im dritten Quartil -0,72 und im vierten Quartil -0,77.

4.3.3 Freizeit

Wir wenden uns nun der Analyse von möglichen Determinanten der Freizeit zu. Als wesentliches Ergebnis lässt sich feststellen, dass – wenig überraschend – eine Ausweitung der Erwerbstätigkeit ebenfalls zu Lasten der Freizeit geht. Hierbei liegt die Größenordnung aber nur bei etwa einer halben Stunde pro Tag und damit deutlich unter dem, was wir zuvor bei der Kinderbetreuung festgestellt haben. Auch hier spielt Einkommen nur eine untergeordnete Rolle. Männer und Frauen unterscheiden sich nicht nennenswert hinsichtlich des Umfangs der reinen Freizeit. Der Hauptunterschied besteht hier zwischen Kinderlosen und Familien, wie bereits aus den deskriptiven Statistiken klar wird. Erwerbstätigkeit geht nicht nur während der Woche zu Lasten der Freizeit, sondern auch am Wochenende.

Tabelle 39: Freizeit von Alleinerziehenden - Regressionsergebnisse

Hobbies - Alleinerziehende		
Hobbies	Werktag	Wochenende
10 Std,	-0,121	-0,536
20 Std,	-0,877***	-2,903***
30 Std,	-0,653**	-2,203**
40 Std,	-0,329	-1,594
50 Std,	-0,709*	-2,819*
HH-Einkommen	0,000	0,000
Kinder unter 3	-0,010	-0,176
Kinder 4-6	0,606**	-0,344
jüngstes in Kita	-0,418	-2,174
Stunden pro Tag	-0,012	0,618**
weitere Betreuung	0,406**	0,607
Grundschule	0,938**	3,392**
weiterführende Schule	0,823*	3,125**
sonstige Schule	1,794**	2,035
Ganztagsschule	-0,397	-1,758*
Konstante	1,433***	3,770**
N	287	287
R ²	0,181	0,096
*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1		

Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009

Die eigene Erwerbstätigkeit ist durchweg mit einem deutlich geringeren Freizeitumfang der Frauen in Paarfamilien verbunden, sowohl werktags als auch am Wochenende. Dies deckt sich mit den Ergebnissen für Alleinerziehende. Für Männer gilt dies jedoch nur für Werkstage. Eine Erwerbstätigkeit des Mannes geht mit einer geringeren Freizeit der Frau einher, die positiven Koeffizienten sind hier nicht signifikant. Männer, deren Frauen erwerbstätig sind, haben geringfügig mehr Freizeit. Allerdings ist dies, wenn überhaupt, nur auf dem 10%-Niveau signifikant. Auch dies gilt sowohl für Werkstage als auch für Wochenenden. Lediglich die 10-Stunden-Kategorie der Frau ist an Wochenenden mit einem deutlicheren positiven Effekt auffällig (0,685**).

Das Haushaltseinkommen scheint auch hier nur eine untergeordnete Rolle zu spielen.

Tabelle 40: Freizeit von Paarfamilien - Regressionsergebnisse

Hobbies - Paarfamilien				
	Werktag		Wochenende	
Hobbies	Frau	Mann	Frau	Mann
10 Std, Mann	0,755***	-0,438	0,125	0,074
20 Std, Mann	-0,872***	-1,706***	-2,260**	-2,121*
30 Std, Mann	0,137	-0,372	-0,923	0,341
40 Std, Mann	-0,254**	-1,734***	-0,597*	-1,531***
50 Std, Mann	-0,344***	-1,846***	-0,401	-1,961***
10 Std, Frau	-0,078	0,235*	-0,635**	0,685**
20 Std, Frau	-0,333***	0,240*	-0,945***	0,661*
30 Std, Frau	-0,517***	0,162	-1,033***	0,106
40 Std, Frau	-0,704***	-0,157	-1,643***	0,070
50 Std, Frau	-0,918***	-0,041	-1,513**	-0,557
HH-Einkommen	0,000	0,000	0,000426***	0,000
Kinder unter 3	-0,297***	-0,127	-1,094***	-0,926**
Kinder 4-6	-0,126	-0,053	-0,522*	-0,462
jüngstes in Kita	-0,471**	0,344	-1,801***	0,873
Stunden pro Tag	0,030	-0,122***	0,202*	-0,374***
weitere Betreuung	0,035	0,007	-0,011	-0,429
Grundschule	-0,323**	-0,583***	-0,668	-1,792***
weiterführende Schule	0,097	-0,367*	0,159	-0,953
sonstige Schule	-0,313	0,032	-1,247	-1,838*
Ganztagsschule	0,244**	-0,147	1,490***	-0,267
Konstante	2,079***	3,393***	5,243***	8,104***
N	1.515	1.512	1.514	1.515
R ²	0,101	0,160	0,070	0,051

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009

4.3.4 Hausarbeit

Wenden wir uns der Analyse der Hausarbeit zu und betrachten zunächst wieder Alleinerziehende. Es zeigt sich, dass die Erwerbstätigkeit stets einen signifikanten Einfluss auf die Hausarbeit an Werktagen besitzt. An Wochenenden hingegen finden sich diesbezüglich keine signifikanten Ergebnisse. Am deutlichsten ist der Effekt einer Erwerbstätigkeit von 10 Stunden. Eine höhere Stundenzahl vermindert aber nicht mehr den Umfang der Hausarbeit. Entscheidend ist anscheinend die Frage, ob die oder der Alleinerziehende überhaupt erwerbstätig ist. Das Haushaltseinkommen hat keinerlei Einfluss und ist wiederum insignifikant.

Betrachten wir Paarfamilien dann zeigt sich ein anderes Bild. Je umfangreicher die Arbeitszeit, desto weniger Zeit wird für die Hausarbeit eingesetzt. Die Regressionen zeigen eindeutig, dass Frauen und Männer eine berufliche Mehrbelastung sehr stark durch eine Verminderung der wochentäglichen Hausarbeit kompensieren. Die Redukti-

on der Hausarbeit beträgt pro Wochentag ca. 2,7 Stunden bei Vollzeitbeschäftigung (40 Std.) der Frau im Vergleich zu Nichterwerbstätigkeit. Bei vollzeitbeschäftigten Männern ist die Minderung mit 2,3 Stunden ähnlich hoch. Je umfangreicher die Erwerbstätigkeit der Frau, desto mehr trägt der Mann zur Hausarbeit bei und zwar sowohl an Werktagen als auch am Wochenende. Ist die Frau vollbeschäftigt, dann leistet der Mann an einem Werktag im Schnitt eine Stunde mehr Hausarbeit; am Wochenende eine gute viertel Stunde. Männer reagieren demnach nicht nur auf die eigene Erwerbstätigkeit, sondern auch auf eine Beschäftigung der Frau.

Tabelle 41: Hausarbeit von Alleinerziehenden - Regressionsergebnisse

Hausarbeit, Besorgungen, Reparaturen – Alleinerziehende		
Hausarbeit, Besorgungen, Reparaturen	Werktag	Wochenende
10 Std,	-2,603***	-1,566*
20 Std,	-1,842***	-0,662
30 Std,	-1,701***	1,133
40 Std,	-2,071***	0,063
50 Std,	-2,221***	1,447
HH-Einkommen	0,000	0,001
Kinder unter 3	-0,848	-0,519
Kinder 4-6	0,558	-0,876
jüngstes in Kita	-0,176	-0,940
Stunden pro Tag	-0,314**	-0,057
weitere Betreuung	-0,628**	-0,869*
Grundschule	-1,620**	-1,086
weiterführende Schule	-2,429***	-2,983***
sonstige Schule	-3,035**	-1,686
Ganztagsschule	0,171	-0,274
Konstante	7,131***	8,683***
N	287	287
R ²	0,268	0,098
*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1		

Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009

Die Erwerbstätigkeit des männlichen Partners hat keinen signifikanten Einfluss auf die Hausarbeit der Frau. An Wochenenden finden sich für Männer keine signifikanten Effekte der Erwerbstätigkeit auf die Hausarbeit, weder der eigenen, noch der der Partnerin.

Das Haushaltseinkommen besitzt auch hier nur einen geringen negativen Effekt auf die Hausarbeit. Erhöht sich das Einkommen (bei gleichem Erwerbsumfang) um tausend Euro, dann sinkt bspw. die Hausarbeit der Frau um 0,09 Stunden (knappe fünf Minuten) an einem Werktag. Fasst man alle Effekte des Einkommens für beide Partner an allen 7 Tagen der Woche zusammen, dann ergibt sich eine Reduktion der Hausarbeit um eine Stunde pro Woche. Ein höheres Einkommen führt demnach nur in geringem Maße dazu, dass eigene (unbezahlte) Hausarbeit durch bezahlte fremde Hausarbeit ersetzt wird.

Tabelle 42: Hausarbeit von Paarfamilien - Regressionsergebnisse

Hausarbeit, Besorgungen, Reparaturen - Paarfamilien					
		Werktag		Wochenende	
Hausarbeit, Reparaturen	Besorgungen,	Frau	Mann	Frau	Mann
10 Std, Mann		-0,403	-1,731***	-1,272	-1,334
20 Std, Mann		-0,047	-2,003***	-0,530	-1,277
30 Std, Mann		-0,145	-2,012***	-2,036***	-0,795
40 Std, Mann		0,244	-2,345***	-0,529	0,559*
50 Std, Mann		0,657***	-2,642***	0,050	0,394
10 Std, Frau		-0,688***	0,366***	-1,160***	-0,446
20 Std, Frau		-1,595***	0,147	-0,730**	-0,156
30 Std, Frau		-2,156***	0,685***	-0,490	-0,346
40 Std, Frau		-2,666***	0,981***	-0,227	0,803**
50 Std, Frau		-3,083***	0,587**	-1,856***	-0,848
HH-Einkommen		-0,0000927*	-0,000203***	0,000213**	0,000
Kinder unter 3		-0,128	-0,126	1,311***	0,683**
Kinder 4-6		0,201	-0,033	0,526*	1,193***
jüngstes in Kita		0,050	0,761***	0,701	1,231**
Stunden pro Tag		-0,044	-0,143***	0,160	-0,013
weitere Betreuung		0,023	-0,217**	-0,646***	-0,114
Grundschule		0,719***	-0,501**	2,205***	1,311***
weiterführende Schule		1,165***	0,043	2,323***	1,450***
sonstige Schule		0,284	-0,022	1,347	1,110
Ganztagsschule		-0,312	-0,096	0,268	-0,267
Konstante		5,357***	4,659***	6,028***	3,776***
N		1.513	1.513	1.513	1.514
R ²		0,228	0,249	0,061	0,058

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Quelle: eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009

Auch für die Hausarbeit wurde der Effekt wichtiger familien- und ehebezogener Leistungen ermittelt. Auf eine Darstellung kann jedoch verzichtet werden, da diese Effekte nochmals deutlich kleiner ausfallen als bei der Kinderbetreuung. Familiäre Arbeitsteilung und Zeitallokation scheinen nur in geringem Maße von Transferleistungen über die Wirkungskanäle „Einkommen“ und „Arbeitszeit“ beeinflusst zu werden.

4.4 Fazit zur Zeitverwendung

Es findet eine starke Substitution zwischen den verschiedenen Arten der Zeitverwendung (vor allem zwischen Arbeitszeit, Hausarbeit und Kinderbetreuung) statt. Am flexibelsten stimmen Frauen die unterschiedlichen Zeitverwendungen aufeinander ab. Doch auch Männer (in Paarhaushalten) leisten im Durchschnitt einen erheblichen Beitrag zur Vereinbarkeit von Familie und Beruf, gleichwohl ist die Arbeitsteilung noch weit von einer paritätischen Aufteilung entfernt.

Die Erwerbstätigkeit von Müttern ist – zumal in Paarfamilien – mit einer erstaunlich geringen Minderung der elterlichen Betreuungszeit verbunden. So senkt eine vollerwerbstätige Mutter ihre zeitliche Zuwendung bei weitem nicht im Verhältnis eins zu eins, sondern nur im Verhältnis 3 zu 8. Zudem erhöht sich spürbar die Betreuungsleistung des Mannes, so dass bei Vollerwerbstätigkeit der Mutter die elterliche Betreuungszeit per Saldo nur um 2 ½ Stunden geringer ist als bei nichterwerbstätigen Müttern. Um das Zeitbudget einzuhalten, werden andere Tätigkeiten gekürzt, allen voran die Hausarbeit (im weiteren Sinne) und auch in geringerem Maße Freizeit.

Vollerwerbstätige Männer und Frauen leisten deutlich weniger Hausarbeit als Nichterwerbstätige. Bei Paaren gibt es einen klaren negativen Zusammenhang zwischen Umfang der Hausarbeit und Umfang der Erwerbstätigkeit. Interessant ist auch, dass Männer von vollzeiterwerbstätigen Frauen deutlich mehr Hausarbeit als andere Männer leisten und damit zur Vereinbarkeit von Familie und Beruf beitragen.

Die familienpolitischen Leistungen haben nur geringe Wirkungen auf die Zeitverwendung. Dies liegt zum einen daran, dass die Zeitverwendung nur recht schwach vom Einkommen abhängt. Selbst umfangreiche Transferprogramme wie das Kindergeld bewirken auf diesem Weg wenig. Zum anderen ist auch der Einfluss der Transferleistungen auf das Arbeitsangebot – wie schon in der Analyse der Einzelleistungen demonstriert – begrenzt. Selbst große Leistungen wie das Kindergeld verändern bspw. die Betreuungszeit um weniger als 1 Stunde pro Woche. Dieser Befund bleibt auch bei einer Subgruppenanalyse als Ergebnis erhalten. Geldleistungen scheinen keine geeignete Weise zu sein, um auf die Zeitallokation in der Familie Einfluss zu nehmen.

5 Soziale Teilhabe

5.1 Diskussion

Das im vorliegenden Bericht verwendete Mikrosimulationsmodell ermöglicht die Abschätzung der Wirkungen familienpolitischer Leistungen auf materielle Dimensionen der individuellen und familiären Wohlfahrt. Abgebildet werden zu diesem Zeitpunkt Effekte im Hinblick auf die Verfügbarkeit von finanziellen Ressourcen (gemessen durch das Einkommen) und auf die Arbeitsmarktintegration. Die finanzielle Dimension von Wohlfahrt soll erweitert werden, um andere materielle und nicht-materielle Aspekte der sozialen Teilhabe zu diskutieren.

Die Erweiterung des Wohlfahrtsbegriffs hat verschiedene theoretische Ansätze hervorgerufen und führt zu multidimensionalen Konzepten von Armut, Deprivation oder sozialer Exklusion. Es lassen sich die folgenden vier Ansätze unterscheiden:

- i) Lebensstandardansatz (Townsend)
- ii) Ansatz der sozialen Exklusion (Paugam)
- iii) Lebenslagenansatz (Neurath)
- iv) Verwirklichungschancen / Capability (Amartya Sen)

Allen Ansätzen ist gemein, dass zu ihrer empirischen Operationalisierung hohe Anforderungen an die Daten gestellt werden. Bei jedem Ansatz müssen zum einen Einzelmerkmale konstruiert werden und zum anderen muss jeweils ein Index der Gesamtwohlfahrt gebildet werden. Hierbei gibt es einen erheblichen Spielraum, der die Ergebnisse qualitativ beeinflusst. Zudem müssen für jede einzelne Dimensionen Schwellenwerte der Unterversorgung definiert werden.

Das Konstrukt der „sozialen Teilhabe“ wird in der Literatur als multidimensionales Konzept verstanden. Dabei werden u.a. die folgenden Dimensionen benannt:

- i) soziale Netzwerke
- ii) soziale und kulturelle Integration
- iii) politische Integration
- iv) Arbeitsmarktintegration
- v) Wohnsituation
- vi) Gesundheit

Je nach theoretischem Konzept wird den unterschiedlichen Dimensionen eine andere Bedeutung und Wichtigkeit zugewiesen bzw. werden bestimmte Dimension nicht eingeschlossen.

5.1.1 Literaturüberblick

Erste konzeptionelle Überlegungen sollten an der Auswahl eines geeigneten theoretischen Konzepts ansetzen. Hierzu werden verschiedene Ansätze vorgestellt, die in der bisherigen theoretischen Diskussion entwickelt und in der angewandten empirischen Literatur aufgegriffen wurden.

5.1.1.1 Lebensstandardansatz

Der Lebensstandardansatz geht auf Townsend (1979) zurück und wurde in der Folgezeit stetig erweitert und verfeinert. Kennzeichnend für derartige Ansätze ist die postulierte kausale Beziehung zwischen dem Mangel an ökonomischen Ressourcen und Deprivation. Deprivation wird dabei als Unterversorgungslage mit Bezug auf Güter, Dienstleistungen und Aktivitäten verstanden, die als gesellschaftliche Mindeststandards gelten, welche auf fehlende finanzielle Ressourcen zurückzuführen ist. Demnach handelt es sich hierbei um Konzepte relativer Deprivation, da diese die Situation des Einzelnen in Bezug zu einem, in einer Gesellschaft allgemein anerkannten, (minimalen) Lebensstandard setzen (vgl. Groh-Samberg 2009: 45).

Grundsätzlich problematisch ist die Kausalbeziehung zwischen ökonomischen Ressourcen und Deprivation, da diese theoretische Fundierung die Integration anderer Dimensionen als materieller Deprivation verhindert. Nichtmarktlich vermittelte Dimensionen, wie etwa Gesundheit, Bildung, soziale Netzwerke und politische Teilhabe lassen sich im Rahmen dieses Konzeptes nicht oder nur bedingt in die Analyse einbinden.

Townsend (1979) bestimmte die zur Erreichung eines gewöhnlichen Lebensstandards notwendigen Güter und Aktivitäten aus einer umfassenden Liste von Positionen anhand der Verbreitung und Verfügbarkeit sowie deren statistische Beziehungen zum Einkommen. Er versuchte den Schwellenwert für Deprivation anhand des zur Erreichung des gesellschaftlichen Mindeststandards erforderlichen minimalen Einkommens zu bestimmen.

