

Rainer, Helmut et al.

Research Report
Kindergeld

ifo Forschungsberichte, No. 60

Provided in Cooperation with:

Ifo Institute – Leibniz Institute for Economic Research at the University of Munich

Suggested Citation: Rainer, Helmut et al. (2013) : Kindergeld, ifo Forschungsberichte, No. 60, ISBN 978-3-88512-538-9, ifo Institut - Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München, München

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/167421>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



60

ifo Forschungsberichte

Kindergeld

Helmut Rainer
Stefan Bauernschuster
Natalia Danzer
Timo Hener
Christian Holzner
Janina Reinkowski

ifo Institut

Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung
an der Universität München e.V.

Forschungsbereich Sozialpolitik und Arbeitsmärkte

Kindergeld

im Auftrag der Geschäftsstelle Gesamt-
evaluation der ehe- und familienbezogenen
Leistungen in Deutschland

Autoren:

Helmut Rainer, Stefan Bauernschuster, Natalia Danzer,
Timo Hener, Christian Holzner, Janina Reinkowski

März 2012

ifo Institut

Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung
an der Universität München e.V.

Forschungsbereich: Sozialpolitik und Arbeitsmärkte

Bibliografische Information der Deutschen Nationalbibliothek

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

ISBN 978-3-88512-538-9

Alle Rechte, insbesondere das der Übersetzung in fremde Sprachen, vorbehalten.
Ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlags ist es auch nicht gestattet, dieses
Buch oder Teile daraus auf fotomechanischem Wege (Fotokopie, Mikrokopie)
oder auf andere Art zu vervielfältigen.

© ifo Institut, München 2013

Druck: ifo Institut München

ifo Institut im Internet:
<http://www.cesifo-group.de>

Inhaltsverzeichnis

I.	Einleitung	10
II.	Institutioneller Hintergrund.....	13
1.	Politisch-institutionelle Rahmenbedingungen.....	13
1.1.	Entwicklung des Kindergelds und Kinderfreibetrags	13
1.1.1.	Das System von Kindergeld und Kinderfreibetrag	13
1.1.2.	Geschichte des Kindergelds	14
1.1.3.	Geschichte der Kinderfreibeträge.....	15
1.1.4.	Zur monetären Bedeutung des Kindergelds	16
1.2.	Die Reform 1996.....	16
III.	Literaturüberblick.....	26
1.	Theoretischer Hintergrund	26
2.	Empirische Studien	28
2.1.	US-Amerikanische Studien zum Earned Income Tax Credit (EITC)	29
2.2.	Britische Studien zum Working Families‘ Tax Credit (WFTC).....	33
2.3.	Französische Studien zum Prime pour l‘emploi (PPE).....	36
2.4.	Empirische Studien für Deutschland.....	38
IV.	Methodik	42
1.	Allgemeine Hinweise zum Verständnis	42
2.	Empirisches Vorgehen	43
3.	Differenz-in-Differenzen Modell	44
4.	Placebo Treatment.....	48
5.	DiD-Modell mit gruppenspezifischen Zeittrends.....	48
6.	Allgemeine Anmerkungen zu den Daten	50
6.1.	Datenbasis	50
6.2.	Aufbereitung des SOEP	51
6.3.	Darstellung der Stichprobe.....	52
V.	Wirkungsanalysen	56

1.	Vereinbarkeit von Familie und Beruf / Wahlfreiheit	56
1.1.	Deskriptive Statistiken	56
1.2.	Ergebnisse	60
1.2.1.	Basisergebnisse	60
1.2.2.	Heterogenitätsanalysen.....	76
1.3.	Zusammenfassung und Diskussion	91
2.	Wirtschaftliche Stabilität, Armutsgefährdung und Armut	93
2.1.	Methodik und Datensatz.....	93
2.2.	Abhängige Variablen und deskriptive Statistiken.....	93
2.3.	Ergebnisse	102
2.3.1.	Basisergebnisse	103
2.3.2.	Heterogenitätsanalysen.....	110
2.4.	Zusammenfassung und Diskussion	123
3.	Soziale Teilhabe	125
3.1.	Methodik und abhängige Variablen	125
3.2.	Ergebnisse	127
3.2.1.	Basisergebnisse	127
3.2.2.	Heterogenitätsanalysen.....	132
3.3.	Zusammenfassung und Diskussion	133
4.	Fertilität / Erfüllung von Kinderwünschen.....	134
4.1.	Methodik	134
4.2.	Deskriptive Statistiken	136
4.3.	Ergebnisse	138
4.3.1.	Basisergebnisse	138
4.4.	Zusammenfassung und Diskussion	142

VI. Gesamtwirtschaftliche Effekte und Effizienzanalyse	143
1. Ausgaben für die Kindergeldreform von 1996	144
2. Gesamtwirtschaftliche Effekte	147
2.1. Vereinbarkeit von Familie und Beruf / Wahlfreiheit	148
2.2. Wirtschaftliche Stabilität.....	151
2.3. Fertilität / Erfüllung von Kinderwünschen.....	154
3. Effizienzanalyse	155
3.1. Direkte und indirekte Kosten einer Kindergeld- / Kinderfreibetrags- erhöhung	155
3.2. Fertilität	159
VII. Schlussbemerkungen.....	161
Literaturverzeichnis.....	163
Anhang	166

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Entwicklung des Kindergeldes.....	18
Tabelle 2: Jährliche Kinderfreibeträge	21
Tabelle 3: Einkommensgrenze, ab der der Kinderfreibetrag eine höhere Leistung birgt als das Kindergeld (1996)	22
Tabelle 4: Empirische Studien mit kausaler Identifikation zur Wirkung von monetären Familienförderungsmaßnahmen.....	40
Tabelle 5: Kurzübersicht über Spezifikation von Treatment- und Kontrollgruppe.....	54
Tabelle 6: Statistik der Kontrollvariablen von Frauen mit Partnern	56
Tabelle 7: Statistik der Arbeitszeit nach Beschäftigungskategorien von Frauen mit Partnern	62
Tabelle 8: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner / Basisanalyse.....	64
Tabelle 9: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner / jahresspezifische Effekte	67
Tabelle 10: Wirkung im Vergleich mit Placebo-Robustheitsanalysen.....	69
Tabelle 11: Beschäftigungsübergänge.....	71
Tabelle 12: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Väter mit Partner / Basisanalyse.....	73
Tabelle 13: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Väter mit Partner / jahresspezifische Effekte	75
Tabelle 14: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner / Bildungsheterogenität	79
Tabelle 15: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner und mindestens zwei Kindern.....	81
Tabelle 16: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Alleinerziehende Mütter / Basisanalyse	84
Tabelle 17: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Alleinerziehende Mütter / jahresspezifische Effekte	85
Tabelle 18: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner ohne Migrationshintergrund.....	88
Tabelle 19: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner und Migrationshintergrund	90
Tabelle 20: Medianeinkommen / Obergrenzen für Armutsgefährdung / Armut.....	100
Tabelle 21: Deskriptive Statistiken von staatlichen Transferleistungen	102
Tabelle 22: Wirkung auf monetäre Wohlstandsindikatoren / Paare.....	103
Tabelle 23: Wirkung auf Bezug staatlicher Sozialtransferleistungen / Paare.....	107
Tabelle 24: Wirkung auf monetäre Wohlstandsindikatoren / Paare / jahresspezifische Effekte.....	108
Tabelle 25: Wirkung auf Bezug staatlicher Sozialtransferleistungen / Paare / jahresspezifische Effekte	109
Tabelle 26: Wirkung auf monetäre Wohlstandsindikatoren / Paare / Bildungsheterogenität.....	112
Tabelle 27: Verteilung der Variablen der Quantilsregressionen in der Treatmentgruppe.....	114
Tabelle 28: Wirkung auf monetäre Wohlstandsindikatoren / Familien mit mindestens zwei Kindern.....	119
Tabelle 29: Wirkung auf monetäre Wohlstandsindikatoren / Alleinerziehende Mütter.....	121
Tabelle 30: Wirkung auf monetäre Wohlstandsindikatoren / Mütter ohne Migrationshintergrund....	122
Tabelle 31: Wirkung auf Indikatoren der sozialen Teilhabe / Paare	129
Tabelle 32: Wirkung auf Zeitverwendung / Paare	130
Tabelle 33: Wirkung auf verschiedene Zufriedenheitsmaße / Paare.....	131
Tabelle 34: Übersicht der Geburtenhäufigkeit	137
Tabelle 35: Alter der Mutter bei Geburt.....	137
Tabelle 36: Wirkung auf Geburtenwahrscheinlichkeit.....	140
Tabelle 37: Wirkung auf Alter der Mutter bei Geburt.....	141
Tabelle 38: Jährliche Ausgaben für Kindergeld und Kinderfreibeträge von 1992 bis 1998	145

Tabelle 39: Ausgaben für Kindergeld und Kinderfreibeträge pro Kind bzw. pro Mutter vor und nach der Kindergeldreform von 1996.....	146
Tabelle 40: Wirkung auf Arbeitsangebot / Mütter	149
Tabelle 41: Gesamtwirtschaftliche Wirkungen einer fiktiven Kindergeldreform auf das Arbeitsangebot von Müttern	150
Tabelle 42: Wirkungen der Kindergeldreform von 1996 und einer fiktiven Kindergeldreform auf Brutto- und Nettoeinkommen von Müttern sowie auf die Transferzahlungen eines Haushalts.....	152
Tabelle 43: Gesamtwirtschaftliche Wirkungen einer fiktiven Kindergeldreform auf Brutto- und Nettoeinkommen von Müttern sowie auf die Transferzahlungen eines Haushalts	153
Tabelle 44: Direkte und indirekte Kosten einer fiktiven Kindergeldreform	157

Tabellenanhang

Tabelle A 1: Kodierung der ISCED-Bildungsstufen.....	166
Tabelle A 2 Entwicklung des Kindergeldes	167
Tabelle A 3: Entwicklung des Kinderfreibetrages und des Freibetrages für Betreuung und Erziehung oder Ausbildung	167
Tabelle A 4: Wirkung auf monetäre Wohlstandsindikatoren der Väter / Paare	168
Tabelle A 5: Wirkung auf Indikatoren der sozialen Teilhabe / Paare / Bildungsheterogenität.....	169
Tabelle A 6: Wirkung auf verschiedene Zufriedenheitsmaße / Paare / Bildungsheterogenität.....	170
Tabelle A 7: Wirkung auf Zeitverwendung / Paare / Bildungsheterogenität	171
Tabelle A 8: Wirkung auf verschiedene Zufriedenheitsmaße / Paare mit mindestens zwei Kindern .	172
Tabelle A 9: Wirkung auf Zeitverwendung /Paare mit mindestens zwei Kindern.....	173
Tabelle A 10: Wirkung auf Indikatoren der sozialen Teilhabe / Paare mit mindestens zwei Kindern	174
Tabelle A 11: Wirkung auf verschiedene Zufriedenheitsmaße / Singles	175
Tabelle A 12: Wirkung auf Zeitverwendung / Singles.....	176
Tabelle A 13: Wirkung auf Indikatoren der sozialen Teilhabe / Singles	177
Tabelle A 14: Wirkung auf Indikatoren der sozialen Teilhabe / Paare ohne Migrationshintergrund .	178
Tabelle A 15: Wirkung auf unterschiedliche Zeitverwendung / Paare ohne Migrationshintergrund..	179
Tabelle A 16: Wirkung auf verschiedene Zufriedenheitsmaße / Paare ohne Migrationshintergrund .	180
Tabelle A 17: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner / 1. Einkommensquartil	181
Tabelle A 18: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner / 2. Einkommensquartil	182
Tabelle A 19: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner / 3. Einkommensquartil	183
Tabelle A 20: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner / 4. Einkommensquartil	184
Tabelle A 21: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner / 1. Einkommensquartil in 1996..	185
Tabelle A 22: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner / 2. Einkommensquartil in 1996..	186
Tabelle A 23: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner / 3. Einkommensquartil in 1996..	187
Tabelle A 24: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner / 4. Einkommensquartil in 1996..	188

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Leistungen aus Kindergeld und Wirkung des Kinderfreibetrags für Paare mit einem Kind in Abhängigkeit des Einkommens.....	19
Abbildung 2: Leistungen aus Kindergeld und Wirkung des Kinderfreibetrags für Paare mit zwei Kindern in Abhängigkeit des Einkommens.....	20
Abbildung 3: Illustration des erweiterten DiD-Modells.....	49
Abbildung 4: Erwerbstätigkeitsmuster von Frauen (links) und Männern (rechts) mit Partner	59
Abbildung 5: Arbeitsmarktpartizipationsquoten von Frauen mit Partner nach Erwerbsstatus	60
Abbildung 6: Monatliches Erwerbseinkommen (brutto und netto).....	95
Abbildung 7: Erwerbseinkommen (Frauen mit Partner)	96
Abbildung 8: Netto-Haushaltsjahres- und Äquivalenzeinkommen / Verteilung.....	98
Abbildung 9: Netto-Haushaltseinkommen und Äquivalenzeinkommen / Gruppenvergleich.....	99
Abbildung 10: Armutsindikatoren / Gruppenvergleich.....	101
Abbildung 11: Quantilsregression Bruttoerwerbseinkommen der Frau.....	115
Abbildung 12: Quantilsregression Bruttoerwerbseinkommen des Mannes	116
Abbildung 13: Quantilsregression reales Äquivalenzeinkommen des Haushaltes.....	117

I. Einleitung

Das Kindergeld wurde in den 1950er Jahren in der Bundesrepublik Deutschland eingeführt. Nachdem es zunächst nur für das dritte Kind gezahlt wurde, ging man schrittweise dazu über auch das zweite und später das erste Kind einzubeziehen. Die anfänglich geringen Leistungen wuchsen durch immer wieder beschlossene Erhöhungen zur ernstzunehmenden Unterstützung bei der Bewältigung der finanziellen Belastungen von Familien heran. Neben den Leistungen des Kindergeldes stellen die Kinderfreibeträge eine weitere Säule der monetären Familienleistungen dar. Das wegen der progressiven Entlastungswirkung zwischen 1975 und 1982 ausgesetzte Instrumentarium der Steuerfreistellung soll die verringerte Leistungsfähigkeit von Familien kompensieren und horizontale Steuergerechtigkeit herstellen. Das Bundesverfassungsgericht hat dies konkretisiert. Dem Steuerpflichtigen ist das Einkommen insoweit steuerfrei zu belassen, als es Mindestvoraussetzung für ein menschenwürdiges Dasein ist. Bei der Besteuerung einer Familie gilt dies - unter zusätzlicher Berücksichtigung von Artikel 6 Abs. 1 Grundgesetz - für das Existenzminimum sämtlicher Familienmitglieder. Deshalb darf bei der Besteuerung einer Familie Einkommen in Höhe des Existenzminimums sowohl der Eltern als auch der Kinder nicht besteuert werden. Für die Eltern wird dies über die Berücksichtigung der Grundfreibeträge sichergestellt. Für die Kinder kann dies durch Abzug entsprechender Freibeträge bei der Besteuerung der Eltern oder durch Zahlung von Kindergeld erreicht werden. Im Hinblick auf diese Möglichkeiten hat sich der Gesetzgeber 1996 bewusst für ein gemischtes System entschieden - den so genannten Familienleistungsausgleich (§ 31 des Einkommensteuergesetzes). Die große Bedeutung der monetären Familienleistungen wird auch deutlich, wenn die Ausgaben des Staates betrachtet werden. Etwa 41 Mrd. Euro wendete der Staat im Jahr 2010 (Schätzung¹) für Kindergeld und Kinderfreibetrag auf, was knapp 13 Prozent des Bundeshaushalts entspricht.

Die großen Ausgaben kommen nicht von ungefähr. Die Familienpolitik in Deutschland steht vor großen Herausforderungen. Eine alternde Gesellschaft mit einem schrumpfenden Anteil junger Menschen und Kinder, ein gesellschaftlich-kultureller Wandel einhergehend mit einer Angleichung von Erwerbstätigkeitsquoten zwischen Frauen und Männern, sowie eine Differenzierung von Familientypen verändern die Anforderungen an politische Maßnahmen.

¹ Quelle: BMF: „Datensammlung zur Steuerpolitik – Ausgabe 2010“, Schätzung.

Hinzu kommen ein zunehmend flexibilisierter Arbeitsmarkt, erhöhte Voraussetzungen des Arbeitsmarktes an Bildung und Ausbildung und nicht zuletzt eine Zunahme von prekären Lebenssituationen, die besonders Familien mit Kindern belasten. Die Familienpolitik muss Antworten auf die neuen Herausforderungen finden, um die Ziele der wirtschaftlichen Stabilität von Familien, der Verhinderung von Kinder- bzw. Familienarmut und der Ermöglichung von Kinderwünschen zu erreichen. Dazu sollen Kindergeld und Kinderfreibetrag als langjährige Säulen der Familienpolitik ihren Beitrag leisten.

In der vorliegenden Studie werden die kausalen Effekte des Kindergelds und des Kinderfreibetrags auf die Ziele „Vereinbarkeit von Familie und Beruf / Wahlfreiheit“, „Wirtschaftliche Stabilität und soziale Teilhabe“ und „Erfüllung von Kinderwünschen / Fertilität“ analysiert. Eine rigorose wissenschaftliche Analyse derartiger staatlicher Leistungen stellt die empirische Sozialforschung vor große Probleme, da ursächliche Wirkung und zufällige Korrelation nur schwer auseinanderzuhalten sind. Insbesondere Zeittrends in Zielvariablen können die Identifikation erschweren. Um diese Probleme zu umgehen, werden in dieser Studie Differenz-in-Differenzen Ansätze verwendet mit deren Hilfe die Identifikation störende Bedingungen eliminiert werden können. Um ausreichend Variation in den Kindergeldleistungen messen zu können, wird die Reform von Kindergeld und Kinderfreibetrag im Jahre 1996 untersucht, welche in der Analyse beispielhaft für eine Erhöhung der Leistungen steht.

Die vorliegende Studie steht in einem größeren Kontext der Evaluation familienpolitischer Maßnahmen, die u.a. auch die Wirkungen von Kinderbetreuungsangeboten analysiert und letztendlich zu einer Bewertung der Wirksamkeit familienpolitischer Maßnahmen insgesamt beitragen soll. Bei der Evaluation monetärer Leistungen im Sinne einer Ex-Post-Evaluation treten im Vergleich zum Komplex der Mikrosimulationen einige der dort angesprochenen Leitfragen zurück. Dies liegt daran, dass die Ex-Post-Evaluation sich wegen ihrer methodischen Anforderungen auf die Evaluation klar abgegrenzter Leistungen wie dem Kindergeld beziehen muss, während Mikrosimulationen auch auf Maßnahmenbündel angewendet und dabei auch zur Analyse von Interaktionen der darin enthaltenen Einzelleistungen herangezogen werden können.

Im Folgenden werden in Kapitel II die institutionellen Rahmenbedingungen der untersuchten Reform beschrieben. In Kapitel III wird ein Überblick über die wissenschaftliche Literatur

zum Thema gegeben. Zunächst werden die theoretischen Vorhersagen begründet und daraufhin empirische Ergebnisse dargestellt. In Kapitel IV beginnt die eigentliche Analyse mit einer Darstellung des methodischen Vorgehens und einer Darstellung der verwendeten Daten. Die Ergebnisse werden in Kapitel V gegliedert nach den Untersuchungszielen gezeigt und diskutiert. In Kapitel VI werden die Ergebnisse der Wirkungsanalyse auf gesamtwirtschaftliche Größen hochgerechnet und eine Effizienzanalyse vorgenommen. In Kapitel VII folgen abschließende Bemerkungen.

II. Institutioneller Hintergrund

1. Politisch-institutionelle Rahmenbedingungen

Der folgende Abschnitt stellt den institutionellen Rahmen von Kindergeld und Kinderfreibetrag dar. Er beginnt mit einer Übersicht über die historische Entwicklung unter den vier Gesichtspunkten: System, Kindergeld, Kinderfreibetrag und monetäre Bedeutung. Es folgt eine detaillierte Diskussion der Reform von 1996, die für die vorliegende Studie maßgeblich ist. Es wird insbesondere auf anreizrelevante gesetzliche Regelungen eingegangen. Zum Schluss werden jüngere Änderungen familienpolitischer Maßnahmen im Untersuchungszeitraum diskutiert.

1.1. Entwicklung des Kindergelds und Kinderfreibetrags

1.1.1. Das System von Kindergeld und Kinderfreibetrag

Das Kindergeld und der Kinderfreibetrag sind in Deutschland seit Ende des zweiten Weltkriegs zu den wichtigsten familiären Unterstützungsleistungen für Familien geworden. Hierbei ist Artikel 6 Absatz 1 Grundgesetz, der Ehe und Familie unter den besonderen Schutz des Staates stellt, als wichtige Grundlage zu sehen (Hohnerlein 2000). Die Entwicklung des Kindergeldrechts unter dem Grundgesetz vollzog sich in mehreren Abschnitten. Der erste Abschnitt dauerte von Anfang der 1950er Jahre bis 1975. In dieser Zeit herrschte ein sogenanntes „Duales System“ vor. Dieses war durch die Möglichkeit der Anspruchsberechtigten gekennzeichnet, Kindergeld und Kinderfreibetrag gleichzeitig in Anspruch zu nehmen. Die sozial-liberale Bundesregierung führte 1975 die sog. „reine Kindergeldlösung“ ein. Hierbei wurden die Steuerfreibeträge abgeschafft. Die Regierung unter Bundeskanzler Helmut Kohl führte 1983 den Kinderfreibetrag erneut ein und etablierte damit wieder ein duales System, das sich allerdings in einigen Teilen vom alten dualen System unterschied. 1996 folgte schließlich die bisher letzte Strukturreform der monetären Familienleistungen, die von Entscheidungen des Bundesverfassungsgerichts notwendig gemacht worden war.² Rechtlich gesehen erfolgte eine Eingliederung des Kindergeldrechts in

² BVerfG, Beschl. v. 29. 5.1990 - 1 BvL 20/84 u. 1 BvL 26/84 u. 1 BvL 4/86, BStBl. 1990 II S. 653.

das Einkommenssteuerrecht³. Die steuerliche Freistellung des Existenzminimums, die vom BVerfG gefordert worden ist, wird seitdem entweder über den Freibetrag *oder* das Kindergeld bewirkt. Man spricht daher vom „Optionsmodell“. Da das Kindergeld auch gezahlt wird, wenn es die Steuerschuld übertrifft, sind ihm seit der Reform 1996 neben der vom BVerfG angemahnten Freistellung des Existenzminimums andere familienfördernde Motive anzurechnen (Lüdeke und Werding 1996). Dieses Modell wird im Kern heute noch angewandt.

1.1.2. Geschichte des Kindergelds

Nach dem zweiten Weltkrieg wurde Kindergeld in Deutschland erstmals in der ehemaligen DDR 1950 gezahlt⁴, anfangs ab dem vierten Kind. Die folgenden Ausführungen beziehen sich jedoch auf die Rechtsentwicklung in der BRD, da diese auch heute für die Rechtslage in der wiedervereinigten BRD relevant ist. In der BRD wurde das Kindergeld erstmals 1955 und ab dem dritten Kind ausgezahlt⁵. Das Kindergeld war zu Beginn eine Sozialversicherungsleistung, finanziert von Arbeitgebern und Selbstständigen. Seit 1964 wird das Kindergeld durch Haushaltsmittel des Bundes finanziert.⁶ Mit 13 Euro (25 DM) war der Förderungsbetrag anfangs im Vergleich zu den aktuellen Leistungen recht klein, auch unter Berücksichtigung der Preisentwicklung.⁷ Ab 1961 wurde das Kindergeld ab dem zweiten Kind ausgezahlt. Dabei waren die Zahlungen für das zweite Kind einkommensabhängig ausgestaltet. Das heißt Berechtigte erhielten ab einem gewissen Einkommen kein Kindergeld mehr.⁸ Mit dem Regierungswechsel 1974 erfolgte eine Reform des Kindergeldes. Ab 1975 wurde es ab dem ersten Kind und gänzlich einkommensunabhängig gezahlt. Dem nächsten

³ §§ 62-78 EstG seit der Fassung im Jahressteuergesetz vom 11.10.1995, BGBl. 53/1995.

⁴ Eine Übersichtstabelle über die Kindergeldleistungen in der ehemaligen DDR befindet sich in: BMF: „Datensammlung zur Steuerpolitik – Ausgabe 2007, Neuauflage Juli 2008“, Tabelle 20.3.

⁵ KGG vom 13.11.1954, BGBl. 37/1954.

⁶ BKGG vom 16.4.1964, BGBl. 18/1964.

⁷ Geldangaben sind in dieser Studie nicht kaufkraftbereinigt. Es ist deshalb bei einem Vergleich der Kaufkraft von Geldbeträgen aus unterschiedlichen Jahren stets ein Kaufkraftverlust der Geldeinheit über die Zeit zu berücksichtigen. Beispielsweise entspricht die Kaufkraft eines Euros (1,95583 DM) im Jahr 1995 etwa 1,24 Euro (2,43 DM) im Jahr 2010 oder 0,28 Euro (0,55 DM) im Jahr 1955, wenn der Verbraucherpreisindex des Statistischen Bundesamtes als Maßstab für die Kaufkraftentwicklung herangezogen wird. Ein Kindergeld in Höhe von 13 Euro monatlich 1955 entspricht 2010 somit einem Kindergeld in Höhe von etwa 57,5 Euro.

⁸ Die Einkommensgrenze betrug 1961 7.200 DM jährlich, umgerechnet 307 Euro monatlich (KGKG vom 18.7.1961, BGBl. 53/1961) und wurde bis 1974 mehrfach erhöht.

Regierungswechsel 1982 folgten weitere Änderungen.⁹ Das Kindergeld wurde nun für das erste Kind einkommensunabhängig, für alle weiteren Kinder jedoch einkommensabhängig gezahlt. Als neue Leistung wurde der Kindergeldzuschlag für Mütter und Väter mit niedrigen Einkommen eingeführt. Als weitere familienfördernde Maßnahme wurde 1986 zudem das Erziehungsgeld eingeführt¹⁰. Seit einer grundlegenden Reform des Kindergeldes 1996 infolge von Entscheidungen des Bundesverfassungsgerichts¹¹ wird das Kindergeld für alle Kinder einkommensunabhängig ausgezahlt. Zudem wurden die Beträge des Kindergeldes im Rahmen dieser Reform stark angehoben, eine Tatsache, die ein natürliches Experiment als Grundlage für eine Wirkungsanalyse schafft, wie in der vorliegenden Arbeit weiter ausgeführt wird. Auch in den Folgejahren der Reform wurden die Leistungen für das erste und zweite Kind mehrmals erhöht. Die Reform von 1996 werden wir weiter unten genauer betrachten. Tabelle 1 gibt einen Überblick über die Entwicklung der Kindergeldzahlungen in der BRD.

1.1.3. Geschichte der Kinderfreibeträge

Kinderfreibeträge, die ab dem ersten Kind galten, gab es in der BRD bereits ab 1946.¹² Bis 1974 waren die Kinderfreibeträge die sog. Hauptsäule des Familienlastenausgleichs (Althammer und Lampert 2007). 1975 wurden die Kinderfreibeträge unter der sozial-liberalen Regierung von Bundeskanzler Helmut Schmidt abgeschafft¹³. Das Argument dafür war, sie seien sozial ungerecht, da Menschen mit höherem Einkommen wegen des progressiven Steuertarifs stärker von ihnen profitierten. Nach dem Regierungswechsel 1982 wurden die Kinderfreibeträge 1983 wieder eingeführt¹⁴ und im Gegenzug wurde das Kindergeld teilweise wieder einkommensabhängig ausgezahlt¹⁵. Das Bundesverfassungsgericht entschied 1990¹⁶, dass es verfassungswidrig ist, existenzminimale Aufwendungen sowohl für Erwachsene, als auch für Kinder zu besteuern. In Folge der Rechtsprechung wurden mit Beginn des Jahres

⁹ Haushaltsbegleitgesetz vom 20.12.1982 („Gesetz zur Wiederbelebung der Wirtschaft und Beschäftigung und zur Entlastung des Bundeshaushalts“), BGBl. 54/1982.

¹⁰ BErzGG vom 6.12.1985, BGBl. 58/1985.

¹¹ BVerfGE 82, 60, BVerfGE 82, 198.

¹² Quelle: BMF (2008).

¹³ Einkommenssteuerreformgesetz vom 5.8.1974, BGBl. 89/1974.

¹⁴ Haushaltsbegleitgesetz vom 20.12.1982 („Gesetz zur Wiederbelebung der Wirtschaft und Beschäftigung und zur Entlastung des Bundeshaushalts“), BGBl. 54/1982.

¹⁵ Ebenda.

¹⁶ BVerfGE 82, 60, BVerfGE 82, 198

1996 wie das Kindergeld die Kinderfreibeträge stark erhöht und das oben erwähnte Optionsmodell eingeführt, wobei Berechtigte entweder Kindergeld oder Kinderfreibetrag in Anspruch nehmen konnten, aber nicht mehr beide Leistungen gleichzeitig.¹⁷ Die Inanspruchnahme des Kinderfreibetrags lohnte sich nur noch ab einer gewissen Einkommenshöhe.

1.1.4. Zur monetären Bedeutung des Kindergelds

2010 wurde das Kindergeld für mehr als 14,5 Mio. Kinder ausgezahlt¹⁸, was etwa jedem sechsten Bürger Deutschlands entspricht. Die Gesamtaufwendungen der öffentlichen Hand für Kindergeld und Kinderfreibetrag betragen 2010 etwa 41 Mrd. Euro (Schätzung).¹⁹ Zum Vergleich entsprach dies knapp 13% der Gesamtausgaben des Bundes. Das Kindergeld deckt heute im Durchschnitt – je nach Familienart etwas mehr oder weniger – rund 30% der Haushaltsausgaben für Kinder ab.²⁰ 2011 beträgt das Kindergeld 184 Euro für das erste und zweite, 190 Euro für das dritte und 215 Euro für jedes weitere Kind. Der Kinderfreibetrag beträgt für jeden Elternteil zurzeit 3504 Euro je Kind.²¹ Die Bedeutung des Kindergeldes hat vor allem durch die Reform 1996 zugenommen. Anfangs waren die Auszahlungen – auch unter Berücksichtigung der Kaufkraftentwicklung (vgl. Fußnote 7) – vergleichsweise gering. Die Tabellen A1 und A2 im Anhang geben einen Überblick über die Geschichte der Leistungshöhe.

1.2. Die Reform 1996

Durch die Reform des Kindergeldes und des Kinderfreibetrags 1996 erfolgte eine Abkehr vom Dualen System zum „Optionsmodell“ (Familienleistungsausgleich). Nach dem System des Familienleistungsausgleichs wird das Kindergeld monatlich als Steuervergütung gezahlt. Im Rahmen der Einkommensteuerveranlagung zieht das Finanzamt die Steuerfreibeträge für Kinder vom Einkommen ab, falls die erforderliche Steuerfreistellung eines Einkommensbetrags in Höhe des Existenzminimums eines Kindes einschließlich der Bedarfe

¹⁷ Änderungen im EStG und BKG im Jahressteuergesetz 1996 vom 11.10.1995, BGBl. 53/1995.

¹⁸ Quelle: Statistisches Bundesamt; Ohne Angaben für Bedienstete von Bund, Ländern, Gemeinden/ Gemeindeverbänden.

¹⁹ Quelle: BMF: „Datensammlung zur Steuerpolitik – Ausgabe 2010“, Schätzung.

²⁰ Quelle: BMFSFJ: „Dossier – Familien wirksam fördern“, 2008.

²¹ §32 Abs. 6 EStG, Stand: 22.6.2011.

für Betreuung und Erziehung oder Ausbildung durch den Anspruch auf Kindergeld nicht vollständig bewirkt wird. Die tarifliche Einkommensteuer erhöht sich in diesem Fall um den Anspruch auf Kindergeld.

Als Ausfluss des verfassungsrechtlichen Gleichheitsgebotes (Artikel 3 Absatz 1 Grundgesetz) beruht das Einkommensteuerrecht auf dem Grundsatz der Besteuerung nach der individuellen Leistungsfähigkeit. Im Hinblick auf das sozialpolitische Gerechtigkeitsanliegen hat sich der Gesetzgeber bewusst für einen progressiven Steuertarif entschieden. Diese Grundentscheidung des Gesetzgebers bedarf aber der folgerichtigen Umsetzung auch auf Seite der Abzugstatbestände. Vor diesem Hintergrund kommt es zu unterschiedlichen steuerlichen Auswirkungen der für alle Kinder gleich hohen Freibeträge in Abhängigkeit vom Einkommen der Eltern. Der Betrag des Kindergeldes wurde von 1995 auf 1996 durch die Anhebung von 36 Euro (70 DM) auf 102 Euro (200 DM) fast verdreifacht und die Leistung wurde wieder einkommensunabhängig ausgezahlt.

Tabelle 1 beschreibt die Entwicklung des Kindergeldes im für die Wirkungsanalyse maßgeblichen Zeitraum. Bis 1995 lag das Kindergeld für das erste Kind bei 36 Euro (70 DM). Die Beträge waren stark nach der Kinderzahl gestaffelt, sodass für das zweite Kind zuletzt 66 Euro (130 DM) und für das dritte Kind 112 Euro (220 DM) gezahlt wurden. Die deutlichste Anhebung des Kindergeldes wurde 1996 vorgenommen. Nach dem 1.1.1996 lag das Kindergeld für das erste und zweite Kind bei 102 Euro (200 DM), für das dritte bei 153 Euro (300 DM) und für das vierte und jedes weitere Kind bei je 179 Euro (350 DM)²². In den darauf folgenden Jahren wurde das Kindergeld für das erste und das zweite Kind auf 112 Euro (220 DM) und anschließend auf 128 Euro (250 DM) erhöht.

²² §6 BKGG vom 1.1.1996.

Tabelle 1: Entwicklung des Kindergeldes

Jahr	1.Kind	2.Kind	3.Kind	4.und weitere Kinder
1992-1993+	36 (70)	66-36 (130-70)*	112-72 (220-140)*	123-72 (240-140)*
1994-1995+	36 (70)	66-36 (130-70)*	112-36 (220-70)*	123-36 (240-70)*
1996	102 (200)	102 (200)	153 (300)	179 (350)
1997-1998	112 (220)	112 (220)	153 (300)	179 (350)
1999	128 (250)	128 (250)	153 (300)	179 (350)

Anmerkungen: Leistung pro Monat in Euro; DM-Beträge in Klammern; *einkommensabhängige Kürzungen.
+ Zusatzkindergeld für Bezieher niedriger Einkommen

Quelle: BMF (2008).

Darüber hinaus galten bis 1995 einige Sonderregelungen, die mit der Reform 1996 abgeschafft wurden. So wurde z.B. 1995 das Kindergeld für das zweite und jedes weitere Kind bei höheren Einkommen der Eltern gesenkt (vgl. Tabelle 1). Bei Überschreiten bestimmter Einkommensgrenzen²³ verringerte sich der Betrag des Kindergeldes schrittweise²⁴ auf 36 Euro (70 DM) für das zweite Kind und 72 Euro (140 DM) für jedes weitere.²⁵

Vor der Reform erhielten Berechtigte, die wegen zu geringen Einkommens nicht vom Kinderfreibetrag profitierten, einen monatlichen Zuschlag zum Kindergeld in Höhe von maximal 33 Euro (65 DM).²⁶ Somit wurde rechnerisch zur Ermittlung der Höhe der Leistungen bei allen Berechtigten mit niedrigem Einkommen ein Einkommen in Höhe von Grund- und Kinderfreibetrag angenommen. So erhielt kein Berechtigter weniger als 69 Euro (135 DM) – 36 Euro Kindergeld plus 33 Euro Zusatzkindergeld - monatlicher Leistungen, bzw. 828 Euro jährlich. Dabei war die Definition des maßgeblichen Einkommens für den Kindergeldzuschuss nach BKGG nicht identisch mit der des zu versteuernden Einkommens nach EStG. Einkommens- und Kirchensteuerzahlungen waren im BKGG bereits einbezogen worden, außergewöhnliche Belastungen wurden nicht angerechnet (Lüdeke und Werding 1996).

²³ 13.600 Euro (26.600 DM) für Verheiratete und 9.715 Euro (19.000 DM) für sonstige Berechtigte plus 4.704 Euro (9.200 DM) je Kind Nettojahreseinkommen nach BKGG.

²⁴ Die Verringerung betrug 10 Euro (20 DM) je 245 Euro (480 DM) zusätzliches Jahreseinkommen.

²⁵ §10 BKGG vom 31.1.1994.

²⁶ §11a BKGG vom 31.1.1994.

Abbildung 1: Leistungen aus Kindergeld und Wirkung des Kinderfreibetrags für Paare mit einem Kind in Abhängigkeit des Einkommens.

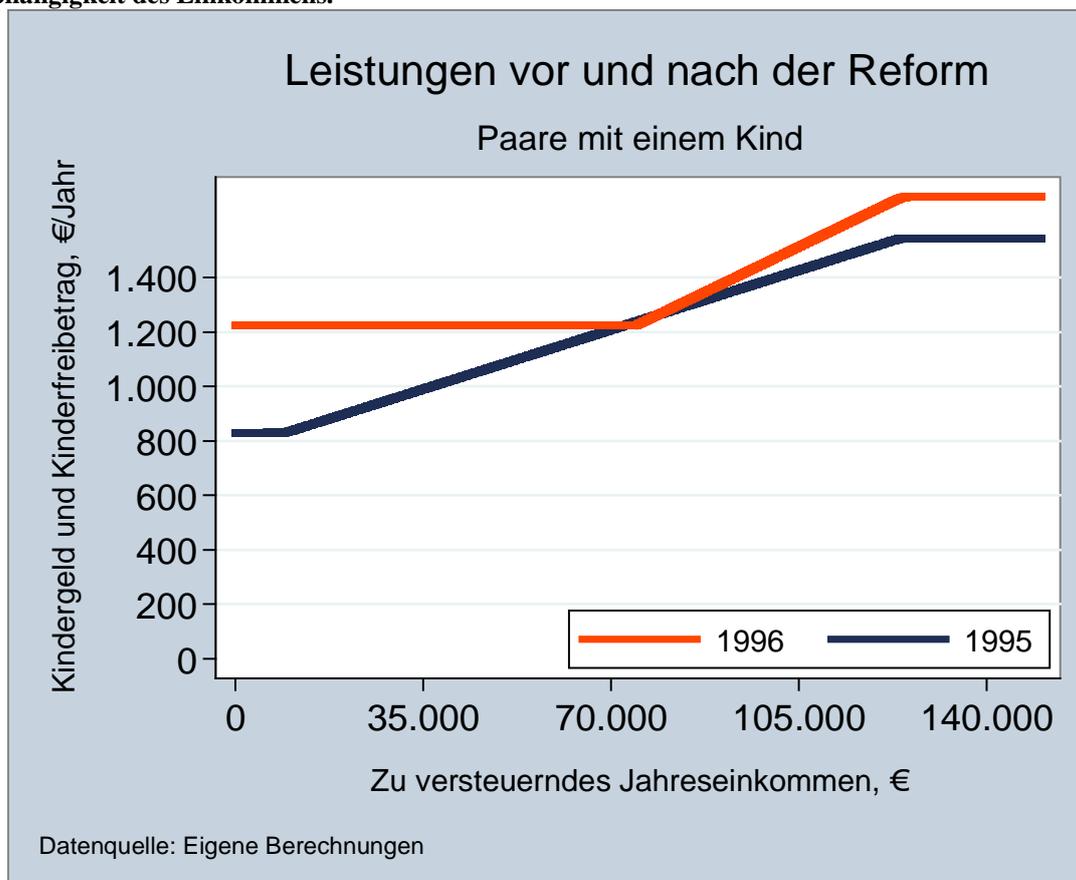


Abbildung 1 stellt dar, wie hoch die Leistungen von Kindergeld (inkl. des Zuschlags für Geringverdiener) und die Wirkung des Kinderfreibetrags für Paare mit einem Kind vor und nach der Reform 1996 waren²⁷. Die minimalen Leistungen von 828 Euro jährlich sind im Bereich des flachen Verlaufs der blauen Kurve bei sehr niedrigen Einkommen zu sehen. Doch auch wenn wir das Zusatzkindergeld berücksichtigen, fiel die Steigerung der monetären Familienleistungen durch die Reform mit knapp 50% bei Berechtigten mit niedrigen Einkommen sehr hoch aus. Abbildung 1 veranschaulicht dies. Der Unterschied zwischen vor und nach der Reform ist durch den vertikalen Abstand der roten zur blauen Linie gegeben. Es ist deutlich erkennbar, dass Berechtigte umso mehr von der Reform profitierten, je niedriger ihr Einkommen war. Auch besonders hohe Einkommen profitierten durch die Reform. Berechtigte mit Einkommen im Bereich zwischen etwa 72.400 und 78.500 Euro hingegen

²⁷ Den Berechnungen für 1995 und 1996 liegt der jeweils gültige Einkommensteuertarif zugrunde.

mussten leichte Kürzungen der Leistungen in Höhe von maximal jährlich ca. 13 Euro hinnehmen.

Abbildung 2: Leistungen aus Kindergeld und Wirkung des Kinderfreibetrags für Paare mit zwei Kindern in Abhängigkeit des Einkommens.

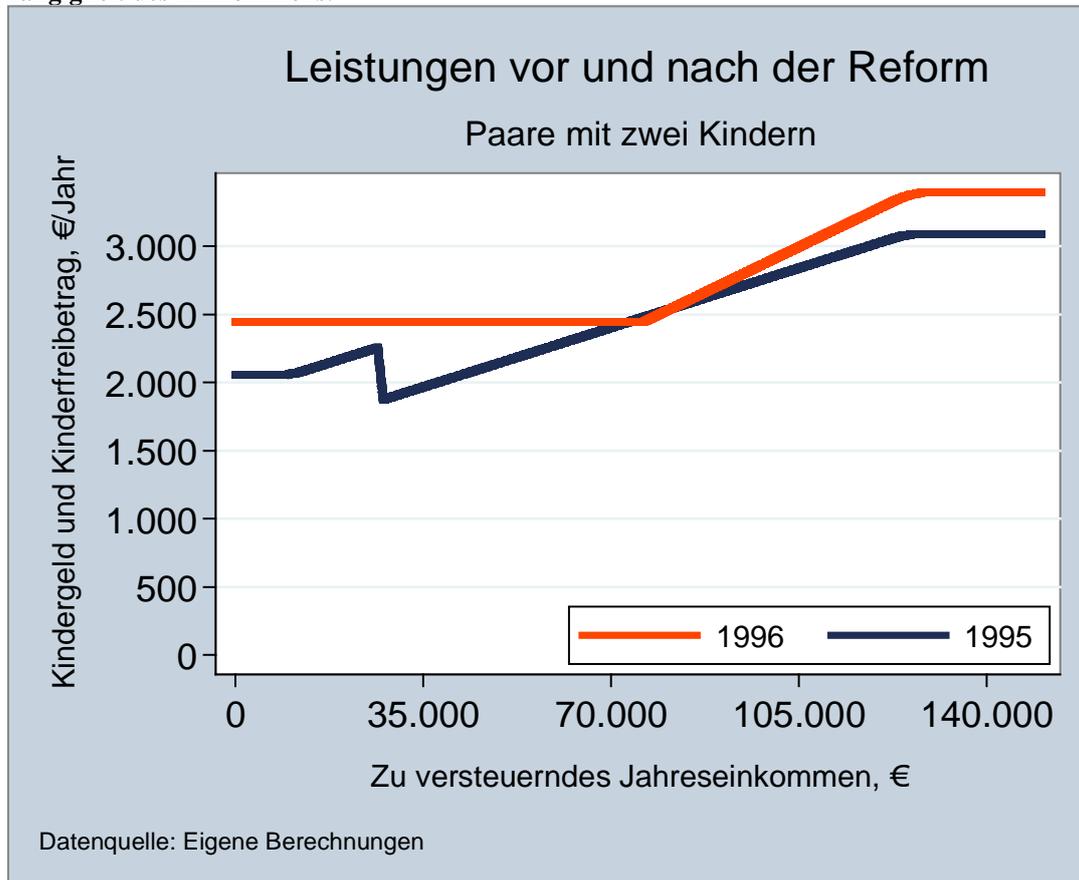


Abbildung 2 stellt die Leistungen von Kindergeld und die Wirkung des Kinderfreibetrags für Paare mit zwei Kindern dar. In diesem Fall enthält die blaue Kurve (1995) einen Knick, der auf die Kürzung des Kindergeldes ab einem bestimmten Einkommen (23.008 Euro bzw. 45.000 DM) zurückzuführen ist. Am meisten von der Reform profitiert haben Paare mit zwei Kindern und einem Einkommen von etwa 27.500 Euro, in Abbildung 2 durch den niedrigsten Punkt der blauen Kurve erkennbar. In diesem Fall betrug die Steigerung der jährlichen Leistungen absolut rund 573 Euro (1.121 DM) und relativ rund 23,4%. Wie bei Familien mit einem Kind profitierten auch Bezieher von hohem Einkommen (ab 81.200 Euro) von der Reform, während es einen Bereich (73.500 Euro bis 81.200 Euro) gab, in dem die jährlichen Leistungen sanken, jedoch höchstens um rund 30 Euro. Beim Vergleich beider Abbildungen wird ersichtlich, dass die relative Zunahme der Leistungen durch die Reform 1996 bei Paaren mit einem Kind höher als bei Paaren mit zwei Kindern war.

Grundsätzlich wurde das Kindergeld vor der Reform bis zur Vollendung des 16. Lebensjahres gewährt. Die Altersgrenze wurde im Zuge der Reform von 1996 ausgeweitet, sodass bis zur Vollendung des 18. Lebensjahres Anspruch bestand. Für ältere Kinder galt der Anspruch sowohl vor als auch nach der Reform unter bestimmten Bedingungen bis zum Alter von 27 Jahren weiter, wenn das Kind noch eine Schule besuchte, sich in Ausbildung befand, ein freiwilliges soziales Jahr absolvierte, an einer Behinderung litt oder höchstens 383 Euro (750 DM) monatlich verdiente.²⁸

Tabelle 2: Jährliche Kinderfreibeträge

Veranlagungszeitraum	je Kind
1992-1995	2.098 (4.104)
1996	3.203 (6.246)
1997-1999	3.534 (6.912)

Anmerkungen: Jährliche Kinderfreibeträge in Euro; DM-Beträge in Klammern.

Quelle: BMF (2007).

Im Rahmen der Reform von 1996 wurde auch der Kinderfreibetrag grundlegend reformiert. Wie bereits erwähnt, konnten Berechtigte ab 1996 entweder den Kinderfreibetrag oder das Kindergeld nutzen. Der Kinderfreibetrag wird nur noch hohen Einkommensgruppen nach einer Günstigerprüfung im Rahmen der Jahreslohnsteuerabrechnung eingeräumt. Dadurch wurde, wie vom Bundesverfassungsgericht²⁹ gefordert, die steuerliche Freistellung eines Einkommensbetrags in Höhe des Existenzminimums eines Kindes erreicht. Soweit das Kindergeld höher liegt als die Steuerersparnis, dient diese Differenz der Förderung der Familie. Das Optionsmodell führt dazu, dass die monetären Entlastungen aus Kindergeld und Kinderfreibetrag zusammengenommen für die meisten Bezieher nicht mehr einkommensabhängig sind, sondern allein aus dem Fixbetrag des Kindergeldes bestehen, da der Kinderfreibetrag erst bei hohem Einkommen zum Einsatz kommt. Den insgesamt größten Effekt der Reform findet man also bei niedrigeren Einkommen.

²⁸ §2 Abs. 2 BKGG vom 31.1.1994 und vom 1.1.1996.

²⁹ BVerfGE 82, 60, BVerfGE 82, 198.

Der Kinderfreibetrag, in Tabelle 2 dargestellt, lag zwischen 1992 und 1995 bei 2.098 Euro jährlich. Mit der Umstellung auf das Optionsmodell stieg er 1996 auf 3.203 Euro und wurde anschließend für den Zeitraum von 1997 bis 1999 auf 3.534 Euro festgelegt.

Tabelle 3: Einkommensgrenze, ab der der Kinderfreibetrag eine höhere Leistung birgt als das Kindergeld (1996)

Kinderzahl	Zu versteuerndes Jahreseinkommen inklusive Kinderfreibetrag
1.Kind	74.933 (146.556)
2.Kind	76.534 (149.688)
3.Kind	99.616 (194.832)

Anmerkungen: Einkommensgrenze in Euro; DM-Beträge in Klammern.

Quelle: Lüdeke und Werding (1996).

Durch den progressiven Steuertarif in Deutschland sparen Berechtigte durch einen Freibetrag umso mehr Steuern, je mehr Geld sie verdienen. Daher war die Steuerersparnis durch den Kinderfreibetrag erst ab einer gewissen Einkommenshöhe höher als das Kindergeld. Für Verheiratete mit einem Kind lag die Grenze für das zu versteuernde Jahreseinkommen, ab dem der Kinderfreibetrag mehr Leistung bringt als das Kindergeld, bei 74.933 Euro, bei Verheirateten mit zwei Kindern bei 76.534 Euro und bei drei Kindern bei 99.616 Euro (vgl. Tabelle 3). In den Abbildungen 1 und 2 ist diese Grenze jeweils durch den Knick der roten Linie nachzuvollziehen.

Regelungen für Sozialhilfe, Arbeitslosenhilfe und Arbeitslosengeld

Von besonderem Interesse ist auch die Anrechnung von Kindergeld auf Sozial- und Versicherungsleistungen. Die Höhe der Bezüge kann die Bereitschaft, Arbeit anzubieten, beeinflussen. Inwieweit die Leistungen von einer Erhöhung des Kindergeldes beeinflusst werden, ist daher von entscheidender Bedeutung für die Arbeitsanreize am unteren Ende der Einkommensverteilung.

Das Kindergeld wurde grundsätzlich allen Einkommensgruppen in gleichem Umfang zugewiesen. Wer Arbeitslosengeld oder Arbeitslosenhilfe empfing, konnte das Kindergeld zusätzlich beziehen, ohne dass es als anzurechnendes Einkommen behandelt wurde.³⁰ Somit

³⁰ §194 Abs. 3 SGB III, 1998.

waren Bezieher von Arbeitslosengeld oder Arbeitslosenhilfe Nutznießer der Kindergeldreform. Bezieher von Arbeitslosenleistungen mit Kindern erhielten zudem höhere Ersatzraten³¹ als Kinderlose, was zwar eine Unterstützungsmaßnahme für Familien darstellte, sich mit der Reform des Kindergeldes jedoch nicht änderte. Für Bezieher von Arbeitslosenleistungen mit Kindern ergaben sich durch die Kindergeldreform 1996 folglich keine veränderten Arbeitsanreize.

Der Kindergeldbezug für Sozialhilfeempfänger gestaltete sich anders. Ihnen wurde das Kindergeld bis Ende 1999 vollständig auf den Sozialhilfeanspruch angerechnet³², d.h. die Sozialhilfe wurde um den entsprechenden Betrag des Kindergeldes gekürzt. Für Bezieher von Sozialhilfe stellte eine Erhöhung des Kindergeldes daher keine Veränderung der Einkommenssituationen dar. Im Vergleich zum Sozialhilfebezug wurde Erwerbstätigkeit für Sozialhilfeempfänger durch die Kindergeldreform 1996 folglich attraktiver, da bei Erwerbstätigkeit, im Vergleich zum Zeitraum vor der Reform, ein höheres Kindergeld ausgezahlt wurde. Da die Kinderleistungen in der Sozialhilfe höher liegen als das Kindergeld, wurde der negative Arbeitsanreiz für Sozialhilfeempfänger durch die Kindergelderhöhung lediglich kleiner.

Um die Arbeitsanreize besser zu verstehen, soll hier noch kurz auf die Zuverdienstmöglichkeiten innerhalb der verschiedenen Transfersysteme eingegangen werden. Für Arbeitslosenhilfeempfänger galt ein Freibetrag für Zuverdienste (2000: 165 Euro). Einkommen, die darüber hinausgingen, wurden zu 100% auf die Leistung angerechnet (Meister und Werding 2011). Sozialhilfeempfängern wurde eine geringe Zuverdienstmöglichkeit gewährt (bis zu 25% des Regelsatzes). Einkommen, die diesen Freibetrag überstiegen, wurden auf den Sozialhilfeanspruch angerechnet. Bis zu einem Betrag von rund 511 Euro (1000 DM) lag der Anrechnungssatz bei 85%, darüber wurden 100% angerechnet (Meister und Werding 2011). Alleinerziehende erhielten mit einem höheren Freibetrag und niedrigeren Anrechnungssätzen leicht bessere Konditionen.³³ Ab einem Nettoeinkommen von 588 Euro (1150 DM) wurde keine Sozialhilfe mehr gewährt (Boss 2001). Der Betrag der Sozialhilfe lag generell unter dem der Arbeitslosenhilfe (Peter 2000).