Der hierbei verwendete Ungleichheitstheoretische Ansatz wurde durch Mack und Lansley (1985) kritisiert und weiterentwickelt. Anstelle der Analyse von Verteilungsungleichheiten setzen sie eine konsensuale Definition des gesellschaftlichen Mindeststandards indem dieser direkt durch ein entsprechendes Erhebungsinstrument erfragt wird. Der normative Bezugsrahmen wird damit direkt durch die Befragten erfasst. Als Mindeststandard gilt demnach ein Gut, eine Dienstleistung oder eine Aktivität, die die absolute Mehrheit der Befragten für unabdingbar erklärt. Weiterhin implementierten sie ein Verfahren zur Präferenzkontrolle, mit welchem diese zumindest in dem Maße kontrolliert werden, als das bei einem Fehlen eines Gutes oder einer Aktivität erfragt wird, ob hier-

für finanzielle Gründe ursächlich sind. Allerdings wird hiermit implizit die Annahme getroffen, dass die Befragten unterscheiden können, ob ein bestimmtes Gut aufgrund eines Mangels von ökonomischen Ressourcen fehlt oder ob das Fehlen Ausdruck einer Konsumpräferenz ist – Ressourcen also durch eine Konsumententscheidung gebunden werden und nicht mehr für andere Güter des Mindeststandards verfügbar sind. Derartige Fragebatterien finden sich im „Sozio-ökonomischen Panel“ und mit einem größeren Umfang im IAB „Panel Arbeitsmarkt und soziale Sicherung“. Eine Person wird als „arm“ betrachtet, wenn sie über drei oder mehr Güter oder Aktivitäten aus finanziellen Gründen nicht verfügen kann. Nach Halleröd (1994, 1995) kann dieses Armutsmaß als majority-necessity-index bezeichnet werden.

Mack und Lansley (1985) schließen aus ihren Ergebnissen auf kollektive Normvorstellungen. Die Kritik, dass diese mit den objektiven Versorgungslagen variieren können, berücksichtigen sie in ihrem empirischen Konzept nicht, obgleich sie auch von ihnen geäußert wird. Weiterhin beachtet die konsensuale Definition nicht, dass Auffassungen über einen Mindeststandard mit der vertikalen Verortung eines Individuums in der Gesellschaft variieren, womit der sozial definierte Mindestbedarf systematisch verzerrt wäre. Dieses Problem wird auch von Amartya Sen (1985: 29) thematisiert. Angehörige unterer sozialer Schichten könnten ihre Erwartungen und Normvorstellungen entsprechend der gegebenen materiellen Versorgung anpassen. Die empirische Evidenz zu dieser Frage ist allerdings unklar. Zudem verzichten Personen auf einige „notwendige“ Güter und Aktivitäten aus finanziellen Gründen, während sie zugleich über andere Güter verfügen, die nicht dem Mindeststandard zugerechnet werden.

Aus einer kritischen Auseinandersetzung mit den Arbeiten von Townsend (1979) sowie Mack und Lansley (1985) entwickelten Halleröd (1994, 1995) und Muffels (1993) einen weiteren Ansatz, der den genannten Kritikpunkten Rechnung tragen sollte. Zentral für diesen Ansatz ist, dass das Vorhandensein eines nicht als notwendig erachteten Gutes das Fehlen eines notwendigen ausgleichen könnte. Aufgrund dessen werden in den proportionalen Deprivationsindex Informationen zu allen Gütern und Aktivitäten einbezogen und entsprechend ihres Verbreitungsgrades gewichtet. Damit findet keine Vorauswahl relevanter Aspekte statt und Güter, welche nicht unter den „Mindeststandard“ fallen, erhalten in der Indexberechnung ein geringeres Gewicht. Das Gewichtungsschema lässt sich weiter verfeinern, etwa nach Alter oder Haushaltsgröße. Das Problem der Bestimmung eines Schwellenwertes, ab dem eine Person als depriviert oder arm gilt, bleibt bestehen.

Nolan und Whelan (1996) setzen sich mit dem Problem der Aggregation von verschiedenen Dimensionen der Wohlfahrt auseinander. Die bisherigen Ansätze aggregierten Indikatoren aus verschiedenen Lebensbereichen (Güterausstattung, Ernährung, Wohnen,...) und unterstellten damit implizit eine gemeinsame latente Dimension. Durch faktorenanalytische Verfahren konnten die beiden Autoren jedoch drei grundlegende latente Dimensionen identifizieren, die sie als „primäre Deprivation“, „sekundäre Deprivation“ und „Wohnungsdeprivation“ interpretierten. Primäre Deprivation bezieht

sich demnach auf Güter und Aktivitäten, die zur Deckung des Grundbedarfs notwendig sind. Sekundäre Deprivation bezieht sich auf darüber hinaus gehende Aspekte wie zum Beispiel Urlaub, PKW oder ein Hobby. Wohnungsdeprivation bezieht sich auf die Ausstattung der Wohnung sowie die Ausstattung mit Haushaltsgeräten. Diese Differenzierung wirft jedoch einige theoretische Probleme auf, zumal Nolan und Whelan (1996) ausschließlich auf primäre Deprivation zur Bestimmung von Armut rekurrieren.

5.1.1.2 Exklusionsansatz

Während der Lebenslagenansatz in der deutschen Armutsforschung entwickelt wurde, entstammt der Exklusionsansatz der französischen Tradition. Auch die Vertreter des Exklusionskonzeptes teilen die durch den Lebenslagenansatz formulierte Kritik an Ressourcenansätzen. Demnach wird der materiellen Versorgungslage keine primäre Bedeutung beigemessen. Der analytische Fokus verschiebt sich vielmehr auf Fragen des sozialen Zusammenhalts. Soziale Integration bedeutet hier die Einbindung von Individuen über Netzwerke oder den Arbeitsmarkt in soziale Strukturen. Zudem wird die gesellschaftliche Partizipation durch politisch-institutionelle, kulturelle und ökonomische Teilhabe hervorgehoben. Der Exklusionsansatz ist damit ein im Grunde dynamisches Konzept, welches sich auf soziale Mechanismen der Vergesellschaftung und Vergemeinschaftung bezieht. Der Mangel an ökonomischen Ressourcen oder die Unterschreitung eines minimalen Lebensstandards sind damit nicht mehr von hervorzuhebender Bedeutung – vielmehr geht es hierbei um soziale Integration und Kohäsion (vgl. Groh-Samberg 2009: 81f.).

Auch hier ist die empirische Umsetzung auf Grund der komplexen Theorie kaum möglich. In der Regel erfolgt ein Rückgriff auf, bereits aus den anderen Denktraditionen bekannte, Ansätze – insbesondere auf den Lebenslagenansatz, welcher das Konzept der sozialen Exklusion gewissermaßen einschließt (vgl. Groh-Samberg 2009: 82f.). Aus diesem Grund soll an dieser Stelle auf eine ausführlichere Darstellung des Exklusionsansatzes verzichtet werden.

5.1.1.3 Lebenslagenansatz

Der Lebenslagenansatz geht in seinen Ursprüngen auf Otto Neurath zurück, der einen ersten theoretischen Rahmen in der Zeit nach dem ersten Weltkrieg entwickelte. Er führte die Begriffe „Lebensboden“ als materielle Wirklichkeit, „Lebensordnung“ als Beschreibung des Netzes sozialer Strukturen, in die ein Individuum eingebunden ist und „Lebenslage“ ein. Die „Lebenslage“ steht dabei für die verschiedenen Dimensionen wie Wohnung, Arbeit, Nahrung und Gesundheit und ist dabei Produkt und zugleich elementarer Bestandteil der beiden ersten Komponenten. Aufbauend auf diesen Überlegungen und beeinflusst durch Kurt Drelling entwickelte Gerhard Weisser den Lebenslagenansatz weiter. Der Begriff des gesellschaftlichen „Spielraums“ dient ihm dazu, den Wert einer Lebenslage zu bestimmen und steht damit, wie noch zu zeigen sein wird,

dem Capability-Ansatz sehr nahe (vgl. hierzu auch Leßmann 2006), indem er die individuelle Selbstverwirklichung vor dem Hintergrund der gesellschaftlichen Möglichkeiten betrachtet. In den 70er Jahren wurde dieser Ansatz durch Ingeborg Nahnsens überarbeitet. Sie stellte dem Begriff des „Spielraums“, den Aspekt der Möglichkeit zur Bildung von grundlegenden Bedürfnissen und Interessen zur Seite und lenkt damit den Fokus auf die strukturellen Bedingungen einer Gesellschaft. Aus dieser Analyse heraus entwickelte sie eine Reihe von einzelnen „Handlungsspielräumen“. Damit ist der Lebenslagenansatz ein Mehrebenenkonzept, welches nach Weisser und neueren Autoren wie Esser, eine individuelle Mikroebene im Verhältnis zu einer gesellschaftlichen Makroebene sieht. Zudem ist der Ansatz multidimensional, das heißt, er umfasst sowohl materielle als auch immaterielle Aspekte des menschlichen Lebens und hält dabei nicht ausschließlich am Einkommen fest. Ebenso ist es bedeutsam, dass die Lebenslage sowohl Produkt als auch bestimmender Faktor von mangelnden Ressourcenausstattungen ist (vgl. Voges et al. 2005: 37-51).

Damit grenzt sich der Lebenslagenansatz vom Lebensstandard- bzw. Deprivationsansatz ab, indem nicht die Kausalbeziehung zwischen dem Mangel an ökonomischen Ressourcen und Unterversorgungslagen im Zentrum der Analyse steht. Vielmehr bezieht dieser Ansatz auch solche Dimensionen von Deprivation ein, die nicht (primär) durch Einkommen vermittelt werden.

Diese breite Konzeption von Armut und die theoretische Komplexität bedingt jedoch eine Reihe von Problemen hinsichtlich der empirischen Implementation, so auch Voges et al. (2005: 56): „Eine derartige Vielschichtigkeit des Begriffes lässt eine methodische Umsetzung als außerordentlich schwierig, wenn nicht unmöglich, erscheinen. Auch der Versuch einer pragmatischen Umsetzung des Lebenslagenansatzes in empirische Sozialforschung kann somit immer nur eine grobe Annäherung an die Vieldimensionalität des Konzeptes darstellen.“ Für die empirische Umsetzung empfehlen Voges et al. (2005: 56) folgende Kriterien: i) Die Auswahl der Lebenslagedimensionen sollte sich an pragmatischen Gesichtspunkten orientieren, dabei aber eine möglichst umfassende Analyse der gesamten Lebenslage ermöglichen, ii) die ausgewählten Dimensionen sollten dazu geeignet sein, auf ihrer Grundlage ein aggregierendes Maß zu bestimmen und dies impliziert iii) das die Dimensionen inhaltlich voneinander abgrenzbar sind. Der Bezug auf Handlungsspielräume ist in der empirischen Umsetzung kaum aufrechtzuerhalten, da Handlungsspielräume, ebenso wie Verwirklichungschancen, nicht direkt zu beobachten sind. Hierzu wären gesonderte Erhebungsinstrumente notwendig. Insofern beschränkt sich eine Analyse zumeist auf die tatsächlich realisierten Aspekte einer Lebenslagedimension, was wiederum das Problem der Präferenzkontrolle bedingt. Eine Analyse auf der Ebene der tatsächlich realisierten Wohlfahrt ist mittels des „Sozio-ökonomischen Panels“ oder des „Panels Arbeitsmarkt und Soziale Sicherheit“ möglich. In der Literatur existieren zahlreiche statistische und ökonometrische Modelle zur Messung multidimensionaler Armut. Diese werden im weiteren Verlauf dieser Ausführungen diskutiert.

Die Problematik der Schwellenwerte für Armut bzw. Deprivation und der Aggregation einzelner Dimensionen in einen Gesamtindex bleibt bestehen. Voges et al. (2003) schlagen hierzu eine an Townsend und spätere Autoren angelehnte Methodik vor und thematisieren das Schwellenwertproblem ohne hierzu eine theoriegeleitete Lösung zu bieten. Ein besonderes Augenmerk kommt dabei dem Begriff der kumulativen Deprivation zu, bei dem zwischen einfacher und mehrfacher Deprivation unterschieden wird. Ein zentraler Vorwurf besteht in der mangelnden theoretischen Fundierung dieses Vorgehens (vgl. Groh-Samberg 2009: 85).

5.1.1.4 Konzept der Verwirklichungschancen

Der Capability-Ansatz bzw. das Konzept der Verwirklichungschancen wurde von Amartya Sen mit seinem Aufsatz „Equality of What“ (1979) in die wissenschaftliche Diskussion eingeführt. Dieser Ansatz lässt sich mit den Worten von Ingrid Robeyns in einem Satz charakterisieren: „The capability approach is a broad normative framework for the evaluation and assessment of individual well-being and social arrangements, the design of policies, and proposals about social change in society (Robeyns 2005: 94).“ Sen erweitert mit seinem Ansatz die traditionellen Konzepte der Wohlfahrtsökonomik um nichtmonetäre Ressourcen und solche Ressourcen, die nicht über Märkte handelbar sind. Eine Bestimmung von sozialer Teilhabe einzig über den Besitz von Gütern lehnt Sen ab (vgl. Sen 1985: 28). Grundlegend für den Capability-Ansatz ist die Unterscheidung von zwei Aspekten der individuellen Wohlfahrt: *functionings* und *capabilities*. Während sich *functionings* auf das Resultat des Umwandlungsprozesses von Ressourcen in individuelle Wohlfahrt beziehen, bezeichnen *capabilities* die Menge der potentiell möglichen *functionings* (vgl. Volkert 2005: 12). Der Prozess der Umsetzung von materiellen und finanziellen Ressourcen in Wohlfahrt wird von *conversion factors* beeinflusst. Dabei werden grundsätzlich drei Kategorien von Umwandlungsfaktoren unterschieden: i) individuelle (Alter, Gesundheitszustand, Geschlecht, Bildungsgrad, ...), ii) gesellschaftliche (soziale Normen, Diskriminierung, Geschlechterrollen, ...) und iii) ökologische Umwandlungsfaktoren (Klima, geographische Disposition, ...) (vgl. Robeyns 2005: 98-99). Eng mit dem Konzept der Umwandlungsfaktoren verknüpft sind die Konstrukte „individuelle Potentiale“ und „instrumentelle Freiheiten“. Während erstere vor allem die individuellen Ressourcen und die persönlichen Umwandlungsfaktoren bezeichnen, stehen instrumentelle Freiheiten für jene Bestimmungsgrößen, die vom Staat und anderen gesellschaftlichen Akteuren beeinflusst werden können, also für gesellschaftliche Umwandlungsfaktoren (vgl. Arndt et al. 2006: 11-12). Dem Konzept der *capabilities* kommt eine besondere Bedeutung zu, da Sen die Freiheit, zwischen verschiedenen *functionings* wählen zu können, hervorhebt (vgl. Sen 1992: 31). Die Verwirklichungschancen sind somit gleichbedeutend mit der individuellen Freiheit, aus einer gegebenen Menge von Seinszuständen und realisierbaren Lebensentwürfen – aus dem so genannten *Capability Set* – wählen zu können. Während *functionings*, also die faktische Wahl eines Lebensentwurfs, von den individuellen Präferenzen abhängig sind, sind Verwirklichungschancen hiervon unabhängig (vgl. Robeyns 2005: 12).

Der von Sen verwendete Wohlfahrtsbegriff differenziert drei Aspekte des individuellen Wohlergehens: i) „standard of living“, ii) „well-being“ und iii) „agency“. Der Lebensstandard bezieht sich auf die materielle Basis (Ressourcenausstattung, Gesundheit, ...) einer spezifischen Lebenslage. Bezieht man zudem soziale Komponenten mit ein, wie emotionale Bindungen zu anderen Menschen, so erhält man das Wohlbefinden („well-being“) einer Person. Der Aspekt der „agency“ geht darüber hinaus. Er bezeichnet Ziele und Handlungen deren Gründe nicht spezifisch mit dem eigenen Wohlbefinden gekoppelt sein müssen (vgl. Sen 1992: 59). Im Folgenden soll jedoch nicht näher zwischen den Begriffen Lebensstandard und Wohlbefinden unterschieden werden. Stattdessen wird im Rahmen dieser Ausarbeitung ein Verständnis des Begriffs der Wohlfahrt verwendet, der sowohl die materielle als auch die soziale Komponente einer bestimmten Lebenslage beinhaltet. Die hier vorgestellte Unterscheidung hat insbesondere für die analytische Umsetzung besondere Bedeutung: „Sen’s claim is that well-being achievements should be measured in functionings, whereas well-being freedom is reflected by a person’s capability set.“ (Robeyns 2005: 103) Sen definiert Armut als „Mangel an fundamentalen Verwirklichungschancen“, womit er einen anderen Bezugspunkt wählt, als die traditionelle Wohlfahrtsökonomik (vgl. Sen 2000: 110). Finanzielle Ressourcen besitzen in diesem Zusammenhang lediglich instrumentelle Funktionen. Einkommen und Lebenschancen stehen in einem wechselseitigen Abhängigkeitsverhältnis, mehr Verwirklichungschancen können über eine höhere Produktivität zu einem höheren Einkommen führen, wodurch wiederum die Menge der potentiellen Functionings erhöht wird.