³¹ Ersatzrate: Relative Höhe der Leistungen für Arbeitslose im Vergleich zum letzten Nettolohn.

³² §77 Abs. 2 BSHG.

³³ Vgl. Boss (2001).

Arbeitslosengeldempfänger durften bis zu 15 Stunden wöchentlich arbeiten und dabei bis zu 20% der Arbeitslosengeldleistungen³⁴ verdienen, ohne dass diese Leistungen von den Zuverdiensten beeinträchtigt wurden. Bei Verdiensten über 20% der Leistungen wurde 100% angerechnet (Boss 2001).

Die Anreize für Geringverdiener, eine Beschäftigung aufzunehmen, waren also gering, da jeder zusätzlich verdiente Euro oberhalb der Anrechnungsgrenzen in gleichem Umfang die Sozialhilfe bzw. das Arbeitslosengeld reduziert (impliziter Steuersatz von 100%). Erst mit dem Inkrafttreten der Hartz-Gesetze 2005 wurden größere Anreize geschaffen, sich am Arbeitsmarkt zu beteiligen. Die Sozialhilfe ist von besonderem Interesse, da sie in der Ausgestaltung bezüglich des Kindergeldes dem heutigen Arbeitslosengeld II gleicht. Ebenso wie bei der Sozialhilferegelung in den 1990er Jahren wird das Kindergeld heute auf das Arbeitslosengeld II angerechnet. Anreizeffekte, die aus dem Kindergeld 1996 entstanden, sind daher auf heutige Regelungen übertragbar.

Weitere untersuchungsrelevante Gesetzesänderungen

Der Untersuchungszeitraum in der Wirkungsanalyse wird die Jahre 1992 bis 1998 umfassen. Gesetzesänderungen, die Familien mit Kindern alleinig oder stärker betreffen als Kinderlose, können die Identifikation der Wirkungen der Kindergeld-Reform stören und müssen daher berücksichtigt werden.

Die wichtigste Änderung im genannten Zeitraum ist die Einführung eines Rechtsanspruches auf einen Kindergartenplatz im Jahre 1996³⁵. Ab drei Jahren sollte jedem Kind per Gesetz ein halbtäglicher Betreuungsplatz garantiert werden. Wegen Problemen bei der Bereitstellung ausreichender Platzzahlen wurde vor 1998 eine Stichtagsregelung angewandt, sodass nur für all diejenigen, die das dritte Lebensjahr zu Beginn des Kindergartenjahres bereits vollendet hatten, ein Platz angeboten werden musste. Steigerungen der Betreuungsquoten in den 1990er Jahren sind in erster Linie auf unter 4-Jährige zurückzuführen, während für 5-Jährige bereits eine Vollversorgung zu Beginn des Jahrzehnts vorhanden war.³⁶

³⁴ Mindestens aber einen gewissen Betrag von 161 Euro (315 DM) (Stand: 2000) monatlich.

³⁵ §24 SGB VIII.

³⁶ Quelle: BMFSFJ: „12. Kinder- und Jugendbericht“, 2005.

Neben dem Kindergeld wurde auch der Erziehungsurlaub bzw. die Erziehungszeit (heute Elternzeit) und das Erziehungsgeld (heute Elterngeld) immer wieder reformiert. Die letzte große Ausweitung des Erziehungsurlaubs auf 36 Monate war bereits 1992 in Kraft³⁷, dem ersten Jahr unserer Analysen. Im darauffolgenden Jahr wurde die Bezugsdauer des Erziehungsgeldes von 18 auf 24 Monate verlängert.³⁸ Mögliche langfristige Effekte auf die Erwerbsbeteiligung sind bei der Wirkungsanalyse zu berücksichtigen.

³⁷ §15 BErzGG, Änderung vom 6.12.1991, BGBl. I, 64/1991.

³⁸ §4 BErzGG, Fassung vom 1.1.1994, BGBl.I, 6/1994.

III. Literaturüberblick

1. Theoretischer Hintergrund

Ein Haushalt steht in der mikroökonomischen Analyse unter anderem vor dem ökonomischen Entscheidungsproblem, die ihm zur Verfügung stehende Gesamtzeit optimal auf Arbeitszeit und Freizeit aufzuteilen. Unterstellt wird dabei, dass ein einzelner Haushalt diese Entscheidung unter der Maßgabe, den daraus erzielbaren Nutzen zu maximieren, trifft. Erstes Ziel der mikroökonomischen Arbeitszeit-Freizeit-Analyse ist die Herleitung einer individuellen Arbeitsangebotsfunktion, welche den Zusammenhang zwischen der nutzenmaximierenden Arbeitszeit-Freizeit-Kombination und den Einkommens- und Verdienstmöglichkeiten eines Haushalts wiedergibt. In einem nächsten Schritt kann die hergeleitete Arbeitsangebotsfunktion zur Analyse der Wirkungen von Einkommens- und Lohnveränderungen auf die optimale Zeitallokation eines Haushalts herangezogen werden. Als traditionelles Ergebnis aus einer solchen Arbeitszeit-Freizeit-Analyse ergibt sich, dass ein reiner Lohnanstieg die Zahl der Arbeitsstunden erhöht, während ein reiner Nicht-Erwerbseinkommensanstieg die Zahl der Arbeitsstunden senkt. Die unterschiedlichen Wirkungen der beiden Einkommensarten ergeben sich aus zwei entgegengesetzten Effekten. Eine Erhöhung des Nicht-Erwerbseinkommens impliziert einen sog. Einkommenseffekt, der zu einem höheren Konsum von Freizeit führt, da bei gleicher Arbeitsleistung mehr Geld zur Verfügung stünde. Das Gleiche gilt für eine Lohnerhöhung, allerdings entsteht dabei auch ein entgegengesetzter sog. Substitutionseffekt, der bewirkt, dass die Opportunitätskosten von Freizeit steigen und damit weniger Freizeit konsumiert wird. Da eine Erhöhung des Kindergelds im Allgemeinen einer einkommenserhöhenden Transferleistung gleich kommt, die unabhängig vom Erwerbsstatus der Eltern gezahlt wird, müsste man also zur Schlussfolgerung kommen, dass sie sich negativ auf das Arbeitsangebot auswirkt.

Die Kindergeldreform von 1996 kann jedoch nicht nur als pauschale Einkommenssteigerung ausgelegt werden. Grund hierfür sind die Interaktionen, die sich zwischen Kindergeldzahlungen, Kinderfreibeträgen und anderen Sozialleistungen ergaben. Im Speziellen galt zum Zeitpunkt der Reform für Sozialhilfeempfänger eine „Anrechnungsregelung“, im Zuge derer die Sozialhilfe um den entsprechenden Betrag des Kindergelds gemindert wurde. Die Kindergelderhöhung im Rahmen der Reform von 1996 führte daher zu keiner Veränderung der Einkommenssituation bei Sozialhilfebezug,

wohingegen die Erwerbstätigkeit, bei der das erhöhte Kindergeld bezogen werden konnte, aufgewertet wurde. Die Arbeitsanreize für Sozialhilfeempfänger mit Kindern waren grundsätzlich negativ, da die Transferleistungen für Kinder bei Sozialhilfebezug größer waren als etwa das Kindergeld. Durch die Erhöhung des Kindergeldes wurde dieser negative Arbeitsanreiz durch die Veränderung des relativen Einkommensunterschiedes zwischen Transferbezug und Erwerbstätigkeit verringert.

Dem gegenüber steht bei höheren Einkommen die Einführung des Optionsmodells, durch das Familien entweder nur noch den Kinderfreibetrag oder das Kindergeld nutzen konnten. Die Entlastungswirkung des Kinderfreibetrags auf die Einkommensteuer führt im Allgemeinen zu positiven Arbeitsanreizen, da er wie eine Lohnerhöhung wirkt und der Substitutionseffekt in der Regel den Einkommenseffekt dominiert. Der Kinderfreibetrag und die damit verbundenen positiven Arbeitsanreize wurden mit der Kindergeldreform von 1996 aber nur mehr für hohe Einkommensgruppen wirksam, d.h., wenn sich der Freibetrag bei der Ermittlung des zu versteuernden Einkommens als günstiger für den Steuerpflichtigen erwies als das Kindergeld. Für die Bezieher mittlerer Einkommen führte das Optionsmodell jedoch dazu, dass sich jegliche monetäre kinderbezogene Entlastungen einzig und allein aus dem einkommensunabhängigen Fixbetrag des nunmehr erhöhten Kindergeldes zusammensetzten, was sich theoretisch negativ auf das Arbeitsangebot ausgewirkt haben müsste.

Zusammenfassend lassen sich daher – basierend auf einer theoretischen mikroökonomischen Arbeitszeit-Freizeit-Analyse – folgende Beschäftigungswirkungen der Kindergeldreform von 1996 festmachen:

- Die negativen Arbeitsanreize für Sozialhilfeempfänger eine Beschäftigung aufzunehmen, wurden durch die Reform verringert, da die Erhöhung des Kindergelds die Einkommenssituation bei Sozialhilfebezug nicht, bei Erwerbstätigkeit aber positiv verändert hat.
- Die Arbeitsanreize mittlerer Einkommensbezieher wurden durch die Reform verschlechtert, da eine Erhöhung von einkommensunabhängigen Transferleistungen die Zahl der Arbeitsstunden senkt.
- Die Effekte der Reform auf die Arbeitsanreize hoher Einkommensbezieher sind nicht eindeutig. Während die Erhöhung der Freibeträge zu einer stärkeren

einkommensteuerlichen Entlastung geführt hat, kann dieser implizite Verdienstanstieg das Arbeitsangebot entweder erhöht (wenn Substitutionseffekte dominieren) oder gesenkt (wenn Einkommenseffekte dominieren) haben.

Eine Kindergelderhöhung kann zu guter Letzt auch die Entscheidung von Familien über die Fertilität beeinflussen. Die ökonomische Theorie der Fertilität (Becker (1981), Ermisch (2003)) legt nahe, dass eine Erhöhung des Kindergelds für neugeborene Kinder wie eine pauschale Einkommenssteigerung wirkt – und das im Allgemeinen unabhängig vom Erwerbsstatus der Mutter – und somit zu einer Steigerung der Geburtenrate führen müsste.

2. Empirische Studien

Empirische Studien zur Wirkung monetärer familienpolitischer Leistungen in Deutschland, insbesondere des Kindergeldes und der Kinderfreibeträge, sind rar. Die existierenden Studien basieren größtenteils auf Mikrosimulationen, welche ex ante zur Bewertung verschiedener Politikalternativen wichtige Vorhersagen treffen. Ex-Post Studien zur tatsächlichen Wirkung ergriffener Maßnahmen können diese Studien jedoch nicht ersetzen, da sie Wechselwirkungen mit nur schwer oder gar nicht beobachtbaren Elementen der individuellen Entscheidungen nur begrenzt abbilden können. Tatsächliche Wirkungen von Maßnahmen können sich schon dann von simulierten Vorhersagen unterscheiden, wenn kein voll rationales Kalkül angewandt wird, weil zum Beispiel die genaue Funktionsweise der Maßnahme und die Auswirkung für das individuelle Budget nicht bekannt sind.

In der modernen empirischen Forschung werden hohe Anforderungen an die Interpretation von erhobenen Daten gestellt. Um nicht-ursächliche von ursächlichen Zusammenhängen zu unterscheiden, greifen Forscher seit einigen Jahren vermehrt auf quasi-experimentelle Situationen zurück. Diese ermöglichen, mit höherer Wahrscheinlichkeit einen kausalen Zusammenhang zwischen einer Politikmaßnahme und einer Zielvariable zu identifizieren, als dies mit multivariaten Analysen zu bewerkstelligen ist. Dies wird in unserem Untersuchungsdesign ausführlich dargestellt. Quasi-experimentelle Situationen entstehen häufig durch gezielte Förderung einer bestimmten Gruppe, die exklusiv von einer Politikmaßnahme betroffen ist. Neben einem Vorher-Nachher Vergleich wird damit auch ein Kontrollgruppenvergleich ermöglicht, womit viele Störfaktoren in empirischen

Untersuchungen ausgeschaltet werden können. Die quasi-experimentellen empirischen Studien haben einen regelrechten Siegeszug in der Forschung angetreten und die Glaubwürdigkeit der Forschungsergebnisse deutlich verbessert. In den renommiertesten internationalen Fachzeitschriften der ökonomischen Forschung werden derartige Studien vielfach veröffentlicht und ein Lehrbuch mit starkem Fokus auf kausale Identifikation, Angrist und Pischke (2009), ist für Empiriker zum Standardwerk geworden (vgl. auch Angrist und Pischke (2010)). Der folgende Literaturüberblick richtet sich stark nach dieser international anerkannten Forschung.

Mit einer Ausnahme – Tamm (2010) über Erwerbstätigkeit und Arbeitsstunden von Müttern mit erwerbstätigem Partner – sind nach unserem Erkenntnisstand keine kausalen Studien zu den Wirkungen von Kindergeld und Kinderfreibetrag in Deutschland vorhanden. In den Vereinigten Staaten, Großbritannien und Frankreich gab es in den vergangenen drei Jahrzehnten jedoch familienpolitische Reformen, die Aspekte des deutschen Kindergelds enthalten und in den erwarteten Wirkungen teilweise vergleichbar sind. Die Auswirkungen dieser Reformen wurden intensiv erforscht und in internationalen Fachzeitschriften veröffentlicht. Wir fokussieren den Literaturüberblick auf Veröffentlichungen, die Effekte dieser Reformen kausal identifizieren und ähnliche Methoden wie in dieser Studie anwenden. Auf Untersuchungen, die den strengen Anforderungen der kausalen, empirischen Forschung nicht genügen, wird dabei verzichtet. Zunächst werden an exemplarischen Studien die Wirkungen des „Earned Income Tax Credit“ (EITC) in den Vereinigten Staaten aufgezeigt, gefolgt von Untersuchungen des „Working Families‘ Tax Credit“ (WFTC) in Großbritannien und abschließend des „Prime pour l’emploi“ (PPE) in Frankreich. Abschließend gehen wir auf die Mikrosimulationen zum Kindergeld, und die ex-post Studie von Tamm (2010) ein und fassen Studien zu verwandten Themen der Familienpolitik in Deutschland zusammen, die für unsere Analyse von Bedeutung sind.

2nd1st US-Amerikanische Studien zum Earned Income Tax Credit (EITC)

Zu den am meisten erforschten familienpolitischen, monetären Leistungen gehört der EITC. Zunächst erläutern wir die Wirkungsweise des EITC und die Parallelen zur hier untersuchten Reform des Kindergeldes und der Kinderfreibeträge, bevor wir einen Literaturüberblick die vorhandenen Studien geben.

Der EITC ist eine Steuergutschrift, die einkommensschwachen Eltern bei Aufnahme von Erwerbsarbeit einen einkommensabhängigen Transfer (zusätzlich zum Lohn) zukommen lässt. Bei geringen Einkommen steigt der Betrag mit dem Einkommen an, ab einer gewissen Höhe bleibt er konstant und mit höheren Einkommen wird er wieder abgeschmolzen. In der Anstiegsregion (phase-in) entfaltet der EITC positive Arbeitsanreize, da der Betrag nur bei Beschäftigung gezahlt wird, sodass damit Beschäftigungslosigkeit relativ unattraktiver wird. Im konstanten Bereich bewirkt ein Einkommenseffekt negative Anreize auf die Intensität der Beschäftigung und theoretisch würde man eine Verringerung der Arbeitszeit erwarten. Im Entzugsbereich (phase-out) wirkt zusätzlich ein negativer Lohneffekt, der den negativen Arbeitsanreiz noch verstärkt. Das deutsche Kindergeld hat daher zwei Aspekte mit dem EITC gemein: (i) einen konstanten Bereich mit negativen Beschäftigungsanreizen und (ii) positive Anreize für Transferempfänger, die ihre Beschäftigung erhöhen müssen, um von der Maßnahme zu profitieren.

Der EITC wurde mehrfach reformiert und insbesondere sprunghaft erhöht, sodass sich quasi-experimentelle Situationen ergeben, die von Forschern zur Identifizierung der Wirkungen auf die Arbeitsmarktpartizipation ausgenutzt wurden. Einige wichtige Forschungsarbeiten in diesem Bereich mit zu unserem Ansatz vergleichbarer methodischer Ausrichtung werden hier ausführlich dargestellt. Da der Berechnung des EITC das Familieneinkommen zugrunde liegt und sich theoretisch verschiedene Wirkungen für Singles und Paare ergeben können, werden diese Gruppen getrennt untersucht.

Eissa und Liebmann (1996) untersuchen die Wirkungen des EITC auf die Erwerbstätigkeit von alleinerziehenden Müttern anhand des Current Population Survey (CPS), einer wiederholten Querschnittsbefragung. Die Autoren greifen dabei auf eine große Steuerreform aus dem Jahre 1986 zurück, in deren Zuge die Beträge des EITC deutlich angehoben wurden. Dadurch entstehen starke Unterschiede in den Anreizwirkungen vor und nach der Reform, die die erste Differenz im verwendeten Differenz-in-Differenzen (DiD) Modell bildet. Mithilfe der Kontrollgruppe von weiblichen, kinderlosen Alleinstehenden wird die zweite Differenz gebildet, die für gemeinsame Effekte auf die Erwerbsbeteiligung und gemeinsame Trends in der Erwerbstätigkeit aller Partnerlosen kontrolliert. Untersucht werden die abhängigen Variablen Beschäftigung, für die ein positiver Effekt erwartet wird, sowie Arbeitsstunden, die negativ vom EITC beeinflusst werden sollten. Die Autoren finden eine um 2,4 Prozentpunkte erhöhte Beschäftigung, allerdings keinen Effekt auf die Arbeitsstunden. Das Ergebnis

erklären sie mit einer naturgemäß geringen Sensibilität der Arbeitsstunden auf Anreize und einem möglicherweise fehlenden Verständnis für die genaue Funktionsweise des EITC. Da Ergebnisse aus DiD-Modellen zur Schätzung kausaler Effekte von Veränderungen der Zusammensetzungen der Treatment- und Kontrollgruppe beeinflusst werden können, kontrollieren die Autoren zusätzlich für sozio-demographische Charakteristika und finden die gleichen Ergebnisse. Außerdem stellen sie fest, dass die beiden Gruppen identischen Trends vor der Reform folgten, womit eine fehlerhafte Schätzung des Effektes weitgehend ausgeschlossen werden kann.

Meyer und Rosenbaum (2001) analysieren eine ganze Reihe von Reformen zwischen 1984 und 1996, darunter auch Reformen des EITC. Sie untersuchen, wie Eissa und Liebman (1996), die Beschäftigungswirkung für alleinerziehende Mütter. Die Autoren nutzen ebenfalls Daten des CPS, ein DiD-Modell zur Schätzung der Effekte und unterstützen ihre Ergebnisse durch ein strukturell geschätztes Modell. Sie finden positive Beschäftigungseffekte durch den EITC, die wegen des längeren Zeitraums der Analyse jedoch nicht mit Eissa und Liebman (1996) vergleichbar sind.

Eissa und Hoynes (2004) wenden sich den verheirateten Paaren zu und untersuchen die Auswirkungen des EITC auf deren Erwerbstätigkeit anhand von CPS Daten. Für ihr DiD-Modell nutzen sie den bis dahin größten Sprung in den Leistungen des EITC im Jahre 1993 aus. Die Treatmentgruppe bilden verheiratete Eltern mit Kindern, die Kontrollgruppe besteht aus verheirateten, kinderlosen Paaren. Die Betrachtung von Paaren ändert die theoretisch zu erwartenden Effekte des EITC auf das Arbeitsangebot von Müttern. Der EITC wird auch dann ausgezahlt, wenn nur einer der beiden Elternteile einer Erwerbsarbeit nachgeht. Damit sinkt die Wahrscheinlichkeit, dass ein Paar in den Bereich gerät, in dem eine Einkommenserhöhung zu einem höherem EITC Betrag führen würde. Im Gegensatz zu alleinerziehenden Müttern ergeben sich deshalb in erster Linie negative Anreizwirkungen für verheiratete Mütter. Denn durch das zusätzliche Einkommen des Partners befindet sich ein Paar in der Regel im konstanten oder im „phase-out“ Bereich des EITC. Die Höhe des EITC hängt zusätzlich von der Anzahl der anspruchsberechtigenden Kinder ab, weshalb die Autorinnen zwischen den Effekten für Eltern von einem Kind und Eltern von mindestens zwei Kindern unterscheiden. Sie finden eine Verringerung der Erwerbstätigkeit durch die EITC-Reform um 1,6 Prozentpunkte für Mütter von einem Kind. Mütter von mindestens zwei Kindern, die einen höheren Betrag aus dem EITC beanspruchen können, weisen gar eine um 5 Prozentpunkte

verringerte Erwerbstätigkeit auf. Auf die Erwerbstätigkeit von Vätern hat die EITC-Reform einen vernachlässigbar kleinen, positiven Einfluss. Jegliche Ergebnisse erweisen sich als robust gegenüber der Überprüfung von über die Zeit veränderten Charakteristika der Treatment- und Kontrollgruppe und möglicherweise unterschiedlichen Trends. Die Autorinnen führen außerdem eine strukturelle Schätzung durch und simulieren die Effekte der 1993er Reform des quasi-natürlichen Experiments. Dabei erreichen sie qualitativ gleiche Ergebnisse, die sich nur in der Größe der Effekte unterscheiden.

Hotz, Mullin und Scholz (2006), bisher nur als Working Paper vorliegend, betrachten ebenfalls die Auswirkungen des EITC auf Paare, sie verwenden dazu jedoch einen administrativen Datensatz aus Kalifornien, der alle Familien mit Transferbezug beinhaltet. Die Autoren nutzen den Unterschied zwischen den EITC-Beträgen für Familien mit einem Kind und Familien mit zwei oder mehr Kindern aus, um die Treatment- und Kontrollgruppen zu bilden. In ihrem DiD-Modell finden sie eine durch die EITC-Reform um 3,4 Prozent erhöhte Erwerbsbeteiligung der Familien mit zwei oder mehr Kindern gegenüber Familien mit einem Kind. Der positive Effekt kommt zustande, da im Gegensatz zu Eissa und Hoynes (2004) Eltern im phase-in Bereich des EITC betrachtet werden und da die abhängige Variable beschreibt, dass mindestens eins der Elternteile einer Erwerbsarbeit nachgeht. Für Erstverdiener ist der theoretische Effekt des EITC wie bei Alleinerziehenden wieder positiv.

Baughman und Dickert-Conlin (2003, 2009) nutzen unterschiedliche Regelungen des EITC in den US-Bundesstaaten aus, um Auswirkungen auf die Geburtenrate zu untersuchen. Sie können dabei positive, aber sehr kleine Effekte ausmachen, die auch nicht sehr robust erscheinen³⁹.

Zusammenfassend erreicht der EITC die erwünschten Wirkungen bei Alleinerziehenden und kann bei der Bekämpfung von Kinderarmut als Erfolg bezeichnet werden. Die teilweise negativen Auswirkungen auf die Erwerbstätigkeit von Paarhaushalten stellen das positive Fazit jedoch zumindest in Frage.

³⁹ Die sehr umfangreiche Literatur zum Zusammenhang von Fertilität und Politikmaßnahmen wird in Gauthier (2007) zusammengefasst. Die Studien greifen auf einfache Methoden ohne kausale Identifikationsstrategien zurück und liefern uneinheitliche Ergebnisse. Der Einfluss von monetären Maßnahmen wird in der Regel als positiv und sehr begrenzt eingeschätzt.

2.2. Britische Studien zum Working Families' Tax Credit (WFTC)

Der Working Families' Tax Credit (WFTC) in Großbritannien ist ähnlich dem EITC eine Steuergutschrift für Familien, die die Erwerbstätigkeit mindestens eines Elternteils zur Bedingung macht. Die Erwerbsarbeit muss dabei mindestens 16 Stunden pro Woche umfassen. Zum Anspruch berechtigten Kinder bis 16 Jahre oder Kinder bis 19 Jahre in Schulausbildung. Im Gegensatz zum EITC gibt es keine phase-in Region der Gutschrift, mit steigendem Einkommen sinkt der Betrag dafür stetig ab (phase-out). Bei seiner Einführung 1999 löste der WFTC den vorherigen Family Credit (FC) ab. Gleichzeitig wurden die Beträge der Zahlung erhöht, die Einkommensgrenzen ausgeweitet, die Transferentzugsrate verringert und die zu erstattenden Kinderbetreuungskosten aufgestockt. Diese Reform bildet die Grundlage einer Reihe von Studien, die im Folgenden vorgestellt werden.

Francesconi und van der Klaauw (2007) untersuchen die Auswirkungen des WFTC für alleinerziehende Mütter anhand des British Household Panel Survey (BHPS), einem longitudinalen Mikrodatsatz, aus den Jahren 1991 bis 2001. Gegenüber den Studien des EITC auf Basis von Querschnittsdaten können Arbeitsmarktdaten hier ausführlicher behandelt werden. Neben der Erwerbstätigkeit und den Arbeitsstunden werden mithilfe des Panel-Designs auch die Übergänge zwischen den Beschäftigungszuständen analysiert. Außerdem betrachten die Autoren die Auswirkungen des WFTC auf die Formation von Partnerschaften und auf die Inanspruchnahme von Kinderbetreuung. Theoretisch ergeben sich dieselben Wirkungen auf die Erwerbstätigkeit wie beim EITC. Eine Erwerbstätigkeit aufzunehmen wird für niemanden unattraktiver als zuvor, sodass eindeutig positive Effekte zu erwarten sind. Auf die Arbeitsstunden hat das WFTC unterschiedliche Auswirkungen. Für alle, die weniger als 16 Stunden pro Woche beschäftigt sind, ergeben sich Anreize zur Ausweitung der Stundenzahl, um anspruchsberechtigt für die Gutschrift zu werden. Bei größerer Stundenzahl greift wieder ein negativer Einkommenseffekt, verstärkt durch die Entzugsrate mit steigendem Einkommen, der Anreize zur Verringerung der Stundenzahl bewirkt.

Da bei der Reform 1999 diese negativen Anreize relativ zum vorherigen System teilweise verringert wurden, bleiben die erwarteten Effekte auf die Arbeitsstunden unklar. Auch für die Partnerschaftsformation äußern die Autoren eine theoretisch motivierte Erwartung. In der ökonomischen Heiratsmarkt-Theorie werden die Nutzen aus Singledasein und Partnerschaft von den Individuen gegeneinander abgewogen. Da die Erstattung der Betreuungskosten im

WFTC verlangt, dass alle Elternteile im Haushalt arbeiten müssen, bei Singles also nur einer, wird die Partnerschaft relativ unattraktiver, was zu weniger neuen Partnerschaften führt. Die Studie zeigt, dass die Wahrscheinlichkeit einer neuen Partnerschaft durch die Reform um 2,4 Prozentpunkte gesenkt wird.

In der empirischen DiD-Analyse fungieren kinderlose Alleinstehende als Kontrollgruppe für die von der Reform betroffenen Alleinerziehenden. Das empirische Modell lässt unterschiedliche Trends der beiden Gruppen in der abhängigen Variablen zu. Die Autoren kommen zu dem Ergebnis, dass die Beschäftigungswahrscheinlichkeit von alleinerziehenden Müttern durch die Einführung des WFTC um 5,1 Prozentpunkte erhöht wurde. Die Effekte werden in erster Linie durch Übertritte aus der Nichterwerbstätigkeit erklärt und sind am größten, wenn die Kinder jung sind. Dies bestätigt die Wirksamkeit des WFTC, da der Betrag für jüngere Kinder durch die Reform am stärksten erhöht wurde. Der WFTC bewirkte ebenfalls eine erhöhte Inanspruchnahme von Kinderbetreuung, was ein wichtiger Kanal der Beschäftigungserhöhung sein könnte. Auswirkungen auf die Arbeitsstunden werden nicht gefunden.

Gregg et al. (2009) analysieren die gleiche Reform wie Francesconi und van der Klaauw (2007) mit vergleichbaren Methoden und kommen zu ähnlichen Ergebnissen. Die Studie führt dafür einige Elemente neu ein. Als Kontrollgruppe fungieren nicht mehr nur kinderlose Alleinstehende sondern auch Mütter in Partnerschaften, die weniger von der Reform betroffen waren. Ergebnisse bezüglich der Erwerbstätigkeit bleiben erhalten, sodass der Ansatz als robust angesehen werden kann. Zusätzlich untersuchen die Autoren mehrere Gesundheitsvariablen, physische wie psychische, bei Müttern und Kindern. Der erhöhte WFTC scheint positive Auswirkungen auf den Gesundheitszustand von Müttern zu haben. Die psychische Gesundheit von Kindern sowie männlichen Jugendlichen wird ebenfalls verbessert. Die Autoren schlussfolgern, dass die zu erwartenden negativen Folgen einer Trennung, die zur Alleinerziehung führt, durch die Leistungen des WFTC abgeschwächt werden.

Francesconi, Rainer und van der Klaauw (2009) wiederholen die empirische Untersuchung aus Francesconi und van der Klaauw (2007) für Paare. Die erwarteten Effekte auf Zweitverdiener können sich hierbei von denen für Alleinerziehende unterscheiden. Wenn der Partner weniger als 16 Stunden pro Woche arbeitet, also die Mindestanforderung des WFTC

nicht erfüllt, ergeben sich positive Arbeitsanreize für Zweitverdiener. Sollte der Partner die Anforderungen bereits erfüllen, können sich sogar negative Arbeitsanreize für den Zweitverdiener ergeben. Die Ergebnisse der empirischen DiD-Untersuchung bestätigen diesen Befund. Für Mütter mit Partnern ohne Vollzeitbeschäftigung finden die Autoren positive Beschäftigungseffekte, während bei Partnern mit hohem Einkommen kein Effekt feststellbar ist. Der positive Effekt im ersten Fall wird hier durch erhöhte Beschäftigungspersistenz erklärt, nicht durch mehr Übergänge aus der Erwerbslosigkeit wie bei den Alleinerziehenden. Auch in dieser Studie werden die größten Wirkungen bei Familien mit kleinen Kindern entfaltet und es gibt keine Effekte auf die Erwerbstätigkeit der Väter. Arbeitet der Mann nicht Vollzeit, kann eine höhere Trennungswahrscheinlichkeit festgestellt werden, die mit der oben beschriebenen relativen Verbesserung der Situation Alleinerziehender erklärbar ist. Effekte auf die Geburtenrate sind nicht erkennbar.

Blundell, Brewer und Shephard (2005), bislang nur als Working Paper vorliegend, nehmen sich ebenfalls der WFTC-Reformen an und untersuchen die Auswirkungen auf die Erwerbstätigkeit von Alleinerziehenden und Paaren. Sie nutzen dazu allerdings einen größeren Datensatz, den Labor Force Survey (LFS). Die Ergebnisse des DiD-Modells sind mit den oben genannten vergleichbar. Der Evidenz zur Auswirkung auf die Erwerbstätigkeit fügen die Autoren Ergebnisse für alleinerziehende Väter hinzu, die auch mit erhöhter Erwerbsbeteiligung auf den WFTC reagieren. Die Autoren testen die Annahme identischer Trends der Treatment- und Kontrollgruppe mithilfe sog. Placebo-Treatment-Tests. Dabei stellen sie fest, dass die Annahmen des einfachen DiD-Modells von gleichen Zeittrends zumindest für Paare verletzt sind.

Es existiert eine weitere Studie, die explizit die Wirkungen des WFTC auf die Geburtenrate untersucht und unserem Ansatz sehr ähnlich ist. Brewer, Ratcliffe und Smith (2010) nutzen den Fakt, dass der WFTC für Geringverdiener den größten Einkommenszuwachs bedeutet, um Treatment- und Kontrollgruppen für ein DiD-Modell zu bilden. Darin vergleichen sie die Entwicklung der Fertilität von Paaren mit niedrigen Einkommen (Treatmentgruppe) mit der von Paaren mit hohem Einkommen (Kontrollgruppe) über den Zeitpunkt der WFTC-Reform hinweg. Da Einkommen endogen sind, also von der betrachteten Fertilitätsentscheidung selbst beeinflusst werden könnten, greifen die Autoren auf ein eher exogenes Maß, die Bildung, zurück, um die Individuen in die Gruppen der hohen oder niedrigen Einkommen einzuordnen. Im Ergebnis finden sie eine um 15 Prozent erhöhte Fertilität, auch nach der Kontrolle für

mögliche individuelle Trends der Gruppen. Der Effekt ist bei Erstgeburten am stärksten ausgeprägt und nimmt für Paare mit Kindern ab.

Insgesamt lässt sich konstatieren, dass der WFTC seine erhoffte Wirkung erreicht⁴⁰. Besonders Alleinerziehende werden zur Aufnahme einer Beschäftigung angeregt und zusätzliche Indikatoren wie Gesundheit und Geburtenrate werden positiv beeinflusst. Einzig die erhöhte Trennungswahrscheinlichkeit und die verringerten Neuforderungen von Partnerschaften können als nicht intendierte Konsequenzen festgestellt werden. Die Wohlfahrtswirkung ist hierbei jedoch nicht eindeutig, da keine Aussage über die relative Nützlichkeit von Paarbeziehungen getroffen werden kann, die durch marginale Besserstellung von Singles obsolet werden.

2.3. Französische Studien zum Prime pour l'emploi (PPE)

„La prime pour l'emploi“ (PPE) ist ein Steuernachlass für Berufstätige mit niedrigem Einkommen in Frankreich. Das Gesetz wurde 2001 unter Premierminister Jospin eingeführt, seitdem folgten einige Revisionen.

Der PPE ist am ehesten mit dem amerikanischen EITC, dem britischen WFTC und mit dem deutschen Kinderfreibetrag vergleichbar. Verglichen mit dem englischen WFTC und dem amerikanischen EITC ist die relative Anzahl der Anspruchsberechtigten höher, die gezahlten Beträge sind jedoch deutlich niedriger. Die durchschnittliche Steuergutschrift betrug im Jahre 2001 290 Euro (Jahreswert)⁴¹, die Spannweite der Zuteilungen reichte von 30 bis 500 Euro. Der PPE ist in erster Linie als allgemein arbeitsfördernde Maßnahme konstruiert worden, er hat jedoch auch deutlich familienfördernden Inhalt. Haushalte mit Kindern erhielten nach Gesetzeslage 2001⁴² zusätzliche Leistungen in Höhe von 31 Euro bzw. 62 Euro bei Alleinerziehenden und 78 Euro bei unterhaltsberechtigten Ehepartnern. Der PPE wird bei hohen Förderungsansprüchen von Leistungsberechtigten wie eine negative Einkommenssteuer gehandhabt. Das bedeutet, wenn ein Anspruchsberechtigter eine

⁴⁰ Auch in der nicht-experimentellen Literatur zum WFTC (vgl. z.B. Blundell et al. (2000) und Brewer et al. (2006)) werden in der Regel ähnliche Effekte des WFTC gefunden.

⁴¹ Durchschnittswerte für die den EITC in den USA: 700 Dollar und für den WTC in GB: 2500 Dollar (Stancanelli 2008).

⁴² Das Jahr 2001 wurde zur Erläuterung gewählt, da es auch der Studie von Stancanelli (2008) zugrunde liegt. Die Beträge sind durch Revisionen in den vergangenen Jahren teils stark angestiegen.

Steuergutschrift erhält, die über seiner Steuerschuld liegt, bekommt er den Differenzbetrag gutgeschrieben.

Ob Individuen anspruchsberechtigt sind hängt davon ab, wie hoch ihr Einkommen und das des Haushalts, in dem sie leben, sind. Nach den Regeln von 2001 greift der PPE ab einem individuellen Jahreseinkommen von 3200 Euro, solange wie das Jahresvollzeitäquivalent des Stundenlohns einen bestimmten Betrag (15000 Euro im Regelfall) nicht übersteigt. Zusätzlich darf das steuerbare Haushaltseinkommen bei Unverheirateten 12.000 Euro und Verheirateten 24.000 Euro nicht übersteigen, wobei dieser Betrag mit jedem Kind um 3.000 Euro größer ausfällt. Wenn ein Individuum anspruchsberechtigt ist, steigt die Steuergutschrift proportional mit dem Einkommen an („Phase-in“) und erreicht ein Maximum bei rund 10.500 Euro Jahreseinkommen, wonach die Steuergutschrift proportional mit dem Einkommen fällt („Phase-out“), sodass sie bei einem Einkommen von 15.500 Euro null beträgt. Die Höhe der Zusatzleistungen für Eltern ist vom Einkommen unabhängig, so dass ein Elternteil Leistungen erhält, solange es innerhalb der oben genannten Einkommensgrenzen verdient.

Der mikroökonomischen Theorie nach wird vom PPE eine Zunahme der Erwerbstätigkeit unter unverheirateten vormals nicht erwerbstätigen Individuen erwartet, da Aufnahme von Arbeit durch den Steuernachlass lohnender wird. Für Eltern ist dieser monetäre Anreiz durch die Kinderprämien noch größer als für Individuen ohne Kinder. Für nicht erwerbstätige Personen mit erwerbstätigem Ehepartner entstehen durch den PPE jedoch eher Anreize für die Aufgabe einer Erwerbstätigkeit, da das Haushaltseinkommen bei Doppelverdienst über der Anspruchsgrenze liegen kann oder zumindest eher im Phase-Out als im Phase-In-Bereich der Maßnahme liegt. Die Vereinbarkeit von Familie und Beruf würde in diesem Fall geschwächt. Die Effekte auf die Arbeitszeit bei bereits Erwerbstätigen sind theoretisch nicht eindeutig.

Da die Einführung des PPE noch nicht weit zurück liegt und die Reform nur Personen einer bestimmten Einkommensklasse betrifft, sind Vorher-Nachher-Vergleiche und die Berücksichtigung von Treatment- und Kontrollgruppen möglich. Stancanelli (2008) evaluiert den PPE mithilfe der bereits erwähnten Differenzen-in-Differenzen-Methodik. Die Datenquelle der Untersuchung ist der French Labor Force Survey (LFS), eine wiederholte Querschnittsbefragung mit Daten aus den Jahren 1999 bis 2002. Die Studie untersucht den Einfluss der Einführung des PPE auf die Arbeitsmarktpartizipation von Frauen. Der Einfluss des PPE auf die Arbeitszeit wird nicht untersucht. Es gibt drei Treatment-Kontroll-Designs.

Im ersten Fall bilden Frauen mit erwartetem⁴³ Anspruch auf Leistungen des PPE die Treatmentgruppe, die Kontrollgruppe bilden Frauen ohne erwarteten Anspruch auf solche. Im zweiten und dritten Fall werden zusätzlich zwei weitere Spezifikationen des Treatment- und Kontrollgruppendesigns ausgeführt, um einerseits den Unterschied zwischen verheirateten und unverheirateten Frauen mit Partner zu untersuchen und andererseits die unterschiedlichen Fördersätze für Alleinerziehende und Kinderlose für eine Schätzung auszunutzen. Vor allem das letzte Design ist in familienpolitischer Hinsicht von Interesse. Es bringt jedoch keine klaren Ergebnisse. Eine mögliche Begründung sind die relativ geringen Geldbeträge, die eine messbare Wirkung der Kinderprämien verhindern.

2.4. Empirische Studien für Deutschland

Tamm (2010) ist die bisher einzige Studie, die das Kindergeld mit einem quasi-experimentellen Ansatz untersucht. Als Datenbasis dienen drei Wellen des Mikrozensus aus den Jahren 1993, 1995 und 1997. Untersucht wird, ob die Reform des Kindergeldes und der Kinderfreibeträge von 1996 einen Einfluss auf die Erwerbstätigkeit von Müttern mit Kindern über sechs Jahren und einem erwerbstätigen Partner hatte. Die abhängigen Variablen sind Beschäftigung und Arbeitszeit, als Kontrollgruppen dienen Paare ohne Kinder. In einem DiD-Modell mit den Wellen 1995 und 1997 findet der Autor keinen Effekt auf Erwerbstätigkeit und eine Verringerung der Arbeitszeit der Mütter um eine Stunde. Dieser Effekt ist am stärksten bei Müttern mit mittlerer Bildung ausgeprägt. Weitere Heterogenitätsanalysen bezüglich der Anzahl der Kinder und des Einkommens des Partners erbringen keine zusätzlichen Schlussfolgerungen. Ein Robustheitstest der Annahmen gleicher Trends der Treatment- und Kontrollgruppe anhand einer früheren Befragungswelle aus dem Jahre 1993 findet keine Verletzung der Annahmen des DiD-Ansatzes.

Weitere Studien zu Kindergeld und Kinderfreibetrag basieren auf Mikrosimulationen und hypothetischen Reformen der Familienpolitik. Sie dienen in erster Linie der Illustration erwarteter Effekte. Wagenhals (2001) kommt in einer Mikrosimulation zu dem Schluss, dass eine Erhöhung des Kindergeldes, wie im „Karlsruher Entwurf zur Reform des Einkommensteuergesetzes“ vorgeschlagen, das Arbeitsangebot von Müttern mit mindestens

⁴³ Die Autorin geht in diesem Fall ähnlich wie Eissa und Hoynes (2004) vor und schätzt den erwarteten Lohn der untersuchten Personen mithilfe von beobachtbaren, den Lohn beeinflussenden Charakteristika und unterteilt die Grundgesamtheit so in Treatment- und Kontrollgruppe.

zwei Kindern um mehr als eine Stunde verringern würde. Laisney et al. (1999) zeigen anhand einer Mikrosimulation, dass alleinerziehende Mütter durch eine Erhöhung der Freibeträge aus der Armutsfalle befreit werden könnten, mehr Teilzeit-Arbeit anbieten, allerdings auch seltener Vollzeitbeschäftigungen nachgehen.

Ein Ziel des Kindergeldes ist es, die Kinderarmut in Deutschland zu bekämpfen. Dass dieses Ziel eher dringlicher wird, machen Corak et al. (2008), die zeigen, dass die Kinderarmut in den vergangenen zwei Jahrzehnten zugenommen hat, deutlich. Die nicht intendierten Wirkungen des Kindergeldes auf das Arbeitsangebot sind in diesem Zusammenhang von großer Bedeutung, da Vollzeittätigkeit, wie Fertig und Tamm (2010) zeigen, den größten Effekt zur Verringerung der Wahrscheinlichkeit und Dauer von Kinderarmut bei Alleinerziehenden erzielt.

Tabelle 4: Empirische Studien mit kausaler Identifikation zur Wirkung von monetären Familienförderungsmaßnahmen

Autor	Land	Zeitraum	Reform/Identifikation	Datengrundlage	Treatment-Gruppe	Methode	Variablen von Interesse/Ergebnis
Eissa und Liebmann (1996)	USA	1984-1986, 1988-1990	Earned Income Tax Credit (EITC)	Current Population Survey (CPS)	Alleinerziehende Mütter	DiD	Beschäftigung: Positiver Effekt Arbeitsstunden: Kein Effekt
Meyer und Rosenbaum (2001)	USA	1984-1996	EITC und andere	CPS	Alleinerziehende Mütter	DiD, strukturelles Modell	Beschäftigung: Positiver Effekt
Eissa und Hoyes (2004)	USA	1984-1996	EITC	CPS	Verheiratete Eltern	DiD	Beschäftigung: Negativer Effekt für ganze Familie, dabei negativer Effekt für Mütter, Leicht positiver Effekt für Väter
Hotz, Mullin und Scholz (2006)	USA	1991-2000	EITC	California's Medi-Cal Eligibility Data System (MEDS)	Familien mit Transferbezug	DiD	Erwerbsbeteiligung von Familien: Positiver Effekt von Zwei-Kind-Familien im Vergleich zu Ein-Kind-Familien; sonst keine Effekte
Baughman und Dickert-Conlin (2003, 2009)	USA	1990-1999	EITC	Geburtsurkunden mit Angabe des Bundesstaates	Alle Mütter	Gewichtete Kleinste-Quardate-Regression	Fertilitätsrate: Keine klaren Effekte
Francesconi und van der Klaauw (2007)	GB	1991-2001	Working Families' Tax Credit (WFTC)	British Household Panel Survey (BHPS)	Alleinerziehende Mütter	DiD	Beschäftigung: Positiver Effekt Arbeitsstunden: Uneindeutig Kinderbetreuung: Erhöhte Inanspruchnahme Partnerschaft: Weniger Neufindungen Fertilität: Negativer Effekt
Gregg et al. (2009)	GB	1991-2001	WFTC	BHPS	Alleinerziehende Mütter	DiD	Beschäftigung: Positiver Effekt Arbeitszeit: Positiver Effekt für Teilzeitbesch., negativer Effekt für Vollzeitbesch. Mentale Gesundheit von Müttern und Kindern: Positiver Effekt
Francesconi, Rainer und van der Klaauw (2009)	GB	1991-2002	WFTC	BHPS	Verheiratete Mütter und Väter	DiD	Beschäftigung: Mütter mit Partnern mit niedrigem Einkommen: Positiver Effekt Sonst: Keine Effekte Geburtenrate: Keine Effekte Trennungsrate: Paare mit niedrigem

							Einkommen des Mannes: Positiver Effekt
Blundell, Brewer, Shephard (2005)	GB	1996-2002	WFTC	Labor Force Survey (LFS), Family Resources Survey (FRS)	Alleinerziehende und Elternpaare	DiD	Beschäftigung: Alleinerziehende Mütter: Positiver Effekt Elternpaare: Mütter: Kein Effekt Väter: Leicht negativer Effekt
Brewer, Ratcliffe und Smith (2010)	GB	1998-2002	WFTC		Paare mit niedrigem Einkommen	DiD	Geburtenrate: Positiver Effekt, am stärksten bei Erstgeburten und bei Frauen in Partnerschaft
Stancanelli (2008)	FR	1999-2002	PPE	French Labor Force Survey (LFS)	Frauen und Haushalte mit niedrigem Einkommen	DiD	Beschäftigung: Unverheiratete Frauen: Positiver Effekt Verheiratete Frauen: Negativer Effekt
Tamm (2010)	D	1993 - 1997	Kindergeld	Mikrozensus	Mütter mit Kindern über 6 Jahre mit erwerbstätigem Partner	DiD	Beschäftigung: Kein Effekt Arbeitszeit: Negativer Effekt

IV. Methodik

Wir beginnen mit einer Einführung in grundlegende Begriffe der empirischen Sozialwissenschaften, die von entsprechend fachlich ausgebildeten Lesern übersprungen werden. Daran schließen sich Erläuterungen des empirischen Vorgehens sowie zum verwendeten Datensatz an.

1. Allgemeine Hinweise zum Verständnis

Der folgende Abschnitt soll den Zugang zu einer wissenschaftlichen, empirischen Studie der Sozialwissenschaften für fachfremde Leser vereinfachen. In erster Linie ist ein gewisses Fachvokabular notwendig, um die Ausführungen nachvollziehen zu können. Es folgt eine Liste von für diese Studie wichtigen Begriffen, die keinen Anspruch auf Vollständigkeit erhebt. Für eine rigorose Einführung in die empirischen Grundlagen empfehlen wir die Lektüre von Lehrbüchern für volkswirtschaftliche Empirie (Ökonometrie), wie Wooldridge (2008): „Introductory Econometrics. A modern approach.“

- **Regression** bezeichnet das allgemeine statistische Analyseverfahren zur Darstellung des Zusammenhangs verschiedener Variablen. Dabei werden **bivariate Regressionen**, die eine Korrelation zweier Variablen beschreiben, von **multivariaten Regressionen**, die den Zusammenhang einer abhängigen mit mehreren unabhängigen Variablen beschreiben, unterschieden. **Multivariate Regressionen** sind das zentrale Analyseinstrument dieser Studie.
- **OLS** steht für „ordinary least squares“ oder „Kleinste-Quadrate“ und bezeichnet eine Methode zur Schätzung des Zusammenhangs mehrerer Variablen mittels einer Regression. Der Name leitet sich daraus ab, dass der Zusammenhang von Variablen bestimmt wird, indem die Schätzer so gewählt werden, dass die quadrierte Summe der Abweichungen (der Variablenausprägungen zum vorhergesagten Zusammenhang) minimal ist. **OLS-Schätzer** werden die Koeffizienten dieser Regressionen bezeichnet und beschreiben den Zusammenhang zwischen einer unabhängigen Variable und der abhängigen Variable im Durchschnitt, gegeben die Werte der Kontrollvariablen.
- **Konfidenzintervalle** kennzeichnen einen Bereich für einen Schätzer, in der dieser mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit liegt. Die Größe des Intervalls wächst dabei mit der gewünschten Konfidenz. Das **99%-Konfidenzintervall** eines Schätzers ist also

immer größer als dessen **95%-Konfidenzintervall**. Außerdem ist das Intervall umso größer, je unpräziser der Zusammenhang geschätzt wird. Die Präzision hängt unter anderem von der Anzahl der Beobachtungen ab. Ähnlich wie beim Konfidenzintervall trägt das **Signifikanzniveau** Informationen über die Irrtumswahrscheinlichkeit eines Schätzers. Das **Signifikanzniveau** beschreibt üblicherweise das Ergebnis des Hypothesentests, dass der Schätzer nicht von Null zu unterscheiden ist. Einfach ausgedrückt sagt ein **5%-Signifikanzniveau**, dass in weniger als 5% der Fälle die Annahme eines von Null verschiedenen Schätzers falsch ist. Je kleiner das **Signifikanzniveau**, desto sicherer kann man sein, dass der Zusammenhang nicht Null ist.

- **Standardfehler** von Schätzern beschreiben ebenfalls deren Genauigkeit. Je kleiner ein **Standardfehler** ist, desto genauer wird der zugehörige Koeffizient geschätzt. In Relation zur Größe des Schätzers liefern **Standardfehler** Informationen über die Signifikanz des Schätzers.
- **R²** bezeichnet ein Maß zur Erklärungsgüte des Regressionsmodells und beschreibt den Anteil der durch die Regressionsgleichung erklärten Variation in der abhängigen Variable.

2. Empirisches Vorgehen

Bei der Interpretation von statistischen Zusammenhängen als kausale Effekte ist große Vorsicht geboten. Einfache Korrelationen müssen nicht zwingend bedeuten, dass ein ursächlicher Zusammenhang besteht, da Korrelationen auch der Ausdruck einer zufälligen Gleichzeitigkeit von Variation in den Daten sein können. Der erwünschte Idealfall zur Identifikation eines kausalen Effektes ist das Experiment, also eine randomisierte Zuteilung eines Treatments. Der kausale Effekt des Treatments lässt sich dann schlicht an der Differenz der Zielvariablen zwischen den behandelten und den nichtbehandelten Individuen ablesen. Ein solches Experiment liegt im Falle des Kindergeldes und der Kinderfreibeträge offensichtlich nicht vor, denn die Zuteilung des Treatments, also die Gewährung des Kindergeldes, wird nicht zufällig vorgenommen sondern an die Bedingung eines berechtigenden Kindes geknüpft. Die behandelte Gruppe unterscheidet sich daher mindestens in Bezug auf eigene Kinder von der nichtbehandelten Gruppe. Um dieses Phänomen dennoch zu untersuchen, müssen Abstriche gegenüber der klaren Identifikation im Experiment gemacht werden, indem zusätzliche Annahmen eingeführt werden. In dieser Evaluation

werden wir eine quasi-experimentelle Situation auszunutzen, was eindeutige Vorteile gegenüber einer einfachen multivariaten Schätzung des Zusammenhanges über die Zeit mit sich bringt. Unser methodisches Vorgehen, das sich stark an die beschriebene Literatur anlehnt, wird im Folgenden näher beschrieben.

3. Differenz-in-Differenzen Modell

Eine Grundvoraussetzung für eine quasi-experimentelle Identifikationsstrategie in einem Differenz-in-Differenzen-Modell (DiD-Modell) ist die nicht antizipierte Einführung einer Maßnahme für eine bestimmte Gruppe oder zumindest eine substantielle Veränderungen der Leistungen zu einem bestimmten Zeitpunkt. Das Kindergeld betreffend wird lediglich die Reform von Kindergeld und Kinderfreibetrag zum Jahr 1996 diesen Kriterien gerecht. Die große Erhöhung der Leistungen für Kindergeldempfänger lässt es in einem ersten Schritt zu die Zielgröße vor der Reform mit der Zielgröße nach der Reform innerhalb der Gruppe der Anspruchsberechtigten zu vergleichen. Diese einfache Differenz (erste Differenz) ist jedoch noch nicht kausal interpretierbar, da sie nicht eindeutig auf die Gesetzesreform zurückzuführen ist, sondern ebenso gut durch einen einfachen Zeittrend hervorgerufen worden sein könnte, der völlig unabhängig von der Reform ist. Zudem könnten im Reformjahr andere Veränderungen aufgetreten sein, die einen Sprung in der Zielvariable verursacht haben. Um diese Ursachen, die in keinem Zusammenhang mit der Reform stehen, auszuschalten, wird im DiD-Modell im Gegensatz zur multivariaten Regression eine zweite Differenz ausgenutzt. Diese zweite Differenz ist die Differenz der ersten Differenzen zwischen der geförderten und der nichtgeförderten Gruppe. Man vergleicht also die Entwicklung der Zielgröße der Treatmentgruppe mit der Entwicklung der Zielgröße der Kontrollgruppe. Unter der Annahme, dass die Trends in der Zielgröße der beiden Gruppen ohne die Reform ähnlich gewesen wären, hat die zweite Differenz – die Differenz zwischen gruppenspezifischen Differenzen über die Zeit – eine kausale Interpretation. Steigt die Erwerbstätigenquote der von der Reform betroffenen Gruppe um drei Prozentpunkte, jene der nicht Betroffenen um zwei Prozentpunkte, so ist der kausale Effekt der Reform, ceteris paribus, eine Erhöhung der Erwerbstätigenquote um einen Prozentpunkt. Wie in der international anerkannten Forschungsliteratur nutzen wir kinderlose Frauen als Kontrollgruppe für Mütter, die kindergeldberechtigt sind. Die Kontrollgruppe unterscheidet sich zwar in einigen Charakteristika von der Treatmentgruppe, trotzdem ist sie geeignet für gemeinsame Trends und Reaktionen auf gemeinsame Veränderungen zu kontrollieren. Ein

Untersuchungsdesign, bei dem sowohl Treatment- als auch Kontrollgruppe aus Müttern bestehen, wäre idealerweise vorzuziehen. Ein solcher Ansatz könnte beispielsweise realisiert werden, indem die Tatsache ausgenutzt wird, dass die Reform nur bestimmte Einkommensgruppen betrifft, so dass Personen innerhalb der nicht betroffenen Einkommensklassen, als Kontrollgruppe dienen könnten. Die Zuweisung der Gruppen würde allerdings unter Endogenitätsproblemen leiden, da die empfangenen Leistungen wie das Kindergeld das Arbeitsangebot beeinflussen und über diesen Kanal auch das Einkommen bestimmen. Außerdem wäre ein deutlich größerer Datensatz als das SOEP erforderlich um entsprechend große Gruppen für die Hocheinkommensbezieher zu erhalten. Außerdem könnten Hocheinkommensbezieher durchaus weniger gut geeignet sein, um für Trends in abhängigen Variablen von Normal- und Geringverdienern zu kontrollieren, als Frauen ohne Kinder dies für Mütter sind. Die Endogenitätsprobleme können verringert werden, indem zeitkonstante Determinanten des Einkommens wie das erreichte Bildungsniveau herangezogen werden. Ein solcher Ansatz wird in den Heterogenitätsanalysen verwendet.

Formal lässt sich der Treatmenteffekt τ , der den durchschnittlichen Effekt der Reform für die Betroffenen (der sog. „Average Treatment Effect on the Treated“: ATT) angibt, wie folgt beschreiben:

$$\tau = [(y_{t=1} | d = 1) - (y_{t=0} | d = 1)] - [(y_{t=1} | d = 0) - (y_{t=0} | d = 0)] \quad (1)$$

Dabei ist y die Zielgröße, t beschreibt den Zeitpunkt der Beobachtung, wobei $t = 1$ für einen Zeitpunkt nach und $t = 0$ für einen Zeitpunkt vor der Reform steht. Die Gruppe wird mit d gekennzeichnet, wobei $d = 1$ für die Gruppe der durch die Reform Geförderten steht und $d = 0$ für die Kontrollgruppe.

Neben der Annahme hypothetisch identischer Zeittrends zwischen der Treatment- und Kontrollgruppe in Abwesenheit der Reform, sind DiD-Modelle auf eine weitere Annahme angewiesen, die verhindert, dass eine veränderte Zusammensetzung der Gruppen nach der Reform das Ergebnis beeinflusst. Sind beobachtbare Charakteristika mit der Zielvariable korreliert, kann eine Veränderung in der relativen Zusammensetzung der Treatment- und Kontrollgruppe das Ergebnis verfälschen. Um derartige Verzerrungen zu vermeiden, kann in der Schätzung direkt für die Zusammensetzung der Gruppen anhand beobachtbarer Charakteristika kontrolliert werden. Das DiD-Modell lässt sich unter zusätzlicher

Berücksichtigung eines Vektors von Kontrollvariablen X durch folgende ökonometrische Schätzgleichung darstellen:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D + \beta_2 T + \tau(DT) + X'\gamma + \varepsilon \quad (2)$$

Y ist die Zielgröße, β_1 fängt zeitinvariante, unbeobachtbare Unterschiede zwischen Treatment- und Kontrollgruppe ab, während γ für die beobachtbaren, zeitveränderlichen Charakteristika und damit die Zusammensetzung der Gruppen kontrolliert. β_2 kontrolliert für gruppenunspezifische Unterschiede über die Zeit und der Koeffizient des Interaktionsterms zwischen dem Gruppenindikator D und dem Zeitpunktindikator T , τ , beschreibt den Treatmenteffekt, ε ist der Störterm.

Das DiD-Modell identifiziert unverzerrte kausale Effekte der Reform des Kindergeldes also auch dann, wenn allgemeine Trends in der Zielvariable vorliegen, gleichzeitig andere Reformen für alle Individuen in Treatment- und Kontrollgruppe auftreten oder die Zusammensetzung der Gruppen aufgrund beobachtbarer Charakteristika verändert wird. Im Umkehrschluss bedeutet dies, dass keine gleichzeitigen Schocks die beiden Gruppen unterschiedlich treffen dürfen, dass Trends in der Zielvariable durch die Entwicklung der Kontrollgruppe abgebildet werden müssen und dass die Kontrollvariablen hinreichend für Veränderungen in der Zusammensetzung der Gruppen kontrollieren müssen. Zeitkonstante, unbeobachtbare Unterschiede zwischen den Gruppen werden durch den Dummy für die Treatmentgruppe ausgeschaltet.

Die letzte Annahme des DiD-Modells ist die Abwesenheit von Selbstselektion ins Treatment. Im Falle der untersuchten Kindergeldreform würde eine Selbstselektion ins Treatment eintreten, wenn durch die Erhöhung der Leistungen mehr Individuen die Anspruchsberechtigung für das Kindergeld anstrebten, also mehr Geburten aufträten. Dies würde die Zusammensetzung der Treatmentgruppe verändern und die Interpretation des gemessenen Effektes verändern. Es würde kein unverzerrter Schätzer des Reformeffektes gemessen, sondern der gemeinsame Effekt aus der Veränderung der Treatmentgruppe durch das Geburtenverhalten und dem Effekt der Reform auf die zu untersuchende Zielgröße. Wir gehen das Problem mit einer Eingrenzung der Stichprobe an, wie im späteren Verlauf der Datenaufbereitung dargestellt, und untersuchen die Wirkung der Reform auf das Geburtenverhalten gesondert.

Die Interpretation des Treatmenteffektes τ aus dem DiD-Modell ergibt sich direkt aus der Definition der Gruppen und der untersuchten Reform. In unserem Falle sind in der Treatmentgruppe die von der Kindergeldreform betroffenen Personen zusammengefasst, während die Kontrollgruppe aus nicht betroffenen Personen besteht. Der durchschnittliche Effekt der Kindergeldreform von 1996 auf die Betroffenen wird deshalb durch den Treatmenteffekt τ repräsentiert. Die Kontrollgruppe sorgt lediglich dafür, dass andere Effekte, die von der Reform unabhängig einen Einfluss auf die abhängigen Variablen gehabt hätten, nicht mit dem Reformeffekt verwechselt werden. Deshalb sprechen wir von einem kausalen Effekt. Der gemessene Effekt gilt als durchschnittlicher Treatmenteffekt für die Betroffenen in der verwendeten Stichprobe, also zunächst nur für die Auswahl an Personen, die in die Schätzungen einfließt. Eine Ausweitung des Effektes auf Nichtbetroffene und aus der Stichprobe ausgeschlossene Personen ist nur mit zusätzlichen Annahmen möglich. Aus der Stichprobe ausgeschlossene Personen, für die eine Identifikation aus verschiedenen Gründen erschwert ist, würden vermutlich vergleichbare Reaktionen auf die Reform zeigen wie die ermittelten Effekte. Ob der Reformeffekt auch auf Nichtbetroffene übertragbar ist, kann nur schwer beantwortet werden. Da es sich bei der untersuchten Reform jedoch um eine spezifische Familienleistung handelt, ist die Übertragbarkeit auf Kinderlose nur von geringem Interesse.

Entscheidend für einen Vorher-Nachher-Vergleich, der auch Bestandteil des DiD-Modells ist, ist die korrekte Identifizierung des Zeitpunktes der Wirkung. Das Gesetz trat zwar zum 1. Januar 1996 in Kraft, wenn die Wirkung jedoch antizipiert worden wäre, könnten die Ergebnisse verzerrt werden. Da das Gesetz aber erst am 11. Oktober 1995 vom Bundestag beschlossen wurde, gehen wir davon aus, dass der Mehrheit der Bevölkerung die Einzelheiten der Reform nicht bekannt waren und dass sie nicht antizipiert wurde.

Schwieriger gestaltet sich der Umgang mit der Annahme identischer Zeittrends für Treatment- und Kontrollgruppe für den hypothetischen Fall ohne Reform, die dem DiD-Modell immer zugrunde liegt. Diese Annahme ist grundsätzlich nicht überprüfbar, da es sich um eine kontrafaktische Situation handelt. Zwei Umstände können dazu führen, dass diese Annahme identischer Zeittrends nicht haltbar ist. Erstens könnte es im Jahr der Reform andere Veränderungen gegeben haben, die die Zielvariablen von Treatment- und Kontrollgruppe jeweils unterschiedlich beeinflussen. Zweitens könnten die beiden Gruppen verschiedenen längerfristigen Trends unterliegen. Wenn beispielsweise die Erwerbstätigkeit von Müttern

grundsätzlich einer größeren Dynamik über die Zeit unterliegt als die Erwerbstätigkeit von Frauen ohne Kinder, würde unser einfaches DiD-Modell ohne gruppenspezifische Zeittrends nach oben verzerrte Ergebnisse liefern. Im Falle der Erwerbstätigkeit als zentraler Untersuchungsgegenstand im Bereich Vereinbarkeit von Familie und Beruf / Wahlfreiheit besteht Grund zu der Annahme, dass verschiedene Trends zwischen Treatment- und Kontrollgruppe vorliegen. Deshalb wenden wir zwei Verfahren an, die diese Annahmen überprüfen und eine Identifikation möglich machen – DiD-Modelle als Placebo-Test und die Erweiterung um gruppenspezifische Trends.

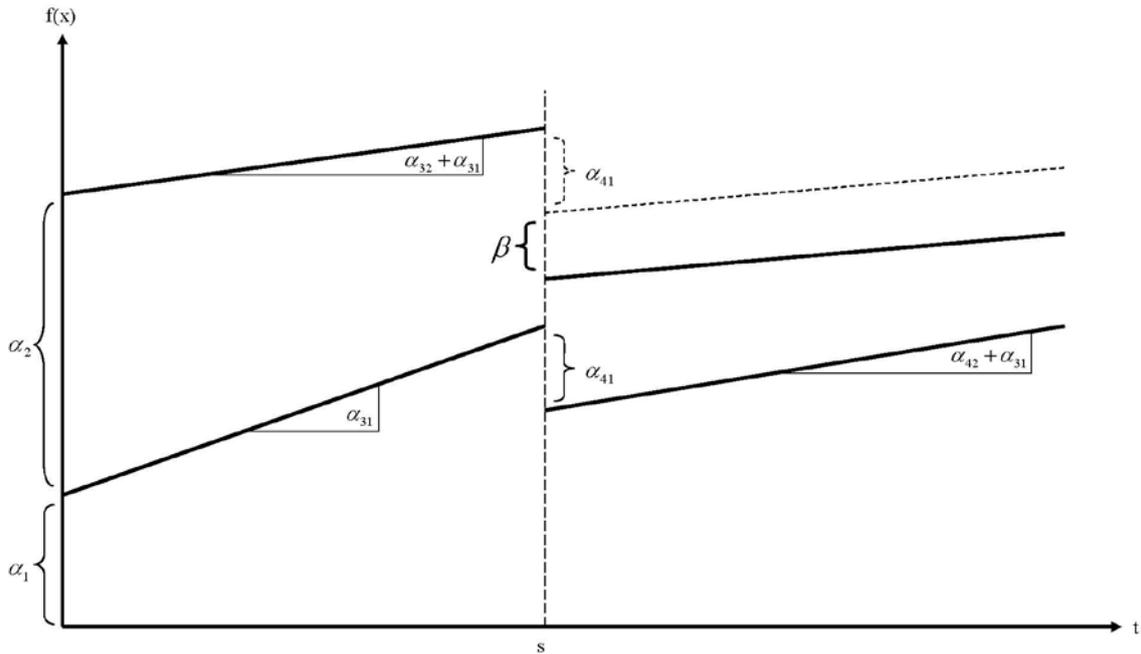
4. Placebo Treatment

Eine Möglichkeit, die Robustheit und Validität der verwendeten Schätzverfahren und insbesondere zugrundeliegende Trendunterschiede zu testen, besteht in Placebo-Treatments in Anlehnung an Verfahren in der Medizin. Dazu wird im Schätzmodell ein zufälliges Jahr, in dem keine Reform stattfand, als Reformjahr angenommen, vergleichbar mit der Verabreichung eines Placebos an einen Testteilnehmer. Reagiert der Schätzer auf das Placebo, zeigt er also signifikante Effekte der Placebo-Reform an, liegt vermutlich eine Fehlspezifikation des Schätzmodells vor. Dies ist in der Regel ein Zeichen dafür, dass Trendunterschiede in der Zielvariable zwischen der Treatment- und Kontrollgruppe vorliegen. Damit wären zentrale Annahmen des einfachen Schätzers verletzt und er würde systematische Entwicklungen als Reformeffekte interpretieren. Wir verwenden daher ein alternatives Schätzverfahren, das gegenüber derartigen Trendunterschieden robust ist.

5. DiD-Modell mit gruppenspezifischen Zeittrends

Das einfache DiD-Modell wird durch die Erweiterung mit gruppenspezifischen Trends für Treatment- und Kontrollgruppe robust gegenüber unterschiedlich verlaufenden Trends. Dazu ist es notwendig, über Daten zu mindestens zwei Zeitpunkten vor der Reform zu verfügen, die zur Ermittlung der Trendparameter verwendet werden. Weitere Flexibilität wird dem DiD-Modell verliehen, indem auch nach der Reform eine Veränderung in den Trendparametern zugelassen wird. Um die Schwierigkeiten zu vermindern, die durch unterschiedliche Zeittrends von Treatment- und Kontrollgruppe hervorgerufen werden, kontrollieren wir für eine weite Bandbreite von beobachtbaren individuellen Charakteristika.

Abbildung 3: Illustration des erweiterten DiD-Modells



In Anlehnung an Francesconi und van der Klaauw (2007) und Francesconi, Rainer und van der Klaauw (2009) lässt sich das erweiterte DiD-Modell (vgl. Abbildung 3) durch folgende Gleichung darstellen:

$$y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 d_i + (\alpha_{31} + \alpha_{32} d_i)t + [\alpha_{41} + \alpha_{42}(t-s)]I(t \geq s) + \beta d_i I(t \geq s) + X'_{it} \gamma + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Dabei ist y_{it} die Zielgröße von Person i zum Zeitpunkt t , d ist eine Dummy-Variable, die den Wert 1 für eine Person der Treatmentgruppe annimmt und sonst Null ist. Der Zeittrend wird durch t beschrieben, $I(\cdot)$ ist eine Indikatorfunktion, die den Wert 1 annimmt, wenn die Bedingung $(t \geq s)$ erfüllt ist, wobei s den Zeitpunkt der Reform beschreibt. X ist ein Vektor von Kontrollvariablen und ε ist der Fehlerterm. α_{ij} und β sind Schätzparameter. α_1 ist der Achsenabschnitt, also der Ausgangswert der Kontrollgruppe, α_2 stellt den Unterschied des Achsenabschnitts der Treatmentgruppe von der Kontrollgruppe dar. α_{31} ist die Steigung des Trends in der abhängigen Variablen für die Kontrollgruppe, α_{32} ist die Abweichung des Trends der Treatmentgruppe von der Kontrollgruppe. α_{41} stellt eine gemeinsame Verschiebung in der Variable für beide Gruppen dar, wie etwa durch einen allgemeinen

Beschäftigungsschock hervorgerufen. α_{42} ist eine gemeinsame Verschiebung der Trendsteigung für beide Gruppen. Die gestrichelte Linie in Abbildung 3 stellt den kontrafaktischen Fall der vorausgesagten Entwicklung der abhängigen Variable für die Treatmentgruppe dar, welcher sich aus dem Modell ergibt. Der Parameter β , der die Abweichung vom kontrafaktischen Fall misst, ist der interessierende Schätzer, oder Treatment Effekt, den die Reform verursacht.

6. Allgemeine Anmerkungen zu den Daten

6.1. Datenbasis

Das Sozio-Ökonomische Panel (SOEP) liegt in der Version 26 des Jahres 2010 mit der letzten Befragungswelle aus dem Jahr 2009 vor und ist für die Ex-Post-Evaluation der Effekte des Kindergelds bestens geeignet. Als langjährig durchgeführte, repräsentative Wiederholungsbefragung von Haushalten genießt dieser Datensatz bei mikroökonomischen sozial- und wirtschaftswissenschaftlichen Analysen nicht nur in Deutschland einen hohen Stellenwert. Das Paneldesign erlaubt in Verbund mit dem Haushaltsansatz dabei nicht nur eine Beobachtung einzelner Individuen, sondern tatsächlich auch ganzer Familien oder Haushalte (erwachsene Haushaltsmitglieder und im Haushalt lebende Kinder) über die Zeit. Erstmals wurden im Rahmen des SOEP im Jahr 1984 Haushalte in Westdeutschland befragt. Bereits im Jahr 1990 wurden Haushalte aus den neuen Bundesländern ins SOEP aufgenommen. Zugleich ist das SOEP die größte Wiederholungsbefragung von Ausländern in der Bundesrepublik Deutschland. Insgesamt umfasst das SOEP in den 1990er Jahren etwas unter 15.000 Personen pro Jahr. Das SOEP besteht aus mehreren aufeinanderfolgenden Stichproben, die neue Gruppen hinzufügen oder durch ausgefallene Haushalte entstandene Lücken auffüllen. Die ersten Stichproben A und B wurden mit den ersten Befragungen 1984 in Westdeutschland eingeführt, 1990 kamen ostdeutsche Haushalte mit der Stichprobe C hinzu. 1995 wurden mit der Stichprobe D einige Zuwanderer ergänzt, 1998 gab es mit der Stichprobe E eine kleinere Auffrischung. Im Jahr 2000 wurde die massivste Aufstockung des SOEP mit der Stichprobe F vorgenommen, sodass die Anzahl der Beobachtungen fast verdoppelt wurde. 2002 wurden Hocheinkommensbezieher ergänzt, 2008 gab es eine erneute Auffrischung der Stichprobe.

Der Datensatz enthält Informationen über eine Vielzahl sozioökonomischer Variablen. Darunter finden sich für jeden Erwachsenen Daten zu Alter, Geschlecht, Familienstand und Bildung. Weiterhin werden detaillierte Informationen über Arbeitsmarktstatus und berufliche Stellung oder über das Einkommen (aus Erwerbsarbeit, Zinsen oder staatlichen Leistungen) zur Verfügung gestellt. Auch die gesellschaftliche Partizipation und der Gesundheitszustand der befragten Personen sowie grundsätzliche Werthaltungen, Einstellungen und Zufriedenheitsmaße werden abgebildet. Nicht zuletzt liefert der Datensatz Angaben zur Anzahl und zum Alter der Kinder.

6.2. Aufbereitung des SOEP

Das SOEP besteht in der vorliegenden Version aus 26 Befragungswellen, die zu einem durchgehenden Paneldatensatz zusammengeführt wurden. Ein Datensatz vom Umfang des SOEP, der aus mehreren Einzelfragebögen für verschiedene Personen eines Haushaltes sowie für unterschiedliche Lebenssituationen und verschiedenen Befragungswellen besteht, kann nicht in seinem vollen Umfang durch das Öffnen einer einzelnen Datenbank verwendet werden. Vielmehr sind umfangreiche Vorarbeiten nötig, um die einzelnen Teile des Datensatzes zu einem verwendbaren Vehikel für spezifische Analysezwecke zusammenzustellen. Um auf eine möglichst hohe Anzahl an Beobachtungen zurückgreifen zu können, ist unser Datensatz als unbalanciertes Panel aufgebaut, also als Abfolge von Beobachtungen derselben Individuen über die Jahre, welche jedoch nicht notwendigerweise in jedem einzelnen Jahr einen ausgefüllten Fragebogen abgeben. Wir verwenden alle privaten Haushalte aus den Stichproben A bis E für den in erster Linie relevanten Zeitraum von 1992 bis 1998 um die Reform von 1996 herum.

Die Informationen aus unserer Stichprobe lassen sich durch individuelle Gewichtungsfaktoren wiederum so hochrechnen, dass nicht nur Aussagen über die Stichprobe, sondern tatsächlich über die Grundgesamtheit, also die Bevölkerung, möglich sind. Alle im SOEP enthaltenen Informationen werden pro Person mit einem Personenfragebogen und pro Haushalt mit einem Haushaltsfragebogen ermittelt. Aus den Angaben der Befragten werden für jede Welle verschiedene Teildatensätze bereitgestellt, die über eine eindeutige Personnummer miteinander verbunden werden können. Die einzelnen Datensätze bestehen aus den direkten Antworten der Befragten und aus vom DIW zusätzlich bereitgestellten, teils neu generierten Variablen, welche besonders intensiv auf Konsistenz geprüft sind und sich oft aus

Kombinationen von Antworten herleiten lassen. Außerdem werden eigene Datensätze zu Kindern bereitgestellt. In den Kinder-Datensätzen ist neben der eigenen eindeutigen Personennummer des jeweiligen Kindes auch die eindeutige Personennummer der Mutter angegeben, was ein Zusammenspielen der Daten zu einem Mutter-Kind-Datensatz erlaubt.

6.3. Darstellung der Stichprobe

Um einen konsistenten Datensatz zu erstellen, der sowohl Informationen über die Eltern als auch über alle ihre Kinder enthält, wird eine Ankerperson bestimmt. In unserem Datensatz sind Frauen die Ankerpersonen, denen wichtige Informationen über das Alter der Kinder zugeordnet werden. Außerdem werden den Frauen sozio-ökonomische Hintergrund-Informationen über ihre Partner zugespielt, sofern sie einen festen Lebenspartner haben. Auf diese Weise ergeben sich 29.103 Personen-Jahr-Beobachtungen (Summe der individuellen Beobachtungen über alle Jahre) von Frauen im Alter zwischen 25 und 55 Jahren in den SOEP-Wellen von 1992 bis 1998.

Wir beschränken unsere Stichprobe auf die Jahre 1992 bis 1998, da somit erstens ausreichend viele Beobachtungszeitpunkte vor und nach der Reform 1996 erfasst werden. Zweitens wurde eine Neuregelung der geringfügigen Beschäftigung zum 1. April 1999 vorgenommen,⁴⁴ die die vormals an die Lohnentwicklung gekoppelte Verdienstgrenze auf den Festbetrag von 640 DM setzte und eine teilweise Eingliederung in die Sozialversicherungen vornahm. Um einen Einfluss dieser Reform auf die Beschäftigung nicht mit der untersuchten Kindergeldreform zu verwechseln, werden Beobachtungen aus dem Jahr 1999 nicht in die Stichprobe aufgenommen. Im Beobachtungszeitraum bis 1998 galt, dass eine geringfügige Beschäftigung vorliegt, wenn die Wochenarbeitszeit 15 Stunden nicht überschreitet und das Arbeitsentgelt unter einem Siebtel des Durchschnittsverdienstes liegt.⁴⁵ Die Verdienste waren dann sozialversicherungsfrei. Eine Interaktion mit der Kindergeldreform 1996 ist auszuschließen, da sich die Anreize zu einer geringfügigen Beschäftigung nicht gleichzeitig verändert haben und daher auch keine relative Beeinflussung der Treatmentgruppe gegenüber der Kontrollgruppe vorliegt.

⁴⁴ Artikel 1 des Gesetzes vom 29. März 1999, BGBl. I S. 388.

⁴⁵ Sozialgesetzbuch, Viertes Buch, §7.

Um eine Identifikation der Effekte der monetären Leistungen zu gewährleisten, die nicht durch andere Erklärungen gestört wird, muss die Stichprobe weiter eingegrenzt werden. In der Treatmentgruppe sollen sich alle Eltern befinden, die zum Empfang des Kindergeldes berechtigt sind. Wir ziehen daher zur Zuordnung in die Treatmentgruppe das Alter des jüngsten Kindes heran. Ist ein Kind vorhanden, das nicht älter als 18 Jahre ist, wird die Person der Treatmentgruppe zugeordnet, während Eltern älterer Kinder von der Stichprobe ausgeschlossen werden, obwohl Kinder unter bestimmten Voraussetzungen – einer fortgesetzten Ausbildung – auch nach dem 18. Geburtstag zum Anspruch berechtigen können. Da der Bezug des Kindergeldes für Volljährige eine Entscheidungsvariable darstellt, wird durch den Ausschluss die Verzerrung der Identifikation durch Selbstselektion, etwa die Beeinflussung einer Ausbildungsentscheidung durch die Kindergeldreform, verhindert. Mit der Reform des Kindergeldes 1996 wurde auch die Altersgrenze für den Bezug von 16 auf 18 Jahre erhöht, weshalb die Ergebnisse einer Wirkungsanalyse leicht überschätzt sein können. Ausnahmeregelungen für ältere Kinder in Ausbildung und Höchstinkommengrenzen für Kinder führen jedoch dazu, dass die Verzerrungen minimal sind. Verzerrungen der Ergebnisse sind außerdem für Eltern kleiner Kinder zu erwarten. Die Regelungen der Elternzeit und des Elterngeldes (früher Erziehungsurlaub und Erziehungsgeld) überlagern die Effekte des Kindergeldes in den ersten drei Lebensjahren eines Kindes und machen daher eine Untersuchung der Kindergeldwirkungen unmöglich. Ebenfalls problematisch sind der Ausbau der öffentlichen Kinderbetreuung in den 1990er Jahren und die Einführung des Rechtsanspruches auf einen Kindergartenplatz für 3-Jährige. Diese Regelungen sind sehr wahrscheinlich auch für Veränderungen des Erwerbsverhaltens verantwortlich. Die Veränderungen in den Betreuungsquoten beschränken sich dabei auf 3- bis 6-Jährige. Aus diesen Gründen werden Eltern von Kindern unter 7 Jahren aus der Treatmentgruppe ausgeschlossen. Damit befinden sich Kinder der Treatmentgruppenmitglieder entweder im letzten Kindergartenjahr oder bereits in der Schule⁴⁶. Die Beschränkung auf diese Altersgruppe stellt außerdem sicher, dass die Individuen nicht zwischen der Treatment- und Kontrollgruppe wechseln können und die Ergebnisse nicht durch Selbstselektion ins Treatment verzerrt werden.

⁴⁶ Da eine Identifikation des kausalen Effektes der Kindergeldreform nicht für Eltern von unter 7-Jährigen möglich ist, können keine Analysen zum Effekt des Kindergeldes auf die Dauer bis zur Rückkehr in den Beruf nach einer Geburt angestellt werden. Die Ergebnisse wären für kleine Kinder wegen der Selbstselektion nicht brauchbar und für Kindergartenkinder nicht vom Effekt des Betreuungsausbaus zu unterscheiden.

Durch die Einschränkung des Kindesalters auf 7 bis 18 Jahre wird auch das Alter der Eltern begrenzt. Die jüngsten kindergeldberechtigten Mütter mit 7-jährigen Kindern im Datensatz sind 25 Jahre alt. Frauen über 55 Jahre, die nur noch selten kindergeldberechtigt sind, werden nicht betrachtet, um vergleichbare Gruppen zu erhalten und Verzerrungen durch Frühverrentung auszuschließen. Entsprechend wird auch das Alter der Frauen in der Kontrollgruppe auf 25 bis 55 Jahre eingeschränkt.

Tabelle 5: Kurzübersicht über Spezifikation von Treatment- und Kontrollgruppe

Kriterien	Kontrollgruppe	Treatmentgruppe
Ankerperson		
Geschlecht	weiblich	weiblich
Alter	25-55 Jahre	25-55 Jahre
Bundesland	Alte Bundesländer	Alte Bundesländer
Perioden	1992-1998	1992-1998
Partner	Ja (Singles: Nein)	Ja (Singles: Nein)
Kind	keins	eins oder mehr
Alter des Kindes	-	7-18 Jahre

Des Weiteren ist zu beobachten, dass die Erwerbstätigkeit von Frauen in den Neuen Bundesländern anderen Trends unterliegt als in den Alten Bundesländern. Die Identifikation der kausalen Effekte von Kindergeld und Kinderfreibetrag erfordert möglichst wenig Beeinflussung der Zielvariablen durch andere Umstände, was durch die Transformationsprozesse am Arbeitsmarkt nach der Wiedervereinigung in den Neuen Bundesländern kaum gegeben ist. Beobachtungen aus den Neuen Bundesländern werden deshalb zur besseren Verständlichkeit der Ergebnisse und zur sauberen Identifikation ebenfalls ausgeschlossen. Für gesonderte Analysen der betroffenen Beobachtungen ist die Stichprobe zu klein. Eine Kurzübersicht der Kriterien für die Zuordnung in Treatment- und Kontrollgruppe ist in Tabelle 5 zu sehen.

Die oben genannten Einschränkungen des Samples sind notwendig, um den tatsächlichen Effekt der Kindergeldreform identifizieren zu können. Alle Einflüsse, die oben beschrieben werden, würden das Ergebnis derart stark verfälschen, dass eine Identifizierung des Effektes der Kindergeldreform unmöglich wäre. Das wirft die Frage nach der Verallgemeinerbarkeit der Ergebnisse auf. Der Effekt, der hier als kausal identifiziert werden kann, ist zunächst ein grundsätzliches Phänomen, welches allgemeine Gültigkeit besitzt, solange die Rahmenbedingungen konstant gehalten werden. Wir können davon ausgehen, dass der

kausale Effekt im Grundsatz auch auf andere Zusammenhänge übertragbar ist. Dabei ist aber nicht auszuschließen, dass Heterogenität bezüglich der Größe des Effektes besteht. Wir können darüber, da keine Möglichkeit besteht, die Wirkungen für andere Personengruppen direkt zu analysieren, nur spekulieren. Die Einschränkung auf Westdeutschland dürfte die Ergebnisse nicht stark beeinflussen, sodass eine Übertragung auf das gesamte Bundesgebiet kein Problem darstellt. Diffiziler ist die Frage nach der Übertragbarkeit auf Mütter jüngerer Kinder. In den ersten Lebensmonaten und während der Erziehungszeit sind die Möglichkeiten der Erwerbstätigkeit so stark eingeschränkt, dass die Beeinflussbarkeit durch eine Kindergeldreform ebenfalls weniger stark ausfallen dürfte. Ab einem Alter der Kinder, bei dem eine entsprechende Betreuung in Kindertagesstätten zur Verfügung steht, die sich im zeitlichen Umfang nur wenig von der Schule unterscheidet, sollten auch die Bedingungen am Arbeitsmarkt ähnlich sein, sodass eine Übertragbarkeit der Ergebnisse aus der Wirkungsanalyse gegeben ist. Mit dem derzeit forcierten Ausbau der Kinderbetreuung für jüngere Kinder nimmt die Möglichkeit der Übertragbarkeit der Ergebnisse tendenziell zu.

V. Wirkungsanalysen

In der Wirkungsanalyse werden die kausalen Effekte des Kindergelds und der Kinderfreibeträge auf die familienpolitischen Ziele „Wirtschaftliche Stabilität und soziale Teilhabe“, „Vereinbarkeit von Familie und Beruf / Wahlfreiheit“ sowie „Steigerung der Geburtenrate“ untersucht. Die folgenden Abschnitte sind anhand der drei Zielgrößenbereiche gegliedert und beinhalten jeweils eine Erläuterung des methodischen Vorgehens sowie eine Darstellung und Diskussion der Ergebnisse.

1. Vereinbarkeit von Familie und Beruf / Wahlfreiheit

1.1. Deskriptive Statistiken

Die sozio-ökonomische Situation der Frauen in der Stichprobe lässt sich anhand einer Vielzahl von Variablen darstellen. Deskriptive Statistiken der in den Schätzungen verwendeten Kontrollvariablen werden in Tabelle 6 gezeigt. Links sind die Statistiken der Kontrollgruppe, rechts die der Treatmentgruppe eingetragen. Es werden jeweils die Anzahl der Personen-Jahr-Beobachtungen und die Mittelwerte der Variablen ausgewiesen. Im Falle von binären Variablen sind Werte zwischen 0 und 1 als prozentuale Anteile zu interpretieren. Die beiden Gruppen unterscheiden sich bezüglich ihrer Charakteristika sichtbar und teilweise deutlich. Für die Wirkungsanalyse bedeutet das zunächst einmal keine Einschränkung, da in DiD-Modellen durch den Dummy für die Treatmentgruppe für alle Unterschiede zwischen Treatment- und Kontrollgruppe, die zeitkonstant sind, kontrolliert wird. Sollten sich diese Charakteristika innerhalb der Gruppen über die Zeit verändern, muss für die Variablen im DiD-Modell kontrolliert werden, damit Veränderungen in der Gruppenzusammensetzung keine Verzerrungen der Ergebnisse verursachen.

Tabelle 6: Statistik der Kontrollvariablen von Frauen mit Partnern

Variable	Kontrollgruppe		Treatmentgruppe	
	N	Mittelwert	N	Mittelwert
Alter	2440	35,214	5473	41,52
Alter d. Partners	2255	39,122	5263	44,786
Mieter	2440	0,688	5473	0,539
Bildungsstand				
1 (niedrig)	2324	0,045	5394	0,109
2	2324	0,125	5394	0,228
3	2324	0,499	5394	0,473
4	2324	0,065	5394	0,041

5	2324	0,090	5394	0,070
6 (hoch)	2324	0,177	5394	0,079
Bildungsstand d. Partners				
1 (niedrig)	2169	0,017	5234	0,074
2	2169	0,142	5234	0,170
3	2169	0,438	5234	0,474
4	2169	0,068	5234	0,051
5	2169	0,089	5234	0,084
6 (hoch)	2169	0,247	5234	0,146
Migrationshintergrund				
Ohne	2430	0,814	5470	0,637
Direkt	2430	0,144	5470	0,348
Indirekt	2430	0,036	5470	0,011
Sonstige	2430	0,006	5470	0,004
Migrationshintergrund d. Partners				
Ohne	2251	0,777	5263	0,627
Direkt	2251	0,179	5263	0,363
Indirekt	2251	0,037	5263	0,008
Sonstige	2251	0,008	5263	0,002
Bundesland				
Berlin	2440	0,034	5473	0,032
Schleswig-Holstein	2440	0,038	5473	0,033
Hamburg	2440	0,009	5473	0,013
Niedersachsen	2440	0,128	5473	0,099
Bremen	2440	0,011	5473	0,006
Nordrhein-Westfalen	2440	0,297	5473	0,277
Hessen	2440	0,098	5473	0,105
Rheinland Pfalz, Saarland	2440	0,076	5473	0,071
Baden-Württemberg	2440	0,151	5473	0,183
Bayern	2440	0,159	5473	0,178
Befragungsmonat				
Januar	2439	0,029	5468	0,049
Februar	2439	0,279	5468	0,300
März	2439	0,298	5468	0,334
April	2439	0,127	5468	0,127
Mai	2439	0,103	5468	0,081
Juni	2439	0,052	5468	0,039
Juli	2439	0,040	5468	0,027
August	2439	0,036	5468	0,018
September	2439	0,021	5468	0,016
Oktober	2439	0,014	5468	0,009
November	2439	0,001	5468	0,001

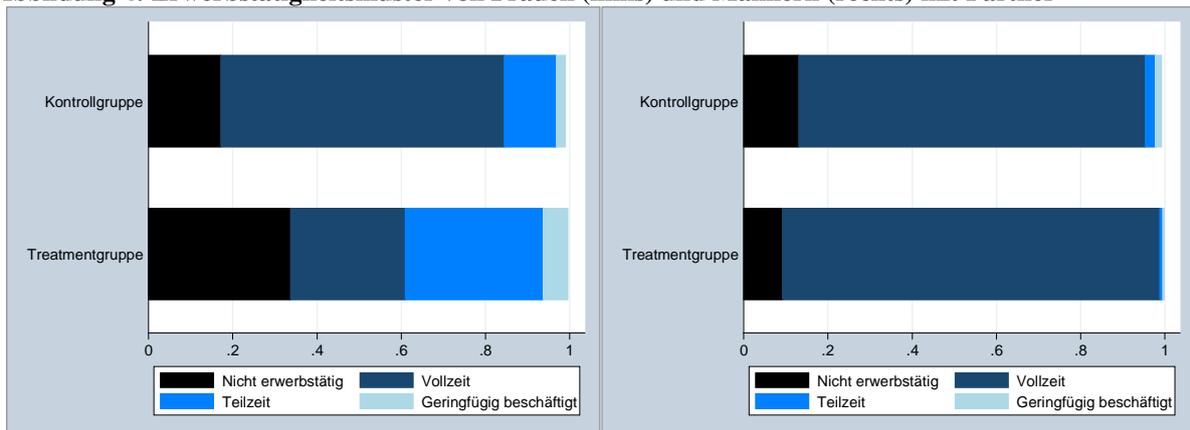
Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Die Charakteristika der Gruppen stellen sich wie folgt dar. Durchschnittlich sind die Frauen der Treatmentgruppe 41,5 Jahre alt, in der Kontrollgruppe nur 35 Jahre. Dieser Unterschied ist in erster Linie auf späte Geburten und die Beschränkung auf Kinder von mindestens sieben Jahren zurückzuführen sowie entsprechend junge Kinderlose ab 25 Jahre. Wie bereits angedeutet, wird für diesen Unterschied im DiD-Modell adäquat kontrolliert und im

Zeitverlauf ist das durchschnittliche Alter in beiden Gruppen konstant. Die männlichen Partner sind in beiden Gruppen etwa drei bis vier Jahre älter als die Ankerperson. Die Quote der Mieter liegt mit 54 Prozent für die Treatmentgruppe unterhalb derer für die Kontrollgruppe von 69 Prozent. Mit dem Wohnverhältnis wird annäherungsweise für das Vermögen kontrolliert, welches einen Einfluss auf die Erwerbstätigkeit haben kann. Über die Bundesländer sind die Gruppen sehr ähnlich verteilt, genau wie über die verschiedenen Befragungsmonate. Der Bildungsstand wird im internationalen Standard ISCED angegeben. Die Kodierung der einzelnen Bildungsstufen von 1 (kein Schulabschluss) bis 6 (Hochschulabschluss) werden im Anhang in Tabelle A 1 dargestellt. Während in der Treatmentgruppe fast elf Prozent der Beobachtungen in die niedrigste Kategorie fallen, sind es in der Kontrollgruppe kaum fünf Prozent. Die mittleren Kategorien sind ähnlich in beiden Gruppen vertreten. Die höchste Kategorie kommt dafür mit knapp 18 Prozent in der Kontrollgruppe deutlich häufiger vor gegenüber nur acht Prozent in der Treatmentgruppe. Bei den männlichen Partnern ergibt sich ein schwächeres Ungleichgewicht mit demselben Muster, dass die niedrigste Kategorie etwas häufiger in der Treatmentgruppe, die höchste Kategorie etwas häufiger in der Kontrollgruppe anzutreffen ist. Für etwaige Veränderungen über die Kategorien innerhalb der Gruppen über die Zeit zu kontrollieren, erscheint angesichts der deutlichen Unterschiede jedoch angebracht, da bei näheren Analysen die Folgen der Bildungsexpansion in den Daten sichtbar werden. Der direkte und indirekte Migrationshintergrund ist in beiden Gruppen sehr stark vertreten, in der Treatmentgruppe betrifft es gar über ein Drittel der Beobachtungen. Dies ist durch die Überrepräsentierung von Migranten im SOEP erklärbar, weshalb wir in den Wirkungsanalysen nur auf Mikrozensus-Basis gewichtete Schätzungen verwenden.

Die abhängigen Variablen zur Beschreibung der Vereinbarkeit von Familie und Beruf sind Indikatoren der Arbeitsmarkttätigkeit. Die hauptsächlichen Arbeitsmarktzustände Vollzeitwerb, Teilzeiterwerb, Nichterwerb und geringfügige Beschäftigung werden in Abbildung 4 für Frauen und ihre Partner getrennt in Treatment- und Kontrollgruppe dargestellt. Während sich die Partner kaum zwischen den beiden Gruppen unterscheiden, sind Mütter deutlich anders am Arbeitsmarkt beteiligt als kinderlose Frauen. Sie sind wesentlich häufiger nicht oder in Teilzeit erwerbstätig, dafür seltener in Vollzeitbeschäftigung.

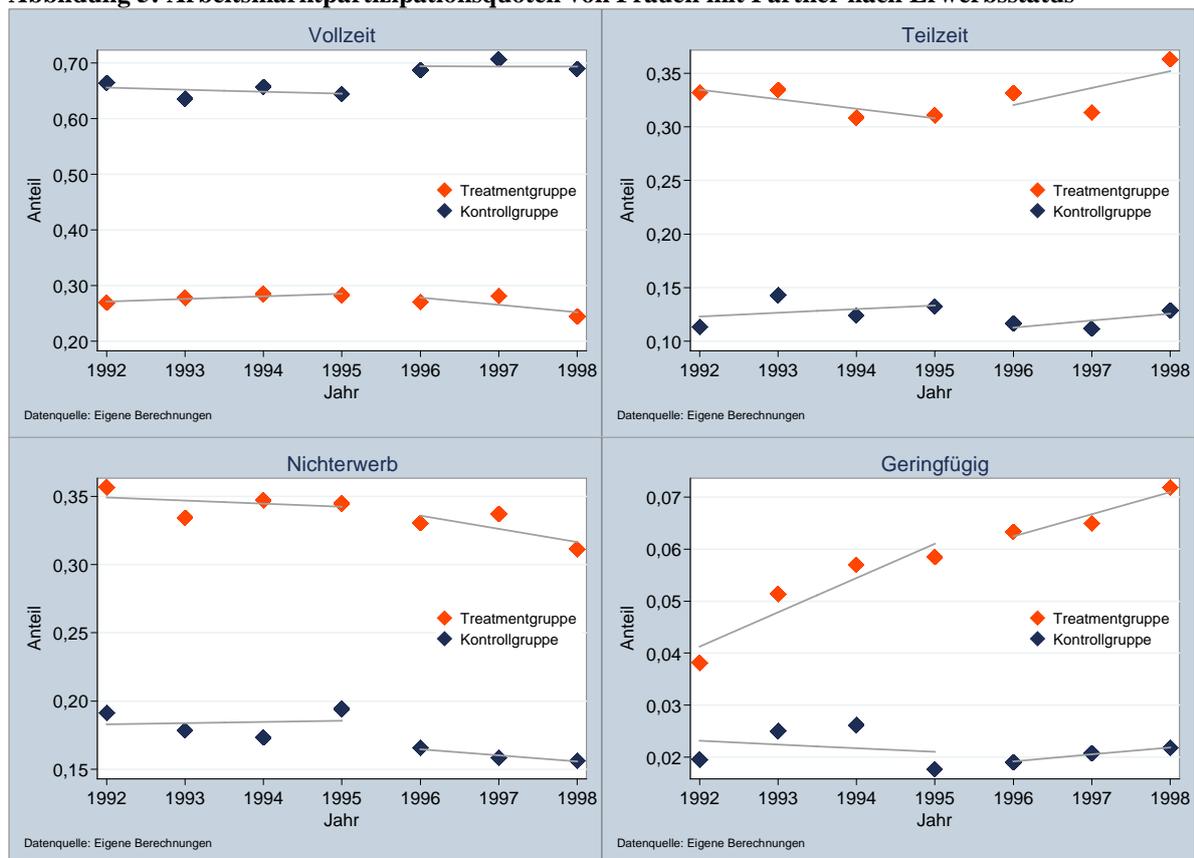
Abbildung 4: Erwerbstätigkeitsmuster von Frauen (links) und Männern (rechts) mit Partner



Quelle: SOEP, Eigene Berechnungen.

Einen ersten Hinweis auf die Wirkungen der Reform vom 1.1.1996 und notwendige zusätzliche Tests bietet Abbildung 5. Sie zeigt die ungewichteten Quoten der vier Erwerbskategorien für Frauen mit Partner im Zeitablauf für Treatment- und Kontrollgruppe. Durch die Datenpunkte sind je vor und nach 1996 lineare Trends gelegt. In allen Kategorien wird deutlich, dass gemeinsame Schwankungen etwa durch Konjunkturzyklen gut durch die Kontrollgruppe beschrieben werden und so herausgerechnet werden können. Dennoch weisen die Gruppen vor der Reform in einigen Fällen abweichende Trends auf, was im einfachen DiD-Modell zu Verzerrungen führen würde. Angesichts der gruppenspezifischen Trends scheint das erweiterte DiD-Modell unter Berücksichtigung dieser gruppenspezifischen Trends zur Wirkungsanalyse von Arbeitsmarkteffekten für Mütter die bevorzugte Wahl zu sein. Bezüglich der erwarteten Effekte deutet sich für die Treatmentgruppe ein Anstieg der Teilzeitbeschäftigung und ein Rückgang der Vollzeitbeschäftigung nach der Reform an, während die Veränderungen der anderen Zielgrößen moderat erscheinen.

Abbildung 5: Arbeitsmarktpartizipationsquoten von Frauen mit Partner nach Erwerbsstatus



Anmerkungen: Vollzeitquoten (oben links), Teilzeitquoten (oben rechts), Nichterwerbsquoten (unten links) und Quote der geringfügigen Beschäftigung (unten rechts).

Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

1.2. Ergebnisse

Wir zeigen im folgenden Abschnitt die Ergebnisse der einfachen und erweiterten DiD-Modelle für die Zielgrößen der Vereinbarkeit von Familie und Beruf. Die Ergebnisse beziehen sich, wie oben erläutert, auf Frauen mit Partner in den Alten Bundesländern und Kindern von 7 bis 18 Jahren, gefolgt von Effekten für Väter. Heterogenitätsanalysen bezüglich der Familiengröße, dem Familienstand und dem Bildungsniveau präsentieren wir im darauffolgenden Abschnitt.

1.2.1. Basisergebnisse

Die Ergebnisse der DiD-Modelle sind in Tabelle 8 dargestellt. Die Spalten zeigen die verschiedenen abhängigen Variablen. Die Spalten 1, 2, 3 und 5 beschreiben dabei die oben genannten Arbeitsmarktzustände, die sich inklusive des Residuums Ausbildung/Lehre zu 100 Prozent addieren. Zusätzlich zeigen wir in Spalte 4 die freiwillige Erwerbslosigkeit als Unterkategorie von Nichterwerbstätigkeit (Spalte 3). Damit bilden wir neben der auch

konjunkturell bedingten Nichterwerbstätigkeit auch die bewusste Entscheidung gegen eine Beteiligung am Arbeitsmarkt ab. Sämtliche Variablen zur Erwerbssituation in den Spalten 1 bis 5 sind als binäre Indikatorvariablen kodiert, d.h. trifft der Zustand zu, erhält die Person eine 1, trifft er nicht zu bekommt sie eine 0. Somit sind die berechneten Effekte als Veränderung in Prozentpunkten zu interpretieren, wobei die 1 für 100 Prozent steht. Die Spalten 6 bis 9 beschreiben die Situation der Arbeitsstunden. In Spalte 6 wird die Anzahl der Arbeitsstunden in der Grundgesamtheit untersucht, also inklusive der Nicht-Erwerbstätigen, welche 0 Stunden arbeiten. In Spalte 7 werden nur positive Arbeitsstunden verwendet, also die Intensität der Arbeitszeit gemessen. In Spalte 8 untersuchen wir die gewünschte Arbeitszeit der Beschäftigten, allerdings mit weniger Beobachtungen, da die Variable in 1996 nicht erhoben wurde. Spalte 9 zeigt die Differenz zwischen gewünschter und tatsächlicher Arbeitszeit an. In den Zeilen sind Ergebnisse des einfachen DiD-Modells ohne und mit Kontrollvariablen sowie des erweiterten DiD-Modells ebenfalls ohne und mit Kontrollvariablen eingetragen. Die Koeffizienten sind durchschnittliche marginale Effekte der Kindergeldreform für die Jahre 1996 bis 1998.

Die Effekte der Kindergeldreform auf die Arbeitsmarktbeteiligung erscheinen klein bis nicht vorhanden im einfachen DiD-Modell in Tabelle 8. Die Koeffizienten legen einen Anstieg der geringfügigen Beschäftigung bei einem Rückgang der Arbeitszeit insgesamt und der Arbeitsintensität nahe. Diese Ergebnisse sind jedoch nicht verlässlich. Den Arbeitsmarktkategorien und den Arbeitsstunden liegen vor der Reform unterschiedliche Trends in der Treatment- und der Kontrollgruppe zugrunde, die gut mit einem linearen Trend beschrieben werden können. Ein einfaches DiD-Modell verwechselt hier Trendunterschiede mit dem Reformeffekt. Verlässliche Ergebnisse kann dagegen nur das um gruppenspezifische Trends erweiterte DiD-Modell im unteren Teil der Tabelle 8 liefern. Hier stellt sich das Ergebnis etwas anders dar. Die Teilzeitbeschäftigung von Müttern mit Kindergeldbezug steigt gegenüber den Kinderlosen um etwa 6 Prozentpunkte an, sowohl ohne als auch mit Kontrollvariablen statistisch signifikant. Dieser Anstieg ist nur im Kontext der anderen Arbeitsmarktergebnisse zu verstehen, denn der Anstieg kann sowohl aus zurückgehender Vollzeitbeschäftigung als auch aus zurückgehender Erwerbslosigkeit resultieren. Der Effekt der Reform auf die Vollzeitbeschäftigung ist negativ im Bereich von 5 bis 6 Prozentpunkten je nach Spezifikation, wenn auch statistische Signifikanz knapp verfehlt wird. Der Rückgang in der Vollzeitbeschäftigung ist also beinahe so groß wie der Anstieg der Teilzeitbeschäftigung. Darüber hinaus wird ein Rückgang der Nichterwerbstätigkeit um 1,7

bis 2,1 Prozentpunkte angezeigt. Demgegenüber steht ein Anstieg der geringfügigen Beschäftigung um 1,3 bis 1,8 Prozentpunkte, auch wenn beide Schätzer weit von statistischer Signifikanz entfernt sind. Somit resultiert nur ein sehr kleiner Teil des Teilzeitanstiegs aus verringerter Erwerbslosigkeit. Ob der Rückgang der Erwerbslosigkeit als bewusste Entscheidung für Erwerbsarbeit zu verstehen ist, bleibt hier noch im Dunkeln. Zur Klärung ist die Spalte 4 heranzuziehen, die den Effekt auf die freiwillige Nichterwerbstätigkeit misst. Der Effekt der Reform ist hier positiv zwischen 2,1 und 3,7 Prozentpunkten, aber statistisch insignifikant. Der Rückgang der Erwerbslosigkeit ist daher nicht auf die freiwillige Erwerbslosigkeit zurückzuführen, sondern auf konjunkturelle und andere Gründe. Die freiwillige Erwerbslosigkeit nimmt eher zu, was den Eindruck verstärkt, dass die Arbeitsmarktwirkungen der Reform in der Tendenz negativ sind.

Tabelle 7 vermittelt einen Eindruck von der Größenordnung der Beschäftigungswirkung. Die durchschnittliche Arbeitszeit in der Vollzeitbeschäftigung liegt bei 38,27 Stunden pro Woche, während bei Teilzeittätigkeit lediglich 21,31 Stunden gearbeitet werden. Ein Übergang von Vollzeit- zu Teilzeitbeschäftigung macht daher im Durchschnitt eine Verringerung von knapp 17 Stunden pro Woche aus. Noch kleiner ist der Arbeitsumfang bei geringfügiger Beschäftigung, welche durchschnittlich auf 10,32 Stunden pro Woche kommt. Im Durchschnitt über alle Frauen im Sample beträgt die Wochenarbeitszeit 21,48 Stunden, was in etwa einer Teilzeittätigkeit entspricht. Da mit dieser deskriptiven Analyse lediglich die durchschnittlichen Arbeitszeiten innerhalb der Beschäftigungskategorien deutlich werden, jedoch nicht die tatsächliche Veränderung der Arbeitszeit durch die Reform, schließen wir eine Analyse der tatsächlichen Arbeitszeit im DiD-Modell an.