Sens Konzept der Verwirklichungschancen greift die Kritik an der rein ressourcenbezogenen Wohlfahrtsbestimmung auf und erweitert die traditionelle Wohlfahrtsmessung um persönliche, soziale und ökologische Aspekte. Damit stellt der Capability-Ansatz ein umfassendes multidimensionales theoretisches Konzept dar, welches Berührungspunkte mit dem Lebenslagenansatz aufweist. Leßman (2006: 31) hat drei zentrale Übereinstimmungen herausgearbeitet: i) die Notwendigkeit von Mehrdimensionalität, ii) eine kritische Haltung zur rein einkommensbezogenen Analyse, iii) ein subjektivistisches Vorgehen, dass den Menschen in den Mittelpunkt rückt. Auch die Konzeption von Lebenslagen als Handlungsspielräume steht in Analogie zum Konzept der Verwirklichungschancen. Jedoch erscheint letzteres sowohl ethisch als auch konzeptionell umfassender und stringenter fundiert (vgl. Arndt et al. 2006: 13-14).

Aus der inhaltlichen Nähe ergeben sich auch ähnliche Probleme in der empirischen Umsetzung beider Konzepte (vgl. Leßmann 2006: 36-39). In der empirischen Implementation kann es sinnvoll sein, auf die erreichten functionings zurückzugreifen, obwohl dem Konzept der Verwirklichungschancen aus theoretischer Perspektive der Vorzug zu geben ist, da capabilities kontrafaktische Zustände und als solche nur bedingt empirisch zu erfassen sind. Weiterhin muss neben der Anzahl der potentiellen functionings auch deren Qualität berücksichtigt werden (vgl. Leßmann 2006: 36 – 39).

5.1.2 Zwischenfazit – Theoretische Konzepte

Auf Grundlage der bisherigen Ausführungen kann im Hinblick auf die Operationalisierung des Ziels der sozialen Teilhabe nur ein multidimensionales Konzept der Wohlfahrtsmessung herangezogen werden. Das Konstrukt der sozialen Teilhabe lässt sich in verschiedene Dimensionen differenzieren. Diese Dimensionen lassen sich nicht gänzlich in die Kausalbeziehung zwischen dem Mangel an ökonomischen Ressourcen und Deprivation einordnen, da manche dieser Dimensionen nicht vollständig über Märkte vermittelt werden. Der Lebenslagenansatz und das Konzept der Verwirklichungschancen tragen dieser inhaltlichen Forderung der Multidimensionalität Rechnung. Wie die Ausführungen zu der Arbeit von Nolan und Whelan (1996) gezeigt haben, lässt sich jedoch auch der Lebensstandardansatz hinsichtlich verschiedener Dimensionen erzwungener Deprivation differenzieren. Zudem wirken familienpolitische Leistungen in der Regel über monetäre Kanäle, so dass hier eine unmittelbare Beziehung zur Deprivation aus Mangel an finanziellen Ressourcen gegeben ist. Diese Beziehung ist im Hinblick auf den Lebenslagen- oder auch den Capability-Ansatz nur mittelbar gegeben.

Mit Bezug auf den Capability-Ansatz gehen zudem verschiedene Probleme der empirischen Implementation einher, die zum derzeitigen Zeitpunkt nicht vollkommen zufriedenstellend gelöst werden können und auch durch die bestehende Literatur im Allgemeinen nicht gelöst wurden. Insbesondere auf dem Gebiet der familienbezogenen Forschung wurden diese multidimensionalen Konzepte bislang nicht ausreichend umgesetzt, so dass hier die bestehende Literatur erheblich erweitert werden müsste. Weiterhin stellt der Capability-Ansatz, der aus theoretischer Perspektive und im Hinblick auf seine internationale und nationale Anschlussfähigkeit zu bevorzugen wäre (vgl. BMAS 2005, 2008), äußerst hohe Anforderungen an die Qualität der Daten. Eine der, aus theoretischer Sicht schwerwiegendsten, Einschränkungen besteht in der Reduktion der Operationalisierung auf das faktisch Messbare. Damit werden beide Ansätze auf die tatsächlich realisierte Lebenslage bzw. auf functionings zurückgeführt. Damit geht wiederum das Problem der Präferenzkontrolle einher, das auch durch Fragen nach den finanziellen Gründen für ein Fehlen eines Ausstattungsmerkmals nicht vollständig gelöst werden kann (vgl. Halleröd 2006). Weiterhin besteht – wie bei allen anderen Ansätzen – die Frage nach einem geeigneten Aggregationsverfahren für einen Gesamtindex und die Setzung von Schwellenwerten.

Aus den genannten Gründen wird für die Umsetzung des Ziels der „sozialen Teilhabe“ im Zuge des Moduls „Zentrale Leistungen“ die theoretische Grundlegung durch den Lebensstandardansatz empfohlen.

5.1.3 Empirische Methoden

In der Literatur existieren zahlreiche Konzepte zur Messung multidimensionaler Wohlfahrt. Neben den bereits im zweiten Kapitel mehrheitlich diskutierten (gewichteten) Summenindizes besteht ein breites Spektrum an statistischen Methoden zur Modellie-

rung von latenten Variablen. Einen guten Überblick hierzu liefern zum Beispiel Kakwani und Silber (2008). Kuklys (2005) bietet eine kurze Darstellung empirischer Studien zum Capability-Ansatz und stellt einige empirische Modelle dar.

Functionings oder erzwungene Deprivation können als latente, nicht direkt zu beobachtende, Größen betrachtet werden. Inhaltlich liegt dieser Auffassung der Gedanke zugrunde, dass sich Deprivation nicht in einer manifesten Variable ausdrückt, sondern ein latentes Konstrukt darstellt. So kann bspw. politische Partizipation nicht allein durch einen manifesten Indikator (z.B. Wahlbeteiligung) gemessen werden, sondern durch eine bestimmte Anzahl von beobachtbaren Variablen (z.B. Wahlbeteiligung, Partei- oder Gewerkschaftsmitgliedschaft, Interesse an politischen Themen, ...). Es wird demzufolge angenommen, dass das latente Konstrukt für die Korrelation zwischen den Indikatoren ursächlich ist.

Latente Variablen können mit verschiedenen Ansätzen modelliert werden. Strukturgleichungsmodelle (vgl. Reinecke 2005, Skrondal und Rabe-Hesketh 2004) erfassen eine oder mehrere latente Variablen über entsprechende Indikatoren in Messmodellen. Die konfirmatorische Faktorenanalyse stellt ein Messmodell zur Modellierung von latenten Konstrukten dar und resultiert aus einem Strukturgleichungsmodell und ohne die Implementierung eines Strukturmodells. In Strukturmodellen können Beziehungen zu anderen latenten und manifesten Variablen analysiert werden. Darüber hinaus erlauben Strukturgleichungsmodelle die explizite Berücksichtigung von Messfehlern. Ursprünglich wurden Strukturgleichungsmodelle für kontinuierliche Indikatoren (responses) entwickelt. Da jedoch ein erheblicher Anteil der hier verwendeten manifesten Variablen ein ordinales oder nominales Skalenniveau aufweist, müssen spezielle Korrelations- bzw. Kovarianzmatrizen zur Schätzung verwendet werden.

Eine weitere Möglichkeit zur empirischen Implementierung von latenten Variablen bietet der generalized latent variable model – Ansatz (vgl. Skrondal und Rabe-Hesketh 2004). Mit diesem wird eine Vereinheitlichung und Generalisierung klassischer Methoden zur Modellierung von latenten Variablen vorgenommen, die weitestgehend metrische Indikatoren voraussetzen. Durch die Vereinheitlichung und Generalisierung wird es explizit möglich, unterschiedliche Skalenniveaus der Indikatoren zu berücksichtigen. Eine Schätzung dieser Modellklasse ist mit dem Stata-Programm gllamm möglich.

Aus den Messmodellen lassen sich die Faktorwerte der latenten Variablen berechnen. Auf diese Weise ist es möglich, die einzelnen Dimensionen getrennt zu evaluieren oder aber diese durch eine entsprechende Indexkonstruktion in einen Gesamtindex zu überführen.

Konfirmatorische Verfahren sind strukturprüfend und eignen sich somit zur Überprüfung von Hypothesen über die zugrundeliegende Struktur des latenten Konstruktes sowie zur Prüfung der Anpassung des empirischen Modells an die Daten. Hiervon zu unterscheiden sind explorative Verfahren, wie die explorative Faktorenanalyse oder die Hauptkomponentenanalyse. Diese Verfahren erlauben keine Strukturprüfung und die-

nen primär der Dimensionreduktion. Explorative statistische Verfahren lassen sich nutzen, um Ladungen von Indikatoren auf einen bestimmten Faktor (eine Dimension von Deprivation) zu bestimmen, welche als Gewichte genutzt werden können, um Summenindizes zu bilden. Im Gegensatz zu einfachen Summenindizes, unterstützt diese Vorgehensweise die Unterscheidung unterschiedlicher Dimensionen von Deprivation durch Korrelationen, die in den Daten vorhandene Korrelationen. Die Interpretation der extrahierten Faktoren, obliegt dem Untersuchenden.

Eine empirische Umsetzung des Capability-Ansatzes verlangt eine umfassende Konzeptionalisierung und Operationalisierung unterschiedlicher Dimensionen von Wohlfahrt. Diese ist unter Bezug auf functionings zwar grundsätzlich möglich (siehe Kapitel 4), stellt im Hinblick auf die sich entwickelnde empirische Capability-Literatur jedoch eine erhebliche Erweiterung der bestehenden Forschung dar. Insbesondere kommt dem Einkommen im Rahmen des Capability-Ansatzes zwar eine wichtige, aber nicht die zentrale Rolle zu. Eine Einbindung in das Mikrosimulationsmodell verlangt, dass ein Index der nicht-finanziellen Wohlfahrt in Abhängigkeit von verschiedenen bestimmenden Größen (sozio-demographische Variablen, Zeitverwendung, ...) gesetzt wird. Diese Wirkungsbeziehungen wurden im Hinblick auf die familienbezogene Forschung bislang nicht ausreichend erforscht, so dass auch hier, aufgrund der Komplexität des Ansatzes, erheblicher Forschungsbedarf vor einer empirischen Implementierung besteht. Zudem müsste das Modell in vielen Bereichen erweitert werden, so zum Beispiel im Hinblick auf den Aspekt der Gesundheit, da hier eine Produktionstechnologie zur Produktion von Gesundheit implementiert werden müsste.

Dahingegen steht für den Lebensstandardansatz eine Reihe von etablierten Messinstrumenten zur Verfügung und durch den engen Bezug zu ökonomischen Restriktionen wird eine Integration in das Mikrosimulationsmodell erleichtert.

Insgesamt ist bei der empirischen Umsetzung zu beachten, dass die Modellierung im Rahmen eines statischen Modells dem dynamischen Charakter der Konzepte materieller Deprivation und sozialer Exklusion bzw. Teilhabe nicht vollständig gerecht werden kann. So kann soziale Exklusion einerseits Konsequenz und andererseits Ursache verschiedener Ergebnisvariablen sein, die im vorliegenden Bericht betrachtet werden. Daher sind kausale Aussagen aus dem genannten Grund nur begrenzt möglich und bedürfen weiterer fundierter Analysen und methodischer Weiterentwicklungen.

5.1.4 Möglichkeiten der Operationalisierung mit SOEP und PASS

Eine Operationalisierung des Ziels der sozialen Teilhabe muss unter Beachtung der Multidimensionalität erfolgen und eine geeignete empirische Implementierung der einzelnen Dimensionen erlauben. Die folgenden Ausführungen prüfen eine Operationalisierbarkeit im Hinblick auf den Capability- und Lebensstandardansatz.

Das IAB „Panel für Arbeitsmarkt und Soziale Sicherung“ (PASS) liegt in der zweiten Welle von 2007/ 2008 vor, wobei in dieser 12487 Personen in 8429 Haushalten befragt

wurden. Der Datensatz dient der Arbeitsmarkt-, Sozialstaats- und Armutsforschung und bietet eine Vielzahl von Variablen zu sozio-demographischen Merkmalen. Darüber hinaus enthält der Datensatz auch subjektive Indikatoren wie etwa zur allgemeinen Zufriedenheit, Ängsten und Sorgen sowie zu subjektiven Bewertungen des eigenen Gesundheitszustands oder der sozialen Position.

Tabelle 43: Operationalisierung „soziale Teilhabe“ (Lebensstandardansatz) – Vergleich von PASS und SOEP

PASS (2006/ 2007) und PASS (2007/ 2008)		SOEP (2007)	
Variable	Beschreibung	Variable	Beschreibung
HLS0100a	Wohnung mit ausreichend Zimmern?	XH5501	Farb-TV im HH (Gründe: XH5502)
HLS0200a	Wohnung ohne feuchte Wände/ Fussböden?	XH5503	Telefon im HH (Gründe: XH5504)
HLS0300a	Bad innerhalb der Wohnung?	XH5505	Internet HH (Gründe: XH5506)
HLS0400a	Innentoilette?	XH5507	Auto im HH (Gründe: XH5508)
HLS0500a	Zentralheizung/ Etagenheizung/ Fernwärme?	XH5509	Haus in gutem Zustand (Gründe: XH5510)
HLS0600a	Garten/Balkon/Terrasse?	XH5511	gute Wohngegend (Gründe: XH5512)
HLS0700a	Ausreichende Winterkleidung?	XH5513	finanzielle Rücklagen (Gründe: XH5514)
HLS0800a	Auto?	XH5515	Urlaubsreise (Gründe: XH5516)
HLS0900a	Fernseher?	XH5517	Einladung von Freunden zum Essen (Gründe: XH5518)
HLS1000a	Videorekorder/DVD-Player?	XH5519	Warme Mahlzeit alle zwei Tage (Gründe: XH5520)
HLS1100a	Computer mit Internetanschluss?	XH5521	neue Möbel (Gründe: XH5522)
HLS1200a	Waschmaschine?	XH53	pünktliche Mietzahlung
HLS1300a	Gefrierschrank/ -truhe/ Kühlschrank mit Gefrierfach?		
HLS1400a	Ab und zu neue Kleidung kaufen?		
HLS1500a	Eine warme Mahlzeit/ Tag?		
HLS1600a	Eine einwöchige Urlaubsreise/ Jahr?		
HLS1700a	Einmal/ Monat Freunde zum Essen einladen?		
HLS1800a	Einmal/ Monat ins Restaurant gehen?		
HLS1900a	Einmal/ Monat ins Kino/ Theater/ Konzert gehen?		
HLS2000a	Festen Betrag/ Monat sparen?		
HLS2100a	Abgenutzte Möbel ersetzen?		
HLS2200a	Unerwartete Ausgaben selbst bezahlen?		
HLS2300a	Nicht von KV erstattete Behandlungen?		
HLS2400a	Miete pünktlich zahlen?		
HLS2500a	Gast-/ Wasser-/ Stromrechnungen pünktlich zahlen?		
HLS2600a	Rezeptfreie Medikamente?		
Unter den Variablenamen mit Endung b (nicht aufgeführt) wird erhoben, ob das Fehlen des Items auf finanzielle Gründe zurückzuführen ist. Die Variablen PLS0100-PLS2600 (PASS 2006/ 2007) geben die subjektiv empfundene Notwendigkeit eines Items an.			

Eine Besonderheit des PASS ist die umfassende Sammlung von Items, die zur Umsetzung des Deprivationsansatzes herangezogen werden können (z.B. „Mindestens einmal im Monat Freunde zum Essen nach Hause einladen“). Zudem existieren entsprechende Indikatoren, die das Fehlen eines Items auf mangelnde finanzielle Ressourcen zurückführen. Das PASS ermöglicht durch das Design des Erhebungsinstruments die Berechnung von proportionalen Deprivationsindizes und des majority-necessity-index, da auch die Wichtigkeit eines Merkmals des allgemeinen (minimalen) Lebensstandards erhoben wurde (siehe Tabelle 43).

Das PASS bietet zudem die Möglichkeit, eine direkte Frage nach der subjektiven Einschätzung der individuellen Teilhabe zu nutzen (PA0800). Die Befragten sollten sich hierbei auf einer zehn-stufigen Skala, von „ausgeschlossen“ bis „dazugehörig“, selbst verorten.

Damit wird ersichtlich, dass das PASS deutliche Vorteile gegenüber dem SOEP aufweist, wenn das Konzept des Lebensstandards verfolgt wird.

Tabelle 44 stellt die latenten Dimensionen sozialer Teilhabe (eingeschränkt auf die Aspekte sozialer und kultureller Integration sowie politische Integration und Gesundheit) und deren entsprechende Indikatoren dar. Diese werden sowohl inhaltlich als auch hinsichtlich ihres Messniveaus beschrieben. Aufgrund geringer a-priori Informationen zur Modellierung der einzelnen Dimensionen, kann eine explorative Faktorenanalyse dazu beitragen, die Vorabauswahl der manifesten Variablen zu unterstützen.

Die Übersicht zeigt, dass der Datensatz gut geeignet ist, um die Dimensionen soziale Netzwerke (Integration in soziale Netzwerke wie Familie oder Freundeskreis), kulturelle Integration (Teilhabe in einem institutionellen Rahmen bzw. in Form der Partizipation an kulturellen (Freizeit-) Veranstaltungen) und Gesundheit (physische und psychische Gesundheit) abzubilden. Die Möglichkeiten zur Erfassung politischer Integration bzw. Partizipation sind stark eingeschränkt.

Tabelle 44: Operationalisierung „soziale Teilhabe“ – PASS (Welle 2: 2007/2008)

Dimension /Indikator	Beschreibung	Messniveau
Soziale Netzwerke		
PA0950i	Freizeitbeschäftigung: Partys von Freunde/Bekannte	Ordinal
PA0950o	Freizeitbeschäftigung: Zeit verbringen mit Partner	Ordinal
PA0950p	Freizeitbeschäftigung: Freunde treffen	Ordinal
PA0950r	Freizeitbeschäftigung: Familienunternehmungen	Ordinal
PSK0100	Enge Freunde/Familienmitglieder außerhalb des HH?	Nominal
PSK0200	Anzahl enge Freunde/Familienmitglieder außerhalb des HH	Metrisch
Kulturelle Integration		
PA0950g	Freizeitbeschäftigung: Musik machen	Ordinal
PA0950h	Freizeitbeschäftigung: Sport treiben	Ordinal
PA0950j	Freizeitbeschäftigung: Discos/Kneipen	Ordinal
PA0950k	Freizeitbeschäftigung: Theater/Konzert/ Kino	Ordinal
PA0950s	Freizeitbeschäftigung: Gottesdienste/ religiöse Veranstaltungen	Ordinal
PSK0400c	Aktiv in: Kirchengemeinde	Nominal
PSK0400d	Aktiv in: Verein wie Musik-/Sport-/Kulturverein	Nominal
PSK0400e	Aktiv in: Andere Organisation	Nominal
Politische Integration		
PSK0400a	Aktiv in: Gewerkschaft	Nominal
PSK0400b	Aktiv in: Partei	Nominal
PSK0400e	Aktiv in: Andere Organisation	Nominal
Gesundheit		
PG0100	Zahl der Arztbesuche (letzte 3 Monate)	Metrisch
PG0200	Indikator: Krankenhausaufenthalt in den letzten 12 Monaten?	Nominal
PG0300	Anzahl Krankenhausaufenthalte, letzte 12 Monate?	Metrisch
PG0400	Anzahl Krankenhausaufenthalte, letzte 12 Monate?	Metrisch
PG0500	Amtl. festgestellte Behinderung	Nominal
PG0600	Amtlich festgestellte Behinderung: Grad der Behinderung	Metrisch
PG0800	Indikator: Sonstige schwerwiegende gesundheitliche Einschränkungen?	Nominal
PG1100	Seelische Probleme	Ordinal
PG1200	Subjektive Beurteilung des Gesundheitszustands	Ordinal

Alternativ zu diesem Vorgehen ist eine Operationalisierung des Ziels der „sozialen Teilhabe“ im Sinne des Capability-Ansatzes unter Rückgriff auf das SOEP mit den aktuellen Wellen von 2008 und 2009 möglich. Tabelle 45 zeigt eine vorläufige und noch zu verfeinernde Zuordnung potentieller Indikatoren zu den einzelnen Dimensionen der sozialen Teilhabe. Da unter bestimmten Annahmen auch die Verwendung von Informationen aus früheren Wellen möglich ist, sind auch entsprechende Variablen aus den Wellen 2008 und 2007 aufgeführt. Mittels des SOEP können alle Dimensionen adäquat operationalisiert werden.

Insbesondere die Welle 2009 eignet sich zur Abbildung sozialer Netzwerke im Sinne von Familienstrukturen und Freundeskreisen. Im Gegensatz zum PASS ist die Möglichkeit zur Nutzung quantitativer Informationen, bezüglich des Umfangs des Freundeskreises, nur unter Rückgriff auf die entsprechenden Angaben aus der Welle 2008 gegeben. Darüber hinaus ist die Zahl und Qualität der Indikatoren der Welle 2009 ausreichend für eine Implementierung des Aspekts der Integration in soziale Netzwerke. Dies gilt auch für die Dimension der kulturellen Integration, welche im Wesentlichen durch die Verwendung der Welle von 2009 zu operationalisieren ist. Die an dieser Stelle verfügbaren Indikatoren ermöglichen die Erfassung unterschiedlicher Aspekte der kulturellen Integration, wie dies auch mit den PASS Daten möglich ist. Im Hinblick auf die Operationalisierung der Dimension der politischen Integration zeigt das SOEP klare Vorteile gegenüber den PASS Daten. Hier bietet sich die Möglichkeit Aspekte zu erfassen, die über die reine institutionelle Partizipation hinausgehen, wie zum Beispiel das politische Interesse oder die potentielle Wahlbeteiligung. Bezüglich der Dimension „Gesundheit“ sind beide Datensätze annähernd äquivalent. Beide bieten in ihrer aktuellsten Welle Indikatoren zur subjektiven Einschätzung des Gesundheitszustandes, zu Arztbesuchen und Krankenhausaufenthalten sowie zum Behinderungsgrad.

Im SOEP werden in der Welle von 2009 keine Angaben zur psychischen Gesundheit erhoben, diese sind lediglich in der Welle von 2008 erfasst. In der aktuellsten Welle des PASS, wurden auch seelische Probleme erfragt. Für das Erhebungsjahr 2008 bietet das SOEP eine Reihe von Summenskalen zur Gesundheit (Nübling, Andersen, Mühlbacher: 2006).

Im Rahmen der vorliegenden Evaluation müssen die auf Grundlage des PASS erfassten latenten Variablen dem „Sozio-ökonomischen Panel“ (SOEP) über statistische Matching-Methoden zugespielt werden. Hierbei werden keine real existenten Personen identifiziert und auch die entsprechenden personenbezogenen Daten werden daher nicht zusammengeführt. Vielmehr besteht der methodische Ansatz in der Suche nach statistischen Zwillingen. Bei diesen handelt es sich um Beobachtungen, die hinsichtlich einer Reihe von Merkmalen möglichst identisch sind. Die Übertragung der gemessenen latenten Variablen bzw. der entsprechenden Indizes auf das SOEP erfolgt dann unter der Annahme, dass grundsätzlich verschiedene Beobachtungseinheiten, welche aber hinsichtlich bestimmter Merkmale ähnlich sind, auch identische Werte auf den latenten Konstrukten erzielen.

Tabelle 45: Operationalisierung „soziale Teilhabe“ – SOEP (2007, 2008, 2009)

Datensatz	Dimension / Indikator	Beschreibung	Messniveau
Soziale Netzwerke			
SOEP (2009) (2007)	ZP0305 XP0305	Freizeitaktivitäten: Geselligkeit mit Freunden, Verwandten, Nachbarn	Ordinal
SOEP (2009) (2007)	ZP0306 XP0306	Freizeitaktivitäten: Nachbarschaftshilfe	Ordinal
SOEP (2009)	ZH60	Kontakt zu Nachbarn	Ordinal
SOEP (2009)	ZH6101	Besuch von Nachbarn	Nominal
SOEP (2009)	ZH6102	Anzahl der Besuche von Nachbarn	Metrisch
SOEP (2008)	YP1802	Freizeitaktivitäten: Gegenseitige Besuche von Nachbarn etc.	Ordinal
SOEP (2008)	YP1803	Freizeitaktivitäten: Gegenseitige Besuche von Verwandten, etc.	Ordinal
SOEP (2008)	YP06	Anzahl enge Freunde	Metrisch
SOEP (2007)	XH5517	Einladung von Freunden zum Essen	Nominal
SOEP (2007)	XH5518	Gründe nicht möglich Freunde einzuladen	Nominal
Kulturelle Integration			
SOEP (2009) (2008)	ZP0301 YP1818	Freizeitaktivitäten: Besuch kultureller Veranstaltungen	Ordinal
SOEP (2009) (2008)	ZP0302 YP1817	Freizeitaktivitäten: Kino, Tanz-, Sportveranstaltungen	Ordinal
SOEP (2009) (2008)	ZP0303 YP1815	Freizeitaktivitäten: Aktive sportliche Betätigung	Ordinal
SOEP (2009)	ZP0304	Freizeitaktivitäten: Künstlerische Tätigkeiten	Ordinal
SOEP (2009) (2008)	ZP0307 YP1807	Freizeitaktivitäten: Ehrenamtliche Tätigkeiten in Vereinen, etc.	Ordinal
SOEP (2009) (2008)	ZP0309 YP1808	Freizeitaktivitäten: Kirchengang, religiöse Veranstaltungen	Ordinal
SOEP (2008)	YP1805	Freizeitaktivitäten: Ausflüge oder kurze Reisen	Ordinal
SOEP (2008)	YP1801	Freizeitaktivitäten: Essen oder Trinken gehen	Ordinal
SOEP (2008)	YP1812	Freizeitaktivitäten: Künstlerische und musische Tätigkeiten	Ordinal
SOEP (2007)	XH5515	Urlaubsreise	Nominal
SOEP (2007)	XH5516	Gründe nicht möglich Urlaub zu nehmen	Nominal
Politische Integration			
SOEP (2009) (2008)	ZP122 YP129	Grad des Interesses für Politik	Ordinal
SOEP (2009) (2008)	ZP0308 YP1806	Beteiligung in Bürgerinitiativen, Parteien etc.	Ordinal
SOEP (2009)	ZP125	Nächsten Sonntag wählen gehen	Ordinal (quasi-metrisch)
SOEP (2008)	YP7808	Wichtigkeit von verschiedenen Dingen im Leben: Politisches/Gesellschaftliches Engagement	Ordinal
Gesundheit			
SOEP (2009) (2008)	ZP95 YP99	Gegenwärtiger Gesundheitszustand	Ordinal
SOEP (2009) (2008)	ZP103	Leiden unter chronischen Krankheiten	Nominal
SOEP (2009) (2008)	ZP0101 YP0101	Zufriedenheit mit der Gesundheit	Ordinal
SOEP (2009) (2008)	ZP12804 YP13203	Sorgen um die Gesundheit	Ordinal
SOEP (2009) (2008)	ZP9701 YP11001	Anzahl der Arztbesuche in den letzten 3 Monaten	Metrisch
SOEP (2009) (2008)	ZP98 YP111	Krankenhausaufenthalt	Nominal
SOEP (2009) (2008)	ZP9902 YP11202	Anzahl Krankenhausaufenthalte	Metrisch
SOEP (2009) (2008)	ZP9901 YP11201	Anzahl der Nächte im Krankenhaus	Metrisch
SOEP (2008)	BMI	BMI	Metrisch
SOEP (2008)	BP_NBS	Bodily pain (NBS)	Metrisch

SOEP (2008)	GH_NBS	General health (NBS)	Metrisch
SOEP (2008)	MCS	Summary scale Mental (NBS)	Metrisch
SOEP (2008)	MH_NBS	Mental health (NBS)	Metrisch
SOEP (2008)	PCS	PCS: Summary scale Physical (NBS)	Metrisch
SOEP (2008)	PF_NBS	Physical functioning (NBS)	Metrisch
SOEP (2009) (2008)	ZP9601 YP10901	Erwerbsminderung, Schwerbehinderung	Nominal
SOEP (2009) (2008)	ZP9602 YP10902	Grad der Erwerbsminderung/ Schwerbehinderung	Metrisch

5.1.5 Fazit

Aus den bisherigen Ausführungen ergibt sich zusammenfassend, dass eine Operationalisierung des Ziels der „sozialen Teilhabe“, unter Berücksichtigung des Aspekts der Multidimensionalität, auf der theoretischen Grundlage des Lebensstandard-Ansatzes erfolgen sollte.

In Bezug auf den Capability-Ansatz ist das empirische Standardinstrumentarium noch nicht weit genug entwickelt, um ohne weiteres in der Evaluation eingesetzt zu werden. Hier wäre erheblicher zusätzlicher Forschungsbedarf zu leisten, um die gegebene Komplexität des Modells umsetzen zu können. Der Lebensstandardansatz hat eine Vielzahl von empirischen Anwendungen hervorgebracht und lässt sich mit Bezug auf die ökonomische Betrachtung von Deprivation gut zur Evaluation der familienpolitischen Leistungen einsetzen, da zu evaluierenden Maßnahmen vor allem finanzieller Natur sind. Auch der Lebensstandardansatz lässt sich in einzelne Dimension gliedern, so dass eine genauere Auswertung möglich wird. Grundsätzlich stellen sowohl das Konstrukt der „sozialen Teilhabe“ als auch die verschiedenen Unterdimensionen latente, nicht direkt beobachtbare, Größen dar. Daher müssen geeignete statistische Verfahren herangezogen werden, mit denen die latenten Variablen auf der Grundlage der manifesten Indikatoren gemessen werden können. Hierzu eignen sich Summenindizes, wie sie von vielen Autoren auf dem Gebiet des Lebensstandard-Ansatzes verwendet werden oder auch komplexere statistische Verfahren wie die (konfirmatorische) Faktorenanalyse unter der Verwendung von speziellen Kovarianz- bzw. Korrelationsmatrizen oder ein generalized latent variable model – Ansatz. Diese Verfahren können zum Teil auch in Verbindung mit Summenindizes genutzt werden. Dabei kann die Auswahl der Indikatoren zum einen theoriegeleitet erfolgen und zum anderen durch (explorative) statistische Verfahren unterstützt werden.

Das PASS ist besonders zur Implementierung des Lebensstandardansatzes geeignet, da sowohl der allgemein als notwendig erachtete Mindestbedarf als auch der individuelle Lebensstandard erhoben werden. Zudem bietet der Datensatz die Möglichkeit, die Analyse nach Haushaltsstrukturen zu differenzieren.

Um den zuvor diskutierten Beschränkungen des Lebensstandardansatzes Rechnung zu tragen, operationalisieren wir das Ziel der sozialen Teilhabe in zwei Dimensionen.

Zum einen betrachten wir die Dimension der sozialen und kulturellen Integration und zum anderen die der finanziell bedingten Deprivation.

Damit weist der erste Ansatz explizit keinen direkten ökonomischen Bezug auf. Im Fokus steht dabei die Einbindung in soziale Netzwerke und die kulturelle Integration eines Individuums bzw. Haushalts, womit dieses Konzept einen anderen Schwerpunkt setzt, als der Lebensstandardansatz. Netzwerke werden im Sinne von Freundes- und Familiennetzwerken betrachtet. Zudem beziehen wir formelle Netzwerke wie z.B. die Beteiligung in Parteien oder Gewerkschaften in die Betrachtung ein. Kulturelle Integration wird in Form der Teilnahme an kulturellen Veranstaltungen und der Ausübung von künstlerischen Tätigkeiten berücksichtigt. Dieser Ansatz beachtet auch nicht marktlich vermittelte Aspekte der sozialen Teilhabe. Problematisch erscheint in diesem Kontext die mangelnde Präferenzkontrolle, die insbesondere im Hinblick auf die kulturelle Integration bedeutend sein könnte. Damit entzieht sich dieser Ansatz der direkten Verbindung zu den Wirkungskanälen der betrachteten familienpolitischen Instrumente, welche über monetäre Kanäle wirken.

5.2 Soziale Teilhabe und kulturelle Integration

5.2.1 Datengrundlage

Das Sozioökonomische Panel stellt in der Welle 2009 einige Indikatoren zur Abbildung der sozialen und kulturellen Integration zur Verfügung. Diese Indikatoren sind ordinal skaliert und geben die Häufigkeit eines sozialen Kontaktes oder einer Teilnahme an einer kulturellen Veranstaltung in vier Intensitäten an. Während sich kulturelle Teilhabe mit den vorhandenen Indikatoren gut abbilden lässt, gibt es keine Möglichkeit die Struktur von Freundes- oder Familiennetzwerken zu erfassen. Daten zu diesem Aspekt werden in eingeschränkter Form in Schwerpunktbefragungen erhoben. Die letzte Befragung zu diesem Themenkomplex wurde 2006 durchgeführt. Aus diesem Grund stehen lediglich zwei Indikatoren zur Analyse der Einbindung in (informelle) soziale Netzwerke zur Verfügung.

Die folgende Tabelle 46 zeigt die Indikatoren der sozialen und kulturellen Integration. Diese wurden dichotomisiert und so umkodiert, dass sie anzeigen, ob eine Person seltener als ein Mal im Monat eine entsprechende Tätigkeit ausübt. Hierzu werden folglich die Ausprägungen „jede Woche“ und „jeden Monat“ sowie „seltener“ und „nie“ zusammengefasst. Auf Grundlage dieser Indikatoren lässt sich dann ein Index der sozialen Exklusion, analog zum proportionalen Deprivationsindex (s.u.), konstruieren. Dieser Summenindex kann Werte von null bis neun annehmen, wobei ein höherer Wert eine geringere soziale Teilhabe ausdrückt. Im Gegensatz zum proportionalen Deprivationsindex, der lediglich auf Haushaltsebene zur Verfügung steht, kann hinsichtlich der nichtfinanziellen Dimension der sozialen Teilhabe in Paarhaushalten zwischen den Partnern unterschieden werden.

Tabelle 46: Indikatoren sozialer Teilhabe

Haushaltstyp	Besuch kultureller Veranstaltungen	Kino, Popkonzerte, Disko, etc.	Aktiver Sport	Künstlerische Tätigkeiten	Geselligkeit mit Freunden und Verwandten	Mithelfen bei Freunden und Verwandten	Ehrenamtliche Tätigkeit	Beteiligung in Bürgerinitiativen, etc.	Kirchgang, religiöse Veranstaltungen	Index sozialer Exklusion
1-Personen-Haushalte										
1-Personen-Haushalte (insgesamt)	0,83	0,78	0,63	0,82	0,24	0,61	0,86	0,99	0,84	6,6
1-Personen-Haushalte ohne Kinder	0,82	0,78	0,61	0,82	0,24	0,61	0,86	0,98	0,83	6,56
Alleinerziehende	0,89	0,81	0,71	0,81	0,25	0,6	0,89	1	0,88	6,85
Paar- Haushalte										
Frauen										
Paar-Haushalte (insgesamt)	0,86	0,87	0,56	0,82	0,23	0,62	0,84	0,99	0,8	6,62
Paare o, K,	0,83	0,87	0,58	0,83	0,25	0,66	0,86	0,99	0,81	6,71
Paare m, K, u, 16 J,	0,93	0,87	0,52	0,8	0,14	0,54	0,82	0,99	0,81	6,42
Paare m, K, ü, 16 J,	0,86	0,87	0,58	0,84	0,26	0,63	0,81	0,97	0,79	6,64
Paare m, K, u, und ü, 16 J,	0,91	0,78	0,56	0,84	0,23	0,57	0,83	0,99	0,74	6,45
Männer										
Paar-Haushalte (insgesamt)	0,87	0,85	0,62	0,85	0,26	0,6	0,78	0,97	0,84	6,66
Paare o, K,	0,85	0,86	0,65	0,84	0,29	0,64	0,81	0,97	0,85	6,75
Paare m, K, u, 16 J,	0,92	0,84	0,53	0,87	0,18	0,5	0,76	0,97	0,85	6,43
Paare m, K, ü, 16 J,	0,89	0,82	0,65	0,88	0,31	0,62	0,74	0,95	0,84	6,74
Paare m, K, u, und ü, 16 J,	0,93	0,84	0,56	0,88	0,22	0,53	0,76	0,97	0,8	6,48

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009.