Tabelle 7: Statistik der Arbeitszeit nach Beschäftigungskategorien von Frauen mit Partnern

Variable	Vollzeit	Teilzeit	geringf. Besch.	Insgesamt
Tatsächliche Arbeitszeit (Std. pro Woche)	38,27	21,31	10,32	21,48

Anmerkungen: Angegeben wird die durchschnittliche Arbeitszeit pro Woche in Stunden von Frauen im für die Schätzungen verwendeten Paare-Sample.

Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Die Reformeffekte auf die Arbeitszeit in Tabelle 8 (Spalte 6 und 7) sind durchweg negativ. Dabei ist der Effekt auf die allgemeine Stundenzahl im Betrag etwas kleiner als der Effekt auf die Arbeitsstunden der Erwerbstätigen. Die Arbeitszeit sinkt wegen der verstärkten

Teilzeitarbeit und dem Rückgang der Vollzeitarbeit. Der Effekt auf die Intensität ist stärker, wenn zusätzliche Beschäftigung unterdurchschnittlich viele Stunden ausmacht. Mit anderen Worten sinkt die durchschnittliche Arbeitszeit aller vor allem durch die Erhöhung der Teilzeitarbeit, während die Intensität durch zusätzliche geringfügige Beschäftigung umso mehr zurückgeht. Auf die durchschnittlichen Arbeitsstunden aller hat zusätzliche geringfügige Beschäftigung einen positiven Einfluss. Der Rückgang der Arbeitsstunden bewegt sich im Bereich von 1,3 bis 1,7 Stunden pro Woche, verfehlt im Modell mit gruppenspezifischen Trends jedoch statistische Signifikanz. Mit Kontrollvariablen verkleinert sich der Effekt enorm auf nur noch etwa 0,3 Stunden pro Woche. Der bevorzugte Schätzer ist derjenige mit Kontrollvariablen und ohne gruppenspezifische Trends, der mit 1,3 Wochenstunden nur leicht über dem näherungsweisen Wert von etwa einer Wochenstunde liegt, der sich aus einer Verschiebung von Vollzeit- zu Teilzeitbeschäftigung von 5 bis 6 Prozentpunkten bei einem durchschnittlichen Rückgang von 17 Wochenstunden ergibt. Der direkt geschätzte Effekt auf die Wochenstunden ist durch Veränderungen in der Intensität der Arbeitszeit innerhalb der Beschäftigungskategorien etwas größer als es die direkte Schätzung der Veränderung in den Beschäftigungskategorien gewichtet mit den mittleren Wochenarbeitszeiten vermuten ließe. Die Wirkung auf die gewünschte Arbeitszeit, die nur für Beschäftigte erhoben wird, deutet in die gleiche Richtung wie die tatsächliche Arbeitszeit. Sie wird verringert, allerdings um einen kleineren Betrag. Die Differenz zwischen gewünschter und tatsächlicher Arbeitszeit (Spalte 9) ist als gewünschte minus tatsächliche Arbeitszeit definiert. Der positive Effekt bedeutet eine Annäherung an die gewünschte Arbeitszeit, da die durchschnittliche Differenz negativ ist. Lediglich im erweiterten Modell mit Kontrollen wird ein negativer Effekt gemessen, der auf einen stärkeren Rückgang der gewünschten Arbeitszeit in dieser Spezifikation zurückzuführen ist. Es muss allerdings beachtet werden, dass die Schätzungen der gewünschten Arbeitszeit durch den fehlenden Wert im Jahre 1996 weniger genau sind als die Schätzungen der anderen Variablen, was insbesondere die Trendspezifikation beeinflussen könnte. Insgesamt lässt sich festhalten, dass sowohl die durchschnittliche Arbeitszeit als auch die Intensität der Arbeitszeit der erwerbstätigen Mütter durch die Kindergeldreform leicht zurückging.

Tabelle 8: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner / Basisanalyse

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Vollzeit	Teilzeit	nicht erwerbstätig	frei.w. nicht erwerbstätig	geringfügig beschäftigt	Arbeitszeit, inkl. nicht Erwerbstätige	Arbeitszeit, exkl. nicht Erwerbstätige	gewünschte Arbeitszeit	Differenz (8)-(7)
Einheit:	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche
A-I									
DiD	-0,0061	0,0014	-0,0230	0,0086	0,0211*	-1,278	-1,732**	-0,988	1,424
	(0,0318)	(0,0244)	(0,0291)	(0,0231)	(0,0108)	(1,270)	(0,862)	(0,886)	(1,067)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	7654	7654	7654	7654	7654	7654	5149	4512	4512
<i>R²</i>	0,182	0,059	0,030	0,037	0,010	0,117	0,164	0,126	0,015
A-II									
... mit Kontrollen	-0,0179	0,0145	-0,0247	0,0010	0,0253**	-1,336	-1,251	-1,032	1,198
	(0,0297)	(0,0248)	(0,0268)	(0,0222)	(0,0120)	(1,182)	(0,832)	(0,844)	(0,979)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	7008	7008	7008	7008	7008	7008	4704	4108	4108
<i>R²</i>	0,257	0,103	0,108	0,116	0,030	0,199	0,239	0,210	0,053
B-I									
DiD mit Trends	-0,0589	0,0580**	-0,0208	0,0374	0,0178	-1,551	-1,639	-0,504	0,440
	(0,0371)	(0,0293)	(0,0340)	(0,0286)	(0,0177)	(1,520)	(1,149)	(1,507)	(2,269)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	7654	7654	7654	7654	7654	7654	5149	4512	4512
<i>R²</i>	0,183	0,060	0,030	0,038	0,010	0,117	0,164	0,127	0,016
B-II									
... mit Kontrollen	-0,0525	0,0623**	-0,0166	0,0213	0,0133	-0,265	-0,353	-0,438	-0,707
	(0,0357)	(0,0317)	(0,0346)	(0,0279)	(0,0195)	(1,416)	(1,146)	(1,522)	(1,983)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	7008	7008	7008	7008	7008	7008	4704	4108	4108
<i>R²</i>	0,257	0,104	0,108	0,116	0,031	0,200	0,239	0,210	0,055

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Einen Hinweis auf gruppenspezifische Trends in den abhängigen Variablen haben wir bereits in der deskriptiven Analyse erhalten. Eine exakte Beschreibung der zugrundeliegenden Zusammenhänge inklusive der Gewichtungsfaktoren und der Kontrolle für sozio-ökonomische Charakteristika kann nur eine Regressionsanalyse bieten. Dazu trennen wir in Tabelle 9 den Effekt für die Treatmentgruppe in jahresspezifische Effekte auf. Der Interaktionsterm zwischen dem Treatmentgruppen-Dummy und einem Jahres-Dummy beschreibt dabei die Abweichung der abhängigen Variablen der Treatmentgruppe von der zeitlichen Entwicklung in der Kontrollgruppe gegenüber dem Basisjahr 1992. Ein positiver Koeffizient würde bedeuten, dass die Treatmentgruppe einen stärkeren Zuwachs in der abhängigen Variable hatte als die Kontrollgruppe. Für die wichtigsten Arbeitsmarktgrößen – Vollzeit- und Teilzeittätigkeit – lässt sich klar erkennen, dass gruppenspezifische Trends notwendig sind, um für Abweichungen in den Trends zwischen Treatment- und Kontrollgruppe zu kontrollieren. Im unteren Tabellenteil, der die Regressionsergebnisse mit Kontrollvariablen darstellt, ist in Spalte 1 ein Anwachsen des Effektes, also ein Schrumpfen der Lücke, in der Vollzeitbeschäftigung zwischen Treatment- und Kontrollgruppe bis 1995 zu beobachten. In 1996 geht die Lücke abrupt auf 0 zurück, was der Reform zuzuschreiben ist, da sie den fortgesetzten Trend verschoben hat. Ein einfaches DiD-Modell würde diesen Effekt unterschätzen. Gleiches gilt für die Teilzeitbeschäftigung in Spalte 2. Der negative Effekt wächst bis 1995 an, was einer Annäherung der Quoten zwischen Treatment- und Kontrollgruppe entspricht. Mit dem Reformjahr 1996 springt der Effekt beinahe auf 0 zurück und wird danach wieder negativ, jedoch in deutlich kleinerem Maße als vor 1996. Auch hier hätte ein einfaches DiD-Modell zu einer Unterschätzung des Effektes geführt. Für die Nichterwerbstätigkeit und die geringfügige Beschäftigung sind weniger klare Effekte zu sehen. Bis 1995 wechseln sich positive wie negative Effekte ab, was gegen einen Trend spricht. Auch in 1996 ist kein klarer Bruch der Auf- und Ab-Bewegungen erkennbar. Denkbar ist ein verspätetes Einsetzen des Reformeffektes, da die Mehrzahl der Beobachtungen bereits im Frühjahr erhoben wird. Die freiwillige Nichtbeschäftigung ließe einen solchen Effekt erkennen, von -2 auf etwa 0 Prozent, was nahe am gemessenen Effekt im erweiterten DiD-Modell mit gruppenspezifischen Trends liegt.

Für die durchschnittliche Arbeitszeit und die Intensität der Arbeitszeit der Erwerbstätigen lassen sich nur kleine Effekte in Tabelle 9 feststellen, wenn Kontrollvariablen aufgenommen werden. Der negative Trendunterschied wird ab 1996 verstärkt, weshalb die Identifikation schwerer möglich ist als etwa bei einer Trendumkehr. Auch die Effekte auf die gewünschte

Arbeitszeit zeigen kein klares Muster, sondern eher eine Wellenbewegung. Gerade diese Effekte sollten daher mit Vorsicht interpretiert werden, da lineare Trends ein Auf und Ab des Effekts nicht adäquat kontrollieren können. Eine konservative Schätzung des Arbeitszeiteffekts sehen wir daher im einfachen DiD-Modell.

Tabelle 9: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner / jahresspezifische Effekte

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Vollzeit	Teilzeit	nicht erwerbstätig	frei.w. nicht erwerbstätig	geringfügig beschäftigt	Arbeitszeit, inkl. nicht Erwerbstätige	Arbeitszeit, exkl. nicht Erwerbstätige	gewünschte Arbeitszeit	Differenz (8)-(7)
Einheit:	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche
1993 X Treatmentg,	0,0484 (0,0306)	-0,0286 (0,0284)	-0,0140 (0,0299)	-0,0092 (0,0226)	-0,0033 (0,0190)	-0,432 (1,495)	1,158 (1,047)	-1,422 (0,974)	-0,317 (1,688)
1994 X Treatmentg,	0,0386 (0,0359)	-0,0490* (0,0291)	0,0209 (0,0347)	-0,0216 (0,0286)	-0,0069 (0,0208)	-0,392 (1,629)	0,562 (1,116)	0,494 (0,990)	0,463 (1,650)
1995 X Treatmentg,	0,0466 (0,0440)	-0,0478 (0,0326)	-0,0148 (0,0418)	-0,0466 (0,0355)	0,0211 (0,0157)	-0,0388 (1,892)	-0,106 (1,178)	-1,203 (1,123)	0,144 (1,723)
1996 X Treatmentg,	0,0106 (0,0449)	-0,0129 (0,0348)	-0,0263 (0,0432)	-0,0366 (0,0369)	0,0334** (0,0164)	-2,098 (1,934)	-1,623 (1,299)		
1997 X Treatmentg,	0,0210 (0,0495)	-0,0312 (0,0371)	-0,0248 (0,0481)	0,0230 (0,0332)	0,0273* (0,0161)	-0,801 (2,155)	-1,075 (1,328)	-1,703 (1,228)	0,791 (1,949)
1998 X Treatmentg,	0,0472 (0,0472)	-0,0403 (0,0410)	-0,0269 (0,0448)	-0,0187 (0,0383)	0,0125 (0,0162)	-1,708 (1,983)	-1,419 (1,376)	-1,515 (1,323)	2,195 (1,754)
Anzahl der Beobachtungen	7654	7654	7654	7654	7654	7654	5149	4512	4512
R2	0,183	0,061	0,031	0,038	0,010	0,117	0,129	0,018	0,166
mit Kontrollen									
1993 X Treatmentg,	0,0240 (0,0349)	-0,0400 (0,0333)	0,0236 (0,0321)	0,0152 (0,0241)	-0,0050 (0,0212)	-2,265 (1,615)	0,446 (1,177)	-1,743* (1,015)	0,0875 (1,711)
1994 X Treatmentg,	0,0372 (0,0382)	-0,0507 (0,0323)	0,0162 (0,0357)	-0,0238 (0,0290)	-0,0071 (0,0236)	-1,091 (1,664)	0,0429 (1,207)	0,550 (1,011)	1,203 (1,598)
1995 X Treatmentg,	0,0368 (0,0427)	-0,0531 (0,0366)	-0,0097 (0,0387)	-0,0219 (0,0286)	0,0246 (0,0179)	-1,568 (1,793)	-0,593 (1,269)	-0,947 (1,187)	1,554 (1,620)
1996 X Treatmentg,	-0,0034 (0,0443)	-0,0088 (0,0377)	-0,0167 (0,0404)	-0,0167 (0,0317)	0,0338* (0,0174)	-2,894 (1,895)	-1,329 (1,404)		
1997 X Treatmentg,	0,0168 (0,0455)	-0,0320 (0,0399)	-0,0231 (0,0439)	0,0030 (0,0341)	0,0297 (0,0183)	-1,464 (1,999)	-0,606 (1,329)	-1,063 (1,107)	2,111 (1,606)
1998 X Treatmentg,	0,0079 (0,0454)	-0,0239 (0,0412)	-0,0137 (0,0419)	-0,0072 (0,0362)	0,0224 (0,0180)	-3,438* (1,889)	-1,965 (1,282)	-2,107 (1,380)	1,815 (1,759)
Anzahl der Beobachtungen	7008	7008	7008	7008	7008	7008	4704	4108	4108
R2	0,257	0,104	0,109	0,117	0,031	0,200	0,213	0,057	0,240

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse von jahresspezifischen Effekten, dem Interaktionsterm aus dem Jahresindikator und dem Treatmentgruppenindikator, als OLS-Schätzer mit Personengewichten. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Typischerweise werden mögliche Fehlspezifikationen von DiD-Modellen mithilfe von sog. Placebo-Tests untersucht. Dazu wird anstatt des echten Reformjahres ein fiktives Reformjahr angenommen, das außerhalb der untersuchten Periode liegt. Ein richtig spezifiziertes Modell sollte für die fiktive Reform keinen Effekt finden. Der Placebo-Test ist letztendlich nur eine Unterform der oben beschriebenen jahresspezifischen Effekte, wird aber der Vollständigkeit halber in Tabelle 10 dargestellt. Der Placebo-Test wird mit zwei fiktiven Reformjahren (1994 und 1998), dem echten Reformjahr (1996) und dem einfachen DiD-Modell, welches es zu überprüfen gilt, durchgeführt. Um vergleichbare Stichproben zu erhalten, beschränken sich die Schätzungen jeweils auf je zwei Perioden vor und nach der Reform. Für die beiden fiktiven Reformjahre gibt es deshalb keine Überschneidung mit 1995-1996, sodass tatsächlich kein Effekt gefunden werden sollte.

Insgesamt werden die Befunde der jahresspezifischen Schätzungen bestätigt. Wird für die sozio-ökonomischen Charakteristika kontrolliert, werden alle Schätzer in Tabelle 10 statistisch insignifikant. Besonders für die Teilzeittätigkeit wird deutlich, dass 1994 ein negativer Effekt gefunden wird, welcher sich im echten Reformjahr umkehrt. Dies deutet auf genau den gruppenspezifischen Trend hin, den wir bereits oben ausführlich beschrieben haben. Bei der Vollzeitbeschäftigung ist ebenfalls eine Umkehr des Vorzeichens zu beobachten, weshalb auch hier ein gruppenspezifischer Trend zu vermuten ist. Für die restlichen abhängigen Variablen werden vergleichbare Schlüsse wie bei der Analyse der jahresspezifischen Effekte gezogen.

Tabelle 10: Wirkung im Vergleich mit Placebo-Robustheitsanalysen

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Vollzeit	Teilzeit	nicht erwerbstätig	geringfügig beschäftigt	Arbeitszeit, inkl. nicht Erwerbstätige	Arbeitszeit, exkl. nicht Erwerbstätige	gewünschte Arbeitszeit	Differenz (8)-(7)
Einheit:	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche
Placebo '94	0,0178 (0,0298)	-0,0336 (0,0225)	0,00958 (0,0290)	0,00939 (0,0144)	0,0201 (1,250)	-0,385 (0,837)	0,341 (0,802)	0,433 (1,176)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	4091	4091	4091	4091	4091	2763	2763	2685
<i>R2</i>	0,175	0,058	0,032	0,006	0,102	0,112	0,009	0,137
Reform '96	-0,0273 (0,0313)	0,0265 (0,0236)	-0,0281 (0,0287)	0,0228* (0,0134)	-1,238 (1,276)	-1,565* (0,883)	-1,306 (1,028)	0,520 (1,542)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	4361	4361	4361	4361	4361	2234	2234	2945
<i>R2</i>	0,183	0,059	0,030	0,012	0,115	0,125	0,013	0,167
Placebo '98	0,0318 (0,0340)	-0,0184 (0,0293)	-0,00129 (0,0320)	-0,0178 (0,0124)	-0,259 (1,339)	-0,0745 (0,980)	0,188 (1,192)	1,405 (1,680)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	3563	3563	3563	3563	3563	1749	1749	2464
<i>R2</i>	0,191	0,064	0,027	0,015	0,131	0,142	0,027	0,195
mit Kontrollen								
Placebo '94	0,0215 (0,0287)	-0,0297 (0,0243)	-0,00858 (0,0264)	0,0128 (0,0167)	-0,0797 (1,124)	-0,584 (0,848)	0,556 (0,829)	1,123 (1,142)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	3791	3791	3791	3791	3791	2546	2546	2476
<i>R2</i>	0,239	0,112	0,115	0,038	0,187	0,211	0,055	0,225
Reform '96	-0,0294 (0,0288)	0,0294 (0,0250)	-0,0224 (0,0279)	0,0237 (0,0149)	-0,794 (1,170)	-0,623 (0,883)	-0,919 (0,921)	0,788 (1,119)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	4024	4024	4024	4024	4024	2052	2052	2713
<i>R2</i>	0,264	0,109	0,110	0,038	0,202	0,209	0,069	0,250
Placebo '98	-0,00315 (0,0308)	-0,00178 (0,0289)	0,00832 (0,0277)	-0,00953 (0,0134)	-1,521 (1,122)	-1,185 (0,882)	-1,210 (1,281)	-0,296 (1,471)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	3217	3217	3217	3217	3217	1562	1562	2228
<i>R2</i>	0,295	0,120	0,117	0,046	0,233	0,242	0,102	0,276

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Regressionsergebnisse zweier Placebo-Analysen für die Jahre 1994 und 1998 im Vergleich mit den Ergebnissen aus dem Reformjahr 1996. Angegeben sind die Ergebnisse von je einer Differenzen-in-Differenzen-Schätzung mit vier Beobachtungszeitpunkten. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Die bisherigen Erkenntnisse legen nahe, dass der Anstieg der Teilzeitarbeit durch die Kindergeldreform überwiegend durch eine Verringerung der Vollzeittätigkeit zustande kommt. Weiteren Aufschluss über die Hintergründe der Kindergeldwirkungen können Wanderungsbewegungen zwischen den Arbeitsmarktzuständen geben. Wir definieren dazu den Übergang von einer Beschäftigungssituation in eine andere, indem der Arbeitsmarktzustand von Individuen in der Vorperiode als Ausgangssituation angenommen wird und messen die Wahrscheinlichkeit einen anderen Zustand in der nächsten Periode anzunehmen. Um einen Übergang von Situation A in Situation B zu messen, wird die abhängige Variable als Dummy in Periode t gemessen, mit dem Wert 1, wenn Situation B zutrifft und 0, wenn sie nicht zutrifft und der Dummy wird nur gemessen, wenn Situation A in Periode t-1 zutrifft. Mathematisch, als bedingte Wahrscheinlichkeit ausgedrückt, untersuchen wir die abhängige Variable

$$E(B_t | A_{t-1}) = Y$$

im einfachen DiD-Modell. Wenn B eine Vollzeitbeschäftigung ist und A eine Teilzeitbeschäftigung, wird der Übergang von Teilzeit- in Vollzeitbeschäftigung untersucht. Nach demselben Prinzip wird die Persistenz eines Beschäftigungszustandes gemessen, wenn A und B denselben Arbeitsmarktzustand beschreiben.

Die Ergebnisse der Untersuchung von Beschäftigungsübergängen werden in Tabelle 11 dargestellt. Da die Stichprobe jeweils auf Beobachtungen beschränkt wird, die den Ausgangszustand in der Vorperiode innehaben, sinken die Beobachtungszahlen für die einzelnen Schätzungen massiv. Daher wird statistische Signifikanz in den allermeisten Fällen verfehlt und es sollten die Ergebnisse nur vorsichtig interpretiert werden. Insgesamt werden die vorigen Ergebnisse jedoch bestätigt. Sowohl die Persistenz der Vollzeit als auch die Zuflüsse aus den anderen Zuständen sind nach der Kindergeldreform rückläufig. Für die Teilzeittätigkeit gilt das Gegenteil, denn sowohl die Persistenz als auch die Zuläufe steigen. Die Übergänge zeigen auch, dass tatsächlich die Übergänge von der Vollzeitbeschäftigung in die Teilzeittätigkeit stärker zunehmen als die Übergänge von Nichtbeschäftigung in Teilzeitbeschäftigung. Außerdem sind die Abgänge aus der Teilzeit in Nichterwerbstätigkeit stark rückläufig. Die weiteren Effekte auf die Nichterwerbstätigkeit sind verhältnismäßig klein. Ergebnisse der Zu- und Abgänge in geringfügige Beschäftigung sollten nicht überinterpretiert werden, da nur sehr wenige Beobachtungen dazu vorliegen.

Tabelle 11: Beschäftigungsübergänge

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Periode t-1	Vollzeit	Andere	Teilzeit	Nichterw.	Teilzeit	Andere	Vollzeit	Nichterw.
Periode t	Vollzeit	Vollzeit	Vollzeit	Vollzeit	Teilzeit	Teilzeit	Teilzeit	Teilzeit
Einheit:	Prozentpunkte							
DiD	-0,0423	-0,0469	-0,0410	-0,0327	0,0419	0,0226	0,0310	0,0125
	(0,0333)	(0,0316)	(0,0363)	(0,0432)	(0,0759)	(0,0205)	(0,0249)	(0,0342)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	2112	3307	1461	1566	1461	3958	2112	1566
R^2	0,015	0,010	0,001	0,021	0,007	0,010	0,016	0,002
... mit Kontrollen	-0,0302	-0,0507*	-0,0305	-0,0535	0,0174	0,0227	0,0211	0,0200
	(0,0340)	(0,0294)	(0,0342)	(0,0361)	(0,0773)	(0,0222)	(0,0249)	(0,0360)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1939	3131	1394	1476	1394	3676	1939	1476
R^2	0,045	0,078	0,046	0,130	0,065	0,029	0,041	0,063
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
Periode t-1	Nichterw.	Andere	Teilzeit	Vollzeit	Geringf.	Andere	Teilzeit	Vollzeit
Periode t	Nichterw.	Nichterw.	Nichterw.	Nichterw.	Geringf.	Geringf.	Geringf.	Geringf.
Einheit:	Prozentpunkte							
DiD	-0,00666	-0,0267	-0,0814	0,00938	0,0159	0,0149	0,0795*	0,0001
	(0,0623)	(0,0198)	(0,0563)	(0,0216)	(0,148)	(0,0101)	(0,0470)	(0,00652)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1566	3853	1461	2112	250	5169	1461	2112
R^2	0,001	0,003	0,008	0,001	0,026	0,005	0,006	0,002
... mit Kontrollen	0,0154	-0,0247	-0,0712	0,00630	0,131	0,0167	0,0872*	0,0001
	(0,0496)	(0,0212)	(0,0580)	(0,0234)	(0,194)	(0,0111)	(0,0455)	(0,00808)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1476	3594	1394	1939	237	4833	1394	1939
R^2	0,118	0,031	0,083	0,046	0,216	0,020	0,045	0,024

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten für Beschäftigungsübergänge. Das Sample ist jeweils auf den Vorjahreszustand in der Beschäftigungsvariablen konditioniert. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Eine Wirkung der Kindergeldreform auf die Arbeitsmarktbeteiligung der Väter ist ebenfalls denkbar. Grundsätzlich unterscheiden sie sich in ihrem Optimierungskalkül nicht von Müttern und sind ebenfalls einem negativen Einkommenseffekt auf das Arbeitsangebot durch die Erhöhung des Kindergeldes ausgesetzt. Allerdings zeigen Väter in der Regel keine Reaktion in ihrer Arbeitszeit auf Veränderungen in den Rahmenbedingungen. Sie arbeiten fast ausschließlich Vollzeit und variieren die Beschäftigung vornehmlich über Konjunkturzyklen bei Schwankungen der Arbeitslosigkeit. Mit anderen Worten ist die Einkommenselastizität der Beschäftigung von Vätern nahe Null.

Wir untersuchen die Beschäftigungswirkung von Vätern dennoch im gleichen empirischen Modell wie die Mütter und können konstatieren, dass es tatsächlich keine Effekte auf das Arbeitsangebot der Väter gibt. In Tabelle 12 werden die Ergebnisse der Treatmenteffekte für die Arbeitsmarktvariablen der Väter dargestellt. Die verwertbaren Ergebnisse sind die Effekte in Tabellenteil A-I und A-II, die Ergebnisse des Modells mit Trend sind unbrauchbar, da sie durch nicht vorhandene Trends verzerrt werden, wie weiter unten ausgeführt. Im einfachen DiD-Modell sehen wir Punktschätzer für die Arbeitsmarktvariablen Vollzeitbeschäftigung, Teilzeitbeschäftigung, geringfügige Beschäftigung und Nichterwerbstätigkeit, die alle sehr nahe Null liegen. Teilweise dreht sich auch das Vorzeichen um, wenn die Kontrollvariablen aufgenommen werden. Die Standardfehler sind allesamt sehr groß, sodass p-Werte von 50 Prozent und mehr eine Ablehnung der Nullhypothese (die Reform hat keinen kausalen Effekt) unmöglich machen. Die Koeffizienten sind somit nicht von Null zu unterscheiden. Die freiwillige Nichterwerbstätigkeit zeigt einen relativ kleineren Standardfehler an, ist jedoch bei der sehr geringen Fallzahl unter Vätern von weniger als 3 Prozent nicht aussagekräftig. Auch die Arbeitszeitvariablen zeigen sehr große Standardfehler und sind statistisch nicht von Null zu unterscheiden. In der Spezifikation mit Kontrollvariablen wird ein positiver, aber insignifikanter Koeffizient angezeigt. Da jedoch die Arbeitsintensität einen negativen, insignifikanten Koeffizienten bekommt, sollten hier keine Schlüsse gezogen werden. Die gewünschte Arbeitszeit und die Differenz sind ebenfalls unberührt von der Kindergeldreform.

Tabelle 12: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Väter mit Partner / Basisanalyse

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Vollzeit	Teilzeit	nicht erwerbstätig	freiw. nicht erwerbstätig	geringfügig beschäftigt	Arbeitszeit, inkl. nicht Erwerbstätige	Arbeitszeit, exkl. nicht Erwerbstätige	gewünschte Arbeitszeit	Differenz (8)-(7)
Einheit:	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche
A-I									
DiD	-0,0105	0,0002	0,0040	-0,0141	0,0010	0,335	-0,381	-0,179	0,244
	(0,0269)	(0,0113)	(0,0220)	(0,0121)	(0,0078)	(1,390)	(0,724)	(0,669)	(0,952)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	7262	7262	7262	7654	7262	7654	6174	5403	5403
<i>R²</i>	0,016	0,007	0,005	0,001	0,003	0,014	0,009	0,011	0,005
A-II									
... mit Kontrollen	0,0015	0,0012	-0,0076	-0,0220	-0,0001	1,271	-0,128	-0,278	-0,377
	(0,0251)	(0,0111)	(0,0210)	(0,0134)	(0,0080)	(1,130)	(0,694)	(0,652)	(0,948)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	7008	7008	7008	7008	7008	7008	5967	5224	5224
<i>R²</i>	0,132	0,046	0,136	0,104	0,022	0,111	0,056	0,038	0,042
B-I									
DiD mit Trends	0,0790**	-0,0236*	-0,0506	-0,0159	-0,0011	5,594**	2,032**	-1,097	-5,024**
	(0,0335)	(0,0141)	(0,0263)	(0,0133)	(0,0143)	(2,179)	(0,992)	(1,585)	(2,079)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	7262	7262	7262	7654	7262	7654	6174	5403	5403
<i>R²</i>	0,017	0,009	0,006	0,001	0,004	0,015	0,011	0,015	0,008
B-II									
... mit Kontrollen	0,0685**	-0,0207	-0,0440*	-0,0223	0,0019	6,241***	1,798*	-1,090	-5,345***
	(0,0333)	(0,0147)	(0,0263)	(0,0152)	(0,0156)	(1,905)	(1,012)	(1,648)	(2,047)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	7008	7008	7008	7008	7008	7008	5967	5224	5224
<i>R²</i>	0,132	0,047	0,137	0,104	0,023	0,113	0,057	0,042	0,044

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter beider Partner in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel beider Partner, für den Migrationshintergrund beider Partner sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Die Ergebnisse im erweiterten DiD-Modell mit Trends für Väter zeigen teilweise sehr große Effekte an, die jedoch nicht interpretiert werden sollten, da die Annahme gruppenspezifischer Zeittrends nicht haltbar ist. Um die Trendannahme zu überprüfen, benötigen wir die jahresspezifischen Effekte aus Tabelle 13. Für die Vollzeitbeschäftigung sehen wir im unteren Tabellenteil mit Kontrollvariablen eine deutliche relative Zunahme für die Treatmentgruppe im Jahr 1993 gefolgt von zwei für Väter relativ schwachen Jahren. Ein linearer Trend nach unten ist dies nicht. Wird dennoch ein linearer gruppenspezifischer Trend angenommen, werden große negative Effekte für die Folgejahre vorhergesagt, obwohl nur Schwankungen um Null zu beobachten sind. Damit erklären sich die großen positiven Wirkungen auf die Vollzeittätigkeit im erweiterten DiD-Modell mit Trends in Tabelle 12, Abschnitt B-I und B-II. Der zweite Koeffizient, der eine Wirkung im erweiterten DiD-Modell mit Trend anzeigt, ist jener für die Erwerbslosigkeit. In Tabelle 13 für jahresspezifische Effekte ist wiederum zu sehen, dass eine lineare Trendannahme verzerrte Ergebnisse liefert. Spiegelbildlich zur Vollzeitbeschäftigung schwanken die Koeffizienten um Null. Ein linearer, gruppenspezifischer Trend liegt nicht vor, weshalb das Ergebnis abgelehnt werden muss. Das gleiche gilt für die Arbeitszeitvariablen, deren Koeffizienten um Null schwanken und keinen linearen, gruppenspezifischen Trend aufweisen. Daher sind auch die Ergebnisse zur Arbeitszeit, Arbeitsintensität und zur Differenz zwischen tatsächlicher und gewünschter Zeit als Nulleffekte zu interpretieren.

Tabelle 13: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Väter mit Partner / jahresspezifische Effekte

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Vollzeit	Teilzeit	nicht erwerbstätig	frei.w. nicht erwerbstätig	geringfügig beschäftigt	Arbeitszeit, inkl. nicht Erwerbstätige	Arbeitszeit, exkl. nicht Erwerbstätige	gewünschte Arbeitszeit	Differenz (8)-(7)
Einheit:	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche
1993 X Treatmentg,	0,0258 (0,0289)	0,0080 (0,0115)	-0,0227 (0,0208)	-0,0001 (0,0109)	0,0035 (0,0099)	-0,143 (1,751)	-0,731 (0,951)	-0,572 (0,604)	-1,013 (1,481)
1994 X Treatmentg,	-0,0408 (0,0334)	0,0217 (0,0157)	0,0307 (0,0268)	0,0121 (0,0149)	-0,0088 (0,0164)	-4,568** (2,056)	-1,825* (0,984)	-0,600 (0,736)	1,038 (1,447)
1995 X Treatmentg,	-0,0460 (0,0322)	0,0326* (0,0170)	0,0178 (0,0264)	-0,0107 (0,0112)	0,0019 (0,0103)	-4,239* (2,293)	-2,893*** (1,092)	0,540 (1,159)	3,739** (1,570)
1996 X Treatmentg,	0,0031 (0,0371)	0,0223 (0,0165)	-0,0095 (0,0323)	-0,0212* (0,0123)	-0,0043 (0,0131)	-1,367 (2,316)	-1,567 (1,139)		
1997 X Treatmentg,	-0,0104 (0,0420)	0,0093 (0,0240)	-0,0032 (0,0355)	-0,0127 (0,0181)	0,0026 (0,0095)	-0,974 (2,452)	-2,110* (1,192)	-0,655 (0,903)	0,839 (1,315)
1998 X Treatmentg,	-0,0663* (0,0394)	0,0183 (0,0198)	0,0391 (0,0332)	-0,0088 (0,0184)	0,0030 (0,0142)	-3,392 (2,427)	-1,717 (1,187)	-0,180 (0,957)	1,521 (1,390)
Anzahl der Beobachtungen	7654	7654	7654	7654	7654	7654	4512	4512	5149
R2	0,183	0,061	0,031	0,038	0,010	0,117	0,129	0,018	0,166
mit Kontrollen									
1993 X Treatmentg,	0,0274 (0,0268)	0,0058 (0,0120)	-0,0176 (0,0191)	0,0082 (0,0118)	-0,0006 (0,0093)	0,563 (1,577)	-0,621 (0,963)	-0,638 (0,618)	-0,978 (1,452)
1994 X Treatmentg,	-0,0283 (0,0329)	0,0212 (0,0157)	0,0215 (0,0262)	0,0135 (0,0183)	-0,0134 (0,0167)	-2,585 (1,709)	-1,639 (1,007)	-0,767 (0,804)	0,752 (1,512)
1995 X Treatmentg,	-0,0304 (0,0313)	0,0316* (0,0170)	0,0048 (0,0256)	-0,0086 (0,0127)	-0,0009 (0,0106)	-2,830 (1,806)	-2,674** (1,134)	0,546 (1,205)	3,892** (1,555)
1996 X Treatmentg,	0,0181 (0,0354)	0,0239 (0,0173)	-0,0236 (0,0318)	-0,0255* (0,0145)	-0,0065 (0,0128)	2,321 (1,974)	-1,359 (1,178)		
1997 X Treatmentg,	0,0015 (0,0385)	0,0098 (0,0231)	-0,0130 (0,0340)	-0,0164 (0,0219)	-0,0014 (0,0084)	-0,609 (1,861)	-2,042* (1,167)	-0,729 (0,893)	0,625 (1,301)
1998 X Treatmentg,	-0,0389 (0,0376)	0,0163 (0,0200)	0,0186 (0,0317)	-0,0149 (0,0217)	-0,0035 (0,0152)	-1,627 (1,820)	-0,904 (1,209)	-0,313 (0,987)	0,572 (1,427)
Anzahl der Beobachtungen	7008	7008	7008	7008	7008	7008	4108	4108	4704
R2	0,257	0,104	0,109	0,117	0,031	0,200	0,213	0,057	0,240

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse von jahresspezifischen Effekten, dem Interaktionsterm aus dem Jahresindikator und dem Treatmentgruppenindikator, als OLS-Schätzer mit Personengewichten. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter beider Partner in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel beider Partner, für den Migrationshintergrund beider Partner sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

1.2.2. Heterogenitätsanalysen

Um die Effekte der Kindergeldreform auf die Erwerbssituation von Müttern besser zu verstehen, schließen sich einige Heterogenitätsanalysen an. Diese umfassen die Heterogenität der Effekte über das Bildungsniveaus, die Familiengröße, den Familienstand und den Migrationshintergrund.

Von der Reform des Kindergeldes profitieren durch die Einführung des Optionsmodells einige Familien mehr als andere. Die zu erwartenden Effekte der Kindergeldreform 1996 sind dort am größten, wo die deutlichsten Veränderungen in den Kindergeldleistungen zu beobachten sind. Familien mit niedrigen Einkommen erfuhren eine größere Steigerung ihrer Kindergeldeinnahmen als Familien mit höheren Einkommen (vgl. Abbildung 1). Für einkommensschwache Familien ist also nicht nur der nominale Anstieg der Kindergeldleistungen am größten, in Relation zum Erwerbseinkommen ist für sie die Erhöhung noch viel bedeutender. Der Effekt auf deren Arbeitsangebot sollte daher auch am größten sein. Zu erwarten ist für diese Gruppe eine stärkere negative Reaktion – sowohl bei der Entscheidung für oder gegen Erwerbsarbeit als auch der Anzahl der gearbeiteten Stunden - auf die Reform, da der Einkommenseffekt die Freizeit relativ vergünstigt. Das heißt, durch das zusätzliche Kindergeldeinkommen kann sich ein Individuum mehr Freizeit leisten und weniger arbeiten ohne auf Einkommen zu verzichten. Eine Heterogenitätsanalyse für verschiedene Einkommensniveaus verbietet sich jedoch, da das Familieneinkommen endogen ist, d.h. es wird unmittelbar durch die Arbeitsmarktentscheidung beeinflusst, welche ja gerade untersucht werden soll.⁴⁷ Daher ist es notwendig auf exogene Variation zurückzugreifen, um Familien mit hohen und niedrigen Einkommen voneinander zu unterscheiden. In Tabelle 14 wird eine solche Unterscheidung anhand des Bildungsniveaus vorgenommen. Diese Bildungsvariablen sind als exogen zu verstehen, da sie zum Zeitpunkt der Reform weitgehend abgeschlossen sein sollten und nicht selbst durch sie beeinflusst werden. Wir nehmen daher

⁴⁷ Trotz der Endogenitätsprobleme einer Einteilung nach Einkommen werden im Anhang entsprechende Ergebnisse dargestellt. Dabei werden zwei Einteilungen in Einkommensquartile nach Nettohaushaltseinkommen vorgenommen. Erstens werden Einkommensquartile über das gesamte Regressionssample gebildet. Zweitens werden Einkommensquartile in 1996, also nach der Reform bestimmt, und in die anderen Jahre fortgeschrieben, wodurch das Sample deutlich verändert wird, da nur Personen mit Beobachtungen im Jahr 1996 in der Schätzung verbleiben. In beiden Fällen ist die Einteilung in Einkommensquartile endogen, da sie von der Arbeitsmarktentscheidung beeinflusst wird. Außerdem verkleinert sich durch die Aufteilung die Anzahl der Beobachtungen. Die Ergebnisse sollten daher nicht im Sinne eines kausalen Effektes interpretiert werden.

an, dass Paare mit mindestens einer höheren Qualifikation potentiell höhere Einkommen erreichen können und daher weniger von der Kindergeldreform 1996 profitierten. In das DiD-Modell aus der Basisspezifikation wird deshalb ein Interaktionsterm aufgenommen, durch den die Bildungsheterogenität der Effekte abgebildet wird. Eine zusätzliche Dummy-Variable (hohe Bildung) ist ein Indikator dafür, dass mindestens einer der Partner mindestens Stufe 4 der ISCED-Skala erreicht, d.h. mindestens Fachhochschulreife oder Abitur und eine weitere Berufsausbildung oder einen Hochschulabschluss hat.

Die Ergebnisse in Tabelle 14, hier nur noch in der präferierten Spezifikation mit Kontrollvariablen, sind so zu verstehen, dass der allgemeine DiD-Effekt jener ist, den alle erfahren, die keine hohe Bildung haben. Der Interaktionsterm zwischen DiD-Effekt und hoher Bildung ist der zusätzliche Effekt der Reform zum Basis DiD-Effekt, den Paare mit hoher Bildung erfahren. Um marginale Effekte für die Hochqualifizierten zu errechnen, müssen daher der Koeffizient des DiD-Effektes und jener der Interaktion addiert werden. Die Effekte im einfachen DiD-Modell sind auch in dieser Spezifikation sehr klein. Aus bereits erörterten Gründen ist das Modell mit gruppenspezifischen Trends (Tabelle 14, B) jedoch das verlässlichere (vgl. Abschnitt IV.5 dieses Abschnittes). Wir sehen die Effekte auf die Voll- und Teilzeiterwerbstätigkeit der obigen Analysen für die Niedrigqualifizierten bestätigt. Während die Vollzeittätigkeit abnimmt, steigt die Teilzeittätigkeit. Die Effekte sind dabei mit 7 Prozentpunkten Rückgang der Vollzeittätigkeit und 10 Prozentpunkten Anstieg der Teilzeit deutlich stärker als in den Basisanalysen (vgl. Tabelle 8). Die höher Qualifizierten zeigen vergleichsweise schwächere Effekte. Sowohl der Rückgang der Vollzeitbeschäftigung als auch der Zuwachs der Teilzeit sind für diese Gruppe wesentlich weniger ausgeprägt. Deshalb wurden in den Basisanalysen mit gemischten Bildungsgruppen moderatere Effekte gefunden. Genau dieses Muster der Heterogenität war zu erwarten, da untere Einkommensgruppen mehr von der Reform profitierten. Wir sehen daher die Wirkung der Kindergeldreform auf das Arbeitsangebot bekräftigt. Die Variablen der Nichterwerbstätigkeit und geringfügigen Beschäftigung sind wegen der geringen Fallzahl weiterhin sehr ungenau geschätzt und die Trennung der Effekte für hohe und niedrige Bildungsniveaus erschwert die statistische Auswertung weiter. Die Effekte hier sind vergleichbar mit den kleinen Effekten in der Basisanalyse. Der negative, statistisch insignifikante Effekt auf die Arbeitszeit wächst auf 0,4 Stunden pro Woche für die Niedrigverdiener an, da höher Qualifizierte nur eine sehr schwache Reaktion in der Arbeitszeit zeigen. Auch die Effekte auf die gewünschte Arbeitszeit sind unterschiedlich für die beiden Gruppen, aber statistisch nicht signifikant. Während

Geringqualifizierte eine deutliche Verringerung wünschen, wird der Effekt für höher Qualifizierte sogar positiv. Allerdings sind diese Schätzer angesichts der sehr großen Standardfehler nicht verwertbar.

Tabelle 14: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner / Bildungsheterogenität

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Vollzeit	Teilzeit	nicht erwerbstätig	freiw,nicht erwerbstätig	geringfügig beschäftigt	Arbeitszeit, inkl. nicht Erwerbstätige	Arbeitszeit, exkl. nicht Erwerbstätige	gewünschte Arbeitszeit	Differenz (8)-(7)
Einheit:	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche
A									
DiD mit Kontrollen									
DiD	-0,00363 (0,0422)	0,00357 (0,0301)	-0,0253 (0,0420)	0,0157 (0,0322)	0,0228* (0,0129)	-0,595 (1,786)	-0,743 (1,179)	-1,644 (1,410)	-0,253 (1,717)
DiD X hohe Bildung	-0,0322 (0,0603)	0,0325 (0,0500)	0,000630 (0,0546)	-0,0263 (0,0456)	-0,00172 (0,0240)	-1,109 (2,423)	-0,982 (1,698)	1,116 (1,826)	2,427 (2,155)
Anzahl der Beobachtungen	7008	7008	7008	7008	7008	7008	4108	4108	4704
R ²	0,259	0,104	0,109	0,119	0,032	0,202	0,211	0,057	0,244
B									
DiD mit Trends u. Kontr.									
DiD	-0,0684 (0,0521)	0,0986** (0,0408)	-0,0360 (0,0512)	0,00261 (0,0423)	-0,00940 (0,0194)	-0,420 (2,065)	-0,259 (1,670)	-1,636 (2,145)	-1,483 (2,880)
DiD X hohe Bildung	0,0248 (0,0732)	-0,0809 (0,0626)	0,0533 (0,0715)	0,0486 (0,0575)	0,0443 (0,0400)	0,229 (2,961)	0,363 (2,360)	2,635 (3,021)	1,806 (4,032)
Anzahl der Beobachtungen	7008	7008	7008	7008	7008	7008	4108	4108	4704
R ²	0,259	0,104	0,109	0,120	0,033	0,202	0,212	0,061	0,244

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten. Die gruppenspezifischen Trends werden im erweiterten DiD-Modell entsprechend mit der zusätzlichen Variable hohe Bildung interagiert. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Bisher wurden in den Analysen alle Anspruchsberechtigten untersucht, unabhängig von der Familiengröße. Angesichts der moderaten Effekte vermuten wir eine gewisse Heterogenität über die Familiengröße. Für die folgende Heterogenitätsanalyse schließen wir daher Familien mit nur einem Kind aus. Da die Zwei-Kind-Familie weiterhin eine Art Durchschnittsfamilie darstellt, könnten Familien mit einem Kind ihre Familienplanung noch gar nicht abgeschlossen haben. Wenn ein weiteres Kind geplant ist, hat dies potentiell große Auswirkungen auf die Erwerbstätigkeit und könnte einen Einfluss des Kindergelds mindern oder gar verhindern. Des Weiteren ist auch der monetäre Effekt der Reform für die meisten Einkommensgruppen größer, wenn mehr Kinder vorhanden sind. Die Erhöhung des Kindergeldes für Ein-Kind-Familien könnte schlicht zu klein sein, um messbare Effekte auf das Arbeitsangebot zu finden. Von 5.473 Personen-Jahr-Beobachtungen in der Treatmentgruppe gehören 1.262 zu Ein-Kind-Familien, 2.548 zu Zwei-Kind-Familien und 1.663 zu größeren Familien.

Die Basisergebnisse stellen wir in Tabelle 15 für Familien mit mindestens zwei Kindern dar. Die Effekte des Kindergeldes auf das Arbeitsangebot der Mütter sind tendenziell vergleichbar mit denen in der Basisspezifikation. Allerdings stellen sich die Wirkungen, insbesondere für das favorisierte Modell mit gruppenspezifischen Trends und Kontrollvariablen, deutlicher dar. Der Rückgang der Vollzeittätigkeit von 6,7 Prozentpunkten ist nun auch statistisch signifikant am 10-Prozent-Niveau. Der Anstieg der Teilzeittätigkeit ist mit 7,9 Prozentpunkten ebenfalls größer als in der Basisspezifikation. Die Nichterwerbstätigkeit reagiert kaum, und ist angesichts des großen Standardfehlers als Nulleffekt zu werten. Ein Anstieg der freiwilligen Nichterwerbstätigkeit ist hier ebenfalls deutlicher zu sehen und nur knapp nicht statistisch signifikant. Auf die geringfügige Beschäftigung finden wir keinen Effekt. Der Rückgang der Arbeitszeit um 0,7 Stunden pro Woche und der Rückgang der Intensität um 0,6 Stunden sind ebenfalls größer als in der obigen Stichprobe. Die gewünschte Arbeitszeit geht vergleichbar zurück, sodass sich kein Effekt auf die Differenz zwischen gewünschter und tatsächlicher Arbeitszeit ergibt.

Tabelle 15: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner und mindestens zwei Kindern

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Vollzeit	Teilzeit	nicht erwerbstätig	frei,w,nicht erwerbstätig	geringfügig beschäftigt	Arbeitszeit, inkl. nicht Erwerbstätige	Arbeitszeit, exkl. nicht Erwerbstätige	gewünschte Arbeitszeit	Differenz (8)-(7)
Einheit:	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche
A-I									
DiD	-0,0233	0,0285	-0,0301	0,00274	0,0189	-1,390	-2,372**	-1,565*	1,517
	(0,0322)	(0,0264)	(0,0305)	(0,0250)	(0,0125)	(1,291)	(0,933)	(0,914)	(1,115)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	6447	6447	6447	6447	6447	6447	4307	3786	3786
<i>R²</i>	0,219	0,064	0,042	0,050	0,015	0,149	0,203	0,143	0,022
A-II									
... mit Kontrollen	-0,0304	0,0332	-0,0295	0,000260	0,0245*	-1,736	-1,769**	-1,575*	1,484
	(0,0304)	(0,0264)	(0,0282)	(0,0241)	(0,0136)	(1,210)	(0,877)	(0,882)	(1,029)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	5893	5893	5893	5893	5893	5893	3922	3433	3433
<i>R²</i>	0,301	0,115	0,131	0,144	0,039	0,235	0,279	0,219	0,064
B-I									
DiD mit Trends	-0,0649*	0,0758**	-0,0215	0,0488*	0,00806	-1,582	-1,602	-0,473	1,172
	(0,0373)	(0,0326)	(0,0368)	(0,0296)	(0,0205)	(1,538)	(1,230)	(1,620)	(2,412)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	6447	6447	6447	6447	6447	6447	4307	3786	3786
<i>R²</i>	0,219	0,065	0,042	0,051	0,015	0,149	0,203	0,144	0,024
B-II									
... mit Kontrollen	-0,0665*	0,0792**	-0,0106	0,0390	0,00620	-0,707	-0,566	-0,642	-0,140
	(0,0362)	(0,0353)	(0,0380)	(0,0286)	(0,0228)	(1,435)	(1,212)	(1,633)	(2,115)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	5893	5893	5893	5893	5893	5893	3922	3433	3433
<i>R²</i>	0,301	0,116	0,132	0,145	0,040	0,235	0,280	0,220	0,067

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Besonderes Augenmerk gilt den Alleinerziehenden, welche besonders von familienpolitischen Maßnahmen profitieren können und häufiger auf Unterstützung angewiesen sind. In Tabelle 16 berichten wir Ergebnisse der Kindergeldwirkungen auf die Erwerbstätigkeit von alleinerziehenden Müttern. Wieder wird ein positiver Effekt von etwa 10 Prozentpunkten auf die Teilzeittätigkeit angezeigt, der in allen Spezifikationen auch statistisch signifikant ist. Gruppenspezifische Trends scheinen hier keinen Einfluss auf die Schätzung zu haben, was auch ein Blick auf die jahresspezifischen Effekte in Tabelle 17 bestätigt. Aus welchen Kanälen sich diese Erhöhung speist, ist hier jedoch weniger klar nachzuvollziehen. Die Vollzeittätigkeit wird mit und ohne Trends sehr ungenau geschätzt. Auch die jahresspezifischen Effekte legen nahe, dass der Effekt von 0 nicht zu unterscheiden ist. Gleiches gilt für beide Kategorien der Nichterwerbstätigkeit. Unbrauchbar ist das Ergebnis zur geringfügigen Beschäftigung, da lediglich 22 Fälle von geringfügiger Beschäftigung von alleinerziehenden Müttern in sieben Jahren beobachtet werden können, weshalb keine Schätzer berichtet werden. Die jahresspezifischen Effekte legen insgesamt nahe, insbesondere für die Arbeitszeitvariablen mit großem Messfehler, dass gruppenspezifische lineare Trends keine sinnvolle Beschreibung darstellen, weshalb wir uns für die kleine Gruppe der Alleinerziehenden vornehmlich auf die weniger datenintensiven einfachen DiD-Modelle stützen. Auf die durchschnittliche Arbeitszeit aller alleinerziehenden Mütter aus Tabelle 16 A-II hat die Kindergeldreform keinen signifikanten Einfluss. Sie scheint tendenziell durch die Kindergeldreform leicht zu steigen, der Koeffizient zeigt eine Erhöhung um 1,8 Stunden pro Woche an. Durch die stark schwankenden Ergebnisse bewirkt ein gruppenspezifischer linearer Trend in Tabelle 16 B-II einen signifikanten Schätzer, den wir nach Analyse der jahresspezifischen Effekte jedoch nicht als Wirkung der Reform interpretieren können. Auf die Arbeitszeitintensität der Beschäftigten hat die Kindergeldreform ebenfalls keinen signifikanten Einfluss, der Koeffizient zeigt eher eine Verringerung an. Die entgegengesetzten Wirkungsrichtungen bei der Arbeitszeit unterstützen insofern die Ergebnisse der Erwerbzustandsvariablen, dass unter Alleinerziehenden mehr Beschäftigung entstand, aber nur in der unterdurchschnittlich arbeitszeitintensiven Teilzeit. Die Wirkung auf die gewünschte Arbeitszeit in Tabelle 16 A-I ist nicht statistisch signifikant. In der Spezifikation mit gruppenspezifischen Trends ist ein signifikanter Anstieg messbar. Da in dieser Variable allerdings die Werte im Jahr 1996 fehlen, es sich um eine Variable mit potentiell großem Messfehler handelt und lineare Trends datenintensiv sind, sollte dieses Ergebnis nicht überbewertet werden.