Tabelle 46 zeigt die Indikatoren im Überblick. Die dargestellten Werte weisen jeweils den Anteil der Personen aus, die eine Aktivität seltener als jeden Monat ausüben. Dabei zeigt sich, dass die kulturelle Integration von Alleinerziehenden oder Paar-Haushalten mit Kindern tendenziell unterdurchschnittlich ausgeprägt ist (Besuch kultureller Veranstaltungen; Besuch von Kino, Popkonzerten, Diskotheken, ...; aktiver Sport; künstlerische Tätigkeiten). Insbesondere Alleinerziehende gehen seltener einer der genannten kulturellen Aktivitäten nach als 1-Personen-Haushalte ohne Kinder. Sowohl Frauen als auch Männer in Paar-Haushalten mit Kindern besuchen seltener kulturelle Veranstaltungen und gehen seltener einer künstlerischen Tätigkeit nach. Hinsichtlich des Besuchs von Popkonzerten oder Filmtheatern und der aktiven Ausübung von sportlichen Aktivitäten gibt es keine Unterschiede. Haushalte mit Kindern sind gemäß der vorliegenden Indikatoren zu sozialen Netzwerken (Geselligkeit mit Freunden und Verwandten, Mithelfen bei Freunden und Verwandten) tendenziell besser eingebunden als Haushalte ohne Kinder. Dies gilt insbesondere für Paar-Haushalte mit Kindern unter 16 Jahren. Die Integration in formelle Netzwerke ist insgesamt schwächer ausgeprägt. Während Alleinerziehende eine unterdurchschnittliche Partizipation zeigen, engagieren sich Paar-Haushalte mit Kindern insbesondere überdurchschnittlich in ehrenamtlichen Tätigkeiten. Dagegen gibt es kaum Unterschiede in der Beteiligung an

Bürgerinitiativen oder ähnlichen politischen Aktivitäten. Insgesamt zeigen Alleinerziehende eine unterdurchschnittliche soziale Teilhabe, was sich durch einen entsprechend höheren durchschnittlichen Indexwert ausdrückt. In Paar-Haushalten zeigt sich sowohl für Frauen als auch für Männer ein einheitliches Bild. Paar-Haushalte ohne Kinder weisen einen überdurchschnittlichen Indexwert auf. Im Gegensatz dazu zeigen Haushalte mit Kindern unter 16 Jahren und Haushalte mit Kindern im Alter von unter und über 16 Jahren eine überdurchschnittliche soziale Teilhabe.

5.2.2 Simulation

Die Simulation der Indizes erfolgt für den Rechtsstand 2009 und 2010 sowie für einige ausgewählte Reformszenarien. Hierzu wird für lineares Regressionsmodell verwendet, welches den Einfluss verschiedener Variablen auf den Index der sozialen Exklusion beschreibt. Für die Regressionen werden ausschließlich Haushalte mit Kindern herangezogen, um die Wirkung familienpolitischer Maßnahmen speziell für diese Gruppe von Haushalten zu erfassen.

Die Simulation der sozialen Teilhabe wird nach dem folgenden Muster durchgeführt. Für den Rechtsstand 2009 wird der jeweilige Index der sozialen Exklusion auf verschiedene erklärende Variablen regressiert (wöchentliche Arbeitszeit, Haushaltseinkommen, pflegebedürftige Person im Haushalt, Grad der Behinderung, Geschlecht, Alter, Ost- oder Westdeutschland, ausländische Staatsbürgerschaft, ungelernter Arbeiter, Universitätsabschluss, selbständig und Haushaltsgröße). Es werden getrennte Modelle für Alleinerziehenden- und Paar-Haushalte geschätzt. Innerhalb von Paar-Haushalten wird nach den (Ehe-)Partnern differenziert. Dabei wird auch die Interdependenz der sozialen Teilhabe zwischen diesen Personen berücksichtigt, indem die Variablen beider Partner in das Modell aufgenommen werden. Damit enthalten beide Modelle dieselben Regressoren. Dieses Vorgehen trägt auch der Korrelation der Störterme über die Gleichungen hinweg Rechnung, da sich ein derartiges Vorgehen als „seemingly unrelated regression“ (SUR)- Schätzer interpretieren lässt (Cameron/ Trivedi 2005: 210) . Die so ermittelten Regressionskoeffizienten werden für die weiteren Simulationsschritte verwendet.

Das Mikrosimulationsmodell liefert für den Rechtsstand 2010 und die unterschiedlichen Reformszenarien je ein Einkommen, welches ein Haushalt erreichen kann, wenn er ein spezifisches Arbeitsangebot wählt bzw. eine bestimmte Kombination von Arbeitsangebotsentscheidungen trifft. Zudem werden im Mikrosimulationsmodell die Wahrscheinlichkeiten berechnet, mit denen die Partner in einem Haushalt eine bestimmte Arbeitszeitkategorie wählen. Für Singlehaushalte werden somit sechs Einkommensangaben und Wahrscheinlichkeiten erzeugt. Für Paarhaushalte erhält man 36 mögliche Kombinationen des Arbeitsangebots. In der eingangs geschätzten Regressionsgleichung wird nun das jeweilige Einkommen für eine Arbeitszeitkategorien ersetzt und der simulierte Index der sozialen Exklusion berechnet. Im Anschluss daran wird unter Verwendung der genannten Wahrscheinlichkeiten der Erwartungswert des Indexes gebildet.

Die folgenden Tabellen stellen die Ergebnisse der Regressionen, die der Simulation zugrunde liegen, dar. Da der verwendete Indikator zur sozialen Teilhabe auf Ebene der Individuen vorliegt, werden die Regressionskoeffizienten zunächst für Männer und Frauen in Paar-Haushalten und anschließend für Alleinerziehenden-Haushalte präsentiert.

Tabelle 47: Simulation - Soziale und kulturelle Teilhabe (Paar-Haushalte, Männer)

Variable	Paar-Haushalte	
	Frau	Mann
Alter	0,000795	0,00733
Ausländische Staatsangehörigkeit	-0,377***	0,323**
Arbeitszeitkat. 10 Std.	-0,226**	-0,182
Arbeitszeitkat. 20 Std.	-0,0982	-0,229
Arbeitszeitkat. 30 Std.	0,154	-0,441**
Arbeitszeitkat. 40 Std.	0,204*	0,0425
Arbeitszeitkat. 50 Std.	0,380*	-0,0139
Selbständig	-0,147	0,164
Ungelernter Arbeiter	0,132	-0,369***
Universitätsabschluss	0,269*	0,002
Grad der Behinderung	-0,00168	0,00866***
Haushaltsgröße		-0,101**
Ostdeutschland		0,168*
Nettohaushaltseinkommen		-0,180***
Pflegebedürftige Person im Haushalt		0,357*
Konstante		7,088***
Beobachtungen		2413
R2		0,075

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Tabelle 48: Simulation - Soziale und kulturelle Teilhabe (Paar-HH, Frauen)

Variable	Paar-Haushalte	
	Frau	Mann
Alter	-0,0011	-0,00174
Ausländische Staatsangehörigkeit	-0,0728	-0,00493
Arbeitszeitkat. 10 Std.	-0,148	0,152
Arbeitszeitkat. 20 Std.	-0,105	-0,588*
Arbeitszeitkat. 30 Std.	0,0617	-0,291
Arbeitszeitkat. 40 Std.	0,318***	-0,282***
Arbeitszeitkat. 50 Std.	0,251	-0,342***
Selbständig	0,294***	0,282**
Ungelernter Arbeiter	-0,177*	-0,482***
Universitätsabschluss	-0,355**	0,161
Grad der Behinderung	0,000975	-0,00128
Haushaltsgröße		-0,107***
Ostdeutschland		0,223**
Nettohaushaltseinkommen		-0,0196
Pflegebedürftige Person im Haushalt		0,279
Konstante		7,315***
Beobachtungen		2391
R2		0,08

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Tabelle 49: Simulation - Soziale und kulturelle Teilhabe (1-Personen-Haushalte)

Variable	1-Personen-Haushalte
	Alter
Geschlecht (Frau)	0,198
Ausländische Staatsangehörigkeit	0,211
Arbeitszeitkat. 10 Std.	-0,411
Arbeitszeitkat. 20 Std.	0,0402
Arbeitszeitkat. 30 Std.	-0,0994
Arbeitszeitkat. 40 Std.	-0,488**
Arbeitszeitkat. 50 Std.	-0,299
Selbständig	-0,152
Ungelernter Arbeiter	0,14
Universitätsabschluss	-0,571***
Grad der Behinderung	0,00501
Haushaltsgröße	0,103
Ostdeutschland	-0,0303
Nettohaushaltseinkommen	-0,287**
Pflegebedürftige Person im Haushalt	0,592
Konstante	6,595***
Beobachtungen	546
R2	0,134

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

5.2.3 Ergebnisse

Bereits die Schätzungen für den Rechtsstand 2009 liefern interessante Erkenntnisse hinsichtlich des Zusammenhangs der sozialen Teilhabe und anderer (sozioökonomischer) Variablen. Es ist dabei zu beachten, dass die Regressionsergebnisse eine kausale Interpretation, wie bereits in der Diskussion der empirischen Modellierung diskutiert wurde, nur begrenzt zulassen.

Es zeigt sich für Alleinerziehende ein insgesamt positiver Effekt des sozioökonomischen Hintergrunds auf die soziale Teilhabe. Sowohl das Einkommen als auch der Bildungshintergrund korrelieren signifikant negativ mit dem Index der sozialen Exklusion. Dies zeigt zum einen die Bedeutung finanzieller Möglichkeiten und zum anderen die Bedeutung von individuellen Präferenzen. Allerdings ist der Einfluss des Haushaltseinkommens quantitativ eher gering. So sinkt der Index um ca. 0,3 Punkte, wenn das Haushaltseinkommen um 1000 Euro steigt. Insbesondere zeigt die 40-Stunden Arbeitszeitkategorie eine signifikant negative Korrelation im Vergleich zur Null-Stunden Kategorie. Dies kann darauf hindeuten, dass soziale Kontakte insbesondere durch den Arbeitsplatz vermittelt werden. Die Analyse der sozialen Teilhabe in Paar-Haushalten zeigt ein ähnliches Bild. Die hier verwendeten Regressionsmodelle werden getrennt nach (Ehe-)Partnern geschätzt und beinhalten neben den Variablen der betreffenden Person auch die Partnervariablen. Es zeigt sich wiederum ein negativer Zusammenhang des Haushaltseinkommens mit dem Index der sozialen Exklusion. Dieser ist allerdings nur für Männer signifikant und insgesamt quantitativ von eher geringer Bedeutung. Die Arbeitszeit des Mannes beeinflusst die soziale Teilhabe der Partnerin in den Arbeitszeitkategorien 40 und 50 Wochenstunden, im Vergleich zu keiner Arbeit, signifikant positiv. Im Gegensatz dazu geht eine Vollzeitwerbstätigkeit der Frau im Umfang von 40 Wochenstunden mit einer erhöhten sozialen Exklusion der Frau einher. Es zeigt sich weiterhin, dass eine Vollzeitwerbstätigkeit der Frau im Umfang von 40 oder 50 Wochenarbeitsstunden mit einer verringerten sozialen Teilhabe des Mannes einhergeht. Wobei diese Relation lediglich auf einem Niveau von 10% signifikant ist. Dahingegen steigt die soziale Teilhabe des Mannes bei einem geringen Beschäftigungsumfang (10-Stundenkategorie) der (Ehe-)Frau. Wie auch bei den Alleinerziehenden zeigt sich zudem eine positive Korrelation des Bildungshintergrunds mit der sozialen Teilhabe beider Partner.

Tabelle 50 weist die simulierten Erwartungswerte für die einzelnen Rechtsstände und Variationen familienpolitischer Maßnahmen aus. Die Ergebnisse werden getrennt nach Alleinerziehenden- und Paar-Haushalten sowie innerhalb von Paar-Haushalten nach (Ehe-)Partnern differenziert dargestellt.

Insgesamt zeigen sich nur geringfügige Änderungen in den Indizes der sozialen Teilhabe. Dieses Ergebnis korrespondiert mit der quantitativ geringen Bedeutung des Einkommens für die soziale Teilhabe und den Arbeitsangebotseffekten. Zudem werden Einkommensverluste, welche aus der Variation einer einzelnen Leistung resultieren, durch die Interaktion mit dem Steuer-Transfer-System zumindest teilweise ausgegli-

chen. So kann bspw. durch eine fiktive Kürzung des Kindergeldes, ein Anspruch auf Leistungen aus dem ALG II-System entstehen. Tendenziell zeigt sich, dass die simulierten Zustände zu einer verringerten sozialen Teilhabe führen. Dies kann neben einer Verringerung der finanziellen Ausstattung eines Haushalts auch auf die Abhängigkeit der sozialen Teilhabe von der gemeinsamen Verteilung des Arbeitsangebots in einem Haushalt zurückzuführen sein. Die Ergebnisse erscheinen insbesondere vor dem Hintergrund von zahlreichen öffentlich subventionierten Kulturveranstaltungen plausibel und weisen auf die Bedeutung individueller Präferenzen hin. Der Vergleich unterschiedlicher Haushaltszusammensetzungen zeigt, dass Alleinerziehende im Ausmaß ihrer sozialen Exklusion kaum Differenzen hinsichtlich der Zahl der Kinder aufweisen. Dahingegen zeigen Paar-Haushalte mit mehreren Kindern eine stärkere soziale Integration. Hier gibt es keine bedeutenden Unterschiede zwischen Männern und Frauen in Paar-Haushalten. Männer in Paar-Haushalten mit einem Kind scheinen eine geringere soziale Integration aufzuweisen, während Frauen in Haushalten mit mehr als zwei Kindern eine geringere durchschnittliche Integration aufweisen.

Tabelle 50: Simulationsergebnisse – Soziale Teilhabe

Haushaltstyp	Insgesamt	Anzahl der Kinder		
		Ein Kind	Zwei Kinder	Mehr als zwei Kinder
Alleinerziehenden-Haushalte				
RS 2009	6,86	6,87	6,84	6,87
RS 2010	6,85	6,86	6,82	6,85
Kindergeld	6,87	6,88	6,85	6,90
Kinderzuschlag	6,85	6,86	6,82	6,85
Kinderkomponente ALG2	6,85	6,86	6,82	6,86
Paar-Haushalte				
Frauen				
RS 2009	6,49	6,62	6,39	6,30
RS 2010	6,49	6,62	6,40	6,30
Kindergeld	6,50	6,63	6,40	6,31
Kinderzuschlag	6,49	6,62	6,40	6,30
Kinderkomponente ALG2	6,49	6,62	6,40	6,30
Beitragsfreie Mitversicherung	6,49	6,62	6,40	6,30
Ehegattensplitting	6,50	6,63	6,40	6,31
Männer				
RS 2009	6,54	6,71	6,41	6,26
RS 2010	6,52	6,70	6,40	6,24
Kindergeld	6,56	6,72	6,44	6,30
Kinderzuschlag	6,52	6,70	6,40	6,24
Kinderkomponente ALG2	6,52	6,70	6,40	6,24
Beitragsfreie Mitversicherung	6,52	6,70	6,40	6,24
Ehegattensplitting	6,54	6,72	6,42	6,27

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009.

5.3 Materielle Deprivation

Das Konzept der materiellen Deprivation nach dem Lebensstandardansatz wurde im Laufe der Zeit mit verschiedenen empirischen Methoden umgesetzt. Während Townsend (1979) versucht, Deprivation über den statistischen Zusammenhang verschiedene Güter und Aktivitäten, welche zum gewöhnlichen Lebensstandard zählen, und dem Einkommen zu messen, entwickelten Mack und Lansley (1985) das Konzept weiter.

An die Stelle eines minimalen Einkommens zur Erreichung des gesellschaftlichen Mindeststandards als Referenzpunkt zur Bestimmung von Deprivationsarmut trat bei ihnen eine direkte Erfassung des Mindeststandards durch die befragten Personen selbst. Als Mindeststandard gilt demnach ein Gut, eine Dienstleistung oder eine Aktivität, die die absolute Mehrheit der Befragten für unabdingbar erklärt. Weiterhin implementierten sie ein Verfahren zur Präferenzkontrolle, mit welchem diese zumindest in dem Maße kontrolliert werden, als das bei einem Fehlen eines Gutes oder einer Aktivität erfragt wird, ob hierfür finanzielle Gründe ursächlich sind. Allerdings wird hiermit implizit die Annahme getroffen, dass die Befragten unterscheiden können, ob ein bestimmtes Gut aufgrund eines Mangels von ökonomischen Ressourcen fehlt oder ob das Fehlen Ausdruck einer Konsumpräferenz ist – Ressourcen also durch eine Konsumententscheidung gebunden werden und nicht mehr für andere Güter des Mindeststandards verfügbar sind. Diese Annahme ist grundsätzlich als problematisch anzusehen.

Eine Person wird als „arm“ betrachtet, wenn sie über drei oder mehr Güter oder Aktivitäten aus finanziellen Gründen nicht verfügen kann. Nach Halleröd (1994, 1995) kann dieses Armutsmaß als majority-necessity-index bezeichnet werden.

Halleröd (1994, 1995) und Muffels (1993) entwickelten den proportionalen Deprivationindex. Dieser Ansatz wird vor allem dadurch gekennzeichnet, dass das Vorhandensein eines nicht als notwendig erachteten Gutes das Fehlen eines notwendigen ausgleichen kann. Aufgrund dessen werden in den proportionalen Deprivationsindex Informationen zu allen Gütern und Aktivitäten einbezogen und entsprechend ihres Verbreitungsgrades bzw. ihrer Bewertung durch die Befragungspersonen gewichtet. Damit findet keine Vorauswahl relevanter Aspekte statt und Güter, welche nicht unter den „Mindeststandard“ fallen, erhalten in der Indexberechnung ein geringeres Gewicht.

Im Detail wird dieser Ansatz in Form eines (gewichteten) Summenindexes berechnet. Dieser (gewichtete) Index umfasst die Summe aller Güter und Aktivitäten über die ein Haushalt aus finanziellen Gründen nicht verfügt. Bei der Interpretation der Indizes ist also zu berücksichtigen, dass wiederum ein höherer Wert eine erhöhte Deprivation anzeigt. Jedes Item, welches aus finanziellen Gründen fehlt, kann mit dem Anteil der Personen gewichtet werden, die das Vorhandensein dieses Items für „unbedingt notwendig“ erachten. Dieses Gewichtungsschema lässt sich zudem beliebig variieren, indem andere Variablen, wie die Verteilung nach Haushaltstypen zum Beispiel, in die Gewich-

tung einbezogen werden. Im Rahmen dieser Analyse verwenden wir jedoch die ungewichtete Version des Index.

5.3.1 Panel „Arbeitsmarkt und Soziale Sicherung“

Das Panel „Arbeitsmarkt und Soziale Sicherung“ (PASS) wurde im Rahmen der Evaluation des Arbeitslosengeldes II durch das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) initiiert, um die vorhandenen Lücken in der Verfügbarkeit von Daten aus den administrativen Datensätzen zu schließen. Das Panel wird jährlich erhoben und befindet sich zurzeit in der dritten Welle. Für die Analysen wurden aus zeitlichen Gründen die ersten beiden Wellen herangezogen.

In der ersten Erhebungswelle von 2006 bzw. 2007 wurden ca. 19000 Personen in einem Alter ab 15 Jahren in ca. 13000 Haushalten befragt. Die Befragung wurde 2007/2008 wiederholt. Hier konnten ca. 13500 Personen in annähernd 9500 Haushalten befragt werden. Davon nahmen ca. 8200 Haushalte an einer erneuten Befragung teil. Neben Angaben zu den Themen Haushaltszusammensetzung, Bildung, Einkommen, Erwerbstätigkeit und Gesundheit wurden auch Daten zur materiellen Deprivation erhoben. Die Stichprobe des PASS besteht aus zwei (drei) Substichproben: Einer BA-Stichprobe mit Haushalten, die Arbeitslosengeld II beziehen und einer Microm-Stichprobe, welche Haushalte und Personen umfasst, die zur deutschen Wohnbevölkerung zählen. Mit der zweiten und dritten Welle wurde zudem eine Ergänzungstichprobe gezogen, um die Repräsentativität im Querschnitt zu gewährleisten und eine ausreichende Zahl von Haushalten für das Panel zu erhalten. Wir verwenden im Folgenden die zweite Welle des PASS.

Mit seinen Fragebatterien im Bereich der materiellen Deprivation grenzt sich das PASS vom Sozioökonomischen Panel (SOEP) ab, da hier eine größere Bandbreite von Gütern und Aktivitäten erfragt und zudem auch die Notwendigkeit eines Items erhoben wird. Insgesamt stehen damit 26 Güter und Aktivitäten zur Verfügung. Es wurde auch erhoben, inwiefern das Fehlen eines Items auf finanzielle oder andere Gründe zurückzuführen ist. Zu diesen Gütern und Aktivitäten zählen unter anderem das Vorhandensein einer Wohnung mit einer ausreichenden Anzahl von Zimmern, das Vorhandensein eines Fernsehers oder DVD-Players, die Möglichkeit einmal im Monat Freunde zum Essen einzuladen oder ob eine pünktliche Zahlung der Miete möglich ist. Fragen nach der Notwendigkeit eines Items wurden ausschließlich solchen Personen gestellt, bei denen ein Item aus finanziellen Gründen nicht vorhanden war

Aus diesen Items und den entsprechenden Bewertungen wurde der gewichtete proportionale Deprivationsindex berechnet. Tabelle 51 bietet einen deskriptiven Überblick über die materielle Deprivation aufgeschlüsselt nach Haushaltstypen. Bei der vorherigen Bestimmung der sozialen und kulturellen Teilhabe war es möglich, zwischen (Ehe-) Partnern innerhalb eines Haushalts zu differenzieren. Da sich die im PASS erfassten Indikatoren auf den Haushalt beziehen, ist dies hier nicht möglich. Die deskriptiven Ergebnisse für die PASS-Stichprobe zeigen, dass Alleinerziehende von einer überdurch-

schnittlichen materiellen Deprivation betroffen sind. Dies weist auf die insgesamt prekäre Situation von Alleinerziehenden hin. Paar-Haushalte werden im Vergleich zu 1-Personen-Haushalten durch eine insgesamt geringere materielle Deprivation gekennzeichnet. Innerhalb der Gruppe der Paar-Haushalte differenziert sich das Bild weiter. Während Paare ohne Kinder unterdurchschnittlich depriviert sind, sind Paar-Haushalte mit Kindern unter 16 Jahren überdurchschnittlich stark von materieller Deprivation betroffen.

Tabelle 51: Proportionaler Deprivationsindex

Haushaltstyp	Mittelwert	Std.abw.	Median	Minimum	Maximum	N
1-Personen-Haushalte						
1-Personen-Haushalte (insgesamt)	0,84	1,2	0,3	0	10	7533
1-Personen-Haushalte o. K.	0,79	1,18	0,3	0	10	4983
Alleinerziehende	1,11	1,25	0,6	0	6,9	2550
Paar- Haushalte						
Paar-Haushalte (insgesamt)	0,37	0,73	0	0	7,8	7607
Paare o, K,	0,3	0,62	0	0	6,9	3292
Paare m, K, u, 16 J,	0,48	0,87	0,1	0	7,8	2354
Paare m, K, ü, 16 J,	0,39	0,75	0	0	5,6	1318
Paare m, K, u, und ü, 16 J,	0,54	0,92	0,2	0	6,9	643

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des PASS 2007/2008.

5.3.2 Statistisches Matching

Da der proportionale Deprivationsindex auf Grundlage der PASS-Haushalte berechnet wird, stellt sich das Problem der Übertragung auf das Mikrosimulationsmodell. Dieses kann unter Rückgriff auf zwei verschiedene Ansätze gelöst werden.

Zum einen ist es möglich ein Regressionsmodell mit PASS-Daten zu schätzen und die geschätzten Koeffizienten für die Simulationen zu nutzen. Dieses Vorgehen hat den Nachteil, dass die Menge an geeigneten Variablen eingeschränkt wird, die durch das unterschiedliche Erhebungsdesign der beiden Datensätze ohnehin begrenzt ist. Zudem würde ein solches Vorgehen bereits bei der Schätzung mit PASS-Daten ein erklärendes Modell voraussetzen und parametrische Restriktionen implizieren.

Zum anderen kann ein statistisches Matching durchgeführt werden. Wir verwenden hierzu ein lineares Regressionsmodell und regressieren den proportionalen Deprivationsindex auf Variablen, die sowohl im PASS als auch im SOEP vorhanden sind. Hierbei sollten die verwendeten Definitionen der Variablen möglichst ähnlich sein. Die Auswahl der Variablen wird weiterhin durch die Zahl von fehlenden Werten auf einer Variablen eingeschränkt, um so die Stichproben nicht zu stark zu reduzieren. Als Regressoren werden das Alter, der Gesundheitszustand, Familienstand, Bildung (ISCED), der Haushaltstypus, das Haushaltseinkommen und der Bezug von Transferleistungen (Sozialhilfe, Arbeitslosengeld II und Wohngeld) verwendet. Insbesondere die Variable

Haushaltseinkommen ist problematisch, da diese zum Einen nicht notwendigerweise mit dem im SOEP erfragten Einkommen übereinstimmt und zum anderen im Mikrosimulationsmodell ein simuliertes Haushaltseinkommen verwendet wird. Ergänzend werden Indikatoren zur Wohnung (Wohnfläche und Zufriedenheit mit der Wohnsituation) berücksichtigt. Der Erwerbsstatus wird über verschiedene dichotomisierte Variablen abgebildet, die danach differenzieren, ob eine Person arbeitslos, erwerbstätig, in Ausbildung oder sonst nicht erwerbstätig ist. Weiterhin wird die allgemeine Lebenszufriedenheit einer Person als Regressor verwendet. Dieses Modell dient explizit keiner Kausalanalyse und kann daher auch nicht in diesem Sinne interpretiert werden. Es soll die statistischen Beziehungen zwischen den Variablen möglichst genau erfassen und somit einen entsprechenden Übertrag auf die SOEP-Stichprobe des Mikrosimulationsmodells ermöglichen.

Die Regressionen werden nach 1-Personen- und Paar-Haushalten getrennt geschätzt, um einer möglichen Parameterheterogenität Rechnung zu tragen. Weiterhin werden die Regressionen gewichtet geschätzt, um eine Verzerrung der Parameter aufgrund der Überrepräsentanz von Transferempfänger-Haushalten im PASS zu vermeiden.

Die so geschätzten Regressionskoeffizienten werden verwendet, um den Deprivationsindex auf das SOEP zu übertragen. Die grundlegende Intuition hinter diesem Vorgehen besteht darin, dass man versucht, mit den verwendeten Variablen die Haushalte adäquat abzubilden und die statistische Beziehungen der Haushaltscharakteristika zu den Indizes zu erfassen. Man versucht mit diesem Vorgehen statistische ähnliche Haushalte zu finden. Durch das lineare Regressionsmodell und die daraus abgeleiteten Indexwerte liegt der Index nicht mehr in seinem ursprünglichen Wertebereich. Dies ist jedoch nicht weiter problematisch, da der Index insbesondere aufgrund der relativen Informationen unter den Haushalten von Interesse ist und diese erhalten bleiben.

Tabelle 52 stellt die Schätzergebnisse der Regressionen dar. Hierbei ist zu beachten, dass es sich bei der Schätzung für Paar-Haushalte um eine gemeinsame und nicht um eine nach (Ehe-)Partnern getrennte Schätzung handelt.

Tabelle 52: Statistisches Matching

Variablen	Paar-Haushalte		1-Personen-Haushalte
	Frau	Mann	
Alter	-0,000498	-0,00364	-0,00791***
Geschlecht (Frau)			0,146**
Ausländische Staatsangeh.	0,148	0,132	0,193*
Bildung: ISCED 2	-0,686***	-0,803***	0,152
Bildung: ISCED 3	-0,670***	-0,802***	-0,00358
Bildung: ISCED 4	-0,743***	-0,839***	-0,131
Bildung: ISCED 5	-0,715***	-0,924***	-0,138
Bildung: ISCED 6	-0,716***	-0,857***	-0,226
Erwerbstätig	-0,168**	-0,0564	-0,403***
Nicht erwerbstätig	-0,118*	-0,119	-0,169
In Ausbildung	-0,193*	0,153	-0,299*
Subj. Gesundheit (gut)	0,0336	-0,0265	-0,111
Subj. Gesundheit (zufriedenst.)	-0,0158	-0,028	-0,00548
Subj. Gesundheit (weniger gut)	0,0856	-0,00278	0,018
Subj. Gesundheit (schlecht)	-0,0442	0,0151	-0,00372
Grad der Behinderung	-0,00147	0,00296	0,00042
Zufriedenheit mit der Wohnung	-0,0186	-0,0418***	-0,0538***
Lebenszufriedenheit	-0,0977***	-0,0639***	-0,164***
Haushaltsgröße		0,111***	0,190**
Kinder u. 4 Jahren im HH		-0,0527	-0,306*
Nettohaushaltseinkommen		-0,0111**	-0,0645***
ALG2/ Grunds. im Alter/ SH		0,819***	0,819***
Wohngeldbezug		0,452**	0,638***
Wohneigentum		0,0195	-0,229***
Wohnfläche		-0,000968	-0,000876
Ostdeutschland		0,057	-0,00996
Verheiratet		-0,0598	
1-Eltern-Haushalt			-0,253**
Paar m. K. u. 16 Jahren		-0,107	
Paar m. K. ü. 16 Jahren		-0,0886	
Paar m. K. u. und ü. 16 Jahren		-0,218**	
Konstante		3,797***	2,928***
Beobachtungen		1690	2884
korrigiertes R2		0,483	0,465

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des PASS 2007/ 2008. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

5.3.3 Simulation

Das Vorgehen im Zuge der Simulation der materiellen Deprivation entspricht dem Vorgehen, wie es auch schon zur Simulation der sozialen Teilhabe verwendet wurde. Im Gegensatz zur sozialen Teilhabe werden jedoch keine getrennten Regressionen für Partner in einem Paar-Haushalt geschätzt, da der Indikator zur materiellen Deprivation nur auf Haushaltsebene vorliegt. Die zur Simulation verwendeten Variablen entspre-

chen den bereits präsentierten Variablen. Die Regressionskoeffizienten, die der Simulation des proportionalen Deprivationsindex zu Grunde liegen, werden in Tabelle 53 dargestellt. Insgesamt zeigen die Ergebnisse eine negative Korrelation zwischen der Arbeitszeit und der materiellen Deprivation eines Haushalts. Dahingegen besteht ein positiver Zusammenhang mit der Haushaltsgröße. Die isolierte Korrelation mit dem Nettohaushaltseinkommen ist statistisch insignifikant. Dies sollte jedoch angesichts der vorangegangenen Matching-Prozedur nicht als die Abwesenheit eines Zusammenhangs interpretiert werden. Zudem korreliert die Einkommenshöhe zum Teil mit dem Umfang der Arbeitsmarktbeteiligung und dem Bildungsniveau, so dass der Koeffizient aufgrund von Multikollinearität nicht präzise geschätzt werden kann.

Tabelle 53: Simulation – Proportionaler Deprivationsindex

Variable	Paar-Haushalte		1-Personen-Haushalte
	Frau	Mann	
Alter	0,0951	-0,265***	0,0828
Geschlecht (Frau)			4,65
Ausländische Staatsangeh.	-0,635	-4,270***	-6,694
Arbeitszeitkat. 10 Std.	-2,923**	-10,31***	-4,265
Arbeitszeitkat. 20 Std.	-3,137***	-9,544**	-5,994
Arbeitszeitkat. 30 Std.	-1,841	-9,059***	-12,82*
Arbeitszeitkat. 40 Std.	-4,889***	-10,19***	-16,20***
Arbeitszeitkat. 50 Std.	-3,327	-10,46***	-9,737
Selbständig	0,207	-0,388	-6,795
Ungelernter Arbeiter	4,432***	3,224**	-1,662
Universitätsabschluss	1,266	0,951	-8,709
Grad der Behinderung	0,0298	0,0510**	-0,159
Haushaltsgröße		1,410***	7,068**
Ostdeutschland		2,991***	5,538
Nettohaushaltseinkommen		-0,598	-3,129
Pflegebed. Person im HH		-4,220*	21,57*
Konstante		17,06***	2,188
Beobachtungen		2382	544
R2		0,092	0,071

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

5.3.4 Ergebnisse

Die Simulationsergebnisse zeigen, wie auch schon bei der vorherigen Analyse, kaum Änderungen in der materiellen Deprivation über die betrachteten Variationen der familienpolitischen Leistungen hinweg. Dies war angesichts der geschätzten Parameter und der geringen Arbeitsangebotseffekte zu erwarten. Zudem werden die, durch die Variation der einzelnen Leistungen, induzierten Einkommensänderungen durch das Steuer-Transfer-System in weiten Teilen kompensiert, so dass diese nach Interaktion und Verhaltensanpassung eher gering ausfallen. Im Vergleich zur deskriptiven Betrachtung weichen die ermittelten Mittelwerte von den Mittelwerten der PASS-

Stichprobe ab, was auf das zweistufige Verfahren zurückzuführen ist. Jedoch bleibt der grundlegende Unterschied zwischen 1-Eltern- und Paar-Haushalten bestehen. Letztere weisen eine geringere materielle Deprivation auf als Alleinerziehenden-Haushalte. Im Vergleich der unterschiedlichen Haushaltszusammensetzungen zeigt sich eine insgesamt schlechtere Position von Haushalten mit mehreren Kindern. Dies gilt sowohl für Paar- als auch Alleinerziehenden-Haushalte. In Relation zu anderen Leistungsvariationen werden die stärksten Änderungen in den Mittelwerten durch eine Reduktion des Kindergeldes hervorgerufen. Diese führt durchweg zu einer Erhöhung der materiellen Deprivation. Die Einführung der Individualveranlagung führt in Paar-Haushalten mit mindestens zwei Kindern zu einer erhöhten materiellen Deprivation.

Tabelle 54: Simulationsergebnisse – Proportionaler Deprivationsindex

Haushaltstyp	Insgesamt	Anzahl der Kinder		
		Ein Kind	Zwei Kinder	Mehr als zwei Kinder
Alleinerziehenden-Haushalte				
RS 2009	12,43	9,49	16,24	24,24
RS 2010	12,23	9,31	15,96	24,01
Kindergeld	12,57	9,57	16,45	24,61
Kinderzuschlag	12,24	9,32	15,97	24,03
Kinderkomponente ALG2	12,26	9,33	16,02	24,07
Paar-Haushalte				
RS 2009	3,36	2,79	2,98	6,54
RS 2010	3,28	2,72	2,91	6,42
Kindergeld	3,44	2,80	3,12	6,75
Kinderzuschlag	3,28	2,72	2,91	6,43
Kinderkomponente ALG2	3,24	2,67	2,88	6,40
Beitragsfreie Mitversicherung.	3,23	2,67	2,86	6,41
Ehegattensplitting	3,33	2,72	2,98	6,57

Quelle: Eigene Berechnungen auf Grundlage des SOEP 2009.