Da die Teilzeittätigkeit signifikant steigt und in der Tendenz auch die durchschnittliche Zahl der Arbeitsstunden, wenn auch insignifikant, scheint der Effekt der Kindergeldreform auf die Erwerbstätigkeit für Alleinerziehende im Gegensatz zu Paaren mit zwei Verdienern positiv zu sein. Zum einen kann für Alleinerziehende mit Transferbezug am unteren Ende der Einkommensverteilung die Aussicht auf den Bezug des höheren Kindergeldes bei ausreichendem eigenen Verdienst einen positiven Arbeitsanreiz bewirken. Zum anderen könnte die höhere Kindergeldleistung eine gewünschte Verringerung des Beschäftigungsumfangs erleichtern, da der Einkommensverlust zumindest teilweise kompensiert würde.

Tabelle 16: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Alleinerziehende Mütter / Basisanalyse

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Vollzeit	Teilzeit	nicht erwerbstätig	freiw,nicht erwerbstätig	geringfügig beschäftigt	Arbeitszeit, inkl. nicht Erwerbstätige	Arbeitszeit, exkl. nicht Erwerbstätige	gewünschte Arbeitszeit	Differenz (8)-(7)
Einheit:	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche
A-I									
DiD	-0,0296	0,100**	-0,0196	-0,0342		2,559	-1,650	0,670	-0,376
	(0,0544)	(0,0438)	(0,0448)	(0,0333)		(2,034)	(1,444)	(1,145)	(2,034)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	2422	2422	2422	2422		2422	1821	1578	1578
<i>R²</i>	0,094	0,099	0,010	0,014		0,043	0,103	0,065	0,007
A-II									
... mit Kontrollen	-0,0431	0,101**	-0,0125	-0,0318		1,840	-1,797	0,736	-0,0588
	(0,0544)	(0,0428)	(0,0427)	(0,0308)		(1,981)	(1,411)	(1,126)	(2,017)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	2370	2370	2370	2370		2370	1787	1545	1545
<i>R²</i>	0,132	0,135	0,094	0,156		0,110	0,136	0,106	0,028
B-I									
DiD mit Trends	0,0143	0,103*	0,0174	0,0146		4,252	0,500	6,720**	0,918
	(0,0668)	(0,0573)	(0,0610)	(0,0483)		(2,702)	(2,563)	(3,051)	(4,799)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	2422	2422	2422	2422		2422	1821	1578	1578
<i>R²</i>	0,096	0,099	0,011	0,015		0,046	0,105	0,073	0,007
B-II									
... mit Kontrollen	0,0115	0,104*	0,0174	0,0139		4,432*	1,023	7,566**	1,667
	(0,0654)	(0,0562)	(0,0601)	(0,0461)		(2,672)	(2,447)	(3,061)	(4,815)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	2370	2370	2370	2370		2370	1787	1545	1545
<i>R²</i>	0,134	0,135	0,096	0,157		0,113	0,139	0,115	0,029

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Tabelle 17: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Alleinerziehende Mütter / jahresspezifische Effekte

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Vollzeit	Teilzeit	nicht erwerbstätig	freiw. nicht erwerbstätig	geringfügig beschäftigt	Arbeitszeit	Arbeitszeit, Intensität	gewünschte Arbeitszeit	Differenz (8)-(7)
Einheit:	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte		Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche
1993 X Treatmentg,	-0,0364 (0,0578)	0,0438 (0,0515)	-0,0987** (0,0483)	0,00484 (0,0329)		4,381* (2,382)	-0,0767 (1,926)	0,971 (1,659)	0,133 (3,195)
1994 X Treatmentg,	-0,0748 (0,0774)	0,0201 (0,0649)	-0,00380 (0,0800)	0,0141 (0,0620)		-2,226 (3,324)	-1,632 (2,065)	-3,173* (1,827)	-1,365 (2,914)
1995 X Treatmentg,	-0,0693 (0,0774)	0,0201 (0,0649)	-0,00380 (0,0800)	0,0141 (0,0620)		-2,226 (3,324)	-1,632 (2,065)	-3,173* (1,827)	-1,365 (2,914)
1996 X Treatmentg,	-0,0952 (0,0857)	0,0970 (0,0699)	-0,0434 (0,0747)	-0,0373 (0,0565)		2,503 (3,124)	-3,039 (2,017)		
1997 X Treatmentg,	-0,0591 (0,0895)	0,158** (0,0729)	-0,117 (0,0802)	-0,0401 (0,0623)		4,632 (3,419)	-2,861 (2,119)	-0,578 (1,672)	-1,279 (3,031)
1998 X Treatmentg,	-0,0743 (0,0833)	0,0975 (0,0708)	-0,0415 (0,0720)	-0,0538 (0,0554)		2,095 (3,096)	-2,605 (2,121)	-1,179 (1,839)	-0,545 (3,015)
Anzahl der Beobachtungen	2422	2422	2422	2422		2422	1821	1578	1578
R2	0,096	0,101	0,014	0,017		0,049	0,108	0,076	0,009
mit Kontrollen									
1993 X Treatmentg,	-0,0777 (0,0606)	0,0388 (0,0512)	-0,0508 (0,0484)	0,0213 (0,0315)		2,351 (2,516)	-0,777 (1,807)	0,557 (1,682)	0,0215 (3,221)
1994 X Treatmentg,	-0,0936 (0,0802)	0,0141 (0,0641)	0,0216 (0,0805)	0,0326 (0,0591)		-3,471 (3,439)	-2,324 (2,058)	-3,723** (1,796)	-1,465 (2,968)
1995 X Treatmentg,	-0,0872 (0,0843)	-0,00396 (0,0644)	-0,0626 (0,0691)	-0,0476 (0,0442)		-1,136 (2,992)	-3,592 (2,613)	-4,719** (2,325)	-1,415 (3,562)
1996 X Treatmentg,	-0,123 (0,0863)	0,0930 (0,0689)	-0,0150 (0,0712)	-0,0247 (0,0533)		1,003 (3,047)	-3,673* (2,024)		
1997 X Treatmentg,	-0,0966 (0,0916)	0,142** (0,0721)	-0,0724 (0,0777)	-0,0176 (0,0582)		2,376 (3,419)	-3,336 (2,131)	-0,959 (1,581)	-1,207 (3,034)
1998 X Treatmentg,	-0,109 (0,0858)	0,102 (0,0705)	-0,0187 (0,0720)	-0,0464 (0,0531)		0,109 (3,173)	-3,600* (2,137)	-1,500 (1,819)	-0,252 (3,032)
Anzahl der Beobachtungen	2370	2370	2370	2370		2370	1787	1545	1545
R2	0,134	0,137	0,098	0,159		0,115	0,142	0,117	0,031

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse von jahresspezifischen Effekten, dem Interaktionsterm aus dem Jahresindikator und dem Treatmentgruppenindikator, als OLS-Schätzer mit Personengewichten. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Ebenfalls kann Heterogenität in den Effekten über den Migrationshintergrund vermutet werden. Es ist denkbar, dass Mütter mit Migrationshintergrund aus kulturellen und arbeitsmarktbedingten Gründen anders auf die Erhöhung des Kindergeldes reagieren, da die Elastizität des Arbeitsangebotes von den Nicht-Migranten verschieden ist. Wenn das Verhältnis von Eltern zum Arbeitsmarkt durch den kulturellen Hintergrund beeinflusst wird, können auch die Effekte durch die Erhöhung des Kindergeldes verändert werden.

In der Tat sehen wir, dass die berechneten Effekte allein von der Bevölkerungsgruppe ohne Migrationshintergrund getrieben werden, während Mütter mit Migrationshintergrund praktisch keine Reaktion zeigen. In Tabelle 18 sind die Ergebnisse der Erwerbstätigkeitswirkungen aus dem einfachen und erweiterten DiD-Modell für Mütter ohne Migrationshintergrund dargestellt. Wir sehen das bekannte Muster der Beeinflussung der Arbeitsmarktpartizipation durch die Kindergelderhöhung und die Einführung des Optionsmodells. Die Quoten der Vollzeit- und Teilzeittätigkeit folgen gruppenspezifischen Trends über die Zeit, was die hier nicht berichteten jahresspezifischen Effekte bestätigen. Deshalb muss das erweiterte DiD-Modell, welches für genau diese Trends kontrolliert, herangezogen werden. Die Vollzeiterwerbstätigkeit von Müttern sinkt im Zuge der Reform um 8 Prozentpunkte. Der Schätzer ist sowohl mit als auch ohne Kontrollvariablen statistisch signifikant. Damit ist die geschätzte Wirkung größer als in den Basisergebnissen und noch dazu genauer geschätzt. Auch der positive Effekt auf die Teilzeiterwerbstätigkeit ist größer als in der Basisschätzung und bewegt sich zwischen 8 und 10 Prozentpunkten. Die Schätzer sind sowohl mit als auch ohne Kontrollvariablen statistisch signifikant. Der Einkommenseffekt des Kindergeldes bewirkt eine Verringerung des Arbeitsangebotes, was sich in einer Verschiebung von der Vollzeit- zur Teilzeitbeschäftigung bemerkbar macht. Die Effekte gleichen sich fast genau aus und sprechen deutlich für die Interpretation als Verringerung der Arbeitszeit. Änderungen der Arbeitsmarktzustände für Nichterwerbstätigkeit und geringfügige Beschäftigung bewegen sich im Bereich bis maximal zwei Prozentpunkte und sind im erweiterten DiD-Modell nicht statistisch signifikant. Die Reaktion der Arbeitszeit ist ebenfalls negativ, erreicht jedoch keine statistische Signifikanz in Modellen mit Kontrollvariablen. Tendenziell sinkt jedoch die durchschnittliche Arbeitszeit aller Mütter durch die Reform, genau wie die Arbeitszeit der Beschäftigten. Mit Werten zwischen 0,3 und zwei Stunden sind die Effekte etwas stärker als in der Basisspezifikation (vgl. Tabelle 8). Die gewünschte Arbeitszeit geht noch stärker zurück, allerdings nicht statistisch signifikant, und

lässt vermuten, dass die Anpassung der Arbeitszeit nicht so flexibel möglich ist, wie es bei Einkommensänderungen gewünscht wird.

Tabelle 18: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner ohne Migrationshintergrund

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Vollzeit	Teilzeit	nicht erwerbstätig	frei,w,nicht erwerbstätig	geringfügig beschäftigt	Arbeitszeit, inkl. nicht Erwerbstätige	Arbeitszeit, exkl. nicht Erwerbstätige	gewünschte Arbeitszeit	Differenz (8)-(7)
Einheit:	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche
A-I									
DiD	-0,0315	0,00914	-0,00351	0,00785	0,0179	-1,769	-1,756*	-1,415	0,566
	(0,0323)	(0,0270)	(0,0305)	(0,0257)	(0,0123)	(1,321)	(0,949)	(0,917)	(1,163)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	5320	5320	5320	5320	5320	5320	3328	3328	3823
<i>R²</i>	0,227	0,067	0,040	0,044	0,013	0,142	0,151	0,013	0,184
A-II									
... mit Kontrollen	-0,0368	0,0281	-0,0169	0,00544	0,0223*	-1,659	-1,470	-1,811**	0,396
	(0,0319)	(0,0275)	(0,0298)	(0,0249)	(0,0132)	(1,261)	(0,914)	(0,907)	(1,050)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	4888	4888	4888	4888	4888	4888	3038	3038	3499
<i>R²</i>	0,292	0,095	0,110	0,114	0,032	0,228	0,214	0,060	0,250
B-I									
DiD mit Trends	-0,0840**	0,0800**	-0,0143	0,0232	0,0101	-1,943	-2,038	-1,334	-0,632
	(0,0404)	(0,0333)	(0,0378)	(0,0313)	(0,0190)	(1,690)	(1,308)	(1,673)	(2,549)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	5320	5320	5320	5320	5320	5320	3328	3328	3823
<i>R²</i>	0,228	0,069	0,040	0,045	0,013	0,142	0,152	0,015	0,184
B-II									
... mit Kontrollen	-0,0804**	0,103***	-0,0181	0,00718	0,000674	-0,309	-0,807	-1,886	-2,358
	(0,0393)	(0,0350)	(0,0386)	(0,0315)	(0,0202)	(1,558)	(1,285)	(1,690)	(2,192)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	4888	4888	4888	4888	4888	4888	3038	3038	3499
<i>R²</i>	0,292	0,097	0,111	0,114	0,033	0,229	0,214	0,063	0,250

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

In Tabelle 19 sind die entsprechenden Ergebnisse für Mütter mit Migrationshintergrund dargestellt. Die Aufnahme von Kontrollvariablen in die Schätzungen für Migranten ändert die Ergebnisse teilweise deutlich, weshalb wir davon ausgehen müssen, dass große Veränderungen in den Gruppenzusammensetzungen stattfinden. Die Schätzungen ohne Kontrollvariablen sind deshalb nicht zu verwenden. Die Koeffizienten für die Wirkungen auf die Vollzeitwerbstätigkeit sind positiv, auf die Teilzeiterwerbstätigkeit negativ. Sämtliche Koeffizienten werden jedoch mit großen Standardfehlern geschätzt und sind weit von statistischer Signifikanz entfernt. Die jahresspezifischen Schätzer, die hier nicht gesondert berichtet werden, zeigen stark schwankende Effekte über die Jahre an, sodass gruppenspezifische Trends nicht sinnvoll sind. Die Ergebnisse für die Voll- und Teilzeiterwerbstätigkeit lassen sich letztlich nicht von Null unterscheiden. Gleiches gilt für die Nichterwerbstätigkeitsmaße, wenn Kontrollvariablen verwendet werden. Die Ergebnisse zur geringfügigen Beschäftigung sind wegen nur 7 Beobachtungen in der Kontrollgruppe und 58 Beobachtungen in der Treatmentgruppe über 7 Jahre nicht verwertbar und werden daher auch nicht angezeigt. Die Ergebnisse zur Arbeitszeit insgesamt sind ebenfalls nicht konsistent. Für beide Maße werden sowohl negative als auch positive insignifikante Koeffizienten geschätzt, wobei alle Werte wegen sehr großer Standardfehler nicht von Null unterschieden werden können. Die Ergebnisse zur gewünschten Arbeitszeit schließen wir wegen der stark verringerten Anzahl an Beobachtungen aus der Analyse aus. Insgesamt können für Mütter mit Migrationshintergrund keine Reaktionen in Arbeitsmarktvariablen auf die Kindergeldreform ausgemacht werden. Im Gegensatz zu Müttern ohne Migrationshintergrund wird die Voll- und Teilzeiterwerbstätigkeit nicht von der Reform beeinflusst. Offenbar ist die Einkommenselastizität der Arbeitsmarktentscheidung von Müttern mit Migrationshintergrund geringer als in der übrigen Bevölkerung.

Tabelle 19: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner und Migrationshintergrund

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Vollzeit	Teilzeit	nicht erwerbstätig	frei,w,nicht erwerbstätig	geringfügig beschäftigt	Arbeitszeit, inkl. nicht Erwerbstätige	Arbeitszeit, exkl. nicht Erwerbstätige	gewünschte Arbeitszeit	Differenz (8)-(7)
Einheit:	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche
A-I									
DiD	0,164	-0,0372	-0,164*	0,00678		3,631	-0,680	2,047	5,554**
	(0,105)	(0,0593)	(0,0956)	(0,0671)		(4,095)	(2,747)	(2,770)	(2,257)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	2334	2334	2334	2334		2334	1184	1184	1326
<i>R²</i>	0,051	0,044	0,006	0,009		0,031	0,061	0,028	0,088
A-II									
... mit Kontrollen	0,0108	-0,00472	-0,0751	-0,00892		-0,984	-2,532	1,440	6,641**
	(0,0733)	(0,0702)	(0,0653)	(0,0521)		(2,990)	(2,109)	(2,191)	(2,641)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	2120	2120	2120	2120		2120	1070	1070	1205
<i>R²</i>	0,221	0,234	0,202	0,233		0,191	0,305	0,106	0,341
B-I									
DiD mit Trends	0,112	-0,0422	-0,113	0,0689		2,301	0,531	3,342	6,395
	(0,0978)	(0,0599)	(0,0909)	(0,0818)		(3,904)	(2,556)	(2,966)	(4,050)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	2334	2334	2334	2334		2334	1184	1184	1326
<i>R²</i>	0,053	0,045	0,007	0,011		0,031	0,072	0,030	0,093
B-II									
... mit Kontrollen	0,0781	-0,0769	-0,0950	0,0586		0,592	-0,649	3,821	8,808**
	(0,0835)	(0,0904)	(0,0947)	(0,0652)		(3,362)	(2,272)	(3,158)	(4,306)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	2120	2120	2120	2120		2120	1070	1070	1205
<i>R²</i>	0,221	0,234	0,203	0,234		0,191	0,308	0,109	0,344

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

1.3. Zusammenfassung und Diskussion

Durch die Kindergeldreform 1996 wurde das Kindergeld massiv erhöht und ein Freibetrag war nur noch für Hocheinkommensbezieher relevant. Der Entscheidungsspielraum von Familien wurde durch die Erhöhung der Leistungen erweitert. Die erhöhte Wahlfreiheit schlägt sich am Arbeitsmarkt in eine Verringerung der Erwerbstätigkeit von Müttern nieder. Da bis 1995 ein Freibetrag unabhängig von der Einkommenshöhe zur Verringerung der Steuerlast herangezogen werden konnte, ergibt sich für die empirische Untersuchung ein interessantes Gefälle der Profiteure der Reform. Während Hocheinkommensbezieher nur von höheren Freibeträgen leicht profitieren können, bedeutet die Erhöhung des Kindergeldes für Geringverdiener merkliche Einkommenszuwächse und damit starke negative Einkommenseffekte auf das Arbeitsangebot.

Unsere Ergebnisse legen nahe, dass sich die negativen Beschäftigungswirkungen der Kindergelderhöhung in erster Linie bei der Intensität der Arbeit der Mütter bemerkbar machen. Mütter mit Partnern verringern die Vollzeittätigkeit zugunsten der Teilzeittätigkeit, während die Erwerbsquoten weitgehend stabil bleiben. Der Anstieg der Teilzeittätigkeit ist statistisch signifikant und robust über viele Heterogenitätsanalysen. Obwohl der Rückgang der Vollzeittätigkeit nicht in allen Spezifikationen statistisch signifikant ist, deuten die Teilergebnisse der verschiedenen Heterogenitätsanalysen und die Größe der durchschnittlichen Effekte deutlich darauf hin, dass der Anstieg der Teilzeittätigkeit in erster Linie aus dem Rückgang der Vollzeittätigkeit resultiert. Das Muster einer Verringerung der Vollzeit und Erhöhung der Teilzeit ist besonders in Haushalten mit niedrigem Einkommenspotential ausgeprägt, genau bei jenen, die besonders von der Reform profitierten und bei denen deshalb starke negative Einkommenseffekte auf das Arbeitsangebot erwartet werden. Deutlich wird außerdem, dass Mütter von zwei oder mehr Kindern, die ihre Familienplanung mutmaßlich abgeschlossen haben, für die negative Arbeitsmarktreaktion verantwortlich sind. Außerdem werden die Effekte nur für Mütter ohne Migrationshintergrund gefunden. Mütter mit Migrationshintergrund zeigen keine Reaktion auf die Kindergeldreform. Das Arbeitsmarktangebot der Väter bleibt von der Reform unberührt.

Eine vergleichbare Kindergeldreform, bei der die Leistungen im Durchschnitt jedoch nur um einen Euro pro Monat und Kind angehoben werden, führt im Durchschnitt zu einem

Rückgang der Vollzeitbeschäftigung von Müttern um 0,34 Prozentpunkte und einem Anstieg der Teilzeitbeschäftigung um 0,40 Prozentpunkte (vgl. Kapitel VI.2.1, Tabelle 40). Dies entspricht einem Rückgang der vollzeitbeschäftigten Mütter um 17.100 und einen Anstieg der teilzeitbeschäftigten Mütter um 20.300 (vgl. Kapitel VI.2.1, Tabelle 41)⁴⁸. Die durchschnittliche wöchentliche Arbeitszeit würde um 0,09 Stunden sinken, was zu einem gesamtwirtschaftlichen Rückgang um 434.400 Arbeitsstunden pro Woche führt.

⁴⁸ Diese Hochrechnung gilt wenn alle Mütter mit Kindern von 6 bis unter 18 Jahren zugrunde gelegt werden.

2. Wirtschaftliche Stabilität, Armutsgefährdung und Armut

Nach der Bedeutung von Kindergeld und Kinderfreibetrag für die Partizipation von Müttern am Arbeitsmarkt untersuchen wir in diesem Abschnitt den Effekt der Reform vom 1. Januar 1996 auf das Erwerbseinkommen der Mütter, sowie auf die wirtschaftliche Stabilität der gesamten Familie.

2.1. Methodik und Datensatz

Der empirische Untersuchungsansatz entspricht demjenigen des vorangegangenen Kapitels zur Bedeutung von Kindergeld und Kinderfreibetrag für die Vereinbarkeit von Familie und Beruf (vgl. detaillierte Erläuterungen und Diskussion des methodischen Ansatzes in Kapitel IV, Abschnitt IV.3 bis IV.5). Das bedeutet, dass wir ein Differenz-in-Differenzen-Modell (DiD-Modell) schätzen, in dem die Veränderungen in den Ergebnisvariablen vor und nach der Reform innerhalb der Treatmentgruppe (Mütter, die zum Bezug von Kindergeld berechtigt sind) mit der Entwicklung dieser Indikatoren in der Kontrollgruppe (kinderlose Frauen) verglichen werden (s. Tabelle 5). Um für mögliche Veränderungen in der Stichprobenszusammensetzung über die Jahre zu kontrollieren, schließen wir verschiedene beobachtbare Charakteristika der Frauen und ihrer Partner in die Schätzungen ein.

Die empirischen Analysen dieses Kapitels beruhen wie im vorangegangenen Kapitel auf den SOEP-Mikrodaten der Jahre 1992 bis einschließlich 1998. Für die Durchführung der DiD-Analyse wird die Stichprobe, wie in Kapitel IV, Abschnitt IV.6.7 beschrieben und begründet, auf Frauen im Alter zwischen 25 und 55 Jahren, die in den alten Bundesländern wohnen und einen Partner haben, beschränkt. Um potentielle Überlagerungen des Treatment-Effekts der Kindergeldreform mit anderen Politikveränderungen auszuschließen, die insbesondere die institutionelle Kinderbetreuung von unter Sechsjährigen betreffen, beschränken wir die Treatmentgruppe auf jene Mütter, deren jüngstes Kind mindestens 7 und maximal 18 Jahre alt ist (vgl. Diskussion in Kapitel IV, Abschnitt IV.6.7).

2.2. Abhängige Variablen und deskriptive Statistiken

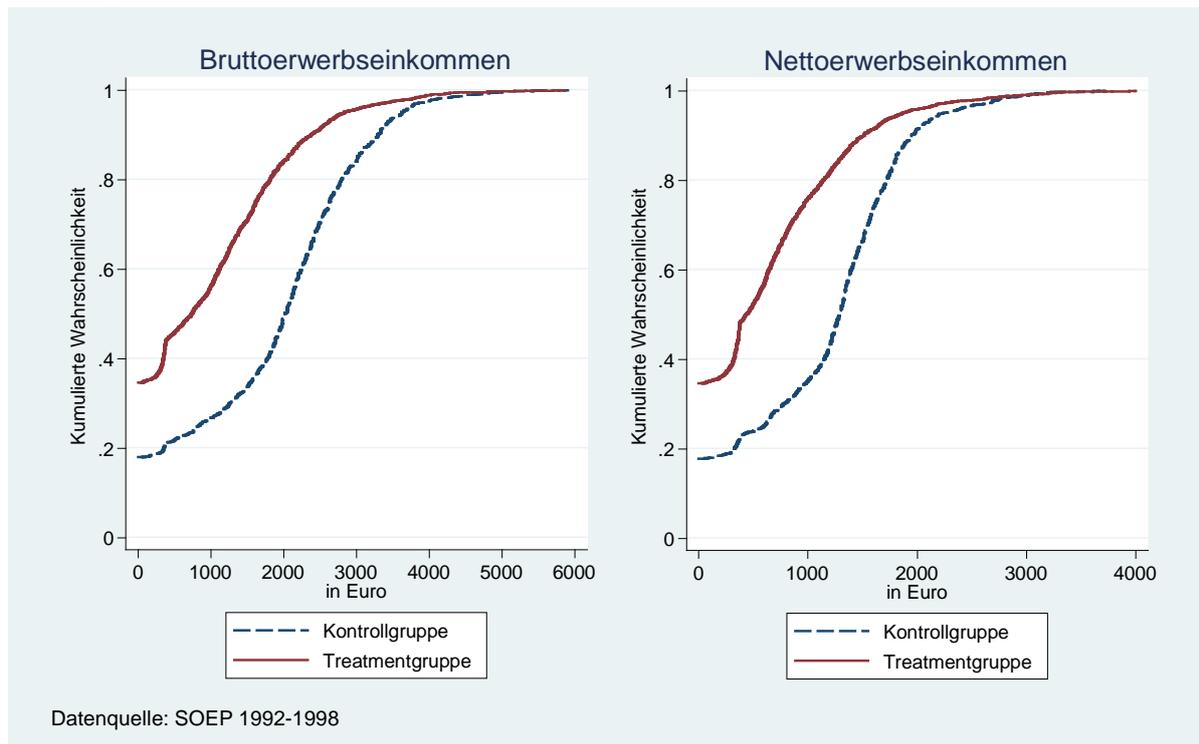
Für die empirische Untersuchung der Auswirkungen der Kindergeldreform auf die wirtschaftliche Stabilität ziehen wir in diesem Kapitel sechs verschiedene Ergebnisvariablen heran. Zu diesen zählen das monatliche Brutto- und Nettoerwerbseinkommen der Frauen, zwei Maße für das Jahreshaushaltseinkommen sowie zwei Armutsindikatoren. Alle

Einkommensvariablen gehen inflationsbereinigt in die Schätzungen ein (die Euro-Werte sind in realen Werten des Jahres 2009 ausgedrückt). Darüber hinaus führen wir auch ergänzende Analysen zur Bedeutung der Reform für den Bezug von staatlichen, sozialen Transferleistungen durch (vier Zielgrößen). Diese verschiedenen Ergebnisvariablen stellen wir im Folgenden genauer vor.

Um zu überprüfen, inwieweit sich die arbeitsmarktbezogenen Reformeffekte aus dem vorangegangenen Kapitel in mögliche erwerbsbezogene Einkommenseffekte übersetzen, konzentrieren wir uns zunächst auf das *monatliche Brutto-* sowie das *Nettoerwerbseinkommen* der Frauen. Eine deskriptive Beschreibung dieser Variablen liefert Abbildung 6, in der wir die kumulativen Wahrscheinlichkeitsverteilungen dieser Größen für Treatment- und Kontrollgruppe präsentieren. Die Graphiken verdeutlichen zum einen, dass der Anteil der Frauen, die kein monatliches Erwerbseinkommen haben, in der Treatmentgruppe der Mütter (rote Linie) wesentlich höher ist als bei der Kontrollgruppe der kinderlosen Frauen (blaue, gestrichelte Linie). Dies steht in direktem Zusammenhang mit den unterschiedlichen Arbeitsmarktpartizipationsraten der beiden Gruppen. Zum anderen wird deutlich, dass der Anteil von Frauen mit vergleichsweise geringeren durchschnittlichen Einkommen innerhalb der Gruppe von Müttern (Treatmentgruppe) größer ist als in der Kontrollgruppe; dies zeigt sich in dem steileren Anstieg der roten im Vergleich zur blauen Linie. Insgesamt führt dies dazu, dass das durchschnittliche monatliche Erwerbseinkommen in der Treatmentgruppe (rund 980 Euro brutto bzw. 619 Euro netto) wesentlich geringer ist als in der Kontrollgruppe (rund 1870 Euro brutto bzw. 1152 Euro netto).⁴⁹

⁴⁹ Die Euro-Werte sind in realen Werten von 2009 ausgedrückt und stellen gewichtete Gruppenmittelwerte dar (Berechnung auf Basis der SOEP-Gewichte).

Abbildung 6: Monatliches Erwerbseinkommen (brutto und netto)



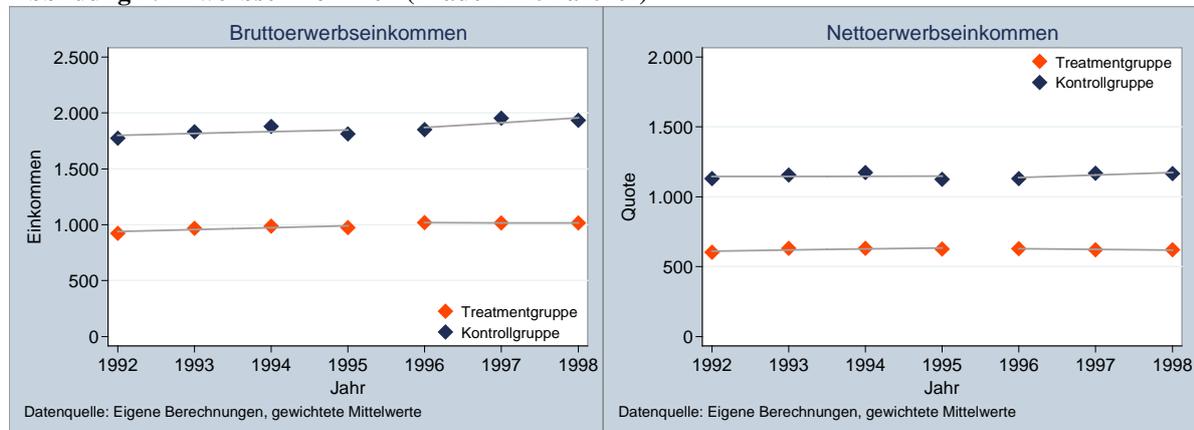
Anmerkungen: Die Graphiken zeigen die kumulativen Wahrscheinlichkeitsverteilungen des monatlichen Erwerbseinkommens (brutto und netto) der Treatmentgruppe (Mütter) und Kontrollgruppe (kinderlose Frauen) unter Berücksichtigung der Personengewichte. **Quelle:** SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Um einen ersten graphischen Eindruck über mögliche Reformeffekte zu erhalten, präsentieren wir in Abbildung 7 die Entwicklung der durchschnittlichen Erwerbseinkommen von Frauen in der Treatment- und der Kontrollgruppe über die Zeit. Die Graphiken zeigen auch die linearen gruppenspezifischen Trends vor und nach 1996. Die parallele Entwicklung des durchschnittlichen Monatserwerbseinkommens von Müttern und kinderlosen Frauen *vor* der Reform deutet auf einen gemeinsamen, leicht positiven Trend über die Zeit hin. Auch nach der Reform scheint sich dieser Trend grundsätzlich fortzusetzen. Diese erste graphische Analyse lässt keinen starken Reformeffekt erkennen. Nach 1996 scheint sowohl das Brutto- als auch das Nettoeinkommen von Müttern im Verhältnis zum durchschnittlichen Einkommen von kinderlosen Frauen unwesentlich oder nur marginal zu sinken.

Der gemeinsame Trend vor der 1996 Reform legt nahe, dass wir uns in der empirischen Analyse im nächsten Abschnitt auf die Ergebnisse des einfachen DiD-Modells ohne gruppenspezifische Trends konzentrieren können. Ob dies tatsächlich der Fall ist, werden wir auch anhand von weiteren Regressionsergebnissen untersuchen. Wir präsentieren jedoch auch

die Schätzergebnisse, die auf dem erweiterten DiD-Modell mit gruppenspezifischen Trends basieren.

Abbildung 7: Erwerbseinkommen (Frauen mit Partner)



Anmerkung: Die Graphiken zeigen die durchschnittlichen Werte (gewichtete Mittelwerte) des monatlichen Brutto- und Nettoerwerbseinkommens für die Treatment- und die Kontrollgruppe über die Zeit.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

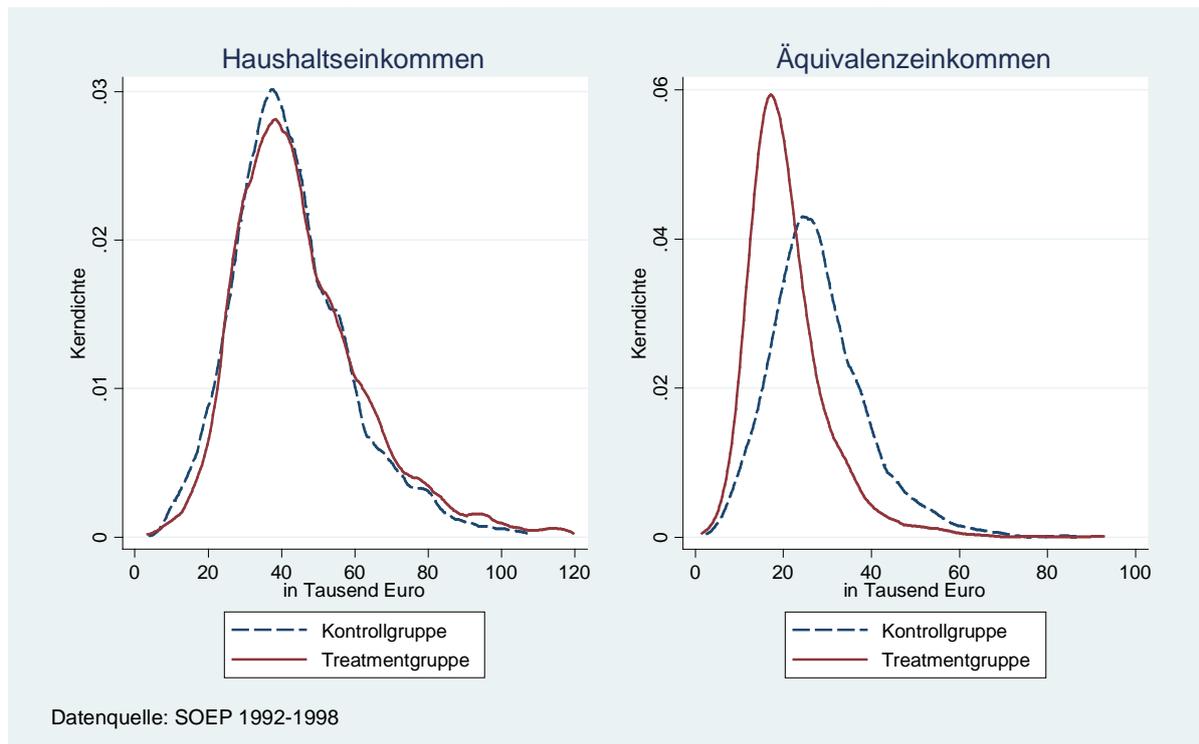
Neben dem monatlichen Brutto- und Nettoerwerbseinkommen von Frauen, verwenden wir in der Analyse auch zwei jährliche Einkommensmaße auf Haushaltsebene. Diese basieren auf einer sehr umfangreichen Definition von jährlichem Einkommen, um die finanzielle Situation der Familien möglichst vollständig zu erfassen. Die Ergebnisvariable *jährliches Netto-Haushaltseinkommen* setzt sich zusammen aus den Arbeitseinkommen aller Haushaltsmitglieder, Einkünften aus Vermögen, privaten und staatlichen Transferzahlungen, Leistungen aus der Rentenversicherung und aus privaten Rentenleistungen abzüglich aller vom Haushalt gezahlten Steuern. Für Eigenheimbesitzer wird zusätzlich noch der aktuelle „Wohnwert“ (imputierte Miete) des Eigenheims hinzugerechnet, der mit Hilfe eines Marktwertansatzes geschätzt wird. Dabei werden Eigenheimbesitzer nach dem geschätzten Mietpreis ohne Heizung gefragt, von dem dann alle mit dem Eigenheim verbundenen Kosten inklusive Erhaltungsausgaben, Kreditzinsen und Grundsteuer abgezogen werden. Diese Variable schließt auch das Kindergeld mit ein, das ein Haushalt erhält.

Um das Einkommen von Haushalten unterschiedlicher Größe und Alterszusammensetzung besser miteinander vergleichen zu können, rechnen wir das jährliche Netto-Haushaltseinkommen anhand von der OECD verwendeten Gewichtungsfaktoren in ein über die Haushalte vergleichbares *Pro-Kopf-Äquivalenzeinkommen* um. Bei der Gewichtung geht der Haushaltsvorstand (Haupteinkommensbezieher) mit einem Faktor von 1,0 ein; jedes weitere Haushaltsmitglied über 14 Jahren erhält ein Gewicht von 0,5 und Kinder unter 14

Jahren werden mit 0,3 gewichtet. Diese Umrechnung trägt der Tatsache Rechnung, dass sich der Einkommensbedarf zur Erlangung eines bestimmten Lebensstandards je nach Familiengröße (Skaleneffekte) sowie Familienzusammensetzung (Alter) unterscheidet.

Die Verteilungen dieser beiden Haushaltseinkommensgrößen sind für Treatmentgruppe (rot) und Kontrollgruppe (gestrichelt-blau) in Abbildung 8 anhand von Kerndichte-Diagrammen dargestellt. Vergleicht man die Verteilungen des Haushaltsjahreseinkommen zwischen den beiden Gruppen (linkes Diagramm), so zeigt sich, dass die beiden Verteilungen recht deckungsgleich sind, wenngleich es so scheint, dass die Verteilung der Kontrollgruppe (kinderlose Frauen) etwas weiter nach links verschoben ist (etwas kleinere Haushaltseinkommen). In der Tat beträgt das durchschnittliche Haushaltsjahreseinkommen in der Treatmentgruppe rund 46.033 Euro und in der Kontrollgruppe nur rund 43.407 Euro. Betrachtet man hingegen die Verteilungen des Pro-Kopf-Äquivalenzeinkommens (rechtes Diagramm), werden Unterschiede zwischen den beiden Gruppen deutlich, die auf die größere Anzahl an Familienmitgliedern in der Treatmentgruppe zurückzuführen ist. Das Äquivalenzeinkommen von Haushalten in der Treatmentgruppe liegt sichtbar unterhalb desjenigen von Haushalten in der Kontrollgruppe (die rote Linie liegt links der blau-gestrichelten Linie), das heißt nach der (pro-Kopf-)Äquivalenzgewichtung haben Paare mit Kindern weniger Geld zur Verfügung als Kinderlose. Die gewichteten Mittelwerte des Äquivalenzeinkommens belaufen sich auf rund 20.955 Euro in der Treatmentgruppe und rund 28.321 Euro in der Kontrollgruppe.

Abbildung 8: Netto-Haushaltsjahres- und Äquivalenzeinkommen / Verteilung



Anmerkungen: Die Graphiken zeigen die Verteilung des Netto-Jahreshaushaltseinkommens (links) sowie des Haushalts-Pro-Kopf-Äquivalenzeinkommens (rechts) für Treatment- und Kontrollgruppe (rote bzw. blaue, gestrichelte Linie) unter Berücksichtigung der Personengewichte.

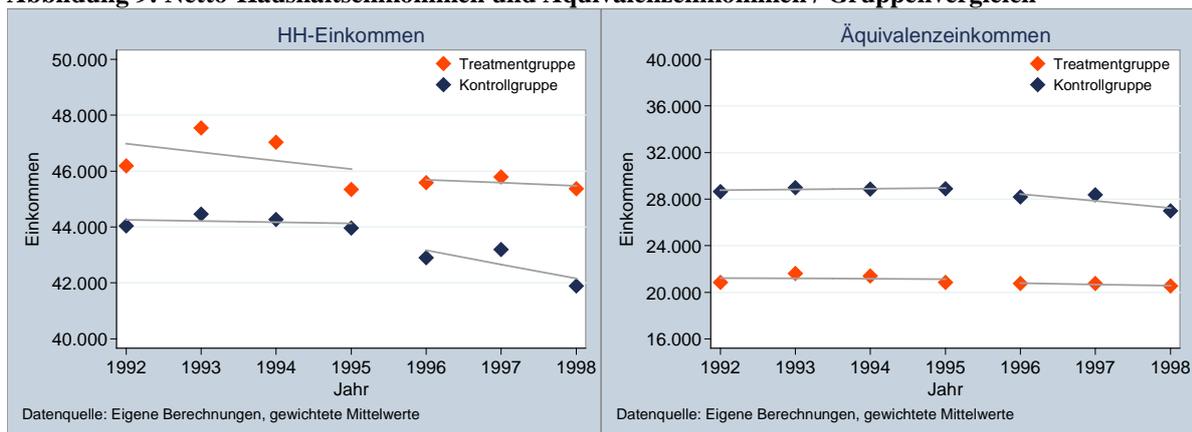
Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Die Entwicklung des durchschnittlichen Haushalts- und Äquivalenzeinkommens über die Zeit sowie die dazugehörigen linearen Trends vor und nach der Reform werden in Abbildung 9 präsentiert. Ein Vergleich der Trends vor 1996 offenbart, dass sich die Entwicklung des Haushaltseinkommens (linkes Diagramm) leicht unterscheidet und die beiden Einkommen bis 1995 konvergieren (der negative Trend in der Treatmentgruppe scheint stärker zu sein als derjenige in der Kontrollgruppe). Eine nähere Betrachtung der einzelnen Datenpunkte verdeutlicht jedoch, dass die Werte in der Treatmentgruppe sehr stark schwanken und es fraglich ist, inwieweit der negative Trend womöglich künstlich durch zufällige Schwankungen hervorgerufen wird. Nach 1996 wird die Lücke zwischen dem Haushaltseinkommen der Treatment- und Kontrollgruppe wieder leicht größer (das Haushaltseinkommen der Treatmentgruppe scheint im Vergleich zum Haushaltseinkommen der Kontrollgruppe relativ zu wachsen).

Im Gegensatz hierzu läuft die Entwicklung des Äquivalenzeinkommens der Treatment- und Kontrollgruppe vor der Reform im Wesentlichen parallel. Nach 1996 deutet die Graphik lediglich auf einen möglichen minimalen Reformeffekt hin (das Äquivalenzeinkommen der

Kontrollgruppe scheint relativ zu dem der Treatmentgruppe marginal zu sinken). Diese graphische Analyse liefert erste Evidenz dafür, dass sich die Interpretation der geschätzten Reformeffekte auf das Haushalts- und Äquivalenzeinkommen auf die Ergebnisse des einfachen DiD-Modells stützen und auf gruppenspezifische Trends verzichten sollte. Eine rigorose Überprüfung anhand weiterer empirischer Tests im Verlauf der folgenden Abschnitte wird zeigen, ob dies tatsächlich zutrifft.

Abbildung 9: Netto-Haushaltseinkommen und Äquivalenzeinkommen / Gruppenvergleich



Anmerkung: Die Graphiken zeigen die durchschnittlichen Werte (gewichtete Mittelwerte) des Netto-Jahreshaushaltseinkommens sowie des Haushalts-Pro-Kopf-Äquivalenzeinkommens für die Treatment- und die Kontrollgruppe über die Zeit.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Zwei weitere Zielgrößen, mit deren Hilfe wir näher auf die Reformeffekte im unteren Bereich der Einkommensverteilung eingehen können, sind die abhängigen binären Variablen *Armutgefährdung* und *Armut*. Ein Haushalt gilt hierbei als armutsgefährdet, wenn er über weniger als 60 Prozent des Median-Äquivalenzeinkommens verfügt, und er gilt als arm, wenn er über weniger als 50 Prozent des Median-Äquivalenzeinkommens verfügt (vgl. Variablenbeschreibung des Pro-Kopf-Äquivalenzeinkommens weiter oben). Die Berechnung des Median-Äquivalenzeinkommens eines jeden Jahres erfolgt anhand der im SOEP zur Verfügung gestellten Personengewichte. Hieraus ergeben sich verschiedene Einkommensobergrenzen, anhand derer Haushalte als armutsgefährdet oder als arm klassifiziert werden. Die Monatswerte dieser Obergrenzen für die Jahre 1992 bis 1998 sind in Tabelle 20 aufgeführt.

Tabelle 20: Medianeinkommen / Obergrenzen für Armutsgefährdung / Armut

Jahr	Medianhaushaltseinkommen (in Euro)	Obergrenze für Armutsgefährdung (in Euro)	Obergrenze für Armut (in Euro)
1992	1056	634	528
1993	1138	683	569
1994	1181	708	590
1995	1192	715	596
1996	1214	728	607
1997	1252	751	626
1998	1275	765	637

Anmerkung: Die Tabelle zeigt das Median-OECD Äquivalenzhaushaltseinkommen sowie die Obergrenze für Armutsgefährdung (60 Prozent des Median-OECD Äquivalenzhaushaltseinkommen) und die Obergrenze für Armut (50 Prozent des Median-OECD Äquivalenzhaushaltseinkommen) auf Monatsbasis.

Quelle: SOEP 1992-1998.

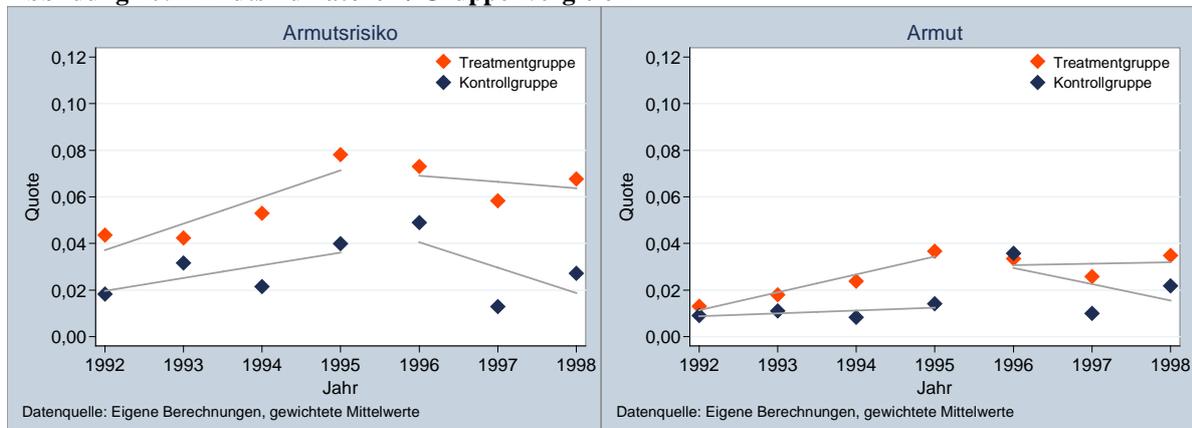
Entsprechend dieser Klassifikation sind im gesamten Datensatz 5,9 Prozent der Haushalte in der Treatmentgruppe und 2,9 Prozent der Haushalte in der Kontrollgruppe armutsgefährdet. Als arm werden jeweils 2,6 bzw. 1,6 Prozent der Haushalte in der Treatment- bzw. der Kontrollgruppe eingestuft⁵⁰.

Abbildung 10 stellt die Entwicklung der Armutsquoten im Zeitverlauf vor und nach der Reform dar. Hinsichtlich der Armutsgefährdung ähneln sich die gruppenspezifischen Trends in der Treatment- und Kontrollgruppe grundsätzlich, da vor der Reform in beiden Gruppen ein Anstieg in den Armutsquoten zu verzeichnen ist und es nach der Reform 1996 zu einer Reduktion der Quoten kommt (parallele Entwicklung). Ein spezifischer bzw. starker Effekt der Reform, der nur die Treatmentgruppe betrifft ist in den deskriptiven Abbildungen nicht erkennbar. Die Abbildung der Armutsquote im Zeitverlauf (Abbildung 10, rechts) scheint auf mögliche unterschiedliche gruppenspezifische Trends vor der Reform hinzuweisen (ein stärkerer Anstieg innerhalb der Treatmentgruppe) und zeigt zum anderen, dass die

⁵⁰ Die berichteten Armutsquoten beziehen sich auf das verwendete Sample und dienen lediglich der Illustration der Regressionen. Durch die Herausnahme von Kindern unter 7 Jahren sind die berichteten Quoten niedriger als in anderen Veröffentlichungen. Für westdeutsche Paare mit Kindern von 0 bis 18 Jahren, wobei die Frau zwischen 25 und 55 Jahren alt ist, ergeben sich im Beobachtungszeitraum eine Armutsgefährdungsquote von 9,0 Prozent und eine Armutsquote von 4,0 Prozent. Damit werden vergleichbare Zahlen wie in den Armuts- und Reichtumsberichten der Bundesregierung erreicht. Verschiedene Abgrenzungen der Haushaltstypen führen weiterhin zu Abweichungen. Die Vergleichbarkeit der Ergebnisse lässt sich zusätzlich an den errechneten Armutsschwellen überprüfen. Über verschiedene Datensätze sind die Zahlen, wie im 3. Armuts- und Reichtumsbericht ebenfalls beschrieben wird, jedoch nicht vergleichbar, weshalb nur Zahlen auf Basis des SOEP zum Vergleich herangezogen werden sollten. Ohne jegliche Einschränkungen des Samples ergibt sich im Jahr 1998 eine Armutsrisikoquote von 11,7 Prozent, vergleichbar mit dem 3. Armuts- und Reichtumsbericht.

Datenpunkte innerhalb der Kontrollgruppe ab 1996 starke Sprünge aufweist, was unter anderem auf die niedrigen Fallzahlen in der Stichprobe zurückzuführen ist.

Abbildung 10: Armutsindikatoren / Gruppenvergleich



Anmerkung: Die Graphiken zeigen Armutsrisiko- und Armutsquoten (gewichtete Mittelwerte) für die Treatment- und die Kontrollgruppe über die Zeit.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Jenseits der bereits vorgestellten Ergebnisvariablen zur wirtschaftlichen Stabilität untersuchen wir in der Wirkungsanalyse darüber hinaus, inwieweit die Reform von 1996 den Bezug von staatlichen sozialen Transferleistungen beeinflusst hat. Diese Frage ist insbesondere für die spätere Effizienzanalyse von Bedeutung. Hierzu verwenden wir vier verschiedene Ergebnisvariablen aus dem SOEP-Datensatz. Darunter sind zum einen drei binäre Dummy-Variablen, die jeweils den Wert „1“ annehmen, wenn die Frau Arbeitslosenhilfe bezieht (Ergebnisvariable 1), der Haushalt Sozialhilfe empfängt (Ergebnisvariable 2), der Haushalt Sozialhilfe empfängt und/oder mindestens einer der beiden Partner Arbeitslosenhilfe bezieht (Ergebnisvariable 3). Alle drei Variablen nehmen hingegen den Wert „0“ an, wenn die jeweilige Bedingung nicht zutrifft. Die vierte Ergebnisvariable ist die Summe aller staatlichen Transferleistungen, die der Haushalt als Ganzes oder einzelne Haushaltsmitglieder in einem Jahr erhalten haben, wobei Kindergeldzahlungen nicht in die Berechnungen einfließen. In dieser Summe der staatlichen Transferzahlungen werden berücksichtigt: u.a. Leistungen wie Arbeitslosengeld und Arbeitslosenhilfe, Unterhaltsgeld, Wohnzuschüsse und Sozialhilfe. Die deskriptiven Statistiken dieser Variablen sind in Tabelle 21 separat für die Treatment- und Kontrollgruppe aufgeführt. Die Zahlen verdeutlichen, dass der Anteil der Bezieher von Arbeitslosen- oder Sozialhilfetransfers größer innerhalb der Treatmentgruppe als in der Kontrollgruppe ist. Hingegen ist die durchschnittliche Höhe der staatlichen Transferbezüge in der Treatmentgruppe kleiner als in der Kontrollgruppe. Die extrem geringen Fallzahlen, die in

dieser Tabelle für die Stichprobe ersichtlich werden, deuten bereits jetzt schon darauf hin, dass die spätere DiD-Analyse womöglich keine belastbaren Ergebnisse liefern kann.

Tabelle 21: Deskriptive Statistiken von staatlichen Transferleistungen

	Kontrollgruppe	Treatmentgruppe
Bezug von Arbeitslosenhilfe (individuelle Variable; ja/nein)	0.54%	0.73%
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	2440	5473
Bezug von Sozialhilfe (HH-Ebene; ja/nein)	0.69%	1.33%
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	2186	5108
Bezug von Arbeitslosen-/Sozialhilfe (HH-Ebene; ja/nein)	2.33%	3.05%
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	2186	5108
Staatliche Transferbezüge des HH, abzgl. Kindergeld (in Euro)	875.73	729.94
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	2440	5473

Anmerkung: Gewichtete Mittelwerte. Euro-Angaben in realen Werten 2009.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Abschließend sei bemerkt, dass wir entsprechend der Untersuchungen im vorangegangenen Kapitel verschiedene Kontrollvariablen verwenden, mit deren Hilfe ausgeschlossen werden soll, dass eine Veränderung der Stichprobenzusammensetzung über die Zeit die Ergebnisse verfälscht. Diese Variablen umfassen das Alter der Frauen, Indikatoren über deren Bildungsstand, Migrationshintergrund, das Wohnen in Miet- oder Eigentumswohnungen, Bundesland und Befragungsmonat sowie Alter, Bildungsstand und Migrationshintergrund des Partners. Die deskriptiven Statistiken dieser Variablen wurden in Kapitel IV, Abschnitt 2.2, Tabelle 6 präsentiert und zusammengefasst.

2.3. Ergebnisse

In den folgenden Abschnitten präsentieren und diskutieren wir die Ergebnisse der Schätzungen des einfachen und des erweiterten DiD-Modells (mit gruppenspezifischen Trends) für die Zielgrößen wirtschaftliche Stabilität sowie Armutsgefährdung und Armut. Wie im vorangegangenen Kapitel beginnen wir mit der Basisanalyse, die sich auf Frauen mit Partnern und Kindern im Alter von 7 bis 18 Jahren, die in den Alten Bundesländern wohnen, bezieht. Im darauffolgenden Abschnitt 2.3.2 erfolgt die Heterogenitätsanalyse, in deren Rahmen wir überprüfen, inwieweit sich die Reformeffekte zwischen bestimmten Familientypen und Bevölkerungsgruppen unterscheiden (Bildungsabschluss, Kinderanzahl, Familienstand und Migrationshintergrund).

2.3.1. Basisergebnisse

Die Ergebnisse unserer DiD-Schätzungen für die sechs Zielgrößen zur wirtschaftlichen Stabilität (Erwerbseinkommen, Haushaltseinkommen und Armut) sind in Tabelle 22 zusammengefasst. Die Ergebnisse im oberen Teil der Tabelle beziehen sich auf die einfachen Schätzungen ohne gruppenspezifische Trends. Nach der deskriptiven graphischen Analyse, die auf keine derartigen Trends hinwies, scheint dies die bevorzugte Spezifikation zu sein, insbesondere für das Brutto- und Nettoerwerbseinkommen. Im unteren Teil der Tabelle sind die Ergebnisse des erweiterten DiD-Modells mit gruppenspezifischen Trends zusammengefasst. Der Übersichtlichkeit halber präsentieren wir in beiden Fällen stets die Schätzergebnisse unserer präferierten Spezifikation mit Einbeziehung der soziodemographischen Kontrollvariablen, um Verzerrungen durch mögliche Veränderungen in der Stichprobenszusammensetzung über die Zeit zu vermeiden.

Tabelle 22: Wirkung auf monetäre Wohlstandsindikatoren / Paare

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Brutto- erwerbs- einkommen	Netto- erwerbs- einkommen	Reales Haushalts- einkommen	Reales Äquivalenz- einkommen	Armuts- gefährdung	Armut
Einheit:	Euro/Monat	Euro/Monat	Euro/Jahr	Euro/Jahr	Prozentpunkte	Prozentpunkte
Mit Kontrollen						
DiD	-83,89 (74,42)	-33,94 (44,39)	-561,53 (1174,49)	-412,99 (710,68)	0,0052 (0,011)	-0,0038 (0,0086)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	6998	6998	6998	6998	6998	6998
<i>R2</i>	0,2187	0,2322	0,2554	0,2944	0,1041	0,0743
Mit Kontrollen						
DiD mit Trends	-69,05 (84,85)	-33,77 (50,28)	-1683,97 (1852,1)	-1123,64 (1154,93)	-0,0073 (0,022)	-0,0198 (0,0164)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	6998	6998	6998	6998	6998	6998
<i>R2</i>	0,2187	0,2322	0,2556	0,2946	0,1055	0,0757

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Grundsätzlich ist zunächst festzuhalten, dass die DiD-Ergebnisse in Tabelle 22 für jede der untersuchten Ergebnisvariablen statistisch nicht signifikant unterschiedlich von Null sind. In anderen Worten, den Schätzergebnissen zufolge scheint die Kindergeldreform von 1996 im

Durchschnitt keinerlei statistisch signifikanten Effekt auf die finanzielle Situation und die wirtschaftliche Stabilität von Familien gehabt zu haben. Dennoch werden wir im Folgenden auf die Vorzeichen der Punktschätzer näher eingehen und diese unter Vorbehalt der Nicht-Signifikanz vorsichtig interpretieren und vor dem Hintergrund der theoretischen Überlegungen aus Kapitel III, Abschnitt 1 sowie der empirischen Ergebnisse des vorangegangenen Kapitels diskutieren. Wir können an dieser Stelle nicht ausschließen, dass die Insignifikanz der Ergebnisse teilweise auf die geringe Präzision der Schätzer, die möglicherweise durch die verhältnismäßig kleine Stichprobe sowie potentielle Messungenauigkeiten in den Variablen verursacht wird, zurückzuführen ist.

Die Schätzergebnisse aus der Basisregression des vorangegangenen Kapitels (vgl. Tabelle 12) deuteten darauf hin, dass erwerbstätige Mütter als Folge der Reform ihr Arbeitsangebot reduzierten, indem sie von Vollzeit- in Teilzeitbeschäftigung wechselten. Wenn wir nun die Punktschätzer für das monatliche Brutto- und Nettoerwerbseinkommen von Müttern in Tabelle 22 betrachten, so weisen die negativen Vorzeichen der Schätzer auf eine mögliche Reduktion des Erwerbseinkommens hin, was durchaus in Einklang mit den negativen Reformeffekten auf die Arbeitsintensität steht. Die Verringerung der Vollzeit- zugunsten der Teilzeitbeschäftigung als Reaktion auf die Einführung des Optionsmodells ginge demnach mit einer Reduktion des Erwerbseinkommens einher. Die Punktschätzer für Brutto- und Nettoeinkommen bleiben auch unter Hinzunahme der gruppenspezifischen Trends sehr ähnlich.

A priori ist es denkbar, dass solch eine Reduktion des Arbeitseinkommens der Mütter infolge der Kindergeldreform durch die entsprechende Erhöhung des Kindergeldes im gesamten Haushaltseinkommen neutralisiert wird. Die Schätzergebnisse für die Ergebnisvariablen Netto-Haushaltseinkommen sowie Äquivalenzeinkommen (Tabelle 22, Säulen 3 und 4) scheinen jedoch nicht auf solch eine gegenseitige Kompensation hinzudeuten. Bei beiden Zielgrößen hat der Punktschätzer des Reformeffekts ebenfalls ein negatives Vorzeichen. Dieses negative Vorzeichen legt nahe, dass der Haushaltseinkommensverlust durch das reduzierte Erwerbseinkommen größer ist als Haushaltseinkommensgewinn durch das höhere Kindergeld. Ein Vergleich mit den Schätzern aus dem erweiterten Modell mit Trends zeigt, dass die negativen Koeffizienten noch größer werden (da jedoch zeitgleich die Standardfehler erheblich wachsen, bleiben die Ergebnisse nach wie vor nicht signifikant von Null

verschieden). Die Ergebnisse aus dem einfachen DiD-Modell (oberer Tabellenteil) stellen demnach die konservativeren Punktschätzer der Reform dar.

Schließlich sind in den Säulen 5 und 6 die Ergebnisse für die zwei Armutsmaße abgetragen. Wiederum ist zunächst festzuhalten, dass die Resultate auf keine statistisch signifikanten Reformeffekte hindeuten. Darüber hinaus gilt, dass die Punktschätzer extrem klein und kaum von Null zu unterscheiden sind (je nach Spezifikation und Ergebnisvariable zwischen 0,2 und 0,75 Prozentpunkten). Für die Zielvariable Armutsgefährdung zeigt sich zudem, dass das Vorzeichen des Reformeffekts davon abhängt, ob wir das einfache DiD-Modell *ohne* gruppenspezifische Trends (positives Vorzeichen) oder das erweiterte DiD-Modell *mit* gruppenspezifischen Trends (negatives Vorzeichen) schätzen. Die graphische Analyse in Abschnitt 2.2 legte nahe, dass die Ergebnisse des einfachen Modells, dessen Anwendung einen gemeinsamen Trend voraussetzt, zur Interpretation herangezogen werden sollten. Demnach hat die Kindergeldreform zu einer minimalen Erhöhung der durchschnittlichen Armutsgefährdung von Familien geführt (um 0,52 Prozentpunkte). Dieses Ergebnis wäre grundsätzlich mit der Reduktion des Haushalts- und Äquivalenzeinkommens konsistent. Hingegen scheint die Wahrscheinlichkeit, dass ein Haushalt unter die Armutsgrenze fällt (Variable „Armut“), durch die Reform reduziert worden zu sein, da wir hier ein negatives Vorzeichen in den Spezifikationen mit und ohne gruppenspezifische Trends sehen. Insofern es sich hier um Haushalte am unteren Ende der Einkommensverteilung handelt, die durch die Reform aus der Sozialhilfe heraus und in Beschäftigung gehen, wäre dies ebenfalls mit den theoretischen Überlegungen zu den Anreizwirkungen der Kindergeldreform konsistent. Auf die Erwerbseinkommen von Vätern hatte die Kindergeldreform keinen Effekt (vgl. Abschnitt 1.3). Da auch kein Effekt auf das Arbeitsangebot gefunden wurde, werden hier keine Ergebnisse gezeigt.

Um zu überprüfen, inwieweit die Reform und die veränderten arbeitsmarktbezogenen Anreizmechanismen die Abhängigkeit von staatlichen Sozialtransferleistungen beeinflusst hat, wiederholen wir die DiD-Analysen für vier Ergebnisvariablen, die den Bezug von Transferleistungen messen. Da es sich bei den ersten drei Zielgrößen in Tabelle 23 um binäre Variablen (Dummy-Variablen) handelt, schätzen wir in diesen Fällen, inwieweit sich die Wahrscheinlichkeit, Transferleistungen zu beziehen, durch die Reform verändert hat. Bei der vierten Zielgröße untersuchen wir, um welchen Betrag sich die gesamte Transfersumme verändert, die ein Haushalt im kommenden Jahr beziehen wird.

Wiederum sind die empirischen Ergebnisse in Tabelle 23 durchweg nicht signifikant von Null verschieden und bilden aus diesem Grund keinen statistisch belastbaren Effekt der Reform auf die Transferabhängigkeit von Haushalten und Müttern ab. Es ist jedoch nicht auszuschließen, dass dies auf eine Schätzungenauigkeit zurückzuführen ist, die durch die geringen Fallzahlen in Kombination mit Messfehlern verursacht werden könnte. Betrachten wir dennoch die Vorzeichen der Punktschätzer, ergibt sich folgendes Bild. Die Ergebnisse der ersten Säule in Tabelle 23 deuten an, dass die Einführung des Optionsmodells zu einer Erhöhung der Bezugswahrscheinlichkeit von Arbeitslosenhilfe von Müttern geführt hat. Dieses positive Vorzeichen zeigt sich sowohl im einfachen als auch im erweiterten DiD-Modell. Im Gegensatz hierzu hängt das Vorzeichen des geschätzten Reformeffekts auf die Wahrscheinlichkeit, dass ein Haushalt Sozialhilfe bezieht entscheidend davon ab, ob das Modell mit oder ohne Trends geschätzt wird. Bei Bezug von Sozialhilfe wurden die Kindergeldleistungen mit bis zu 100 Prozent angerechnet (vgl. Abschnitt II.1.2), sodass durch die Erhöhung 1996 praktisch keine Änderung der Situation eintrat. Das heißt, erst bei Verlassen der Sozialhilfe durch Beschäftigungsaufnahme konnte das volle Kindergeld wirksam werden. Durch die Erhöhung des Kindergelds 1996 wurde der Anreiz die Sozialhilfe zu verlassen also tendenziell größer. Im Allgemeinen ist der Arbeitsanreiz durch Leistungen der Sozialhilfe für Kinder negativ, da bei Beschäftigungsaufnahme unabhängig von der Familiensituation der Lohn gezahlt wird, während bei Sozialhilfebezug ein Betrag für jedes Familienmitglied anfällt. Diese Lücke zwischen Sozialhilfebezug und Erwerbstätigkeit wurde durch das erhöhte Kindergeld für Familien verringert, für Kinderlose jedoch nicht. Vor dem Hintergrund unserer theoretischen Überlegungen würden wir einen negativen Koeffizienten erwarten, da die Reform den negativen Beschäftigungsanreiz beim Bezug von Kinderleistungen der Sozialhilfe verringert haben sollte (vgl. Kapitel III.1). Diesen negativen Koeffizient finden wir bei der dritten binären Ergebnisvariable, die angibt ob mindestens einer der Partner Arbeitslosenhilfe und/oder der Haushalt Sozialhilfe bezieht. Da sich diese Variable auf den gesamten Haushalt bezieht, weist diese Variable eine größere Häufigkeit der Ausprägung Sozialhilfebezug auf. Die Ergebnisse deuten an, dass die Reform auf Haushaltsebene dazu führte, dass die Wahrscheinlichkeit, staatliche Transfers zu beziehen, gesunken ist. Allerdings ist die Größe der Punktschätzer extrem klein und beläuft sich auf lediglich 0,01 Prozentpunkte im einfachen und 2 Prozentpunkte im erweiterten DiD-Modell.

Das umfangreichste Maß an Transferbezügen stellt die vierte Zielgröße dar, die die Summe aller vom Haushalt erhaltenen staatlichen Transferleistungen mit Ausnahme des Kindergelds

misst. Auch hier gilt, dass die Vorzeichen der Punktschätzer beider DiD-Modelle auf einen negativen Reformeffekt hindeuten, der sich auf eine Reduktion der gesamten Transferleistungen um rund 140 Euro im einfachen Modell und 344 Euro im erweiterten Modell beläuft.

Tabelle 23: Wirkung auf Bezug staatlicher Sozialtransferleistungen / Paare

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Arbeits- losenhilfe	Sozialhilfe (HH Ebene)	Arbeitslosen- und/oder Sozialhilfe (HH- Ebene)	Gesamter Transferbezug des Haushalts
Einheit	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Euro/Jahr
Mit Kontrollen				
DiD	0,0063 (0,0044)	0,0033 (0,0053)	-0,0001 (0,0110)	-140,34 (185,56)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	6998	6568	6568	6998
<i>R2</i>	0,0205	0,0195	0,0388	0,0588
Mit Kontrollen				
DiD mit Trends	0,0007 (0,0070)	-0,0114 (0,0088)	-0,0203 (0,0155)	-344,31 (277,94)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	6998	6568	6568	6998
<i>R2</i>	0,0210	0,0200	0,0395	0,0600

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Wie auch bereits im vorangegangenen Kapitel überprüfen wir im Rahmen eines um jahresspezifische Effekte erweiterten Regressionsmodells, inwieweit die verschiedenen Ergebnisvariablen zur wirtschaftlichen Stabilität von Familien gruppenspezifischen Trends unterliegen (vgl. Diskussion auf Seite 65). Dieser Ansatz ermöglicht im Vergleich zur graphischen, deskriptiven Analyse solcher gruppenspezifischen Trends in Abschnitt 2.2, eine verlässlichere Aussage darüber, ob in den Basismodellen eher die Schätzergebnisse des einfachen oder des erweiterten DiD-Modells präferiert werden sollten. Ein Grund hierfür ist, dass in der multivariaten Regression sowohl sozioökonomische Charakteristika als auch Gewichtungsfaktoren berücksichtigt werden können.

In Tabelle 24 und Tabelle 25 präsentieren wir die jahresspezifischen Veränderungen im Gruppenunterschied zwischen der Treatment- und der Kontrollgruppe. Würden gruppenspezifische Trends vorliegen, so müssten die geschätzten Koeffizienten der Interaktionsterme der einzelnen Jahre mit der Treatmentgruppe solch einen Trend widerspiegeln. Dies wäre dann der Fall, wenn die jahresspezifischen Effekte insbesondere vor der Reform ein einheitliches Vorzeichen aufweisen sowie in der Tendenz konstant wachsende oder schrumpfende Koeffizienten haben. Im Gegensatz dazu deuten Vorzeichenwechsel über die einzelnen Jahre, ein unsystematisches Auf und Ab in den Punktschätzern oder einzelne Ausreißer in der Zeitreihe auf keinen systematischen gruppenspezifischen Trend hin. In letzterem Fall sind die Schätzergebnisse des einfachen DiD-Modells verlässlicher und zu bevorzugen, da beispielsweise die Berücksichtigung eines durch Ausreißer künstlich getriebenen linearen Trends die Regressionsergebnisse verfälschen könnte.

Tabelle 24: Wirkung auf monetäre Wohlstandsindikatoren / Paare / jahresspezifische Effekte

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Mit Kontrollen	Brutto- erwerbs- einkommen	Netto- erwerbs- einkommen	Reales Haushalts- einkommen	Reales Äquivalenz- einkommen	Armuts- gefährdung	Armut
Einheit:	Euro/Monat	Euro/Monat	Euro/Jahr	Euro/Jahr	Prozentpunkte	Prozentpunkte
1993 X Treatmentg.	-79,56 (87,49)	-49,43 (53,38)	277,43 (1353,9)	-139,03 (848,69)	-0,0042 (0,0157)	-0,0003 (0,0088)
1994 X Treatmentg.	-29,82 (84,56)	-42,66 (55,58)	-134,17 (1522,88)	-182,65 (899,23)	0,0005 (0,0137)	0,0025 (0,0085)
1995 X Treatmentg.	30,00 (94,48)	1,86 (60,00)	-840,81 (1599,04)	-518,39 (961,35)	0,0055 (0,0201)	0,0080 (0,0120)
1996 X Treatmentg.	-75,11 (101,89)	-47,12 (63,07)	-2056,25 (1553,45)	-1347,98 (904,4)	-0,0049 (0,0203)	-0,0111 (0,0162)
1997 X Treatmentg.	-121,85 (110,4)	-64,89 (68,86)	-1602,8 (2227,56)	-1253,94 (1413,35)	0,0136 (0,0154)	0,0012 (0,0099)
1998 X Treatmentg.	-134,44 (105,98)	-57,69 (65,97)	1311,19 (1768,67)	639,54 (1060,5)	0,0081 (0,0187)	0,0061 (0,0142)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	6998	6998	6998	6998	6998	6998
<i>R2</i>	0.219	0.232	0.256	0.295	0.106	0,0767

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse von jahresspezifischen Effekten, dem Interaktionsterm aus dem Jahresindikator und dem Treatmentgruppenindikator, als OLS-Schätzer mit Personengewichten. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Die Ergebnisse in Tabelle 24 illustrieren, dass es keine systematischen gruppenspezifischen Trends für die Treatment- und die Kontrollgruppe gibt. Bei den Schätzungen zum Brutto- als auch Nettoerwerbseinkommen sowie zu Haushalteinkommen, Armutsgefährdung und Armut kommt es bereits vor dem Reformjahr 1996 zu einem Vorzeichenwechsel. Dieser bedeutet, dass der Unterschied zwischen den beiden Gruppen im Wechsel zu- und abnimmt und somit kein einheitlicher Trend vorliegt. Die jahresspezifischen Gruppenunterschiede beim Äquivalenzeinkommen hingegen weisen keinen Vorzeichenwechsel vor der Reform aus, deuten allerdings auf ein unsystematisches Auf und Ab nach dem Reformjahr 1996 sowie einen möglichen positiven Ausreißer im Jahr 1998. Insgesamt werden somit die ersten Vermutungen aus der graphischen, deskriptiven Analyse, die auf keine systematischen gruppenspezifischen Trends hinwiesen, durch diese Regressionsergebnisse bestätigt. Aus diesem Grund stellen die bereits oben diskutierten Reformeffekte des einfachen DiD-Modells ohne gruppenspezifische Trends unsere präferierten Ergebnisse dar.

Tabelle 25: Wirkung auf Bezug staatlicher Sozialtransferleistungen / Paare / jahresspezifische Effekte

	(1)	(2)	(3)	(4)
Mit Kontrollen	Arbeitslosenhilfe	Sozialhilfe (HH Ebene)	Arbeitslosen- und/oder Sozialhilfe (HH-Ebene)	Gesamter Transferbezug des Haushalts
Einheit	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Euro/Jahr
1993 X Treatmentg.	0,0049 (0,0066)	0,0002 (0,0086)	-0,0010 (0,0138)	-333,57 (238,76)
1994 X Treatmentg.	0,0059 (0,0051)	0,0028 (0,0113)	0,0080 (0,0140)	75,02 (225,166)
1995 X Treatmentg.	0,0170** (0,0074)	0,0098 (0,0106)	0,0236 (0,0148)	19,21 (253,203)
1996 X Treatmentg.	0,0192** (0,0095)	0,0049 (0,0108)	0,0112 (0,0173)	-189,84 (263,554)
1997 X Treatmentg.	0,0126** (0,0057)	-0,0029 (0,0101)	-0,0000 (0,0165)	-376,73 (274,248)
1998 X Treatmentg.	0,0091 (0,0062)	0,0180 (0,0116)	0,0133 (0,0192)	-31,93 (270,633)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	6998	6568	6568	6998
<i>R2</i>	0,023	0,021	0,0403	0,061

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse von jahresspezifischen Effekten, dem Interaktionsterm aus dem Jahresindikator und dem Treatmentgruppenindikator, als OLS-Schätzer mit Personengewichten. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Zu dem gleichen Schluss kommen wir bei näherer Untersuchung der jahresspezifischen Gruppenunterschiede bezüglich der vier Ergebnisvariablen zur Transferabhängigkeit von Müttern und Haushalten (Tabelle 25). Die Schätzergebnisse zur Arbeitslosenhilfe hingegen, deuten auf einen sprunghaften Anstieg im Gruppenunterschied im Jahr 1995 vor der Reform hin, der im Jahr 1998 wieder abrupt sinkt und aus diesem Grund nicht durch einen linearen Trend abgebildet werden kann. Die Regressionsergebnisse zur Sozialhilfe (Säule 2) erscheinen zwar vor dem Reformjahr einen leicht positiven Gruppentrend aufzuweisen, der sich jedoch ab 1996 in eine unsystematische Veränderung der Koeffizienten über die Zeit verwandelt. Bei den Variablen „Arbeitslosen- und/oder Sozialhilfe (HH-Ebene)“ (Säule 3) sowie „Gesamter Transferbezug des Haushalts“ zeigt sich wiederum ein Vorzeichenwechsel vor der Reform, der keine gruppenspezifischen Trends nahelegt. Aus diesem Grund ziehen wir ausgehend von den Ergebnissen in Tabelle 25 wiederum die Schätzergebnisse des einfachen DiD-Modells denen des erweiterten DiD-Modells mit Trends in Tabelle 23 vor. Somit ergibt sich als vergleichsweise konservativer, wenn auch insignifikanter, Schätzer eine Reduktion der gesamten jährlichen sozialen Transferleistungen eines Haushalts von rund 140 Euro (vgl. Tabelle 23; die Summe der sozialen Transfers ist exklusive der Kindergeldzahlungen).

2.3.2. Heterogenitätsanalysen

Die bisherigen Basisergebnisse zur wirtschaftlichen Stabilität von Müttern und Familien lieferten Informationen über durchschnittliche Reformeffekte über die gesamte Stichprobe. Allerdings können sich hinter diesen mittleren Effekten entscheidende Gruppenunterschiede verbergen, die sich in einer gemeinsamen Analyse möglicherweise sogar gegenseitig aufheben. Aus diesem Grund wiederholen wir im Folgenden die verschiedenen Heterogenitätsanalysen des vorangegangenen Kapitels hinsichtlich des Bildungsabschlusses, der Familiengröße, des Familientyps und des Migrationshintergrunds. Darüber hinaus untersuchen wir mit Hilfe von Quantilsregressionen, welche Wirkung die Kindergeldreform von 1996 auf die Einkommensverteilung von Familien mit Kindern gehabt hat. Wir konzentrieren uns dabei auf die Variablen zum monatlichen Brutto- und Nettoerwerbseinkommen, zum Haushaltseinkommen (reales Haushaltsjahreseinkommen und Äquivalenzeinkommen) sowie auf die beiden Armutindikatoren. Da die Beobachtungszahlen zum Bezug von sozialen Transferleistungen sehr gering sind, kann für diese Variablen keine verlässliche Heterogenitätsanalyse – die zu einer weiteren Reduktion der Fallzahlen innerhalb

der einzelnen Gruppen führt – durchgeführt werden. Deshalb konzentrieren wir in uns in den Diskussionen zu den einzelnen Heterogenitätsanalysen vornehmlich auf die Zielgrößen zur wirtschaftlichen Stabilität.

Die erste Heterogenitätsanalyse ist der Frage gewidmet, inwieweit sich die Reformeffekte zwischen Haushalten mit hohen und niedrigen Bildungsabschlüssen unterscheiden. Hierbei zählen zu den Familien mit hohem Bildungsabschluss all jene Paare, bei denen mindestens einer der Partner einen Abschluss der Stufe 4 der ISCED-Skala hat, und zu den Familien mit niedrigem Bildungsabschluss all jene Paare, bei denen dies nicht zutrifft. Das Bildungsniveau der Familien interpretieren wir auch als Indiz für das Einkommenspotenzials eines Haushalts. Wie bereits aus den theoretischen Überlegungen zu den Anreizmechanismen der Reform hervorging, hat die Einführung des Optionsmodells zu einer vergleichsweise größeren Steigerung der Kindergeldeinnahmen für einkommensschwache als für einkommensstarke Familien geführt. Die Ergebnisse der Heterogenitätsanalyse aus Abschnitt 1.2.2, Tabelle 14 demonstrierten, dass die negativen Reformeffekte auf das Arbeitsangebot von Müttern in Haushalten mit niedrigem Einkommenspotenzial tatsächlich stärker ausgeprägt waren als diejenigen für Mütter in Familien mit höherem Einkommenspotenzial.

In Tabelle 26 präsentieren wir, inwieweit sich diese heterogenen Reformeffekte auf das Arbeitsangebot auch in der Heterogenitätsanalyse zum Erwerbs- und Haushaltseinkommen wiederfinden lassen. Durch das Aufteilen des Treatmenteffekts auf zwei Gruppen und durch das Hinzufügen eines Interaktionsterms, wird der Treatmenteffekt für die niedrigqualifizierten Haushalte durch den Punktschätzer „DiD“ wiedergegeben. Der geschätzte Interaktionseffekt „DiD x AnyHighEd“ zeigt an, inwieweit sich der Reformeffekt der hochqualifizierten Haushalte von dem Reformeffekt der niedrigqualifizierten Haushalte unterscheidet. Bei genauer Betrachtung von Tabelle 26 müssen wir zunächst festhalten, dass sich keiner der entscheidenden Punktschätzer signifikant von Null unterscheidet. Streng genommen bedeutet dies, dass die Reform keine statistisch signifikanten negativen Effekte auf Erwerbseinkommen, Haushaltseinkommen oder Armut für die Gruppe der bildungsfernen Haushalte hatte und dass es auch keine signifikanten Unterschiede der Reformeffekte zwischen bildungsnahen und -fernen Familien gab.

Tabelle 26: Wirkung auf monetäre Wohlstandsindikatoren / Paare / Bildungsheterogenität

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Brutto- erwerbs- einkommen	Netto- erwerbs- einkommen	Reales Haushalts- einkommen	Reales Äquivalenz- einkommen	Armuts- gefährdung	Armut
Einheit:	Euro/Monat	Euro/Monat	Euro/Jahr	Euro/Jahr	Prozentpunkte	Prozentpunkte
mit Kontrollen						
DiD	-77,58 (102,52)	-26,40 (58,18)	-652,80 (1179,80)	-632,30 (750,69)	0,0183 (0,0171)	-0,0002 (0,0133)
DiD X AnyHighEd	-22,58 (151,68)	-27,10 (91,21)	-1092,79 (2399,67)	-89,22 (1450,83)	-0,0280 (0,0210)	-0,0085 (0,0164)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	6998	6998	6998	6998	6998	6998
<i>R2</i>	0.219	0.234	0.264	0.297	0,1074	0,0753
mit Trends und Kontrollen						
DiD	-125,89 (107,43)	-74,16 (64,35)	-1820,4 (2742,79)	-1815,3 (1788,7)	0,0197 (0,0360)	-0,0140 (0,0251)
DiD X AnyHighEd	98,09 (172,84)	68,85 (103,96)	-495,73 (3997,85)	1017,82 (2506,15)	-0,0516 (0,0430)	-0,0106 (0,0317)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	6998	6998	6998	6998	6998	6998
<i>R2</i>	0.219	0.234	0.264	0.297	0,1092	0,0768

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten. Die gruppenspezifischen Trends werden im erweiterten DiD-Modell entsprechend mit der zusätzlichen Variable hohe Bildung interagiert. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen

Wenn wir jedoch näher auf die einzelnen Punktschätzer aus dem einfachen und erweiterten DiD-Modell eingehen, so zeigt sich für das Brutto- und Nettoerwerbseinkommen, dass das Vorzeichen des Reformeffekts für Mütter in Haushalten mit niedrigerem Bildungsabschluss negativ ist. Dies gilt sowohl für die Ergebnisse aus den Schätzungen mit und ohne gruppenspezifische Trends und lässt sich gut mit den gefundenen negativen Arbeitsangebotseffekten für diese Gruppe in Einklang bringen.

Im Gegensatz dazu variieren die Aussagen über heterogene Reformeffekte in Abhängigkeit des Bildungsniveaus eines Paares in Abhängigkeit davon, ob das Modell ohne mit oder Trends geschätzt wird. Im einfachen DiD-Modell ohne Trends (oberer Teil der Tabelle 26)

haben die geschätzten Interaktionsterme für das Brutto- und Nettoeinkommen zwar ein negatives Vorzeichen, sind aber zeitgleich sehr klein und haben extrem hohe Standardfehler, so dass sich keine statistisch signifikanten Heterogenitätseffekte erkennen lassen. Hingegen implizieren die *positiven* Vorzeichen des Interaktionseffekts im erweiterten Modell mit Trends (unterer Teil der Tabelle 26), dass die negativen Reformeffekte auf das Erwerbseinkommen für Mütter aus einkommensstarken Haushalten wesentlich kleiner als bei Müttern aus einkommensschwachen Haushalten ausfallen. Auch wenn die Analyse der gruppenspezifischen Trends im vorangegangenen Abschnitt nahelegte (vgl. Abschnitt 2.3.1), dass die Regressionsergebnisse des einfachen DiD-Modells zu bevorzugen sind, so scheinen hier dennoch die Ergebnisse des erweiterten DiD-Modells plausibler oder zumindest konsistenter mit der Bildungsheterogenität der Reformeffekte auf das Arbeitsangebot zu sein.

Die Ergebnisse der Bildungsheterogenitätsanalyse für die anderen Variablen zur wirtschaftlichen Stabilität sind ebenfalls statistisch nicht signifikant und ergeben kein eindeutiges, robustes Bild. Tendenziell scheinen die Koeffizienten darauf hinzudeuten, dass die Reform sowohl in bildungsnahen als auch bildungsfernen Haushalten zu einer Reduktion des jährlichen Haushaltseinkommens geführt hat. Die Armutsgefährdung scheint insbesondere für Haushalte mit niedrigeren Bildungsabschlüssen gestiegen und für Haushalte mit höheren Bildungsabschlüssen gesunken zu sein. Hingegen deuten die Ergebnisse an, dass die Wahrscheinlichkeit, unter die Armutsgrenze zu fallen, für beide Typen von Haushalten durch die Reform gesunken ist – für Haushalte mit höheren Bildungsabschlüssen in größerem Maße als für Haushalte mit niedrigerem Bildungsniveau.

Ergänzend zu den Heterogenitätsanalysen über verschiedene Bildungsniveaus berichten wir Schätzer aus Quantilsregressionen, mit deren Hilfe die Wirkung der Reform auf die gesamte Einkommensverteilung bestimmt werden kann. Damit sind Aussagen über die Reformeffekte nicht mehr auf einen Mittelwert beschränkt, sondern können in Beziehung zur Verteilung der abhängigen Variable gesetzt werden. In Anlehnung an Koenker und Bassett (1978) schätzen wir Quantilsregressionen des Treatmenteffektes unseres DiD-Modells für die Kindergeldreform. Dabei wird ein Schätzwert der Reformwirkung für jedes Quantil oder Perzentil der Verteilung der abhängigen Variablen errechnet. Am Median, dem 50. Perzentil, bedeutet der Schätzwert für den Bruttoverdienst, dass die Reform die entsprechende Wirkung für den Medianverdiener in der Treatmentgruppe im Vergleich zum Medianverdiener in der Kontrollgruppe entfaltet. Technisch wird dabei wie im DiD-Modell eine Differenz innerhalb

der Treatmentgruppe und eine innerhalb der Kontrollgruppe jeweils über die Zeit gebildet. Die beiden Differenzen werden subtrahiert, sodass der Treatmenteffekt trotz gleichzeitiger gemeinsamer Veränderungen identifiziert wird (vgl. Kapitel IV Abschnitt IV.3 für eine detaillierte Beschreibung). Im Gegensatz zu den vorangegangenen Wirkungsanalysen wird hierbei kein Mittelwertschätzer verwendet, sondern eben ein Quantilsschätzer. Das bedeutet, dass die doppelte Differenz des DiD-Modells anhand der Ausprägungen der abhängigen Variable an einem bestimmten Perzentil der vier verwendeten Verteilungen gebildet wird. Ein Beispiel: Nehmen wir an, in der Treatmentgruppe betrüge das Einkommen am Median vor der Reform 500 € und nach der Reform 600 €. In der Kontrollgruppe läge das Medianeinkommen vor der Reform bei 700 € und nachher bei 750 €. Der Treatmenteffekt am Median wäre 50 € (entspricht $[600-500]-[750-700]$). Wie am Median wird nun der Treatmenteffekt an jedem Perzentil der Verteilung berechnet und ergibt ein Gesamtbild der Reformwirkung über die Verteilung der abhängigen Variable. Da verschiedene Verteilungen verglichen werden, ist auf der Abszisse nicht ein Wert der abhängigen Variablen sondern das Quantil der Verteilung konstant gehalten. Wie im obigen Beispiel dargestellt, lässt sich kein konkreter Wert in Euro auf der Achse abtragen. Um dennoch eine Einordnung der Schätzer vornehmen zu können, werden Punkte der Verteilungen der untersuchten Variablen für die interessierende Treatmentgruppe in Tabelle 27 ausgewiesen.

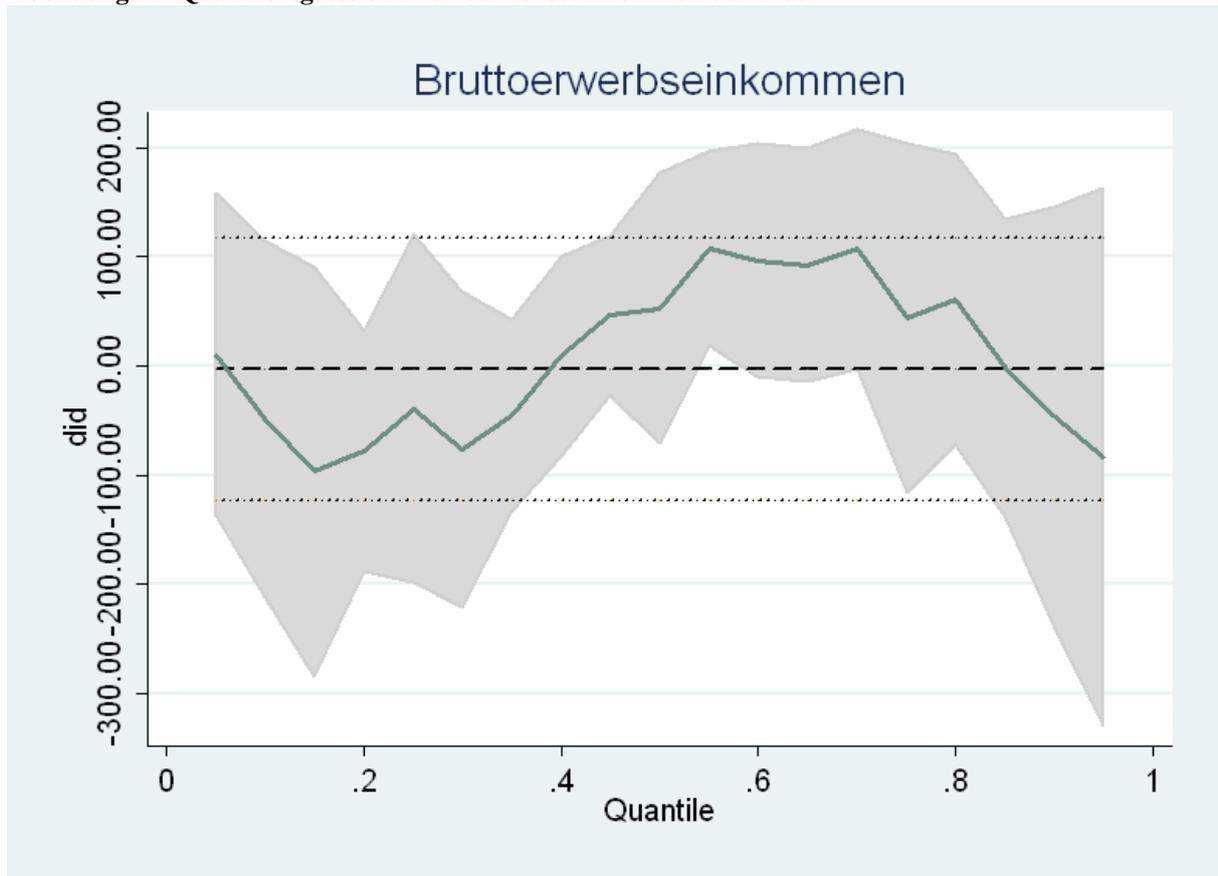
Tabelle 27: Verteilung der Variablen der Quantilsregressionen in der Treatmentgruppe

abhängige Variable	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
Bruttoerwerbseinkommen	286	614	1074	1636	2147
Bruttoerwerbseinkommen (Partner)	1687	2045	2556	3454	4602
reales HH-Äquivalenzeinkommen	12962	15705	19726	25116	32772

Anmerkungen: Mit Q10 wird das 10-Prozent-Quantil beschrieben. Q25, Q50, Q75 und Q90 sind entsprechend zu interpretieren.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Abbildung 11: Quantilsregression Bruttoerwerbseinkommen der Frau



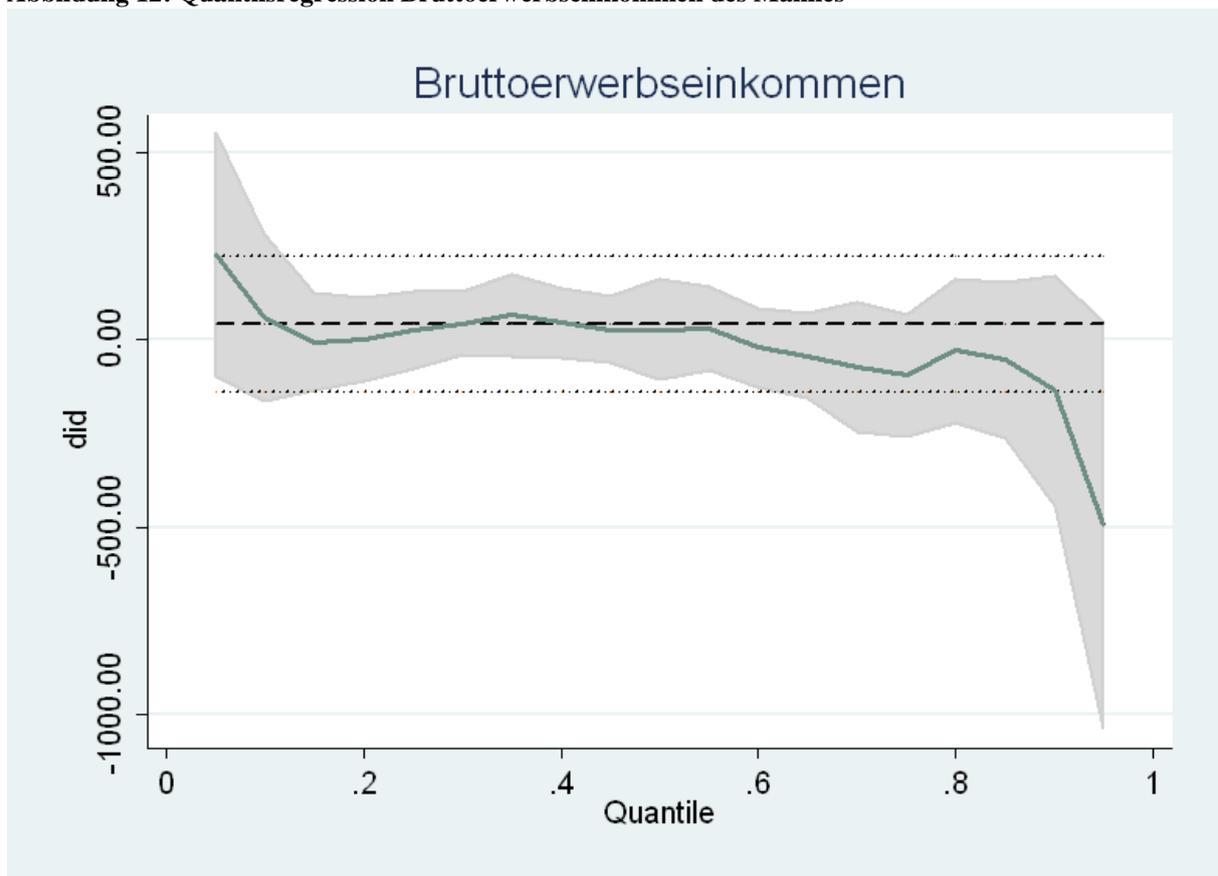
Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als Quantilsregressionskoeffizienten. Der graue Bereich um die Linie der Koeffizienten ist das 90-Prozent-Konfidenzintervall aus Bootstrap-Standardfehlern. Die fett gestrichelte Linie ist der OLS-Schätzer mit Konfidenzintervall als gepunktete Linien. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen, Stata-ado grqreg von Joao Pedro Azevedo.

In Abbildung 11 sind die Quantilsschätzer für die Reformwirkung auf das reale Bruttoerwerbseinkommen von erwerbstätigen Müttern mit Partner und ohne Migrationshintergrund zu sehen. Aus technischen Gründen ist eine Gewichtung der Ergebnisse wie in den vorigen Schätzungen bei Quantilsregressionen nicht möglich, weshalb es Abweichungen in den Ergebnissen geben kann. Da die Überrepräsentierung von Migranten eine Gewichtung zwingend notwendig macht, werden hier nur Ergebnisse für Mütter ohne Migrationshintergrund präsentiert. Die durchgezogene Linie in Abbildung 11 repräsentiert den DiD-Schätzer für jeden Punkt der auf der horizontalen Achse abgetragenen Verteilung des Bruttoerwerbseinkommens mit dem 90-Prozent-Konfidenzintervall in grauer Färbung. Zunächst sollte angemerkt werden, dass auch hier an keinem Punkt der Verteilung eine statistisch signifikante Abweichung vom OLS Mittelwertschätzer (gestrichelte Linie mit Konfidenzintervall als gepunktete Linien) vorliegt. Der Punktschätzer der

Quantilsregressionen lässt hingegen ein Muster erkennen, das den bisherigen Ergebnissen entspricht. Am unteren Ende der Verteilung des Erwerbseinkommens liegt der Schätzer im negativen Bereich. Das heißt die Kindergeldreform führt dort tendenziell zu geringeren Verdiensten, die allerdings statistisch nicht von Null zu unterscheiden sind. Das entspricht der Heterogenität über Bildungsniveaus, die ebenfalls einen tendenziell negativen Effekt der Reform bei Niedrigqualifizierten erkennen lässt, welche potentiell am unteren Ende der Einkommensverteilung stehen. Weiter oben in der Verteilung wird der Reformeffekt hingegen positiv, ist aber wiederum statistisch nicht von Null zu unterscheiden außer an einer Stelle knapp über dem Median. Vom OLS-Schätzer, der im Mittel Null ist, weicht er aber auch hier nicht signifikant ab. Je näher die Quantilsschätzer den Rändern der Verteilung kommen, desto ungenauer werden sie, weshalb die Ausschläge am Rand ignoriert werden sollten.

Abbildung 12: Quantilsregression Bruttoerwerbseinkommen des Mannes

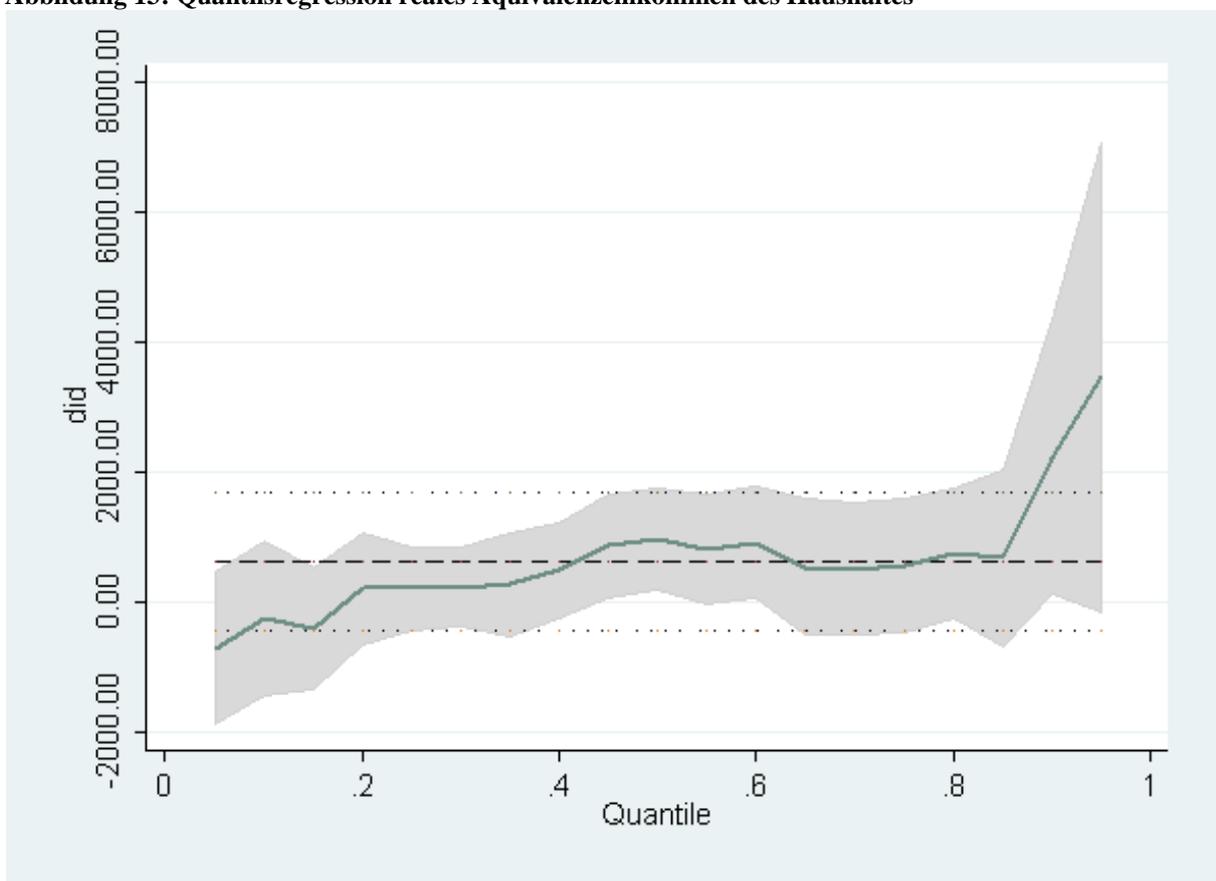


Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als Quantilsregressionskoeffizienten. Der graue Bereich um die Linie der Koeffizienten ist das 90-Prozent-Konfidenzintervall aus Bootstrap-Standardfehlern. Die fett gestrichelte Linie ist der OLS-Schätzer mit Konfidenzintervall als gepunktete Linien. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen, Stata-ado grqreg von Joao Pedro Azevedo.

In Abbildung 12 sind die Quantilsschätzer für das Bruttoerwerbseinkommen von erwerbstätigen Männern abgetragen. Die Ausschläge an den Rändern der Verteilung sind nicht interpretierbar, da die Präzision des Schätzers mit der Nähe zum Rand stark abnimmt. Ansonsten ist der Effekt der Reform auf das Erwerbseinkommen über die gesamte Verteilung nicht statistisch von Null verschieden und auch der Punktschätzer lässt keinerlei Tendenz erkennen. Das Ergebnis ist insofern eine Bestätigung der vorigen Ergebnisse zur Erwerbsbeteiligung der Väter, welche unbeeinflusst blieb, sodass auch die Erwerbseinkommen keinen Effekt zeigen sollten.⁵¹

Abbildung 13: Quantilsregression reales Äquivalenzeinkommen des Haushaltes



Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als Quantilsregressionskoeffizienten. Der graue Bereich um die Linie der Koeffizienten ist das 90-Prozent-Konfidenzintervall aus Bootstrap-Standardfehlern. Die fett gestrichelte Linie ist der OLS-Schätzer mit Konfidenzintervall als gepunktete Linien. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen, Stata-ado grqreg von Joao Pedro Azevedo.

⁵¹ Die Quantilsregressionen für Väter können daher auch als Placebo-Test verstanden werden, um die Validität der Annahmen zu testen. Auch wenn bei den Quantilsregressionen für Mütter keine signifikanten Ergebnisse gefunden werden, ist ein deutlicher Unterschied zwischen den Ergebnissen für Väter und Mütter erkennbar.

Das reale Äquivalenzeinkommen des Haushaltes wird in Abbildung 13 ebenfalls in einer Quantilsregression beschrieben. Auch hier sind sämtliche Schätzer an allen Punkten der Verteilung nicht signifikant von Null verschieden. Der Punktschätzer zeigt wieder ein schwaches Muster, mit tendenziell negativen Effekten unterhalb des 40. Perzentils und positiven Effekten oberhalb. Jedoch ist das Muster deutlich schwächer als für das Erwerbseinkommen der Mütter, was zum einen damit zusammenhängt, dass das Erwerbseinkommen der Mütter einen geringeren Anteil am Haushaltseinkommen ausmacht und zum anderen daran, dass untere Einkommensgruppen insgesamt etwas stärker von der Kindergeldreform profitierten und so etwaige Verdienstaufschläge teilweise ausgeglichen werden.

Im nächsten Schritt überprüfen wir, ob die Größe der Reformwirkung in Zusammenhang mit der Kinderzahl einer Familie steht. Hierfür wiederholen wir die einfachen und erweiterten DiD-Schätzungen ausschließlich für die Subgruppe der Familien mit zwei und mehr Kindern. Da die monetäre Bedeutung der Kindergeldreform in den meisten Fällen mit der Kinderanzahl steigt, würden wir einen stärkeren Effekt der Reform für Zwei- und Mehr-Kind-Familien als für Ein-Kind-Familien erwarten. So ergab die Heterogenitätsanalyse im Abschnitt „Vereinbarkeit von Familie und Beruf“ (vgl. Abschnitt 1.2.2), dass die negativen Reformeffekte auf das Arbeitsangebot von Müttern von zwei oder mehr Kindern stärker waren als für Mütter von einem Kind. Analog vermuten wir, dass sich diese stärker ausgeprägten Arbeitsangebotseffekte auch in den Ergebnissen zum monatlichen Erwerbseinkommen widerspiegeln. Die Schätzergebnisse des Reformeffekts für Familien mit zwei oder mehr Kindern sind in Tabelle 28 zusammengefasst. Auch wenn sich der negative Koeffizient des Reformeffekts auf das monatliche Erwerbseinkommen von Müttern – wie vermutet – leicht vergrößert, so bleiben die Effekte weiterhin statistisch insignifikant. Ebenso werden die Punktschätzer für das Haushalts- und Äquivalenzeinkommen stärker negativ als in der Basisspezifikation, wenn wir die Ergebnisse des bevorzugten Modells ohne gruppenspezifische Trends vergleichen (vgl. Tabelle 22). Anhand der Größe der Standardfehler lässt sich jedoch auch erkennen, dass die Punktschätzer für Familien mit zwei und mehr Kindern sich nicht signifikant von den Ergebnissen der Basisschätzungen unterscheiden. Auch die geschätzten Effekte auf Armutsgefährdung und Armut entsprechen im Wesentlichen denen der Basisspezifikation für die gesamte Stichprobe.

Tabelle 28: Wirkung auf monetäre Wohlstandsindikatoren / Familien mit mindestens zwei Kindern

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Brutto- erwerbs- einkommen	Netto- erwerbs- einkommen	Reales Haushalts- einkommen	Reales Äquivalenz- einkommen	Armut- gefährdung	Armut
Einheit:	Euro/Monat	Euro/Monat	Euro/Jahr	Euro/Jahr	Prozentpunkte	Prozentpunkte
Mit Kontrollen						
DiD	-91,72 (75,9)	-36,52 (45,21)	-713,3 (1243,07)	-721,54 (723,85)	0,0081 (0,0118)	-0,0032 (0,0089)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	5893	5893	5893	5893	5893	5893
<i>R2</i>	0,2636	0,2699	0,2591	0,3205	0,1194	0,0799
Mit Kontrollen						
DiD mit Trends	-73,78 (86,72)	-39,02 (51,78)	-810,89 (2122,29)	-769,44 (1241,91)	-0,0028 (0,0232)	-0,0169 (0,0179)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	5893	5893	5893	5893	5893	5893
<i>R2</i>	0,2636	0,2699	0,2598	0,3210	0,1219	0,0820

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten. Die Treatmentgruppe ist auf Mütter mit mindestens zwei Kindern beschränkt. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Eine andere Gruppe von Müttern, auf die wir den Fokus in der Heterogenitätsanalyse legen, sind Alleinerziehende. Im Kapitel zur Vereinbarkeit von Familie und Beruf haben die Regressionsergebnisse offenbart, dass die Kindergeldreform von 1996 für diese spezielle Gruppe, entgegen dem negativen Effekt in der gesamten Stichprobe, einen positiven Effekt auf das Arbeitsangebot hatte. Dieser positive Effekt setzte sich durch einen signifikanten Anstieg der Teilzeitbeschäftigung und einem positiven, wenn auch nicht signifikanten Anstieg der durchschnittlichen Arbeitszeit zusammen, der im Gegensatz zu den Basisergebnissen nicht mit einem zeitgleichen Rückgang von Vollzeitbeschäftigung einherging.