6 Literatur

- Althammer, J. (2007): Gesamtwirtschaftliche Effekte betrieblicher Familienpolitik. In: Dilger, A.; Gerlach, I.; Schneider, H. (Hrsg.): Betriebliche Familienpolitik, Wiesbaden, S. 45-63.
- Arntz, M.; Boeters, S.; Gürtzgen, N. (2006): Alternative Approaches to Discrete Working Time Choice in an AGE Framework, *Economic Modelling* 23, 1008-1032.
- Augustin-Dittmann, S. (2010): The Development of All-Day Schooling in Germany: How was it possible in this Conservative Welfare State? In: *German Policy Studies*. Vol. 6, No. 3: 49-81.
- Bach, S.; Buslei, H. (2003): Fiskalische Wirkungen einer Reform der Ehegattenbesteuerung, *DIW Wochenbericht* 22/2003, Berlin.
- Baker, M.; Gruber, J.; Milligan, K. (2008): Universal Childcare, Maternal Labor Supply and Family Well-Being, verfügbar unter: <http://faculty.arts.ubc.ca/kmilligan/research/baker-gruber-milligan-april2008.pdf>.
- Bargain O. und K. Orsini (2006): In-Work Policies in Europe: Killing two Birds with one Stone? *Labour Economics* 13 (6), 667– 697.
- Beblo, M. und E. Wolf (2002): Wage Penalties for Career Interruptions – An Empirical Analysis for West Germany, *ZEW Discussion Paper* Nr. 02-45, Mannheim.
- Beblo, M., D. Beninger und F. Laisney (2004), Family Tax Splitting: A Microsimulation of its Potential Labour Supply and Intra-household Welfare Effects in Germany, *Applied Economics Quarterly* 50 (3), 231-248.
- Belsky et al. (2007): Are there Long Term Effects of Early Child Care? In: *Child Development*, Jahrgang 78, Heft 2, S. 681-701.
- Berger L. M., L. Waldfogel (2004), Maternity Leave and the Employment of New Mothers in the United States, *Journal of Population Economics* 17, 331-349.
- Bertram, H; Rösler, W.; Ehlert, N. (2005): Nachhaltige Familienpolitik. Zukunftssicherung durch einen Dreiklang von Zeitpolitik, Berlin.
- Birg, H. (2006): Die ausgefallene Generation. Was die Demographie uns über die Zukunft sagt, München.
- Björklund, A. (1992), Rising Female Labor Force Participation and the Distribution of Family Income – the Swedish Experience, *Acta Sociologica* 35, 299-309.
- Black, S.E.; Devereux, Løken, K.; Salvanes, P.J. (2010): The Perils of Pre-School? The Effect of Child Care on Academic Performance, unveröffentlichtes Arbeitspapier, Norwegian School of Economics.
- Blundell R., Dunvan A., McCrae J. and C. Meghir (2000): The Labour Market Impact of the Working Families' Tax Credit, *Fiscal Studies* 21 (1), 75-104.

- BMFSFJ (2005): Gender-Datenreport. 1. Datenreport zur Gleichstellung von Frauen und Männern in der Bundesrepublik Deutschland, Berlin.
- BMFSFJ (2006): Siebter Familienbericht. Familie zwischen Flexibilität und Verlässlichkeit, Berlin.
- BMFSFJ (2007): Inanspruchnahme familienbezogener Leistungen im Lebensverlauf. Kurzfassung. Expertise für das Kompetenzzentrum für familienbezogene Leistungen im Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend. Berlin.
- BMFSFJ (2007a): Das Elterngeld im Urteil der jungen Eltern. Tabellenband, Berlin.
- BMFSFJ (2008): Dossier Ausbau der Kinderbetreuung. Kosten-Nutzen-Finanzierung, Berlin.
- BMFSFJ (2008a): Alleinerziehende in Deutschland – Potenziale, Lebenssituationen und Unterstützungsbedarfe. Monitor Familienforschung. Ausgabe 15, Berlin.
- BMFSFJ (2008b): Dossier Kinderzuschlag - Gesetzliche Regelung und Möglichkeiten zur Weiterentwicklung, Berlin.
- BMFSFJ (2008c): Dossier Elterngeld als Teil nachhaltiger Familienpolitik - Materialien aus dem Kompetenzzentrum für familien-bezogene Leistungen im Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend, Berlin.
- BMFSFJ (2008d): Evaluation des Gesetzes zum Elterngeld und zur Elternzeit - Endbericht 2008, Berlin.
- BMFSFJ (2009): Memorandum Familie Leben. Impulse für eine familienbewusste Zeitpolitik, Berlin.
- BMFSFJ (2009a): Evaluation des Kinderzuschlags - Ergebnisbericht, Berlin.
- BMFSFJ (2009b): Evaluationsbericht Bundeselterngeld- und Elternzeitgesetz 2009, Berlin.
- BMFSFJ (2010): Familienreport 2010. Leistungen, Wirkungen, Trends, Berlin.
- BMFSFJ (2010a): Altern im Wandel. Zentrale Ergebnisse des Deutschen Alterssurveys (DEAS). Berlin.
- BMG (2010): Zahlen und Fakten zur Pflegeversicherung (05/10), Berlin.
- Boeters, S.; Feil, M.; Gürtzgen, N. (2005): Discrete Working Time Choice in an Applied General Equilibrium Model, *Computational Economics* 26, 183-211.
- Boeters, S.; Gürtzgen, N.; Schnabel, R. (2006): Reforming Social Welfare in Germany - An Applied General Equilibrium Analysis, *German Economic Review* 7, 363-388.
- Böhmer, M.; Heimer A. (2008): Dossier Armutsriskien von Kindern und Jugendlichen in Deutschland, Materialien aus dem Kompetenzzentrum für familienbezogene Leistungen im Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend, Berlin.
- Böhringer, C.; Boeters, S.; Feil, M. (2005): Taxation and Unemployment: An Applied General Equilibrium Approach for Germany, *Economic Modelling* 22 (1), 81-108.

- Böhringer, C.; Boeters, S.; Feil, M.; Steiner, V.; Rutherford, T.F. (2002): Das gesamtwirtschaftliche Modell PACE-L zur Analyse von Arbeitsmarktpolitiken, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Band 253, Nürnberg.
- Brewer M., A. Duncan, A. Shephard und M.J. Suarez. (2006), Did Working Families' Tax Credit Work? The impact of In-work Support on Labour Supply in Great Britain, Labour Economics 13, 699-720.
- Büchel F., K.C. Spieß (2002): Muttererwerbstätigkeit und Kinderbetreuungseinrichtungen – neue Ergebnisse zu einem bekanntem Zusammenhang, Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung 71, 96-114.
- Büchel F., Spieß, C. K. (2002a): Muttererwerbstätigkeit und Kinderbetreuungseinrichtungen – neue Ergebnisse zu einem bekanntem Zusammenhang, Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung 71, 96-114.
- Büchel, F.; Spieß, C.K. (2002b). Form der Kinderbetreuung und Arbeitsmarktverhalten von Müttern in West- und Ostdeutschland, Kohlhammer: Stuttgart.
- Büchner, Ch.; Haan, P.; Schmitt, Chr.; Spieß, C.K.; Wrohlich, K. (2006): Wirkungsstudie „Elterngeld“ - Gutachten des DIW Berlin im Auftrag des Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend, Berlin, DIW Berlin: Politikberatung kompakt, Nr. 18.
- Bundesagentur für Arbeit (2009): Analyse des Arbeitsmarktes für Alleinerziehende 2009, Nürnberg.
- Bundesagentur für Arbeit (2009a): Analyse der Grundsicherung für Arbeitsuchende November 2009, Nürnberg..
- Bundesfinanzministerium (2009)
http://www.bundesfinanzministerium.de/nn_95628/DE/BMF__Startseite/Aktuelles/Monatsbericht__des__BMF/2009/03/analysen-und-berichte/b05-steuern-internationaler-vergleich/node.html?__nnn=true, Datum der letzten Prüfung: 17.11.2010.
- Bundesregierung (2008): Lebenslagen in Deutschland. Der Dritte Armuts- und Reichtumsbericht der Bunderegierung, Berlin.
- Cameron, Adrian Colin; Trivedi, Pravin K. (2005): Microeconometrics: methods and applications, New York.
- Chiappori, P.-A. (1988): Rational Household Labor Supply, Econometrica, 56(1), 63-90.
- Chiappori, P.-A. (1992): Collective labor supply and welfare, Journal of Political Economy, 100, 437-67.
- Choné, P., D. Le Blanc und I. Robert-Bobée (2003), Female Labor Supply and Child Care in France, Cesifo Working Paper No. 1059.
- Corak M., C. Lietz, H. Sutherland (2005), The Impact of Tax and Transfer Systems on Children in the European Union, EUROMOD Working Paper No. EM4/05.
- Cramm, C; Blossfeld, H.-P.; Drobnič, S. (1998): Die Auswirkungen der Doppelbelastung von Familie und Beruf auf das Krankheitsrisiko von Frauen, Bremen.

- Datta Gupta N., N. Smith und M. Verner (2008), The Impact of Nordic Countries' Family Friendly Policies on Employment, Wages and Children, *Review of the Economics of the Household* 6, 65–89.
- Datta Gupta, N. und N. Smith (2001), Children and Career Interruptions: The Family Gap in Denmark, IZA Discussion Paper Nr. 263, Bonn.
- Davies, R. und G. Pierre (2005), The Family Gap in Pay in Europe: A Cross-country Study, *Labour Economics* 12, 469-486.
- Delta Lloyd (2006): Kundenkompass Pflege. Aktuelle Bürgerbefragung: Anspruch, Wirklichkeit, Herausforderung, Wiesbaden.
- Deutscher Bundestag (1994): Familien und Familienpolitik im geeinten Deutschland – Zukunft des Humanvermögens. Fünfter Familienbericht, Drucksache 12/7560.
- Deutscher Bundestag (2000): Sechster Familienbericht. Familien ausländischer Herkunft in Deutschland. Leistungen – Belastungen – Herausforderungen, Drucksache 14/4357.
- Deutsches Jugendinstitut (2008): Zahlenspiegel 2007. Kindertagesbetreuung im Spiegel der Statistik, München.
- DIW (2011): FiD – Familien in Deutschland: Data Documentation, Data Release Wave 1, March 31st 2011, Berlin.
- Djurdjevic, D. (2005), Women's Labour Supply after Childbirth: An Empirical Analysis for Switzerland, Darmstadt Discussion Papers in Economics Nr. 144, Darmstadt.
- Dorbritz, J.; Fiedler, C. (2007): Familien im Spannungsfeld von Kinderbetreuung und Frauenerwerbstätigkeit. In: BiB-Mitteilungen 01/2007, S. 21-26.
- Dorbritz, J.; Lengerer, A.; Ruckdeschel, K. (2005): Einstellungen zu demographischen Trends und bevölkerungsrelevanten Politiken. Ergebnisse der Population Policy Acceptance Study in Deutschland, Wiesbaden.
- Düwell, F.J.; Göhle-Sander, K.; Kohte, W. (Hrsg.) (2009): Juris PraxisKommentar Vereinbarkeit von Familie und Beruf. Saarbrücken.
- Eggen, B. (2006): Zur ökonomischen Situation von Familien. In: Bertram, H.; Krüger, H.; Spieß, C.K. (Hrsg.): Wem gehört die Familie der Zukunft? Expertisen zum 7. Familienbericht der Bundesregierung, S. 457-484.
- Eichhorst, W.; Marx, P.; Tobsch, V. (2011): Familienfreundliche flexible Arbeitszeiten – ein Baustein zur Bewältigung des Fachkräftemangels, Gutachten für das Bundesministerium für Familien, Senioren, Frauen und Jugend, IZA Research Report No. 33, Bonn.
- Eissa N. und H. Hoynes (2004), Taxes and the Labor Market Participation of Married Couples: the Earned Income Tax Credit, *Journal of Public Economics* 88, 1931-1958.
- Ejrnæs M. und A. Kunze (2004), Wage Dips and Drops around First Birth, IZA Discussion Paper Nr. 1011.
- Esping-Andersen, G. 1989: Die drei Welten des Wohlfahrtskapitalismus. In: Zur Politischen Ökonomie des Wohlfahrtsstaates. Frankfurt am Main: Campus-Verlag: 19-56

Europäische Kommission (2010), MISSOC-Tabellen (Informationen der EU zur sozialen Sicherung:
http://ec.europa.eu/employment_social/missoc/db/public/compareTables.do?lang=de,
Datum der letzten Prüfung: 12.11.2010.

European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions (2009): Second European Quality of Life Survey – Overview. Luxembourg.

Eurostat (2011): Durchschnittliches und Median-Einkommen nach Haushaltstyp, verfügbar unter: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=ilc_di04&lang=de.

Felfe, C.; Lalive, R. (2010): How Does Early Child Care affect Child Development? Learning from the Children of German Unification, unveröffentlichtes Arbeitspapier, Hochschule St. Gallen.

Felix, D. (2003): Die Familienversicherung auf dem Prüfstand – verfassungsrechtliche Überlegungen zu § 10 Abs. 3 SGB V. In: NZS 2003, 624.

Fertig, M.; Tamm, M. (2008): Die Verweildauer von Kindern in prekären Lebenslagen. In: Bertram, H. (Hrsg.), Mittelmaß für Kinder. Der Unicef-Bericht zur Lage der Kinder in Deutschland, Bonn.

Figari, F., Paulus, A. und H. Sutherland (2009), Measuring the size and impact of public cash support for children in cross-national perspective, EUROMOD Working Paper No. EM6/09.

Forschungszentrum Familienbewusste Personalpolitik (2005): Betriebswirtschaftliche Effekte familienbewusster Personalpolitik: Forschungsstand, Arbeitspapier Nr. 1, Münster.

Forschungszentrum Familienbewusste Personalpolitik (2008): Betriebswirtschaftliche Ziele und Effekte einer familienbewussten Personalpolitik, Arbeitspapier Nr. 5, Münster und Berlin.

Fuchs, M. und C. Lietz (2007), Effects of Changes in Tax/Benefit Policies in Austria 1998 – 2005, EUROMOD Working Paper Nr. EM3/07.

Fuchs-Rechlin, K. (2008): Kindertagesbetreuung im Spiegel des Sozioökonomischen Panels, in: Deutsches Jugendinstitut (Hrsg.): Zahlenspiegel 2007. Kindertagesbetreuung im Spiegel der Statistik, München.

Gagel, A. (2009): SGB III – Arbeitsförderung. Kommentar, München.

Geißler, R. (2011): Die Sozialstruktur Deutschlands. Zur gesellschaftlichen Entwicklung mit einer Bilanz zur Vereinigung. 6. Auflage. VS Verlag für Sozialwissenschaften, Wiesbaden.

Gelbach J. B. (2002), Public Schooling for Young Children and Maternal Labor Supply, The American Economic Review 2, 307-322.

Gerfin M. und R.E. Leu (2007), Evaluating the Cost-Effectiveness of In-Work Benefits: A Simulation Study for Switzerland, German Economic Review 8, 447–467.

- Gerlach, I. (2010), Familienpolitik, 2. Aktualisierte und überarbeitete Auflage, VS Verlag, Wiesbaden.
- Gerlach, I. (2010): Familienpolitik, Wiesbaden.
- Gesterkamp, T. (2005): Betriebliche und politische Hindernisse engagierter Vaterschaft. In: Zeitschrift für Familienforschung, 17. Jahrg., Heft 1/2005, S. 66-75.
- Groh-Samberg, O. (2009): Armut, soziale Ausgrenzung und Klassenstruktur. Zur Integration multidimensionaler und längsschnittlicher Perspektiven, Wiesbaden.
- Gustafsson, S.S., M.P. Wetzels, J.D. Vlasblom und S. Dex (1996), Women's Labor Force Transitions in Connection with Childbirth: A Panel Data Comparison between Germany, Sweden and Great Britain, Journal of Population Economics 9, 223-246.
- Halleröd, B. (1994): A New Approach to the Direct Consensual Measurement of Poverty. (SPRC Discussion Paper, 50).
- Halleröd, B. (1995): The Truly Poor: Direct an Indirect Consensual Measurement of Poverty in Sweden. Journal of European Social Policy, 5 (2), S. 111–129.
- Halwachs, I. (2010), Frauenerwerbstätigkeit in Geschlechterregimen – Großbritannien, Frankreich und Schweden im Vergleich, 1. Auflage, VS Verlag, Wiesbaden.
- Han W., Ruhm C., Waldfogel J. und E. Washbrook (2009), Public Policies and Women's Employment after Childbearing, IZA Discussion Paper Series, No. 3937.
- Heckman J. J. (1979): Sample Selection Bias as a Specification Error, Econometrica, 47, 153-161.
- HM Revenue and Customs (2010), Introduction to tax allowances and reliefs: <http://www.hmrc.gov.uk/incometax/intro-tax-allow.htm>; Datum der letzten Prüfung: 30.11.2010.
- HM Revenue and Customs (2010a), Income tax rates and Allowances: <http://www.hmrc.gov.uk/rates/it.htm>, Datum der letzten Prüfung: 11.12.2010.
- HM Revenue and Customs (2010b), Tax Credits, Child Benefit and Guardian's Allowance: <http://www.hmrc.gov.uk/rates/taxcredits.htm>, Datum der letzten Prüfung 12.11.2010.
- HM Revenue and Customs (2010c), A guide to Child Tax Credit and Working Tax Credit: <http://www.hmrc.gov.uk/leaflets/wtc2.pdf>, Datum der letzten Prüfung: 15.11.2010.
- Höhn, C; Ette, A.; Ruckdeschel, K. (2006): Kinderwünsche in Deutschland. Konsequenzen für eine nachhaltige Familienpolitik, Stuttgart.
- Huinink, J.; Konietzka, D. (2007): Familiensoziologie. Eine Einführung. Campus Verlag GmbH, Frankfurt/Main.
- Immervoll H., H. Sutherland und K. de Vos (2000), Child Poverty and Child Benefits in the European Union, EUROMOD Working Paper Nr. EM1/00.
- INFRAS, Tassinari Beratungen, Mecop (2005): Familienergänzende Kinderbetreuung in der Schweiz: Aktuelle und zukünftige Nachfragepotenziale, Zürich.