In Tabelle 29 sind nun die Schätzergebnisse der Reformeffekte für die verschiedenen Indikatoren der wirtschaftlichen Stabilität für die Subgruppe der Alleinerziehenden

zusammengefasst.⁵² Der Effekt der Kindergeldreform auf das monatliche Erwerbseinkommen ist grundsätzlich weder im einfachen noch im erweiterten DiD-Modell signifikant von Null verschieden. Allerdings hängt das Vorzeichen des Punktschätzers davon ab, ob die Schätzung ohne oder mit gruppenspezifischen Trends durchgeführt wird. Den Ergebnissen des einfachen Modells zufolge (obere Tabellenabschnitt), hatte die Reform einen positiven, wenn auch nicht signifikanten Einfluss auf das monatliche Erwerbseinkommen. Dieser Einkommenszuwachs scheint gut mit den vorherigen positiven Beschäftigungseffekten für Alleinerziehende vereinbar zu sein. Im Gegensatz zu den positiven Reformeffekten im einfachen Modell scheinen die Ergebnisse des um gruppenspezifische Trends erweiterten Modells allerdings auf einen negativen Effekt auf das Bruttoerwerbseinkommen und einen sehr kleinen, positiven Effekt auf das Nettoerwerbseinkommen hinzudeuten. Eine Hintergrundanalyse der jahresspezifischen Reformeffekten deutet zudem auf einen möglichen positiven gruppenspezifischen Trend bei dem Erwerbseinkommen hin, so dass aus diesem Grund die Ergebnisse aus dem erweiterten Modell tendenziell zu bevorzugen sind. Hinsichtlich der weiteren Ergebnisvariablen zu Haushaltseinkommen und Armut deuten die jahresspezifischen Reformeffekte auf keinen systematischen Gruppentrend hin. Deshalb konzentrieren wir uns in der Interpretation der Effekte diese Zielgrößen auf die Punktschätzer des einfachen DiD-Modells. Hierbei zeigt sich, dass die Kindergeldreform einen großen und signifikant positiven Effekt auf das jährliche Haushalts- und Äquivalenzeinkommen von Familien mit alleinerziehenden Müttern von rund 4.960 Euro beziehungsweise 2.750 Euro hatte. Diese positiven Zahlen deuten darauf hin, dass mögliche Veränderungen im Erwerbseinkommen durch Anpassungen des Arbeitsangebots von Alleinerziehenden kleiner als der Zuwachs an jährlichen Kindergeldleistungen war, so dass es insgesamt zu einer Erhöhung des durchschnittlichen Haushaltseinkommens kam. Vor diesem Hintergrund erscheinen die Ergebnisse zu Armutsgefährdung und Armut überraschend. Zwar sind die Punktschätzer für diese zwei Armutsindikatoren nicht signifikant von Null verschieden. Die positiven Vorzeichen deuten jedoch darauf hin, dass die Reform womöglich zu einer Erhöhung der Armutsgefährdung und der Armut geführt hat. Demnach scheinen die positiven, mittleren Effekte auf das Haushaltseinkommen sich nicht einfach auf Familien von Alleinerziehenden am unteren Ende der Einkommensverteilung übertragen zu lassen.

⁵² Die Einschränkung der Stichprobe auf alleinerziehende Mütter führt zu einer starken Reduktion der Beobachtungszahl, die für die Analyse verwendet werden können.

Tabelle 29: Wirkung auf monetäre Wohlstandsindikatoren / Alleinerziehende Mütter

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Brutto- erwerbs- einkommen	Netto- erwerbs- einkommen	Reales Haushalts- einkommen	Reales Äquivalenz- einkommen	Armuts- gefährdung	Armut
Einheit:	Euro/Monat	Euro/Monat	Euro/Jahr	Euro/Jahr	Prozentpunkte	Prozentpunkte
Mit Kontrollen						
DiD	104,47 (116,98)	57,28 (76,44)	4956,84** (2031,91)	2748,99* (1572,76)	0,0539 (0,0435)	0,0557 (0,0378)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	2370	2370	2370	2370	2370	2370
<i>R2</i>	0,1690	0,1477	0,2698	0,2209	0,1264	0,0776
Mit Kontrollen						
DiD mit Trends	-157,98 (144,18)	12,38 (105,89)	4258,7* (2171,17)	2109,59 (1525,66)	-0,0454 (0,0703)	-0,1000 (0,0690)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	2370	2370	2370	2370	2370	2370
<i>R2</i>	0,1707	0,1509	0,2703	0,2225	0,1282	0,0833

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten. Die Stichprobe ist auf alleinerziehende Mütter bzw. Frauen ohne Partner beschränkt. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

In der abschließenden Heterogenitätsanalyse überprüfen wir, inwieweit die Reformeffekte vom Migrationshintergrund von Familien beeinflusst werden. In Tabelle 30 sind die Regressionsergebnisse für alle Familien ohne Migrationshintergrund abgetragen. Ein wichtiges Ergebnis aus dem vorangegangenen Kapitel zur Vereinbarkeit von Familie und Beruf war, dass die Reform sich fast ausschließlich auf das Arbeitsangebotsverhalten von Müttern ohne Migrationshintergrund, nicht aber auf das von Müttern mit Migrationshintergrund, ausgewirkt hat. Als Folge der Reform haben Mütter ohne Migrationshintergrund ihr Arbeitsangebot durch eine Verschiebung von Vollzeit- zu Teilzeitarbeit verringert.

Die Ergebnisse in Tabelle 30 scheinen im Grundsatz konsistent mit diesen Arbeitsmarkteffekten zu sein.⁵³ Sowohl das Brutto- als auch das Nettoerwerbseinkommen scheinen innerhalb der Gruppe von Müttern ohne Migrationshintergrund als Folge der Kindergeldreform gesunken zu sein, was vor dem Hintergrund des reduzierten Arbeitsangebots durchaus plausibel ist. Dennoch müssen diese Ergebnisse mit Vorsicht interpretiert werden, da keiner der Punktschätzer in Tabelle 30 signifikant unterschiedlich von Null ist. Ebenso wie in den Basisergebnissen weisen die Ergebnisse für Mütter ohne Migrationshintergrund auf einen potentiell negativen Reformeffekt auf das jährliche Haushalts- und Äquivalenzeinkommen sowie auf eine minimale Erhöhung der Armutsgefährdung und eine marginale Senkung der Armutswahrscheinlichkeit hin.

Tabelle 30: Wirkung auf monetäre Wohlstandsindikatoren / Mütter ohne Migrationshintergrund

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Brutto- erwerbs- einkommen	Netto- erwerbs- einkommen	Reales Haushalts- einkommen	Reales Äquivalenz- einkommen	Armuts- gefährdung	Armut
Einheit:	Euro/Monat	Euro/Monat	Euro/Jahr	Euro/Jahr	Prozentpunkte	Prozentpunkte
Mit Kontrollen						
DiD	-67,16	-37,03	-143,08	-217,16	0,0041	-0,0087
	(80,82)	(48,19)	(1301,69)	(781,44)	(0,0118)	(0,0087)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	4888	4888	4888	4888	4888	4888
<i>R2</i>	0,2417	0,2564	0,2471	0,2599	0,0801	0,0716
Mit Kontrollen						
DiD mit Trends	-32,54	-22,45	-972,46	-807,59	-0,0069	-0,0250
	(91,88)	(55,52)	(2101,38)	(1273,32)	(0,0238)	(0,0169)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	4888	4888	4888	4888	4888	4888
<i>R2</i>	0,2418	0,2564	0,2474	0,2602	0,0807	0,0725

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten. Die Stichprobe ist auf Frauen ohne Migrationshintergrund beschränkt. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

⁵³ Da die hier nicht berichteten Ergebnisse der jahresspezifischen Reformeffekte auf keine gruppenspezifischen Trends hinweisen, erfolgt die Diskussion der Reformeffekte auf Basis der Schätzergebnisse des einfachen DiD-Modells ohne Trends.

2.4. Zusammenfassung und Diskussion

Zusammenfassend halten wir am Ende der Analyse zu den Reformauswirkungen auf die wirtschaftliche Stabilität von Familien zunächst fest, dass die empirischen Ergebnisse im Vergleich zu den Auswirkungen auf das Arbeitsangebotsverhalten wesentlich weniger eindeutig und ausgeprägt sind. In fast allen Spezifikationen sind die Punktschätzer nicht signifikant von Null verschieden und deuten damit an, dass es keinen statistisch belastbaren Reformeffekt auf das durchschnittliche Erwerbseinkommen von Müttern sowie auf die wirtschaftliche Stabilität von Haushalten gab. Dies kann zum Teil auf einer möglichen Schätzungenauigkeit beruhen. Es ist aber auch denkbar, dass es im Zuge der Reform und damit verbundenen Anpassungswirkungen beim Arbeitsangebot zu verschiedenen komplexen Kompensationseffekten gekommen ist, die dazu führen, dass die durchschnittlichen Gesamteffekte kaum von Null zu unterscheiden sind.

Dennoch zeigt eine vorsichtige Interpretation der Basisergebnisse, dass sich das reduzierte Arbeitsangebot von Müttern grundsätzlich in einem niedrigeren monatlichen Erwerbseinkommen widerspiegelt. Gleichzeitig scheint jedoch das durchschnittliche Haushaltseinkommen ebenfalls zu sinken, was darauf hindeutet, dass das Erwerbseinkommen stärker reduziert wurde als das Haushaltseinkommen durch die erhöhten Kindergeldleistungen gesteigert wurde. Darüber hinaus deuten die Ergebnisse darauf hin, dass der Umfang der jährlichen sozialen Transferleistungen eines Haushalts (ohne Kindergeld) leicht zurückgegangen ist. Dies ist trotz der im Durchschnitt sinkenden Haushaltseinkommen erklärbar, da der Verbleib im System der Transferleistungen durch die Erhöhung der Kindergeldleistungen relativ unattraktiver geworden ist (vgl. Kapitel III.1).

Auch die verschiedenen Heterogenitätsanalysen ergeben in den meisten Fällen leider keine signifikanten, statistisch belastbaren neuen Erkenntnisse. So zeigen sich im Gegensatz zu der Bildungsheterogenität der Arbeitsangebotseffekte des vorangegangenen Kapitels keine entsprechenden signifikanten Effekte auf das Erwerbseinkommen. Allerdings weisen die Vorzeichen der geschätzten Koeffizienten sowie die Ergebnisse der Quantilsregressionen darauf hin, dass sich die Reform tendenziell negativ auf das Erwerbseinkommen von Müttern im unteren Bereich der Einkommensverteilung ausgewirkt hat. Dies scheint im Einklang mit den erwarteten negativen Beschäftigungsanreizen der Reform im unteren Einkommensbereich

zu sein, da die Erhöhung des Kindergelds in absoluter und relativer Sicht für diese Einkommensgruppen relativ stark ausgeprägt war.

Die einzige Heterogenitätsanalyse, die signifikante Gruppenunterschiede im Reformeffekt offenbarte, war die separate Analyse von alleinerziehenden Müttern. Die Analyse des Arbeitsangebots zeigte bereits, dass alleinerziehende Mütter ihr Arbeitsangebot als Reaktion auf die Reform tendenziell vergrößerten. Auch wenn sich diese Ausweitung leider nicht signifikant und robust in einer Erhöhung des monatlichen Erwerbseinkommens von Alleinerziehenden widerspiegelt, so gilt dennoch, dass das durchschnittliche Haushaltseinkommen sowie das Äquivalenzeinkommen von Familien mit alleinerziehenden Müttern durch die Reform signifikant gestiegen sind. Somit scheinen die Ergebnisse zu belegen, dass die Reform zu einer Verbesserung der wirtschaftlichen Stabilität von Familien mit alleinerziehenden Müttern geführt hat.

Die Heterogenitätsanalyse hinsichtlich der Familiengröße ergab keine starken Unterschiede der Reformeffekte zwischen Ein- und Mehrkindfamilien. Gleiches gilt für die Untersuchungen in Abhängigkeit des Migrationshintergrunds der Mütter. Die Schätzergebnisse des Reformeffekts für diese Subgruppe weichen nur unwesentlich von denen der Basisanalyse ab.

Eine Erhöhung der Kindergeldleistungen führt zu keinen signifikanten Auswirkungen auf die gesamtwirtschaftliche Situation von Familien. Alle im Folgenden benannten Schätzungen sind Mittelwerte, die statistisch nicht von Null zu unterscheiden sind. Bei einer vergleichbaren Kindergeldreform, die die Leistungen im Durchschnitt jedoch nur um einen Euro pro Monat und Kind erhöht, steht einem durchschnittlichen Rückgang der Nettoarbeitseinkommen um 26 Euro und der Transferzahlungen um 9 Euro ein Anstieg der Kindergeldleistungen um 22 Euro pro Jahr und Mutter gegenüber (vgl. Kapitel VI.2.2, Tabelle 42)⁵⁴. Die direkten Kosten der Reform von 210,4 Mio. Euro werden durch die verringerten Erwerbseinkommen weiter erhöht. Der Ausfall an Steuereinnahmen und Einnahmen der Sozialversicherungen summiert sich auf 258,6 Mio. Euro, bei einer Verringerung der Transferausgaben um 45,6 Mio. Euro (vgl. Kapitel VI.2.2, Tabelle 44). Damit sind die tatsächlichen Kosten der Kindergeldreform doppelt so hoch wie die direkten Kosten.

⁵⁴ Diese Hochrechnung gilt wenn alle Mütter mit Kindern von 6 bis unter 18 Jahren zugrunde gelegt werden.

3. Soziale Teilhabe

Neben der Bedeutung von Kindergeld und Kinderfreibetrag auf das Arbeitsangebot von Müttern sowie auf die wirtschaftliche Stabilität von Familien ist es auch von Interesse, inwieweit es durch die Kindergeldreform von 1996 zu einer Förderung der sozialen Teilhabe von Familien gekommen ist. Im Kapitel zur Vereinbarkeit von Familie und Beruf in Bezug auf das Erwerbsleben wurde ein Teilaspekt der sozialen Teilhabe bereits untersucht, da die Beteiligung am Arbeitsmarkt wichtige soziale Kontaktmöglichkeiten und Anschluss an ein soziales Netz bietet. In der folgenden Analyse konzentrieren wir uns auf die Wirkung der Kindergeldreform auf verschiedene weitere Indikatoren der sozialen Teilhabe.

3.1. Methodik und abhängige Variablen

Die empirische Methode sowie die Datenbasis und Stichprobenauswahl bei der Untersuchung der Reformeffekte auf die soziale Teilhabe entsprechen denen der vorangegangenen Kapitel (vgl. ausführliche Methoden- und Datenbeschreibung in Kapitel IV, Abschnitt IV). Das bedeutet, dass wir auf Basis der SOEP-Daten von 1992 bis einschließlich 1998 verschiedene DiD-Modelle schätzen, bei denen die Treatmentgruppe aus 25- bis 55-jährigen Müttern besteht, die in den Alten Bundesländern wohnen, einen Partner haben und deren jüngstes Kind zwischen 7 und 18 Jahren alt ist. Die Kontrollgruppe besteht aus Frauen in der gleichen Altersgruppe, die ebenfalls in den Alten Bundesländern wohnen und einen Partner haben, jedoch kinderlos sind. Alle im Folgenden präsentierten Ergebnisse beruhen auf Schätzungen, bei denen für die bereits bekannten soziodemographischen Variablen kontrolliert wird (das Alter der Frauen, Indikatoren über deren Bildungsstand und Migrationshintergrund, Indikatorvariablen zum Wohnen in Miet- oder Eigentumswohnungen, Dummy-Variablen für Bundesland und Befragungsmonat sowie Variablen zum Alter, Bildungsstand und Migrationshintergrund des Partners).

Im SOEP-Datensatz stehen verschiedene Variablen zur Verfügung, anhand derer die Reformauswirkung auf die soziale Teilhabe untersucht werden kann. Diese lassen sich in drei Variablengruppen unterteilen. Die erste Gruppe an Indikatoren bezieht sich auf die Zeitverwendung in der Freizeit. Die abhängigen Variablen messen die Häufigkeit von sieben verschiedenen Freizeitaktivitäten. Hierzu zählen der Besuch von kulturellen Veranstaltungen (z.B. Konzerte, Theater, Vorträge); der Besuch von Kinos, Popkonzerten, Tanzveranstaltungen; aktiver Sport; Geselligkeit mit Freunden, Verwandten oder Nachbarn;

politisches Engagement (Beteiligung in Bürgerinitiativen, in Parteien, in der Kommunalpolitik); ehrenamtliche Tätigkeiten in Vereinen, Verbänden oder sozialen Diensten; Mithilfe bei Freunden, Verwandten oder Nachbarn, wenn etwas zu tun ist (Nachbarschaftshilfe). Diese Variablen sind so kodiert, dass sie den Wert „1“ annehmen, wenn die Aktivität „jede Woche“ oder „jeden Monat“ ausgeübt wird, und den Wert „0“ annehmen, wenn die Aktivität seltener oder nie ausgeübt wird. All diese Zielgrößen wurden in den Jahren 1993 bis 1998 im SOEP-Fragebogen erfasst. Die Ausnahme sind die Aspekte „Geselligkeit mit Freunden“ und „Nachbarhilfe“, welche jeweils nicht in den Jahren 1995 und 1998 erfragt wurden und für die aus diesem Grund weniger Beobachtungen für die Analyse zur Verfügung stehen.

Ergänzend zu den Informationen über soziale Aktivitäten in der Freizeit umfasst die zweite Variablengruppe sieben Zielgrößen, die die alltägliche Zeitverwendung für verschiedenste Tätigkeiten messen. Mithilfe dieser Variablen können Rückschlüsse darüber gewonnen werden, inwieweit die Politikreform die durchschnittliche Zeitallokation von Müttern beeinflusst hat. Die entsprechende Frage im SOEP-Fragebogen lautet: „Wie sieht gegenwärtig Ihr normaler Alltag aus? Wie viele Stunden pro Tag entfallen bei Ihnen an einem durchschnittlichen Werktag auf ...?“ Die sieben verschiedenen Zeitverwendungskategorien umfassen: Zeit für Hobbies und sonstige Freizeitbeschäftigungen; für Reparaturen am Haus, in der Wohnung, am Auto, Gartenarbeit; für Aus- und Weiterbildung, Lernen (auch Schule, Studium); für Hausarbeit (Waschen, Kochen, Putzen); für Berufstätigkeit, Lehre (Zeiten einschließlich Arbeitsweg, auch nebenberufliche Tätigkeit); für Kinderbetreuung; für Besorgungen (Einkaufen, Beschaffungen, Behördengänge).

Die letzte Variablengruppe ergänzt die bisherigen Angaben zu Freizeitaktivitäten und Zeitallokation im Alltag durch Informationen über das subjektive Wohlbefinden, das durch die Zufriedenheit mit acht verschiedenen Lebensaspekten erfasst wird. Auf einer Skala von 0 (ganz und gar unzufrieden) bis 10 (ganz und gar zufrieden) geben die Befragten an, inwieweit sie zufrieden sind: mit ihrem gegenwärtigem Leben („alles in allem“), mit ihrer Gesundheit, mit ihrer Arbeit, mit ihrer Tätigkeit im Haushalt, mit dem Einkommen ihres Haushalts, mit ihrer Wohnung, mit ihrer Freizeit und mit ihrem Lebensstandard insgesamt. Die meisten dieser Aspekte wurden durchgängig von 1992 bis 1998 im SOEP erfragt. Nur in drei Fällen gibt es jeweils in einem Jahr keine Beobachtungen („Haushaltstätigkeit“ fehlt 1993; „Freizeit“ fehlt 1995; „Lebensstandard“ fehlt 1994).

3.2. Ergebnisse

Die Ergebnisse der einfachen und der erweiterten DiD-Modelle werden im Folgenden einzeln für die Aspekte Häufigkeit von Freizeitaktivitäten, Zeitverwendung im Alltag sowie Zufriedenheit mit verschiedenen Lebensbereichen präsentiert.

3.2.1. Basisergebnisse

In Tabelle 31 sind die Ergebnisse zur sozialen Teilhabe in Form von verschiedenen Freizeitaktivitäten zusammengefasst. Die geschätzten Koeffizienten geben jeweils den marginalen Effekt der Kindergeldreform von 1996 auf die Wahrscheinlichkeit einer bestimmten Aktivität häufig nachzugehen an. Da unsere Hintergrundanalysen auf keine systematischen Zeittrends hinwiesen, konzentrieren wir uns auf die Ergebnisse des einfachen DiD-Modells. Es zeigt sich, dass die Punktschätzer generell sehr klein sind und sich bis auf eine Ausnahme nicht signifikant von Null unterscheiden. Die einzige Kategorie, die durch die Kindergeldreform begünstigt worden zu sein scheint, betrifft die Ausübung von aktivem Sport. Der positive, schwach signifikante Effekt deutet eine Erhöhung der Wahrscheinlichkeit, dass Mütter mindestens einmal im Monat Sport betreiben, um durchschnittlich rund 6 Prozentpunkte an. Es ist denkbar, dass diese Steigerung der sportlichen Aktivitäten durch die Reduktion der Arbeitszeit und insbesondere die Verschiebung von Vollzeit- zu Teilzeitbeschäftigung ermöglicht wurde.

Da so gut wie keine statistisch signifikanten Effekte auf die Teilnahmeentscheidungen in den verschiedenen Dimensionen der sozialen Teilhabe in der Freizeit gemessen werden konnten, stellt sich die Frage, inwiefern die Zeitaufwendung für alternative, nicht freizeitbezogene Aktivitäten beeinflusst wurde. Hierüber geben die Ergebnisse in Tabelle 32 Aufschluss. Die Koeffizienten geben an, um wie viele Stunden Mütter ihre Zeitverwendung für bestimmte Aktivitäten an einem durchschnittlichen Werktag als Reaktion auf die Reform anpassen. Wiederum sind in den Daten keine gruppenspezifischen Trends zu erkennen. Darüber hinaus gilt ebenso, dass die Reform für die meisten Kategorien der Zeitverwendung – wie beispielsweise Ausbildung, Hausarbeit und Besorgungen – keine signifikanten Auswirkungen hatte. Bemerkenswert ist, dass jedoch ein signifikanter Anstieg der Zeitverwendung der Mütter für Kinderbetreuung zu verzeichnen ist, der sich pro Werktag im Mittel auf fast eine halbe Stunde beläuft. Ein Teil dieser zusätzlichen Zeitverwendung für Kinderbetreuung scheint möglicherweise durch eine Reduktion der Zeit, die für Hobbies aufgewendet wird,

kompensiert zu werden. Darüber hinaus lässt sich diese Ausweitung der Zeit, die auf die Kinderbetreuung entfällt, auch mit der Verschiebung von Beschäftigung von Vollzeit- zu Teilzeitarbeit, auf die die Ergebnisse in Kapitel IV, Abschnitt 1.2 hindeuten, in Einklang bringen. Einschränkend muss hier jedoch erwähnt werden, dass im verwendeten DiD-Modell die Veränderungen in der Zeitverwendung von Müttern mit Kinderlosen verglichen werden, welche per se keinen Zeitaufwand für die Betreuung eigener Kinder haben. Deshalb entfällt bei dieser Analyse die Korrektur durch die Kontrollgruppe, sodass der positive Effekt ebenso gut ein allgemeiner Trend zu mehr eigener Betreuungszeit sein kann. Wir können den Anstieg in der Betreuungszeit daher nicht auf die Kindergeldreform zurückführen. Der negative Koeffizient für die Zeitaufwendung für den Beruf in Spalte (5) ist zwar nicht signifikant, ist von der angedeuteten Wirkungsrichtung jedoch mit den Arbeitsmarktergebnissen konsistent.

Auch wenn die bisherigen Ergebnisse keine massiven Effekte der Kindergeldreform auf die verschiedenen Maße an sozialer Teilhabe und Zeitverwendung implizierten, so wäre eine mögliche Konsequenz dieser Politikreform eine Veränderung der Zufriedenheit mit verschiedenen Lebensaspekten. Die Ergebnisse in Tabelle 33 weisen jedoch auf keine derartigen Wirkungen hin. In keinem der untersuchten einzelnen Lebensbereiche (Spalten 2 – 8) wurde die Zufriedenheit signifikant durch die Reform beeinflusst. Auch der durchschnittliche Effekt auf die allgemeine Lebenszufriedenheit ist quantitativ vernachlässigbar und statistisch nicht signifikant. In allen Schätzungen weisen die sehr großen Standardfehler darauf hin, dass es im Mittel keine Reformeffekte gab.

Tabelle 31: Wirkung auf Indikatoren der sozialen Teilhabe / Paare

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Einheit:	Kultur Prozentpunkte	Kino/Tanz Prozentpunkte	Sport Prozentpunkte	Gesellig Prozentpunkte	Politisch Prozentpunkte	Ehrenamt Prozentpunkte	Nachbarhilfe Prozentpunkte
Mit Kontrollen							
DiD	0,0359	-0,00882	0,0584*	0,0339	-0,00575	-0,00228	-0,0481
	(0,0220)	(0,0276)	(0,0341)	(0,0311)	(0,00910)	(0,0223)	(0,0472)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	6049	6048	6025	3898	6024	6035	3885
<i>R²</i>	0,102	0,109	0,156	0,052	0,045	0,066	0,036
Mit Kontrollen							
DiD mit Trends	0,0254	0,0188	0,0717	0,0123	0,00546	0,0153	-0,00700
	(0,0351)	(0,0491)	(0,0503)	(0,0715)	(0,0136)	(0,0321)	(0,0909)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	6049	6048	6025	3898	6024	6035	3885
<i>R²</i>	0,110	0,109	0,159	0,052	0,046	0,067	0,037

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten (Differenz-in-Differenzen-Schätzung). Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Tabelle 32: Wirkung auf Zeitverwendung / Paare

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Einheit:	Hobbies Stunden	Reparatur Stunden	Ausbildung Stunden	Hausarbeit Stunden	Beruf Stunden	Kinderbetreuung Stunden	Besorgungen Stunden
Mit Kontrollen							
DiD	-0,171*	-0,0187	-0,0672	0,00376	-0,0227	0,513***	0,0130
	(0,0973)	(0,0592)	(0,0777)	(0,108)	(0,231)	(0,157)	(0,0632)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	6717	6453	6222	6883	6527	6474	6841
<i>R²</i>	0,056	0,129	0,079	0,220	0,218	0,213	0,056
Mit Kontrollen							
DiD mit Trends	0,201	0,100	-0,0284	-0,00189	-0,234	0,120	0,143
	(0,159)	(0,0909)	(0,113)	(0,169)	(0,294)	(0,174)	(0,121)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	6717	6453	6222	6883	6527	6474	6841
<i>R²</i>	0,057	0,129	0,080	0,221	0,218	0,215	0,056

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten (Differenz-in-Differenzen-Schätzung). Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Tabelle 33: Wirkung auf verschiedene Zufriedenheitsmaße / Paare

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Allgemein	Gesundheit	Arbeit	Haushalts- tätigkeit	HH- Einkommen	Wohnung	Freizeit	Lebens- standard
Einheit:	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte
Mit Kontrollen								
DiD	-0,0707	0,0082	0,1978	-0,1065	0,0251	0,0702	-0,0253	0,1767
	(0,1060)	(0,1260)	(0,1438)	(0,1379)	(0,1291)	(0,1427)	(0,1529)	(0,1125)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	6981	6986	5006	5675	6953	6976	5952	6068
R^2	0,0566	0,0704	0,0449	0,0468	0,0960	0,1392	0,0384	0,0981
Mit Kontrollen								
DiD mit Trends	0,0748	0,1300	0,0361	-0,3714	-0,0298	0,2426	0,1435	0,1802
	(0,1940)	(0,2029)	(0,2577)	(0,2269)	(0,2281)	(0,2215)	(0,3128)	(0,1870)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	6981	6986	5006	5675	6953	6976	5952	6068
R^2	0,0600	0,0722	0,0510	0,0488	0,0994	0,1395	0,0397	0,0994

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten (Differenz-in-Differenzen-Schätzung). Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1999, eigene Berechnungen.

3.2.2. Heterogenitätsanalysen

In diesem Abschnitt gehen wir kurz auf die Ergebnisse der Heterogenitätsanalysen ein, deren Struktur analog zu den vorangegangenen Kapiteln ist. Alle vier Heterogenitätsanalysen bezüglich Bildungsniveau, Kinderzahl, Familientyp (Alleinerziehende) sowie Migrationshintergrund liefern im Vergleich zur Basisanalyse keine wesentlichen neuen Erkenntnisse und sind mehrheitlich – wie zuvor – statistisch nicht signifikant. Aus diesem Grund fassen wir der Übersichtlichkeit halber die wesentlichen signifikanten Ergebnisse im Folgenden zusammen und verweisen auf die dazugehörigen detaillierten Tabellen im Anhang.

Die Analyse der Bildungsheterogenität der Reformeffekte zeigt, dass die oben genannte positive Ausweitung der sportlichen Aktivitäten in der Freizeit (Basisergebnisse) ausschließlich auf Mütter in Haushalten mit niedrigeren Bildungsabschlüssen zurückzuführen sind (vgl. Tabelle A 5 bis Tabelle A 16). Die Wahrscheinlichkeit mindestens einmal im Monat aktiv Sport zu betreiben stieg in dieser Gruppe um 8 Prozentpunkte. Hingegen führte die Kindergeldreform den empirischen Ergebnisse zufolge bei Müttern aus Haushalten mit höherem Bildungshintergrund zu einem Zuwachs an sozialer Teilhabe bezüglich kultureller Veranstaltungen – und zwar um fast 10 Prozentpunkte. Die in den Basisergebnissen gefundene Verschiebung in der Zeitverwendung von Hobbies und Kinderbetreuung ist ebenfalls ausschließlich auf eine Gruppe zurückzuführen, nämlich auf Mütter aus bildungsferneren Haushalten.

Die Heterogenitätsanalysen hinsichtlich der Kinderzahl deuten darauf hin, dass der positive Effekt der Kindergeldreform auf sportliche Aktivitäten bei Familien mit mindestens zwei Kindern ausgeprägter zu sein scheint. Die Effekte werden präziser geschätzt als bei der Hinzunahme von Ein-Kind-Familien (Basisergebnisse), was zu kleineren Standardfehlern und teilweise statistisch signifikanten Ergebnissen führt. Hinsichtlich der Zeitallokation im Haushalt scheint es jedoch keine Unterschiede der Reformeffekte in Abhängigkeit der Kinderzahl zu geben. Die empirische Analyse der Zufriedenheitsmaße zeigt, dass es bei Familien mit mindestens zwei Kindern durch die Reform zu einer positiven, schwach signifikanten Zunahme hinsichtlich der Zufriedenheit mit ihrem Lebensstandard kam. Möglicherweise ist dies auf die größeren monetären kinderbezogenen Leistungen zurückzuführen, die Familien mit mehreren Kindern im Vergleich zu Ein-Kind-Familien beziehen.

Die separaten Untersuchungen für alleinerziehende Mütter ergeben sowohl hinsichtlich der sozialen Teilhabe durch Freizeitaktivitäten als auch hinsichtlich der Zeitallokation im Alltag, sowie bezüglich der Zufriedenheitsmaße keine signifikanten und robusten Reaktionen auf die Kindergeldreform. Dies ist vor dem Hintergrund des positiven Einkommenszuwachses auf Haushaltsebene (vgl. Kapitel IV, Abschnitt 2.3.2) unerwartet. Die letzte Heterogenitätsanalyse hinsichtlich des Migrationshintergrunds ergab, dass sich die Ergebnisse für die Subgruppe der Mütter ohne Migrationshintergrund im Wesentlichen nicht von denen der Basisergebnisse unterscheiden.

3.3. Zusammenfassung und Diskussion

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass die Kindergeldreform von 1996 so gut wie keine starken und signifikanten Effekte auf die verschiedenen Maße der sozialen Teilhabe, Zeitverwendung sowie Zufriedenheit mit bestimmten Lebensbereichen hatte. Ebenso wie bei der Analyse der Auswirkungen der wirtschaftlichen Stabilität ist es denkbar, dass dies durch die Komplexität der Veränderung und individuellen Anpassungs- und Kompensationseffekte der betroffenen Familien zurückzuführen ist. Die Ausweitung sportlicher und kultureller Aktivitäten stellt einen positiven Aspekt der Reform dar, wenngleich dies – vermutlich aufgrund der geringen Größe der allgemeinen Effekte hinsichtlich des Arbeitsangebots sowie der wirtschaftlichen Stabilität – keine Änderung der Lebenszufriedenheit nach sich zog. Generell scheinen Frauen mehr Zeit für die Kinderbetreuung aufzuwenden, was teilweise durch die Verschiebung von Voll- zu Teilzeit und reduzierte Freizeit (Hobbies) möglich zu werden schien. Wirkungen auf die Zeit für Kinderbetreuung können jedoch wegen der nicht adäquaten Kontrollgruppe nicht auf die Kindergeldreform zurückgeführt werden, da ein allgemeiner Trend hin zu mehr Betreuung nicht ausgeschlossen werden kann.

4. Fertilität / Erfüllung von Kinderwünschen

Der folgende Abschnitt untersucht, inwieweit die Kindergeldreform die Realisierung von Kinderwünschen erleichtert hat und ob die Geburtenrate angestiegen ist.

4.1. Methodik

Wie auch bereits in den vorangegangenen Kapiteln werden wir zur Ermittlung der Effekte durch die Erhöhung des Kindergeldes auf die Geburtenrate ein DiD-Modell schätzen. Allerdings müssen hierzu die Definitionen der Treatment- und Kontrollgruppe den besonderen Bedingungen der Fragestellung angepasst werden. Im Speziellen können in dieser Analyse Kinderlose nicht mehr als Kontrollgruppe dienen. Anspruchsberechtigt für Kindergeldleistungen wird jeder, der ein Kind bekommt, weshalb der Anreizcharakter des Kindergeldes auf die Geburtenrate auch für Kinderlose gilt. Anstatt des DiD-Modells eine einfache Vorher-Nachher-Analyse anzuwenden, ist nach wie vor nicht sinnvoll, da grundsätzliche Trends in der Geburtenrate vorliegen können und, was entscheidend ist, andere gleichzeitige Reformen wie der Rechtsanspruch auf einen Betreuungsplatz im Kindergarten in der Wirkung nicht zu unterscheiden wären. Daher greifen wir für die Identifizierung des Effektes auf die unterschiedlich starke Auswirkung der Kindergeldreform über die Einkommensverteilung zurück. Wie bereits in anderen Kapiteln erwähnt, kann nicht das Einkommen selbst zur Bestimmung der Treatment- und Kontrollgruppen verwendet werden, da es endogen bestimmt wird. Das Einkommen wird über die Arbeitsmarktreaktion direkt von der Kindergeldreform beeinflusst und ist zudem kein guter Prädiktor des Einkommens nach einer Geburt, welches aber bestimmt, wie groß der Reformeffekt ausfällt.

Als Annäherung an das potentielle Einkommen verwenden wir daher wie in den Heterogenitätsanalysen das Bildungsniveau als exogenen Einkommensindikator. Wir definieren in zwei Varianten eine Unterscheidung anhand des Bildungsniveaus der untersuchten Personen, wobei die Treatmentgruppe grundsätzlich von Personen mit der relativ niedrigeren Qualifikation gebildet wird, da diese stärker von der Reform betroffen sind. Spiegelbildlich zu den Heterogenitätsanalysen wird eine Treatmentgruppe gebildet, in der keiner der Partner ein hohes Bildungsniveau erreicht. Hohe Bildung ist definiert als Stufe 4 der ISCED-Skala oder höher, d.h. mindestens Fachhochschulreife oder Abitur und eine weitere Berufsausbildung oder ein Hochschulabschluss. Damit erreichen beide Partner höchstens Stufe 3 der ISCED-Skala. Niedrigere Qualifikation wird als Proxy eines niedrigeren

Einkommens verwendet und stellt damit die Gruppe der von der Reform stark betroffenen dar. Gegenüber der Kontrollgruppe mit höherer Qualifikation sollte daher ein positiver Effekt der Kindergeldreform auf die Geburtenwahrscheinlichkeit eintreten. In der Kontrollgruppe werden alle Paare zusammengefasst, bei denen mindestens einer der Partner einen hohen Schulabschluss (ISCED 4 oder höher) hat. Um die Robustheit unserer Ergebnisse zu erhöhen und möglichst viel Variation auszunutzen, definieren wir einen weiteren Ansatz zur Bestimmung der Treatmentgruppe, der niedriges Bildungsniveau abbildet. In der zweiten Variante erreicht in der Treatmentgruppe mindestens ein Partner höchstens ISCED-Level 2, also höchstens einen Realschulabschluss ohne weiterführende Ausbildung. Diese Gruppe steht ebenfalls für ein niedriges Potentialeinkommen und damit starke Reformwirkungen. Gegenüber den höheren Potentialeinkommen in der Kontrollgruppe ist hier auch ein positiver Effekt auf die Geburtenrate zu erwarten. Die Kontrollgruppe setzt sich aus all jenen Paaren zusammen, bei denen beide Partner einen Schulabschluss haben, der mindestens ISCED-Stufe 3 entspricht. Feinere Abstufungen des Bildungsniveaus vorzunehmen würde die Anzahl der Beobachtungen von Geburten zu sehr verringern und keine seriöse Aussage mehr zulassen.

In diesem abgewandelten DiD-Modell wird der Treatment-Effekt für die Betroffenen durch den Interaktionsterm von „Post-reform1996“ und “Treatmentgruppe“ geschätzt, genau wie im bisherigen DiD-Modell.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \text{"Gruppe mit niedriger Qualifikation"} + \beta_2 \text{"Post - reform1996"} + \tau(\text{"Gruppe mit niedriger Qualifikation"} \times \text{"Post - reform1996"}) + X' \gamma + \varepsilon \quad (5)$$

Die abhängige Geburtenvariable Y wird wie bisher auf individuellem Niveau gebildet. Geburten werden als Dummy dargestellt, mit 0 für keine Geburt und 1 für eine Geburt. Ein Effekt des Kindergeldes auf die Geburtenrate geht auf ein rationales Kalkül zurück, weshalb auch die abhängige Variable den Zeitpunkt der Entscheidung über eine Schwangerschaft abbilden sollte. Dazu wird die abhängige Variable gebildet, indem Geburten, die 12 bis 23 Monate nach dem Beobachtungszeitpunkt auftreten, verwendet werden. Dadurch verkleinert sich die Stichprobe weiter, da nur Individuen aufgenommen werden können, die auch in den Folgejahren befragt werden. Die Indikatorvariable für die Treatmentgruppe mit niedriger Qualifikation kontrolliert für zeitinvariante Unterschiede in den Geburtenraten zwischen höher und niedriger qualifizierten potentiellen Eltern. Der Indikator für Post-Reform 1996 ist 0 für alle Perioden vor 1996 und 1 für alle ab 1996. Die Variable kontrolliert für gemeinsame

Veränderungen der Geburtenrate über die Zeit und erzeugt damit das Kontrafaktum einer Geburtenrate, die die Treatmentgruppe ohne das Auftreten der Reform aufgewiesen hätte. Der Treatmenteffekt τ beschreibt die durch die Reform hervorgerufene Veränderung der Geburtenrate in der Treatmentgruppe mit niedriger Qualifikation.

Um eine Vergleichbarkeit der Ergebnisse zu offiziellen Geburtenstatistiken herzustellen, wird die Stichprobe auf bis 49-jährige Frauen beschränkt, die jüngsten befragten Frauen sind 17 Jahre alt. Damit lässt sich ein Rückschluss auf die Wirkung herstellen, die das Kindergeld auf die zusammengefasste Geburtenziffer hat.

Die Analyse der Wirkung auf die individuelle Geburtenwahrscheinlichkeit differenziert zwischen verschiedenen Familienformen. Die Wirkung über alle Familientypen hinweg ist wenig aussagekräftig, da die Entscheidungen über die Familiengründung im Allgemeinen und über ein weiteres Kind von sehr unterschiedlicher Natur sind. Wir teilen die Wirkung in der Analyse daher auf die Wahrscheinlichkeit einer ersten und einer zweiten Geburt sowie von weiteren Geburten auf. Ein Effekt auf die Wahrscheinlichkeit einer Geburt in einem bestimmten Jahr muss nicht zwangsläufig eine Erhöhung der Geburtenrate bedeuten. Es könnte auch zu einer Vorziehung einer ohnehin geplanten Geburt („Timing“) oder zu einer zeitlich engeren Abfolge von mehreren Geburten („Spacing“) kommen, die nicht ohne weiteres von einem Effekt auf die Geburtenrate zu unterscheiden sind. Unserer Analyse der Geburten schließt sich deshalb eine Analyse des Alters bei Geburt an. Kommt es zu Veränderung in Timing oder Spacing, die mit einer erhöhten Wahrscheinlichkeit von Geburten einhergeht, sinkt auch das durchschnittliche Alter der Mütter bei der Geburt. Durch die Zusatzinformationen eines Alterseffektes können wir Störungen der Schätzung von Wirkungen auf die Geburtenrate ausschließen.

4.2. Deskriptive Statistiken

Wir berichten in Tabelle 34 die Häufigkeiten von beobachtbaren Geburten für die zwei Varianten der Identifikation in den Zeilen und die jeweiligen Kontroll- und Treatmentgruppen in den Spalten. In der Treatmentgruppe mit höchstens mittlerem Bildungsniveau werden 484 Geburten im Beobachtungszeitraum festgestellt und 373 für die entsprechende Kontrollgruppe. Die Treatmentgruppe, bei der mindestens ein Partner niedrige Qualifikation aufweist, besteht aus 332 Geburten, die Kontrollgruppe aus 588. Die Summe der Geburten ist bei der zweiten Variante größer, da für niedrige Bildung nur ein Partner einen entsprechenden

Wert ausweisen muss, sodass auch bei fehlenden Antworten für einen der Partner eine Zuweisung in die Gruppen möglich ist. Für die erste Variante müssen beide Partner die Anforderung erfüllen, weshalb Beobachtungen mit fehlenden Werten ausfallen. Die Häufigkeit von Geburten im Datensatz ist damit noch ausreichend für Analysen, sollte aber nicht weiter durch andere Identifikationsstrategien verkleinert werden, weder in der Treatment- noch der Kontrollgruppe.

Tabelle 34: Übersicht der Geburtenhäufigkeit

Eigenschaft Treatmentgruppe	Kontrollgruppe		Treatmentgruppe	
	N	Geburten	N	Geburten
Max. mittlere Bildung (beide)	9.062	373	11.768	484
Niedrige Bildung (min. eine/r)	15.686	588	6.477	332

Anmerkungen: Das Sample besteht aus Frauen im Alter von 18 bis 49 Jahren mit Partner.

Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

In Tabelle 35 berichten wir nach vergleichbarem Schema das durchschnittliche der Alter der Mütter bei Geburt, also die zweite abhängige Variable. Das Alter wird in der Beobachtungsperiode t gemessen, wenn die mutmaßliche Entscheidung für die Geburt fällt. Präziser wäre daher die Nennung als Alter bei Geburtsentscheidung, das Alter bei Geburt wäre entsprechend höher. In der Tabelle sind lediglich die Beobachtungen eingetragen, für die wir eine Geburtsentscheidung ausmachen, sodass die Anzahl der Beobachtungen der Häufigkeit der Geburten entspricht. Das Alter der Mütter bei Geburtsentscheidung liegt über alle Gruppen hinweg unter 30 Jahre.

Tabelle 35: Alter der Mutter bei Geburt

Eigenschaft Treatmentgruppe	Kontrollgruppe		Treatmentgruppe	
	N	Alter $\bar{\emptyset}$	N	Alter $\bar{\emptyset}$
Max. mittlere Bildung (beide)	373	29,31	484	27,29
Niedrige Bildung (eine/r)	588	28,72	332	27,12

Anmerkungen: Das Sample besteht aus Frauen im Alter von 18 bis 49 Jahren mit Partner.

Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

4.3. Ergebnisse

4.3.1. Basisergebnisse

Im folgenden Abschnitt präsentieren wir die Ergebnisse der Schätzungen zur Wirkung der Kindergeldreform 1996 auf die Geburtenrate. In Tabelle 36 sind Ergebnisse für beide Treatmentgruppendesigns jeweils mit und ohne Kontrollvariablen abgebildet. Im oberen Teil der Tabelle werden die Ergebnisse für die Treatmentgruppe mit höchstens mittlerem Bildungsabschluss dargestellt. Wir würden erwarten, positive Effekte auf die Geburtenwahrscheinlichkeit zu sehen, da die Treatmentgruppe eine stärkere Erhöhung der Kindergeldleistungen erfährt. Stattdessen sehen wir über alle Familiengrößen hinweg keinen signifikanten Effekt auf die Geburtenrate. Die Koeffizienten sind sowohl mit als auch ohne Kontrollvariablen praktisch Null. Die Wirkungen von Kindergelderhöhungen auf die Geburtenwahrscheinlichkeit sind aber für jeden Familientyp unterschiedlich. Eine Erhöhung des Kindergeldes hat einen anderen Effekt auf die Wahrscheinlichkeit einer ersten Geburt als auf die einer weiteren. Die Schätzungen werden daher separat für Kinderlose, Ein-Kind-Familien und Familien mit zwei oder mehr Kindern durchgeführt. Auch für diese Subgruppen in den Spalten (2) bis (4) sind die Ergebnisse nicht von 0 zu unterscheiden. Die Standardfehler sind enorm groß und lassen keine Interpretation des Vorzeichens zu. Die kleinen Gruppen und die niedrigen Fallzahlen von Geburten in der Stichprobe können selbst verantwortlich für schwache Ergebnisse sein, auch wenn es tatsächlich einen Effekt gegeben hat. Indem wir mehrere Spezifikationen der Treatmentgruppe verwenden, vermeiden wir aufgrund von unzureichender Variation in den Daten falsche Schlüsse zu ziehen und nutzen möglichst viel der Informationen in den Daten aus.

Im unteren Teil von Tabelle 36 werden die Ergebnisse für die Treatmentgruppe, bestehend aus Paaren mit mindestens einem geringqualifizierten Partner, berichtet. Die Niedrigqualifizierten haben geringere Potentialeinkommen und sind daher stärker von der Reform betroffen als die Kontrollgruppe, sodass wir einen positiven Effekt auf die Geburtenrate erwarten. Tatsächlich finden wir einen positiven, statistisch signifikanten Effekt auf die Geburtenrate von Paaren mit mindestens einem Geringqualifizierten. Der Effekt in der gesamten Stichprobe ist sowohl mit als auch ohne Kontrollvariablen von der Größe eines Anstiegs der Geburtenwahrscheinlichkeit um etwa 1,4 bis 1,5 Prozentpunkte pro Jahr. Bei einer durchschnittlichen Geburtenwahrscheinlichkeit pro Jahr von 5,1 Prozent in der

Stichprobe der Niedrigqualifizierten ist der Effekt ausgesprochen groß. Welcher Familientyp für diesen Effekt verantwortlich ist, zeigt die Aufschlüsselung nach der Anzahl der Kinder in den Spalten (2) bis (4). Kinderlose in Spalte (2) reagieren am stärksten und als einzige statistisch signifikant auf die Erhöhung der Kindergeldleistungen. Mit Kontrollvariablen ist der Effekt allerdings nur noch am 10 Prozent Niveau statistisch signifikant. Die 4,5 Prozentpunkte bedeuten bei einer durchschnittlichen Geburtenwahrscheinlichkeit von 9,4 Prozent unter den kinderlosen Paaren mit niedriger Qualifikation eine deutliche Steigerung. Für Familien mit bereits einem Kind werden zwar positive Koeffizienten angezeigt, jedoch wird statistische Signifikanz nicht erreicht. Die Effekte von 1,5 bis 2,5 Prozentpunkten sind gemessen an der durchschnittlichen Geburtenwahrscheinlichkeit für Ein-Kind-Familien von 5 Prozent ebenfalls groß. Für größere Familien werden keine von 0 verschiedenen Effekte gefunden. Die Ergebnisse legen nahe, dass vor allem die Entscheidung über Erstgeburten von Erhöhungen der Kindergeldleistungen beeinflusst werden können. Bei größeren Familien, die ihre Familienplanungen größtenteils abgeschlossen haben, wird der Spielraum für Politikinterventionen immer kleiner. Wegen der geringen Datenmenge und dem annäherungsweise Charakter der Treatmentgruppenidentifikation sollten diese Ergebnisse allerdings mit Vorsicht behandelt werden. Besonders die Aufschlüsselung nach Familiengrößen verringert die Stichprobe deutlich. Die Richtung der geschätzten Effekte erscheint auch plausibel, die Größe des Effektes könnte jedoch überschätzt sein.

Wir finden zwar positive Effekte der Erhöhung der Kindergeldleistungen insbesondere auf die Wahrscheinlichkeit einer ersten Geburt, jedoch sind die Ergebnisse nicht über andere Spezifikationen der Treatmentgruppe robust. Wegen der fehlenden Robustheit des Ergebnisses sollte es vorsichtig interpretiert werden, aber es ist ein Hinweis auf einen positiven Effekt auf die Geburtenrate, der auch quantitativ in realistischen Regionen angeordnet ist. Da nur in einer Spezifikation ein Effekt gefunden wird, sollte dieser als maximaler Effekt interpretiert werden. Außerdem ist der Anstieg der Geburtenrate für Niedrigqualifizierte relativ zu höher Qualifizierten zu verstehen. Beide Gruppen sind unterschiedlich stark von Kindergeldreform betroffen, weshalb ein Rückschluss auf die Gesamtwirkung nur unter weiteren Annahmen möglich ist. Trotz des gemessenen positiven Einflusses in einer Spezifikation ist weiterhin nicht zwangsweise von einer langfristigen Erhöhung der Geburtenrate auszugehen, da auch das Vorziehen einer geplanten Geburt die gefundene Wirkung erklären könnte. Diesem Problem widmet sich die folgende Schätzung, die den Effekt der Reform auf das Alter bei Geburt untersucht.

Tabelle 36: Wirkung auf Geburtenwahrscheinlichkeit

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Alle	Kinderlose	Ein Kind	Zwei(+) Kinder
Einheit:	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte
Reform X MaxMedEd	-0,0059 (0,0072)	-0,0151 (0,0212)	0,0011 (0,0197)	-0,0014 (0,0052)
<i>Anzahl Beobachtungen</i>	20209	3586	5302	7849
<i>R2</i>	0,0002	0,0008	0,0015	0
... mit Kontrollen	-0,0015 (0,0069)	-0,0046 (0,0217)	0,0023 (0,0184)	-0,0008 (0,0053)
<i>Anzahl Beobachtungen</i>	20175	3566	5291	7848
<i>R2</i>	0,052	0,0458	0,0813	0,0185
Reform X AnyLowEd	0,0136* (0,0079)	0,0498** (0,024)	0,0206 (0,0245)	0,0006 (0,0064)
<i>Anzahl Beobachtungen</i>	21534	4018	5686	8210
<i>R2</i>	0,0005	0,002	0,0021	0,0003
... mit Kontrollen	0,0153** (0,0076)	0,0454* (0,0257)	0,0339 (0,0214)	0,0017 (0,0063)
<i>Anzahl Beobachtungen</i>	20518	3655	5383	7957
<i>R2</i>	0,0515	0,0469	0,0807	0,0189

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen relativen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 für Geringqualifizierte als OLS-Schätzer mit Personengewichten. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Der Effekt der Reform auf die Geburtenwahrscheinlichkeit kann allein von einer Vorziehung geplanter Geburten verursacht werden, sodass kein langfristig positiver Effekt auf die Geburtenrate entsteht. Wenn Geburten vorgezogen werden, sollte sich das Alter der Mutter bei Geburt im Durchschnitt verringern. In Tabelle 37 wird untersucht, ob die Reform gleichzeitig einen Effekt auf das Alter der Mutter bei Geburt hatte. Die abhängige Variable ist hier das Alter der Mutter zum mutmaßlichen Zeitpunkt der Entscheidung über die Geburt, weshalb die Stichprobe auf die Anzahl der beobachteten Geburten beschränkt wird.