- Institut für Demoskopie (2010): Akzeptanz staatlicher Familienleistungen in der Bevölkerung - Zwischenbericht auf Basis quantitativer und qualitativer Befunde in der ersten Feldphase, Allensbach.
- IZA (2011): Familienfreundliche flexible Arbeitszeiten. Baustein zur Bewältigung des Fachkräftemangels. In: IZA Compact April 2011, S. 1-4.
- Kalb G. und W.-S. Lee (2007), The Effect of an Alternative Childcare Subsidy on Labour Supply: A Policy Simulation, Melbourne Institute Working Paper No. 14/07.
- Kalb, G. und T. O. Thoresen (2010), A comparison of family policy designs of Australia and Norway using microsimulation models, *Review of Economics of the Household* 8(2), 255-287.
- Kaufmann, F.X. (2005): *Schrumpfende Gesellschaft. Vom Bevölkerungsrückgang und seinen Folgen*, Frankfurt am Main.
- Keddi, B. et al. (2010): *Der Alltag von Mehrkinderfamilien – Ressourcen und Bedarfe*. Forschungsbericht DJI, München.
- Klammer, U. (2006): Zeit, Geld und soziale Sicherung im Lebensverlauf – Empirische Befunde als Herausforderung für die Gestaltung einer lebensbegleitenden Familien- und Sozialpolitik. In: Bertram, H.; Krüger, H.; Spieß, C.K. (Hrsg.): *Wem gehört die Familie der Zukunft? Expertisen zum 7. Familienbericht der Bundesregierung*, S. 423-456.
- Knabe, A. (2005) „Erwerbstätigenfreibetrag und Kinderzuschlag: Adverse Arbeitsanreize bei Hartz IV, *Sozialer Fortschritt*, 54(9), 220-226.
- Knabe, A. (2006). Warum Zuverdienstregeln und Kinderzuschlag negative Arbeitsanreize setzen, *ifo Dresden berichtet*, 13(2), 10-15.
- Kolvenbach, F.-J.; Taubmann, D. (2008): Neue Statistiken zur Kindertagesbetreuung, in: Deutsches Jugendinstitut (Hrsg.): *Zahlenspiegel 2007. Kindertagesbetreuung im Spiegel der Statistik*, München.
- Koppel, O.; Plünnecke, A. (2009): *Fachkräftemangel in Deutschland. Bildungsökonomische Analyse, politische Handlungsempfehlungen, Wachstums- und Fiskaleffekte*, IW-Analysen 46, Köln.
- Kornstadt, T. und T.O. Thorensen (2007), A Discrete Choice Model for Labor Supply and Child-care, *Journal of Population Economics* 20, 781-803.
- Lampert, H.; Althammer, J. (2001): *Lehrbuch der Sozialpolitik*, Berlin u.a.
- Lange, J. (2008): *Schulkinder in Kindertagesbetreuung*, in: Deutsches Jugendinstitut (Hrsg.): *Zahlenspiegel 2007. Kindertagesbetreuung im Spiegel der Statistik*, München.
- Langer-El Sayed, I. (1980): *Familienpolitik: Tendenzen, Chancen, Notwendigkeiten*. Frankfurt/Main.
- Lauer, C. und A.M. Weber (2003), *Employment of Mothers After Childbirth: A French-German Comparison*, ZEW Discussion Paper Nr. 03-50, Mannheim.

- Leber Herr, J. (2007), Does it Pay to Delay? Understanding the Effect of First Birth Timing on Women's Wage Growth, Job Market Paper.
- Levy, H., L. Morawski und M. Myck (2008), Alternative Tax-Benefit Strategies to Support Children in Poland, EUROMOD Working Paper Nr. EM3/08.
- Lietzmann, T. (2009): Bedarfsgemeinschaften im SGB II. Warum Alleinerziehende es besonders schwer haben, IAB Kurzbericht 12/2009.
- Loschelder, F. (2010): § 9c Kinderbetreuungskosten. In: Drenseck, W. (Hrsg.): Einkommensteuergesetz, München, S. 853-860.
- Lüscher, K. (1999): Familienberichte: Aufgabe, Probleme und Lösungsversuche der Sozialberichterstattung über die Familie. Bien, Walter/Rathgeber, Richard (Hrsg.): Die Familie in der Sozialberichterstattung. Opladen: 17-48.
- 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.
- Lundin, D., E. Moerk und B. Oekert (2007), Do Reduced Child Care Prices Make Parent Work More? Institute for Labor Market Policy Evaluation, Working Paper Nr. 2007(2).
- Mack, J.; Lansley, S. (1985): Poor Britain, London.
- Maiterth, R. (2004), Verteilungswirkungen alternativer Konzepte zur Familienförderung. Eine empirische Analyse auf Grundlage der Einkommensteuerstatistik des statistischen Bundesamtes, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 224, 696-730.
- Matsaganis, M., C. O'Donoghue, H. Levy, M. Coromaldi, M. Mercader-Prats, C. F. Rodrigues, S. Toso, und P. Tsakoglou (2004), Child Poverty and Family Transfers in Southern Europe, EUROMOD Working Paper Nr. EM2/04.
- McLaughlin, E., Glendinning, C. (1994). Paying for Care in Eu-rop: is there a feminist approach? In: Linda Hantrais & Steen Mangen (eds): Family Policy and the Welfare of Women. Cross-National Research Paper. Third Series: Concepts and Contexts in International Comparisons. Loughborough, 52-69.
- Meister, W. (2006). Der Kinderzuschlag für Geringverdiener – ein Beispiel für mangelhafte Abstimmung im deutschen Transfersystem. ifo Schnelldienst, 16, 12–20.
- Meister, W. (2008). Der neue Kinderzuschlag: Einige Verbesserungen - aber jetzt noch größerer Einkommensverlust an der oberen Einkommensgrenze, ifo Schnelldienst, 22, 6-13
- Mika, T. (2006): Informationsdefizite und Schonung Angehöriger Hauptgründe für Verzicht auf Sozialhilfe. ISI 35 - Januar 2006: 7-10. Verfügbar unter: http://www.ssoar.info/ssoar/files/2011/194/isi_2006_35_7-10.pdf.
- Mörk, E., Sjögren, A. und H. Svaleryd (2009), Cheaper Child Care, More Children, IZA Discussion Paper Series, No. 3942.
- Muffels, R. (1993): Welfare Economic Effects of Social Security - Essays on Poverty, Social Security and Labour Market: Evidence from Panel Data, Tilburg.

- Nave-Herz, R. (2006): Ehe- und Familiensoziologie. Eine Einführung in Geschichte, theoretische Ansätze und empirische Befunde, Weinheim.
- Oberndorfer, R.; Rost, H. (2005): Neue Väter – Anspruch und Realität. In: Zeitschrift für Familienforschung 17 (2005), Heft 1, S. 50-65.
- Ostner, I. (2010): Farewell to the Family as We Know it: Family Policy Change in Germany. In: German Policy Studies, Vol. 6 No. 1: 211-244.
- OECD (2004), Female Labour Force Participation: Past Trends and Main Determinants in OECD countries, Paris.
- OECD (2008), Public Spending on Family Benefits, Paris.
- OECD (2009), Doing Better for Children, Paris.
- OECD (2010), Family Database, Paris.
- OECD (2011): Doing Better for Families, Paris.
- Ondrich, J., C. K. Spieß, Q. Yang, und G. G. Wagner (2003), The Liberalization of Maternity Leave Policy and the Return to Work after Childbirth in Germany, Review of Economics of the Household 1, 77-110.
- Ott, N.; Schürmann, H.; Werding, M. (2011), Schnittstellen im Sozial-, Steuer- und Unterhaltsrecht. Endbericht, Bochum.
- Papadopoulos, T. (2005). The recommodification of European labour: Theoretical and empirical explorations. Bath: European Research Institute Working Paper WP-05-03.
- Peuckert, R. (2005): Familienformen im sozialen Wandel. 6. Auflage. VS Verlag für Sozialwissenschaften, Wiesbaden.
- Powell, L.M. (2002), Joint Labor Supply and Child Care Choice Decisions of Married Mothers, Journal of Human Resources 37, 106-128.
- Pylkkänen, E. und N. Smith (2004), Career Interruptions due to Parental Leave – A Comparative Study of Denmark and Sweden, Aarhus School of Business Working Paper Nr. 04-1, Aarhus.
- Ramey, C. et al. (2000): Persistent Effects of Early Childhood Education on High-Risk Children and Their Mothers. In: Applied Developmental Science 4 (2000), Heft 1, S. 2-14.
- Rasner, A. (2007): Wege aus der Rentenlücke in Deutschland. Stärkere Erwerbsbeteiligung von Frauen als Schlüssel zu höherer Alterssicherung. In: Demografische Forschung aus Erster Hand. 4. Jg. Heft 1/2007, S. 3.
- Rauschenbach, Th.; Schilling, M. (2007): Erwartbare ökonomische Effekte durch den Ausbau der Betreuungsangebote für unter Dreijährige auf 750.000 Plätze bis 2013, Deutsches Jugendinstitut (DJI), München.
- Ribar, D.C. (1995), A Structural Model of Child Care and the Labor Supply of Married Women, Journal of Labor Economics 13, 558-597.

- Riedel, B. (2008): Kinder bis zum Schuleintritt in Tageseinrichtungen und Kindertagespflege, in: Deutsches Jugendinstitut (Hrsg.): Zahlenspiegel 2007. Kindertagesbetreuung im Spiegel der Statistik, München.
- Rönsen, M. und M. Sundström (1996), Maternal Employment in Scandinavia: A Comparison of the After-birth Employment Activity of Norwegian and Swedish Women, *Journal of Population Economics* 9, 267-285.
- Ruhm, C.J. (1998), The Economic Consequences of Parental Leave Mandates: Lessons from Europe, *The Quarterly Journal of Economics* 113, 285-317.
- Schilling, M. (2004): Berechnung der Platzkosten als finanzielle Grundlage für den qualitativen Ausbau, in: *Kitas und Kosten. Die Finanzierung von Kindertageseinrichtungen auf dem Prüfstand*, hrsg. Von H. R. L. Diller, Angelika, und T. Rauschenbach, S, 31–54. DJI Verlag Deutsches Jugendinstitut, München.
- Schilling, M. (2008): Kosten für Kindertageseinrichtungen und Kindertagespflege und ihre Finanzierung, in: Deutsches Jugendinstitut (Hrsg.): Zahlenspiegel 2007. Kindertagesbetreuung im Spiegel der Statistik, München.
- Schmidt, U.; Moritz, M.-T. (2009): *Familiensoziologie*, Bielefeld.
- Schneider, H.; Gerlach, I.; Heinze, J.; Wieners, H. (2010): Betriebliches Familienbewusstsein – geschlechts- oder qualifikationsgetrieben? Eine empirische Analyse des Familienbewusstseins deutscher Unternehmen. In: *DBW 70 (2010) Heft 2*.
- Schneider, W.; Wimbauer, C.; Hirseland, A. (2006): Das eigene Geld von Frauen – Individualisierung, Geschlechterungleichheit und die symbolische Bedeutung von Geld in Paarbeziehungen. In: Bertram, Hans; Krüger, Helga; Spieß, C. Katharina (Hrsg.): *Wem gehört die Familie der Zukunft? Expertisen zum 7. Familienbericht der Bundesregierung*. Opladen: Verlag Barbara Budrich 2006, S.279-300.
- Schönberg, U. und H. Ludsteck (2007), Maternity Leave Legislation, Female Labor Supply, and the Family Wage Gap, *IZA Discussion Paper Nr. 2699*.
- Sharma, M.R.; Steiner, M. (2008), Dossier Ausbau der Kinderbetreuung – Kosten, Nutzen, Finanzierung, Studie der Prognos AG im Auftrag des Kompetenzzentrums für familienbezogene Leistungen im BMFSFJ, Berlin.
- Simonsen, M. (2006), Availability and Price of High Quality Day Care and Female Employment, Working Paper, Department of Economics, University of Aarhus.
- Simonsen, M. (2010), Price of High-quality Daycare and Female Employment, *The Scandinavian Journal of Economics* 112(3), 570-594.
- Spieß, C.K. (2005): Abschätzung der Brutto-Einnahmeeffekte öffentlicher Haushalte und der Sozialversicherungsträger bei einem Ausbau von Kindertageseinrichtungen, in: *BMFSFJ (Hrsg.): Einnahmeeffekte beim Ausbau von Kindertagesbetreuung – Anreize für Kommunen, mehr Kinderbetreuungsmöglichkeiten bereitzustellen. Ergebnisse der Gutachten des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung*, Berlin.

- Spieß, C.K.; Wrohlich, K. (2008): The Parental Leave Benefit Reform in Germany: Costs and Labor Market Outcomes of Moving towards the Nordic Model, erscheint demnächst in: Population Research and Policy Review 27.
- Städtner, K. (2004), (Re-)Entry into the Labor Force after First Childbirth – An Analysis for Austria, Working Paper at the International Max Planck Research School in Demography, Rostock.
- Statistische Ämter des Bundes und der Länder (2010): Bundesrepublik Deutschland: Armutsgefährdungsquote nach soziodemografischen Merkmalen, Wiesbaden..
- Statistische Ämter des Bundes und der Länder (2011): Kindertagesbetreuung regional 2010. Ein Vergleich aller 412 Kreise in Deutschland. Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2008): Datenreport 2008. Ein Sozialbericht für die Bundesrepublik Deutschland, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2008a): Pflegebedürftige heute und in Zukunft. STATmagazin, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2008b): Kleine und mittlere Unternehmen in Deutschland. STATmagazin. Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2009): Bevölkerung Deutschlands bis 2060. 12. koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2010): Qualität der Arbeit. Geld verdienen und was sonst noch zählt. Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2010a): Statistisches Jahrbuch 2010. Für die Bundesrepublik Deutschland mit „Internationalen Übersichten“, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2011): Erwerbstätigenquoten der 15- bis unter 65-Jährigen mit Kindern unter 19 Jahren, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2011a): Statistik zur Überschuldung privater Personen 2009, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2011b): Öffentliche Sozialleistungen. Statistik zum Elterngeld. Gemeldete beendete Leistungsbezüge 2010, Wiesbaden.
- Steiner V. und K. Wrohlich (2008), Introducing Family Tax Splitting in Germany: How Would It Affect the Income Distribution and Work Incentives?, Finanzarchiv 64, 115-142.
- Steiner V. und K. Wrohlich K (2004), Household Taxation, Income Splitting and Labor Supply Incentives - A Microsimulation Study for Germany, CESifo Economic Studies 50, 541-568.
- Stöbe-Blossey, S. (2007): Chancen auf dem Arbeitsmarkt – Lokale Infrastruktur für Kinderbetreuung. In: MGFFI (Hrsg.), Demografischer Wandel. Die Stadt, die Frauen und die Zukunft, Düsseldorf, S. 213-224.

- Sutherland, H. (2007), EUROMOD: The tax-benefit microsimulation model for the European Union, in: A. Gupta and A. Harding (eds.), *Modelling our Future: Population Ageing, Health and Aged Care*, Amsterdam: Elsevier, 483-488.
- Townsend, P. (1979): *Poverty in the United Kingdom. A survey of household resources and standards of living*, Berkeley.
- van Soest, A. (1995): Structural Models of Family Labor Supply: A Discrete Choice Approach, *Journal of Human Resources*, 30, 63-88.
- Vogel, B. (2007): *Die Staatsbedürftigkeit der Gesellschaft*, Hamburg.
- Volz, R.; Zulehner, P. (2009): *Männer in Bewegung. Zehn Jahre Männerentwicklung in Deutschland*, Baden-Baden.
- Weber, A. M. (2004), Wann kehren junge Mütter auf den Arbeitsmarkt zurück? Eine Verweildaueranalyse für Deutschland, ZEW Discussion Paper Nr. 04-08, Mannheim.
- Wimbauer, C. (2003): *Geld und Liebe. Zur symbolischen Bedeutung von Geld in Paarbeziehungen*. Frankfurt/New York.
- Wimbauer, C. (o.J.): *Liebe, Arbeit, Anerkennung Intersubjektive Anerkennungsstrukturen in Dual Career Couples*. Verfügbar unter: http://www.ssoar.info/ssoar/files/dgs/32-2004/4736_Wimbauer_Liebe_Arbeit_Anerkennung.pdf.
- Wingen, M. (1997): *Familienpolitik. Grundlagen und aktuelle Probleme*, Stuttgart.
- Wrohlich, K. (2007), *Evaluating Family Policy Reforms Using Behavioural Microsimulation. The Example of Childcare and Income Tax Reforms in Germany*. Dissertationsschrift, Freie Universität Berlin.
- ZEW; ifo; DIW (2008): *Machbarkeitsstudie zur stufenweisen Evaluation des Gesamttableaus ehe- und familienbezogener Leistungen in Deutschland*, Mannheim, München, Berlin.
- Ziefle, A. (2004), Die individuellen Kosten des Erziehungsurlaubs: Eine empirische Analyse der kurz- und längerfristigen Folgen für den Karriereverlauf von Frauen, *Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 56, 213-231.