Im oberen Teil von Tabelle 37 sind die Ergebnisse für die erste Treatmentgruppe mit höchstens mittlerem Bildungsniveau dargestellt. Das Alter bei Geburt erhöht sich signifikant in der Treatmentgruppe, allerdings nur ohne Kontrollvariablen. In der bevorzugten

Spezifikation mit Kontrollvariablen hat die Kindergeldreform keinen Effekt auf das Alter der Mutter bei Geburt. Für die zweite Treatmentgruppe mit mindestens einem Partner mit niedriger Qualifikation hat die Kindergeldreform keinen signifikanten Einfluss auf das Alter der Mutter bei Geburt. In der bevorzugten Schätzung mit Kontrollvariablen sind auch die Koeffizienten sehr klein und noch dazu positiv. Wir können davon ausgehen, dass es keinen Effekt der Reform auf das Alter der Mutter bei der Geburt und damit keinen Timing-Effekt der Reform gibt. Auch in den Subgruppen für verschiedene Familiengrößen gibt es keinen Effekt auf das Timing bzw. Spacing von Geburten.

Tabelle 37: Wirkung auf Alter der Mutter bei Geburt

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Alle	Kinderlose	Ein Kind	Zwei(+) Kinder
Einheit:	Jahre	Jahre	Jahre	Jahre
Reform X AnyHighEd	1,6144** (0,7973)	1,3858 (1,173)	2,0694* (1,1585)	0,4505 (2,1658)
<i>Anzahl Beobachtungen</i>	825	298	365	110
<i>R2</i>	0,0555	0,1097	0,0543	0,0412
... mit Kontrollen	0,1726 (0,2416)	-0,0715 (0,395)	0,5507 (0,3513)	0,5985 (0,8749)
<i>Anzahl Beobachtungen</i>	824	297	365	110
<i>R2</i>	0,912	0,9038	0,9051	0,9501
Reform X AnyLowEd	1,0432 (0,8615)	1,0597 (1,2096)	1,4712 (1,3684)	2,0189 (2,6558)
<i>Anzahl Beobachtungen</i>	887	324	393	115
<i>R2</i>	0,0235	0,0508	0,0323	0,044
... mit Kontrollen	0,1734 (0,2608)	0,0609 (0,4202)	0,3478 (0,3872)	-0,0452 (0,7383)
<i>Anzahl Beobachtungen</i>	850	305	378	113
<i>R2</i>	0,9116	0,8978	0,9071	0,9523

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen relativen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 für Geringqualifizierte als OLS-Schätzer mit Personengewichten. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

4.4. Zusammenfassung und Diskussion

Eine Erhöhung von spezifisch familienpolitischen Leistungen wie bei der Kindergeldreform 1996 führt zu Anreizwirkungen, die potentiell in der Lage sind die Geburtenrate zu steigern. Durch zusätzliche finanzielle Mittel für Familien, die Kinder zur Bedingung für die Anspruchsberechtigung machen, werden die Zusatzkosten einer Vergrößerung der Familie verringert. Ein Anstieg solcher Leistungen sollte zu einer Erhöhung der Geburtenrate führen. Dabei ist jedoch ein kurzfristiger Anstieg von einem langfristigen Trend zu unterscheiden. Eine Erhöhung von Anreizen kann auch dazu führen, dass ohnehin geplante Geburten vorgezogen werden. Ein solcher Anstieg hat nur dann langfristig positive Wirkungen auf die Geburtenrate, wenn durch die Vorziehung weniger zukünftige Geburten ausfallen. Wir haben diesen Kanal zusätzlich anhand des Alters der Mütter bei Geburt untersucht.

Unsere Ergebnisse bezüglich einer Beeinflussung der Geburtenrate durch die Kindergeldreform sind positiv, obwohl die Resultate nicht durch Robustheitschecks bestätigt werden können. Nur für die Treatmentgruppe mit mindestens einem Partner mit niedriger Bildung finden wir einen statistisch signifikant positiven Effekt der Reform auf die Wahrscheinlichkeit einer weiteren Geburt. Das Ergebnis ist für Kinderlose, also für Erstgeburten, am stärksten ausgeprägt und statistisch signifikant. Eine Veränderung des Alters der Mutter bei Geburt kann nicht gefunden werden, weshalb wir einen reinen Timing-Effekt als Ursache für den Effekt auf die Geburtenrate ausschließen. Die Treatmentgruppe mit einem Partner mit niedriger Bildung beinhaltet vermutlich genau jene Paare, für die es in Frage kommt, dass einer der Partner vom Arbeitsmarkt fernbleibt. Das Potential der Beeinflussbarkeit durch die Reform ist für diese daher auch am höchsten und könnte erklären, weshalb die andere Treatmentgruppenspezifikation (beide maximal mittlere Bildung) zu keinem Ergebnis führt. Die Resultate sollten jedoch aus den genannten Gründen insgesamt vorsichtig interpretiert werden. Im optimistischen Falle einer Erhöhung der Geburten durch die Kindergeldreform würde im Jahr 2010 eine Erhöhung der Geburtenrate pro Frau von 1,39 auf 1,48 resultieren, was 41.500 zusätzlichen Geburten pro Jahr entspricht (vgl. Kapitel VI.2.3).

VI. Gesamtwirtschaftliche Effekte und Effizienzanalyse

Für die Effizienzanalyse der Kindergeldreform von 1996 wird zuerst der Anstieg der Ausgaben für das Kindergeld und den Kinderfreibetrag im Zuge der Reform analysiert. Als zweiter Baustein für die Kosten-Nutzen-Analyse werden die Ergebnisse der Wirkungsanalyse auf die gesamtwirtschaftliche Ebene hochgerechnet. Abschließend werden die Kosten der Kindergeldreform in Relation zu den in der Wirkungsanalyse ermittelten gesamtwirtschaftlichen Effekten gesetzt, um zu bestimmen welche direkten und indirekten Kosten dem Staat durch die Kindergeldreform entstehen. Die direkten Kosten umfassen dabei die zusätzlichen Ausgaben pro Kindergeldkind. Die indirekten Kosten berücksichtigen die Steuerausfälle, die dem Staat durch die Verringerung des Arbeitsangebots der Mütter entstehen, davon abgezogen werden die Einsparungen von Transferleistungen in anderen Bereichen. Die Auswirkungen der Kindergeldreform auf die Fertilität werden getrennt betrachtet.

Auch wenn die gesamten Kosten die direkten Kosten übersteigen, d.h. es zu keinem Selbstfinanzierungsbetrag kommt, entstehen den Müttern durch die Kindergeldreform zusätzliche Freiräume, die sie für eine verbesserte Vereinbarkeit von Familie und Beruf nutzen können. Diese zusätzlichen Freiräume erhöhen die Wohlfahrt, sind aber nicht monetär quantifizierbar und können daher nicht als Nutzenkomponenten in der Effizienzanalyse berücksichtigt werden. Trotzdem ist es wichtig diese monetär nicht quantifizierbaren Nutzenkomponenten in der Gesamtbewertung mit zu berücksichtigen.

In den folgenden Berechnungen zu den gesamtwirtschaftlichen Effekten und der Effizienzanalyse ist zu berücksichtigen, dass bis auf wenige Ausnahmen die in der Wirkungsanalyse dargestellten Effekte nicht statistisch signifikant sind. Daher werden neben den Schätzwerten (Mittelwerte) auch die Unter- und die Obergrenzen des Konfidenzintervalls ausgewiesen. Mit Hilfe dieser Darstellung soll verdeutlicht werden, dass die im Folgenden berechneten Ergebnisse aufgrund der Breite der Konfidenzintervalle nur eine sehr begrenzte Aussagefähigkeit besitzen. Ähnliches gilt für die Robustheit der Fertilitätseffekte.

1. Ausgaben für die Kindergeldreform von 1996

Die jährlichen Ausgaben für das Kindergeld und den Kinderfreibetrag für die Jahre 1992 bis 1998 sind in Tabelle 38 abgebildet. Die jährlichen Kindergeldzahlungen lagen in den Jahren vor der Reform zwischen 10,4 und 11,0 Mrd. Euro. Nach der Reform stiegen diese Zahlungen auf gut 22,1 Mrd. Euro in 1996 und nach einer nochmaligen Erhöhung des Kindergeldes (vgl. Tabelle 1) in den Jahren 1997 und 1998 auf rund 25,5 Mrd. Euro. Der massive Anstieg der Kindergeldausgaben entspricht der Erhöhung des Kindergeldes von rund 36 Euro für das erste Kind vor der Reform auf 102 Euro in 1996 bzw. 112 Euro in 1997 und 1998.

Aufgrund der Ausweitung des Kindergeldes war der Kinderfreibetrag nur noch für Familien mit relativ hohem Einkommen interessant, so dass die Zahl der Familien, die einen Kinderfreibetrag in Anspruch genommen haben, nach der Reform massiv zurückging. So reduzierten sich die Steuermindereinnahmen durch den Kinderfreibetrag von rund 8,3 Mrd. Euro pro Jahr vor der Reform auf 41 bzw. 51 Mio. Euro in den Jahren 1996 bis 1998.

In Spalte 4 von Tabelle 38 sind die Zahl der Kinder aufgeführt, für die entweder Kindergeld gezahlt oder ein Kinderfreibetrag in Anspruch genommen wurde. Im Zuge der Kindergeldreform von 1996 erhöhte sich die Zahl der Kindergeldkinder leicht um gut 1,3 Mio. Kinder. Dies dürfte neben der demographischen Entwicklung auch auf die Anhebung des Kindergeldalters von 16 auf 18 Jahre zurückzuführen sein. Obwohl Letzteres aufgrund der Ausnahmeregelungen für ältere Kinder in Ausbildung und Höchstehinkommensgrenzen für Kinder von geringerer Bedeutung sein dürfte.

Tabelle 38: Jährliche Ausgaben für Kindergeld und Kinderfreibeträge von 1992 bis 1998

	Ausgaben für Kindergeld und Kinderfreibeträge				
	Kindergeld ^{a)} (in Mio. Euro)	Kinderfreibeträge ^{b)} (in Mio. Euro)	Kindergeldkinder ^{c)} (in Tsd.)	Ausgaben pro Kind (in Euro)	Steigerung gegenüber Vorjahr (in Prozent)
1992	10.950 Mio. €	8.334 Mio. €	16.063 Mio. €	1.201 Mio. €	...
1993	10.790 Mio. €	8.385 Mio. €	16.149 Mio. €	1.187 Mio. €	-1,2 %
1994	10.440 Mio. €	8.334 Mio. €	16.137 Mio. €	1.163 Mio. €	-2,0 %
1995	10.530 Mio. €	8.385 Mio. €	16.376 Mio. €	1.155 Mio. €	-0,7 %
1996	22.141 Mio. €	41 Mio. €	17.690 Mio. €	1.254 Mio. €	+8,6 %
1997	25.444 Mio. €	51 Mio. €	17.962 Mio. €	1.419 Mio. €	+13,2 %
1998	25.554 Mio. €	51 Mio. €	18.112 Mio. €	1.414 Mio. €	-0,4 %

Anmerkungen:

- Die Kindergeldzahlungen wurden erst ab 1996 als Steuervergünstigung gezahlt. Deshalb basieren die Daten von 1992 bis 1995 auf den Zahlen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung 2010, Tabelle 16, des Statistischen Bundesamts. Ab 1996 sind die Kindergeldzahlungen der Datensammlung der Steuerpolitik, 2007, Tabelle 21, des Bundesministeriums für Finanzen entnommen.
- Die Daten für die jährlichen Steuermindereinnahmen aus dem Kinderfreibetrag sind der Datensammlung der Steuerpolitik, 2007, Tabelle 20.5, des Bundesministeriums für Finanzen entnommen.
- Die Zahl für 1998 ist der Datensammlung der Steuerpolitik, 2004, Tabelle 19.1, des Bundesministeriums für Finanzen entnommen. Weiter zurückliegende Daten sind vom BMF nicht erfasst. Deshalb werden die Kindergeldkinderzahlen mit Hilfe der Wachstumsraten der Kindergeldkinder (ohne Angaben für Bedienstete von Bund, Ländern und Gemeinden) des Statistischen Bundesamtes zurückgerechnet. Quelle: www.destatis.de, Kindergeld – Anzahl Kinder: von 1965 bis 2009.

Eigene Berechnungen.

Die jährlichen Ausgaben pro Kindergeldkind in Spalte 5 von Tabelle 38 liegen im Durchschnitt über die Jahre vor der Reform bei rund 1.177 Euro pro Kind und Jahr (vgl. Tabelle 39). Damit liegen die Ausgaben pro Kind deutlich über den 828 Euro pro Jahr, die für das Kindergeld des ersten Kindes anfallen.⁵⁵ Dies hat zwei Gründe. Zum einen liegt das Kindergeld des zweiten und dritten Kindes deutlich höher, und zum anderen beinhaltet der Betrag von 1.177 Euro auch den Kinderfreibetrag, der vor der Reform von deutlich mehr Familien in Anspruch genommen wurde. Über die Jahre 1996 bis 1998, d.h. nach der Kindergeldreform, steigen die Ausgaben auf durchschnittlich rund 1.362 Euro pro Kind und Jahr an. Dieser Wert liegt nur geringfügig über den 1.304 Euro Kindergeld pro Jahr für das erste Kind⁵⁶, was die Tatsache widerspiegelt, dass der Kindergeldbetrag für das zweite Kind

⁵⁵ Dieser Wert ergibt sich aus den 36 Euro Kindergeld plus 33 Euro Zusatzkindergeld pro Monat, d.h. $12 \times (36 \text{ Euro} + 33 \text{ Euro}) = 828 \text{ Euro}$.

⁵⁶ Dieser Wert errechnet sich aus den Kindergeldbeträgen für das erste Kind für die Jahre 1996 bis 1998, d.h. $12 \times (102 \text{ Euro} + 2 \times 112 \text{ Euro}) / 3 = 1.304 \text{ Euro}$.

identisch zu dem des ersten Kindes ist und nur sehr wenige Familien einen Kinderfreibetrag in Anspruch genommen haben.

Tabelle 39: Ausgaben für Kindergeld und Kinderfreibeträge pro Kind bzw. pro Mutter vor und nach der Kindergeldreform von 1996

Jahresdurchschnittswert für	Ausgaben für Kindergeld und Kinderfreibeträge pro Kind bzw. pro Mutter								
	pro Kindergeldkind			pro Mutter (Kinder 6-17) ^{a)}			pro Mutter (Kinder 0-17) ^{a)}		
	Kindergeld	Kinderfreibetrag	Ausgaben insgesamt	Kindergeld	Kinderfreibetrag	Ausgaben insgesamt	Kindergeld	Kinderfreibetrag	Ausgaben insgesamt
1992 bis 1995	660€	517€	1.177€	1.214€	951€	2.165€	1.065€	834€	1.898€
1996 bis 1998	1.360€	3 €	1.362€	2.502€	5€	2.507€	2.194€	4€	2.198€
Veränderung Vorher - Nachher	+700€	-514€	+186€	+1.288€	-946€	+342€	+1.129€	-829€	+300€

Anmerkungen: a) Für Mütter mit Kindern von 6 bis 17 Jahren hat eine Mutter durchschnittlich 1,84 Kinder, für Mütter mit Kindern unter 18 Jahren ergeben sich 1,61 Kinder. Zur Berechnung vgl. Fußnote 57.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Somit sind im Zuge der Kindergeldreform die Ausgaben für Kindergeldleistungen im Durchschnitt um rund 186 Euro pro Kind und Jahr angestiegen (vgl. Tabelle 39). Dieser Anstieg scheint vergleichsweise gering zu sein. Für die Arbeitsangebotsreaktionen der Mütter ist jedoch entscheidend, dass sich dieser Anstieg zusammensetzte aus einer Erhöhung des Kindergeldes von durchschnittlich 700 Euro pro Kind und Jahr und einer Senkung des Kinderfreibetrages um durchschnittlich 514 Euro pro Kind und Jahr. Wenn man außerdem im Falle von Müttern mit Kindern von 6 bis 17 Jahren (0 bis 17 Jahren) beachtet, dass eine Mutter im Durchschnitt 1,84 (1,61) Kinder hat⁵⁷, dann führte die Kindergeldreform im Durchschnitt zu einer Kindergelderhöhung von 1.288 (1.129) Euro pro Jahr und einer Senkung des Kinderfreibetrages um 946 (829) Euro pro Jahr. Da das Kindergeld einkommensunabhängig gewährt wird, bietet es jedoch keinen Anreiz mehr zu arbeiten.

⁵⁷ Wir berechnen zwei Szenarien: Erstens wird wie in der Wirkungsanalyse eine kleinere Gruppe zugrunde gelegt, nämlich Mütter mit Kindern von 6 bis unter 18 Jahren. Zweitens nehmen wir an, dass die Schätzungen unverändert übertragbar auf alle Mütter sind und legen Zahlen für Mütter mit Kindern von 0 bis unter 18 Jahren zugrunde. Laut dem Statistischen Bundesamt gab es 2009 9,261 Mio. Kinder im Alter von 6 bis unter 18 Jahren und 13,27 Mio. Kinder unter 18 Jahren. Außerdem gab es 5,033 Mio. Frauen, die ausschließlich Kinder im Alter von 6 bis unter 18 Jahren hatten, und 8,225 Mio. Frauen mit Kindern unter 18 Jahren. Die zugrunde liegenden Zahlen sind der Fachserie 1, Reihe 3 „Bevölkerung und Erwerbstätigkeit: Haushalte und Familien, Ergebnisse des Mikrozensus“, 2010, Tabellen 3.2.1 und 3.2.2 entnommen.

Daher verstärkte die Erhöhung des Kindergeldes den negativen Arbeitsangebotseffekt einer Senkung des Kinderfreibetrages, der bei einer Erhöhung einen Anreiz bietet mehr zu arbeiten, da mit höherem Einkommen auch die Steuerersparnis steigt. Die Senkung des Arbeitsangebotes von Müttern, wie es sich in der Wirkungsanalyse andeutet, setzt sich somit aus der Kombination einer Erhöhung des Kindergeldes und einer Absenkung des Kinderfreibetrages zusammen. Diese Tatsache ist zentral bei der Bewertung der gesamtwirtschaftlichen Effekte, da die Ergebnisse aus der Wirkungsanalyse somit nicht auf eine einfache Erhöhung des Kindergeldes übertragen werden können, sondern auf eine entsprechende Kombination aus einer Erhöhung des Kindergeldes und einer gleichzeitigen Senkung des Kinderfreibetrages.

2. Gesamtwirtschaftliche Effekte

Die in der Wirkungsanalyse ausgewiesenen Schätzwerte der Kindergeldreform von 1996 sind bis auf wenige Ausnahmen nicht statistisch signifikant und haben sehr große Standardfehler bzw. liegen in einem sehr großen Konfidenzintervall. In den folgenden Analysen zu den Berechnungen der gesamtwirtschaftlichen Effekte werden deshalb nicht nur die Mittelwerte (Punktschätzer) der Schätzwerte, sondern auch die Unter- und die Obergrenzen der Konfidenzintervalle mit ausgewiesen. Die Unter- und Obergrenzen verdeutlichen in welchem Intervall sich der wahre Effekt der Kindergeldreform bewegt, und wie sich diese Unsicherheit auf die im Folgenden berechneten Ergebnisse zu Effizienzanalyse auswirken.

Der Wertebereich des Konfidenzintervalls wird im Folgenden so gewählt, dass der wahre Wert mit einer Wahrscheinlichkeit von 90 Prozent innerhalb dieses Intervalls liegt. In wissenschaftlichen Arbeiten wird ein Schätzwert als statistisch signifikant bezeichnet, wenn die Nullstelle nicht Teil des Konfidenzintervalls ist. Dann kann mit einer sehr hohen Wahrscheinlichkeit (90 Prozent) davon ausgegangen werden, dass der gemessene Effekt von Null verschieden ist, d.h. entweder positiv oder negativ ist. Auch wenn der Schätzwert statistisch signifikant ist, kann der Wertebereich des Konfidenzintervalls sehr breit sein. Deshalb werden die Konfidenzintervalle bzw. die Standardabweichungen immer mit ausgewiesen.

2.1. Vereinbarkeit von Familie und Beruf / Wahlfreiheit

Die Kindergeldreform von 1996 erhöhte das einkommensunabhängige Kindergeld von 828 auf rund 1.224 Euro pro Jahr für eine Ein-Kind-Familie und von 1.875 auf 2.448 Euro pro Jahr für eine Zwei-Kind-Familie (vgl. Abbildung 1 und Abbildung 2 auf den Seiten 19 und 20). Die Erhöhung des einkommensunabhängigen Kindergelds verschaffte den Familien und hier vor allem den Müttern zusätzliche Freiräume. Sie können seitdem bei ihrer Arbeitsangebotsentscheidung mehr auf ihre eigenen Präferenzen achten, da ihre Entscheidungen aufgrund der Einkommensunabhängigkeit des Kindergelds im Gegensatz zum einkommensabhängigen Kinderfreibetrag vor der Reform geringere finanzielle Konsequenzen für ihre Familien haben. Eine Verringerung des Arbeitsangebots als Reaktion auf die erhöhte Wahlfreiheit ermöglicht Eltern u.a. mehr Zeit mit der Familie zu verbringen. Der Nutzen dieser zusätzlichen Wahlfreiheit lässt sich leider monetär nicht messen. Verschiedene Maße der Freizeitnutzung könne nicht vollständig abbilden, wie die gewonnene Zeit verwendet wird. Verwertbar lassen sich lediglich die Arbeitsangebotsreaktionen der Mütter bestimmen.

Die aussagekräftigsten Ergebnisse aus der Wirkungsanalyse für die Entwicklung der Vollzeit- bzw. Teilzeitbeschäftigung, sowie die Wochenarbeitszeit von Müttern aufgrund der Kindergeldreform von 1996 sind in Spalte 2 von Tabelle 40 zusammengefasst. So führte die Kindergeldreform von 1996 im Mittel zu einer Reduktion der Vollzeitbeschäftigung bei Müttern von rund 5,25 Prozentpunkten, zu einem Anstieg der Teilzeitbeschäftigung bei Müttern von 6,23 Prozentpunkten und einer Reduzierung der Wochenarbeitszeit von Müttern um rund 1,34 Stunden. Dabei ist zu beachten, dass bis auf die Reaktion der Teilzeitbeschäftigung, alle Schätzwerte nicht statistisch signifikant sind. Dies spiegelt sich auch in den nächsten drei Spalten wider, in denen für eine fiktive Reform neben dem Mittelwert auch die Unter- und Obergrenzen des Konfidenzintervalls angegeben werden. Der fiktiven Reform ist im Gegensatz zur Kindergeldreform von 1996 nur eine Ausgabenerhöhung von 12 Euro pro Kind und Jahr bzw. von 1 Euro pro Kind und Monat zugrunde gelegt, d.h. die Werte der vierten Spalte (Mittelwerte) sind um das 15,5-fache⁵⁸ kleiner als die entsprechenden Werte der zweiten Spalte von Tabelle 40. Dabei wird für die

⁵⁸ Der Faktor errechnet sich aus dem Verhältnis von 186 Euro zu 12 Euro, wobei 186 Euro den jährlichen Mehrausgaben pro Kind aufgrund der Kindergeldreform von 1996 entsprechen (vgl. Tabelle 39).

fiktive Reform analog zur untersuchten Kindergeldreform von 1996 eine Umstellung auf das „Optionsmodell“ angenommen, die durchschnittlich jedoch nur einem Anstieg der Leistungen um 1 Euro pro Kind und Monat entspricht. Die Werte in den Spalten drei und fünf entsprechen den Unter- bzw. Obergrenzen des 90-Prozent Konfidenzintervalls, wobei diese Werte für die fiktive Reform wiederum um das 15,5-fache kleiner sind als die entsprechenden Originalwerte der Kindergeldreform 1996.

Tabelle 40: Wirkung auf Arbeitsangebot / Mütter

	1996 Reform	Fiktive Kindergeldreform		
	(ca. 186 Euro pro Kind und Jahr)	(12 Euro pro Kind und Jahr / 1 Euro pro Kind und Monat)		
		Untergrenze	Mittelwert	Obergrenze
Vollzeitbeschäftigung (in Prozent)	-5,25 % ^{a)}	+0,04 %	-0,34 %	-0,72 %
Teilzeitbeschäftigung (in Prozent)	+6,23 % ^{b)}	+0,07 %	+0,40 %	+0,74 %
Wochenarbeitszeit (in Stunden)	-1,34 h ^{c)}	+0,04 h	-0,09 h	-0,21 h

Anmerkungen: a) Vgl. Variante B-II in Spalte 1 in Tabelle 8 auf Seite 64; b) Vgl. Variante B-II in Spalte 2 in Tabelle 8 auf Seite 64; c) Vgl. Variante A-II in Spalte 6 in Tabelle 8 auf Seite 64.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Eine Erhöhung der Kindergeldleistungen um 1 Euro pro Kind und Monat kann je nach Szenario dazu führen, dass die Vollzeitbeschäftigung von Müttern um 0,04 Prozentpunkte steigt (Untergrenze) bzw. um 0,72 Prozentpunkte (Obergrenze) fällt. Ähnlich weit auseinander liegen die Szenarienwerte für die Teilzeitbeschäftigungsreaktion von Müttern. Dank der Tatsache, dass dieser Schätzwert statistisch signifikant ist, ist die Teilzeitbeschäftigungsreaktion immer positiv, d.h. liegt zwischen +0,07 und +0,74 Prozentpunkten. Die Veränderung der Wochenarbeitszeit ist hingegen nicht statistisch signifikant, so dass die Arbeitszeitanpassung bei einer Erhöhung der Kindergeldleistungen um 1 Euro pro Kind und Monat zwischen einer Erhöhung um 0,04 Stunden und einer Senkung um 0,21 Stunden pro Woche liegen kann.

Zur Berechnung der gesamtwirtschaftlichen Effekte der fiktiven Reform, in der die Kindergeldleistungen um 1 Euro pro Kind und Monat angehoben werden, werden die prozentualen Veränderungen der Vollzeit-/Teilzeitbeschäftigung bzw. der Wochenarbeitszeit auf die Gruppe von Müttern übertragen, die von der Kindergeldreform beeinflusst wurde. Es werden dabei zwei unterschiedliche Szenarien berechnet. Erstens werden die Effekte wie in

der Wirkungsanalyse auf Mütter mit Kindern von 6 bis unter 18 Jahren hochgerechnet. Damit wird angenommen, dass die Effekte nur auf das Sample wirken, das der Wirkungsanalyse zugrunde liegt. Zweitens werden Hochrechnungen für alle Mütter mit Kindern unter 18 Jahren vorgenommen. Damit nehmen wir an, dass die Effekte unverändert auf Mütter jüngerer Kinder übertragbar sind. Diese Unterscheidung wird vorgenommen, da Mütter mit jüngeren Kindern zeitweise in den Mutterschutz und die Elternzeit fallen und andere Faktoren wie die Verfügbarkeit von Kinderbetreuungsmöglichkeiten wichtig sind. Auch Mütter in Familien mit älteren Kindern wurden nicht in die Analyse miteinbezogen. Dies geschah vor allem vor dem Hintergrund, dass diese Familien ihre Kinder weit über das Kindergeld hinaus mit finanziellen Mitteln im Rahmen einer Ausbildung unterstützen müssen und die Kindergeldreform daher von geringerer Bedeutung sein dürfte. Laut dem Statistischen Bundesamt gab es 2009 in Deutschland rund 5,033 Mio. Mütter mit Kindern von 6 bis unter 18 Jahren und 8,225 Mio. Mütter mit Kindern unter 18 Jahren.⁵⁹

Tabelle 41: Gesamtwirtschaftliche Wirkungen einer fiktiven Kindergeldreform auf das Arbeitsangebot von Müttern

	Gesamtwirtschaftlicher Effekt					
	(12 Euro pro Kind und Jahr / 1 Euro pro Kind und Monat)					
	Mütter (Kinder 6-17)			Mütter (Kinder 0-17)		
	Untergrenze	Mittelwert	Obergrenze	Untergrenze	Mittelwert	Obergrenze
Vollzeitbeschäftigte (Personen)	+2.000 P.	-17.100 P.	-36.200 P.	+3.300 P.	-27.900 P.	-59.100 P.
Teilzeitbeschäftigte (Personen)	+3.300 P.	+20.300 P.	+37.300 P.	+5.400 P.	+33.100 P.	+60.900 P.
Wochenarbeitszeit (in Stunden)	+198.100 h	-434.400 h	-1.066.800 h	+323.800 h	-709.800 h	-1.743.300 h

Quelle: Eigene Berechnungen.

Durch Multiplikation der prozentualen Veränderungen der fiktiven Reform aus Tabelle 40 mit der Zahl von 5,033 Mio. Müttern mit Kindern von 6 bis unter 18 Jahren bzw. 8,225 Mio. Müttern mit Kindern von 0 bis unter 18 Jahren ergeben sich die in Tabelle 41 ausgewiesenen Werte für die gesamtwirtschaftlichen Wirkungen einer fiktiven Reform, in der die Kindergeldleistungen um 1 Euro pro Kind und Monat erhöht werden. Dabei ist zu beachten, dass es sich nicht um eine einfache Erhöhung des Kindergeldes, sondern um eine Kombination aus Kindergelderhöhung und gleichzeitiger Senkung des Kinderfreibetrages

⁵⁹ Die zugrunde liegenden Zahlen sind der Fachserie 1, Reihe 3 „Bevölkerung und Erwerbstätigkeit: Haushalte und Familien, Ergebnisse des Mikrozensus“, 2010, Tabellen 3.2.1 und 3.2.2 entnommen.

handelt und dass der gesamtwirtschaftliche Effekt für das gesamte Bundesgebiet auf Schätzwerten für die Alten Bundesländer beruht. Die gesamtwirtschaftlichen Wirkungen liegen in einem sehr weiten Bereich. Nehmen wir an, dass die Reform ihre Wirkung nur für Mütter von Kindern von 6 bis unter 18 Jahren entfaltet, ist es möglich, dass sich die Zahl der vollzeitbeschäftigten Mütter durch die fiktive Reform um bis zu 2.000 erhöht oder aber um bis zu 36.200 verringert. Die Zahl der teilzeitbeschäftigten Mütter würde sich durch die fiktive Reform mit einer hohen Wahrscheinlichkeit erhöhen, wobei der Anstieg der Teilzeitbeschäftigung zwischen 3.300 und 37.300 liegen kann. In Summe könnte das Arbeitsvolumen pro Woche durch die fiktive Reform sowohl steigen als auch fallen. Ausgedrückt in Vollzeitäquivalenten könnte sich das Arbeitsvolumen um bis zu 5.000 Vollzeitäquivalente erhöhen oder aber auch um bis zu 26.700 verringern. Nehmen wir an, dass sich die Reform in gleicher Weise auf das Verhalten aller Mütter von Kindern unter 18 Jahren auswirkt, könnte sich die Zahl der Vollzeitbeschäftigten Frauen um bis zu 3.300 erhöhen oder um bis zu 59.100 verringern. Der Korridor für Teilzeitbeschäftigte liegt in einem Bereich einer Erhöhung um 5.400 bis 60.900. Das Arbeitsvolumen könnte sich um bis zu 8.100 Vollzeitäquivalente erhöhen oder um bis zu 43.600 Vollzeitäquivalente verringern.

Auch wenn die Schätzwerte wenig belastbar sind, so deuten die Ergebnisse doch an, dass eine fiktive Reform, bei der ähnlich wie zur Kindergeldreform von 1996 das Kindergeld erhöht wird und ein Freibetrag nur noch für Hocheinkommensbezieher relevant ist, zu negativen Arbeitsanreizen führt, und einen Teil der Mütter dazu veranlasst ihre Vollzeittätigkeit zugunsten einer Teilzeittätigkeit aufzugeben. Auf der anderen Seite führt die fiktive Reform auch dazu, dass den Müttern dadurch mehr Freiräume bei der Gestaltung ihres Familienlebens entstehen.

2.2. Wirtschaftliche Stabilität

Die zusätzlichen Ausgaben des Staates für die Kindergeldreform von 1996 kommen direkt den Familien zugute, was ceteris paribus zu einem Anstieg des Haushaltsnettoeinkommens und damit zu einer besseren wirtschaftlichen Stabilität führen sollte. Das geringere Arbeitsangebot der Mütter und der damit einhergehende Verdienstaufschlag führen auf der anderen Seite jedoch zu Einkommenseinbußen. Zusätzlich kann die Erhöhung des Kindergelds auch Auswirkungen auf die restlichen Transferzahlungen haben, die ein Haushalt erhält, wenn z.B. wie im Falle der Sozialhilfe das Kindergeld auf diese Zahlungen

angerechnet wird. Die letztendliche Auswirkung auf das Haushaltsnettoeinkommen hängt daher von der relativen Höhe der verschiedenen Effekte ab. Auch die empirischen Ergebnisse aus der Wirkungsanalyse geben hier keine eindeutige Antwort, da die verschiedenen Effekte nicht statistisch signifikant sind und in sehr großen Konfidenzintervallen liegen.

Tabelle 42: Wirkungen der Kindergeldreform von 1996 und einer fiktiven Kindergeldreform auf Brutto- und Nettoeinkommen von Müttern sowie auf die Transferzahlungen eines Haushalts

	1996 Reform	Fiktive Kindergeldreform		
	(ca. 186 Euro pro Kind und Jahr)	Untergrenze	Mittelwert	Obergrenze
Bruttoarbeitseinkommen (in Euro pro Jahr)	- 1.007 € ^{a)}	+ 30 €	- 65 €	- 160 €
Nettoarbeitseinkommen (in Euro pro Jahr)	- 407 € ^{b)}	+ 30 €	- 26 €	- 83 €
Transferzahlungen ohne Kindergeldleistungen (in Euro pro Jahr)	- 140 € ^{c)}	+ 11 €	- 9 €	- 29 €
Kindergeldleistungen (in Euro pro Jahr)	+ 342 € ^{d)}	+ 22 €	+ 22 €	+ 22 €
Veränderung HH-Nettoeinkommen (in Euro pro Jahr)	- 206 €	+ 63 €	- 13 €	- 90 €

Anmerkungen: a) Vgl. Spalte 1 in Tabelle 22 auf Seite 103; b) Vgl. Spalte 2 in Tabelle 22 auf Seite 103; c) Vgl. Spalte in Tabelle 23 auf Seite 107; d) Vgl. Tabelle 39.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Die aussagekräftigsten Ergebnisse aus der Wirkungsanalyse für die Entwicklung des Brutto- bzw. Nettoarbeitseinkommens sowie die Transferzahlungen ohne das Kindergeld sind in Spalte 2 von Tabelle 42 zusammengefasst. So führte die Kindergeldreform von 1996 im Mittel zu einer Reduktion des Bruttoarbeitseinkommens bei Müttern von 84 Euro pro Monat bzw. 1.007 Euro pro Jahr, zu einer Reduktion des Nettoarbeitseinkommens von 34 Euro pro Monat bzw. 407 Euro pro Jahr und einer Verringerung der Transferzahlungen (ohne Kindergeldleistungen) um 12 Euro pro Monat bzw. 140 Euro pro Jahr. Im Gegenzug stiegen die Ausgaben des Staates und somit die Kindergeldleistungen pro Kind und Jahr um rund 186 Euro und pro Mutter und Jahr um durchschnittlich 342 Euro, wie auch aus Tabelle 39 ersichtlich ist. Da wie in der Wirkungsanalyse gezeigt die Arbeitsangebotsreaktion der Väter nicht von Null verschieden ist, ergibt sich daraus rein rechnerisch eine Reduktion des Haushaltsnettoeinkommens in Höhe von 17 Euro pro Monat bzw. 206 Euro pro Jahr. Da jede Einkommenskomponente in einem sehr großen Konfidenzintervall liegt, kann dieser Effekt

der Kindergeldreform von 1996 auf das Haushaltsnettoeinkommen auch positiv ausfallen, wie die Untergrenze für die fiktive Reform verdeutlicht. Der fiktiven Reform ist im Gegensatz zur Kindergeldreform von 1996 nur eine Ausgabenerhöhung von 12 Euro pro Kind und Jahr bzw. von 1 Euro pro Kind und Monat zugrunde gelegt. Wie aus den Angaben in Tabelle 42 deutlich wird, kann das Haushaltsnettoeinkommen rein rechnerisch durch die fiktive Reform um 63 Euro pro Jahr steigen oder aber auch um 90 Euro pro Jahr sinken.

Zur Berechnung der gesamtwirtschaftlichen Effekte der fiktiven Reform, in der die Kindergeldleistungen um 1 Euro pro Kind und Monat angehoben werden, werden die Veränderungen der Brutto- bzw. Nettoarbeitseinkommen sowie der Transferzahlungen (ohne Kindergeldleistungen) auf die Zahl an Müttern aus den beiden Szenarien hochgerechnet. Wie bei den Hochrechnungen zum Arbeitsangebot im vorangegangenen Abschnitt wird auch hier erstens angenommen, dass sich lediglich das Einkommen von Müttern mit Kindern im Alter von 6 bis unter 18 Jahren verändert und zweitens, dass alle Mütter mit Kindern unter 18 Jahren gleichsam betroffen sind. Laut dem Statistischen Bundesamt betrifft dies im Jahr 2009 rund 5,033 Mio. bzw. 8,225 Mio. Frauen in Deutschland.

Tabelle 43: Gesamtwirtschaftliche Wirkungen einer fiktiven Kindergeldreform auf Brutto- und Nettoeinkommen von Müttern sowie auf die Transferzahlungen eines Haushalts

	Gesamtwirtschaftlicher Effekt (12 Euro pro Kind und Jahr / 1 Euro pro Kind und Monat)					
	Mütter (Kinder 6-17)			Mütter (Kinder 0-17)		
	Untergrenze	Mittelwert	Obergrenze	Untergrenze	Mittelwert	Obergrenze
Bruttoarbeitseinkommen (in Mio. Euro pro Jahr)	+ 150.5 €	- 327.3 €	- 805.1 €	+ 246.0 €	- 534.8 €	- 1,315.7 €
Nettoarbeitseinkommen (in Mio. Euro pro Jahr)	+ 152.6 €	- 132.4 €	- 417.4 €	+ 249.4 €	- 216.4 €	- 682.1 €
Transferzahlungen ohne Kindergeldleistungen (in Mio. Euro pro Jahr)	+ 53.7 €	- 45.6 €	- 144.9 €	+ 87.7 €	- 74.6 €	- 236.8 €

Quelle: Eigene Berechnungen.

Auf der Berechnungsgrundlage der Mütter mit Kindern von 6 bis unter 18 Jahren werden im Mittel die rund 5,033 Mio. Frauen gut 327 Mio. Euro pro Jahr weniger Bruttoarbeitseinkommen verdienen. Dabei ist zu beachten, dass dieser Schätzwert nicht statistisch signifikant ist und daher auch Mehreinnahmen in Höhe von 151 Mio. Euro pro Jahr (Untergrenze) oder Einbußen in Höhe von 805 Mio. Euro pro Jahr (Obergrenze) entstehen können. Ähnliches gilt für die Nettoarbeitseinkommen. Da hier das Konfidenzintervall kleiner

ist, liegen die Werte zwischen 153 Mio. Euro Mehreinnahmen pro Jahr (Untergrenze) und Einbußen in Höhe von 417 Mio. Euro pro Jahr (Obergrenze). Die Transferzahlungen (ohne Kindergeldleistungen) können aufgrund der fiktiven Reform ebenfalls stark schwanken. So ergibt sich laut der Untergrenze des Konfidenzintervalls eine Erhöhung der Transferzahlungen von knapp 54 Mio. Euro pro Jahr, während laut der Obergrenze des Konfidenzintervalls eine Senkung der Transferzahlungen in Höhe von 145 Mio. Euro pro Jahr entstehen würde. Würde man annehmen, dass dieselben Effekte auch für Mütter jüngerer Kinder wirksam werden, würden die 8,225 Mio. Frauen im Mittel 535 Mio. Euro pro Jahr weniger Bruttoarbeitseinkommen verdienen. Das Konfidenzband beliefe sich auf den Korridor von +246 Mio. bis -1,316 Mio. Euro pro Jahr. Nettoarbeitseinkommen würden im Bereich von +249 Mio. bis -682 Mio. Euro pro Jahr beeinflusst. Transferzahlungen würden einer Veränderung zwischen +88 Mio. und -237 Mio. Euro pro Jahr unterliegen.

Die große Spannweite an Ergebnissen verdeutlicht, dass nicht nur die Schätzwerte zur wirtschaftlichen Stabilität sondern auch die gesamtwirtschaftlichen Effekte sehr instabil sind.

2.3. Fertilität / Erfüllung von Kinderwünschen

Die zusätzlichen Kindergeldleistungen der Kindergeldreform von 1996 führen zwar nicht notwendigerweise zu höheren Haushaltsnettoeinkommen, aber dennoch eröffnet die Kindergeldreform von 1996 den Familien – auch aufgrund des geringeren Arbeitsangebotes von Müttern – neue Freiräume in ihrem Zeitbudget. Diese erweiterten Möglichkeiten gegenüber der Situation vor der Reform könnten es für einige attraktiver erscheinen lassen ein (weiteres) Kind zu bekommen. Die Ergebnisse aus der Wirkungsanalyse deuten darauf hin, dass die Kindergeldreform von 1996 die Geburtenrate von einer Teilgruppe von Müttern positiv beeinflusst haben könnte. Allerdings ist dieses Ergebnis nicht robust gegenüber der Veränderungen der Treatment- und Kontrollgruppe, so dass im Folgenden immer wieder darauf hingedeutet werden muss, dass die Kindergeldreform von 1996 auch keine Fertilitätseffekte gehabt haben könnte.

Der potentiell positive Fertilitätseffekt tritt in der Gruppe von Partnerschaften auf, in der mindestens ein Partner eine niedrige Bildung hat. Laut der zugrunde liegenden Stichprobe trifft dies für 25,8 Prozent aller Partnerschaften zu. Da rund 32,4 Prozent aller Frauen im gebärfähigen Alter, d.h. im Alter von 18 bis 49, ohne Partner sind, sind von der Kindergeldreform in 1996 nur rund 17,4 Prozent der Frauen im gebärfähigen Alter betroffen.

Wie aus der ersten Spalte der Tabelle 36 auf Seite 140 der Wirkungsanalyse für die Fertilitätseffekte ersichtlich ist, steigt die Wahrscheinlichkeit einer Frau dieser Teilgruppe ein Kind zu gebären um 0,0153 Prozentpunkte pro Jahr. Dieser potentiell positive Effekt gilt annahmegemäß für jedes gebärfähige Jahr, d.h., insgesamt für $49 - 17 = 32$ Jahre. Entsprechend steigt die Wahrscheinlichkeit einer Frau dieser Teilgruppe in ihrem ganzen Leben ein Kind mehr zu gebären um 0,4896 Prozentpunkte. Da dies jedoch nur für die Teilgruppe von Frauen zutrifft, die in einer Partnerschaft leben, in der mindestens ein Partner eine niedrige Bildung hat, fällt dieser Effekt, wenn er auf alle Frauen hochgerechnet wird, mit 0,0852 Prozentpunkten weit geringer aus.

Vergleicht man diesen Wert mit der durchschnittlichen Anzahl an Geburten einer Frau in Deutschland (sog. zusammengefasste Geburtenziffer), die in Deutschland in 2010 bei 1,39 lag⁶⁰, so würde eine entsprechende Kindergeldreform heute im optimistischsten Fall dazu führen, dass sich die zusammengefasste Geburtenziffer von 1,39 auf 1,48 erhöht. Daraus lässt sich (unter der Annahme gleich großer Geburtenwahrscheinlichkeiten für alle Frauenjahrgänge) auch berechnen, welchen potentiellen Einfluss eine entsprechende Kindergeldreform auf die Zahl der Geburten pro Jahr haben könnte. Bei 677.950 Geburten⁶¹ im Jahr 2010 könnte eine entsprechende Kindergeldreform die Zahl der Geburten um rund 41.500 pro Jahr erhöhen. Es ist aber genauso gut möglich, dass eine entsprechende Kindergeldreform keinen Einfluss auf die Fertilität und somit keinen Einfluss auf die Zahl der Geburten und die zusammengefasste Geburtenziffer hat, wie in der zweiten Spezifikation der Treatment- und Kontrollgruppe in Tabelle 36 der Wirkungsanalyse gezeigt.

3. Effizienzanalyse

3.1. Direkte und indirekte Kosten einer Kindergeld- / Kinderfreibetragserhöhung

Obwohl die gesamtwirtschaftlichen Ergebnisse zur wirtschaftlichen Stabilität nicht sehr stabil sind, soll im Folgenden doch der Versuch unternommen werden neben den direkten auch die indirekten Kosten einer fiktiven Kindergeldreform zu bestimmen, die eine Erhöhung der Kindergeldleistungen um 12 Euro pro Kind und Jahr bzw. um 1 Euro pro Kind und Monat

⁶⁰ Vgl. Statistisches Bundesamt, www.destatis.de, Statistik der Geburten, Stand 2011.

⁶¹ Vgl. Statistisches Bundesamt, www.destatis.de, Statistik der Geburten, Stand 2011.

vorsieht. Dabei ist zu beachten, dass es sich bei dieser fiktiven Reform nicht um eine einfache Erhöhung des Kindergeldes, sondern um eine Kombination aus einer Kindergelderhöhung und einer Senkung des Kinderfreibetrages handelt, die im Durchschnitt die Leistungen pro Kind um 1 Euro pro Monat bzw. 12 Euro pro Jahr erhöhen.

Die direkten Kosten einer fiktiven Kindergeldreform erhöhen sich entsprechend der Anzahl der Kinder, für die entweder Kindergeld gezahlt oder ein Kinderfreibetrag in Anspruch genommen wird. Laut dem Bundesministerium für Finanzen waren rund 17,5 Mio. Kinder in 2010 kindergeldberechtigt.⁶² Bei einer entsprechenden Erhöhung der Kindergeldleistungen verursacht die zugrunde gelegte fiktive Reform jährliche Zusatzkosten in Höhe von gut 210 Mio. Euro (vgl. Tabelle 44).

Aus der Differenz von Brutto- und Nettoarbeitseinkommen (vgl. Tabelle 43) lassen sich die Ausfälle bei den Steuern und Sozialversicherungsabgaben von Arbeitnehmern berechnen. Für die fiktive Kindergeldreform ergeben sich, wenn sich die Effekte auf Mütter beschränken, die Kinder von 6 bis unter 18 Jahren haben, im Mittel rein rechnerisch Mindereinnahmen an Steuern und Sozialabgaben von Arbeitnehmern in Höhe von 195 Mio. Euro pro Jahr (vgl. Tabelle 44). Die Steuerausfälle bzw. Mindereinnahmen für die Sozialversicherungen durch geringere Beiträge von Arbeitnehmern belaufen sich im günstigsten Fall auf Null (Untergrenze)⁶³, im ungünstigsten Fall auf 388 Mio. Euro pro Jahr (Obergrenze). Nehmen wir an, dass alle Mütter mit Kindern unter 18 Jahren genauso reagieren würden, beliefen sich die Mindereinnahmen auf 319 Mio. Euro pro Jahr, im günstigsten Fall gäbe es keine Mindereinnahmen und im ungünstigsten Fall Mindereinnahmen von 634 Mio. Euro pro Jahr.

⁶² Vgl. Bundesministerium für Finanzen, Datensammlung zur Steuerpolitik, Ausgabe 2010, Tabelle 20.1.1.

⁶³ Da im Falle der Untergrenze das Nettoarbeitseinkommen stärker ansteigt als das Bruttoarbeitseinkommen (vgl. Tabelle 26) werden die Mindereinnahmen anstatt der rechnerischen - 2,1 Mio. Euro auf Null gesetzt.

Tabelle 44: Direkte und indirekte Kosten einer fiktiven Kindergeldreform

	Direkte und indirekte Kosten					
	(12 Euro pro Kind und Jahr / 1 Euro pro Kind und Monat)					
	Mütter (Kinder 6-17)			Mütter (Kinder 0-17)		
	Untergrenze	Mittelwert	Obergrenze	Untergrenze	Mittelwert	Obergrenze
Direkte Kosten (in Mio. Euro pro Jahr)	+ 210.4 €	+ 210.4 €	+ 210.4 €	+ 210.4 €	+ 210.4 €	+ 210.4 €
Mindereinnahmen an Steuern und SV-Abgaben von Arbeitnehmern (in Mio. Euro pro Jahr)	0.0 €	+ 194.9 €	+ 387.7 €	0.0 €	+ 318.5 €	+ 633.5 €
Mindereinnahmen von SV-Abgaben von Arbeitgebern (in Mio. Euro pro Jahr)	- 29.3 €	+ 63.7 €	+ 156.8 €	- 47.9 €	+ 104.2 €	+ 256.2 €
Zusätzliche Transferleistungen ohne Kindergeldleistungen (in Mio. Euro pro Jahr)	+ 53.7 €	- 45.6 €	- 144.9 €	+ 87.7 €	- 74.6 €	- 236.8 €
Kosten insgesamt (in Mio. Euro pro Jahr)	234.8 €	423.4 €	610.0 €	250.2 €	558.5 €	863.4 €
Kosten insgesamt / direkten Kosten	1.12	2.01	2.90	1.2	2.7	4.1

Quelle: Eigene Berechnungen.

Die Arbeitgeber zahlen derzeit Sozialversicherungsabgaben in Höhe von 19,475 Prozent des Bruttoarbeitseinkommens. Auf Basis der hochgerechneten Bruttoarbeitseinkommen für Mütter mit Kindern von 6 bis unter 18 Jahren ergeben sich durch eine fiktive Kindergeldreform Mindereinnahmen bei den Sozialversicherungen von durchschnittlich 64 Mio. Euro pro Jahr (vgl. Tabelle 44). Im günstigsten Fall (Untergrenze) arbeiten Mütter mehr Stunden, so dass aufgrund des zusätzlichen Bruttoarbeitseinkommens gut 29 Mio. Euro pro Jahr zusätzlich in die Sozialversicherungskassen fließen. Im ungünstigsten Fall (Obergrenze) jedoch belaufen sich die Ausfälle für die Sozialversicherungen auf knapp 157 Mio. Euro pro Jahr. Die sonstigen Transferleistungen an einen Haushalt können, wie bereits im vorangegangenen Abschnitt erläutert, durch die Anrechenbarkeit des Kindergeldes sinken. Die hochgerechneten Einsparungen bei den sonstigen Transferleistungen von im Mittel 46 Mio. Euro pro Jahr sind aus Tabelle 43 übernommen. Gleiches gilt für die Unter- und Obergrenzen.

Wird angenommen, dass dieselben Reaktionen auf die Reform für alle Mütter von Kindern unter 18 Jahren gelten, ergeben sich im Mittel höhere Mindereinnahmen der Sozialversicherungen von 104 Mio. € pro Jahr. Im günstigsten Fall (Untergrenze) ergeben sich Mehreinnahmen von 48 Mio. € und im ungünstigsten Fall (Obergrenze) Mindereinnahmen von 256 Mio. €. Die Einsparungen bei sonstigen Transferleistungen belaufen sich im Mittel auf 75 Mio. € pro Jahr, wie bereits in Tabelle 43 dargestellt.

Die zusätzlichen indirekten Kosten einer fiktiven Kindergeldreform, die eine Erhöhung der Kindergeldleistungen um 12 Euro pro Kind und Jahr bzw. um 1 Euro pro Kind und Monat vorsieht, können in zwei Szenarien berechnet werden. Auf Basis der Zahlen für Mütter mit Kindern von 6 bis unter 18 Jahren können die zusätzlichen indirekten Kosten zwischen 12 Prozent (Untergrenze) und 190 Prozent (Obergrenze) der direkten Kosten liegen. Dies wird aus der letzten Zeile in Tabelle 44 ersichtlich, in der die Gesamtkosten ins Verhältnis zu den direkten Kosten gesetzt werden. So besagt etwa der Quotient von 2,01 für den Mittelwert, dass durch eine Kindergeldreform, in der die Kindergeldleistungen im Durchschnitt um 1 Euro pro Kind erhöht werden, die Kosten insgesamt bei 2,01 Euro pro Kind liegen. Legt man alle Mütter mit Kindern unter 18 Jahren zugrunde, liegen die zusätzlichen indirekten Kosten noch höher und betragen zwischen 20 Prozent (Untergrenze) und 310 Prozent (Obergrenze) der direkten Kosten. Die große Spannweite des Quotienten von 1,12 bis 2,90 bzw. 1,2 bis 4,1 verdeutlicht zum einen wie schwierig es ist, die genauen Kosten einer solchen Reform

abzuschätzen. Zum anderen legt die Tatsache, dass der Quotient auch im günstigsten Fall (Untergrenze) größer als eins ist, nahe, dass auch im günstigsten Fall einer Kindergeldreform indirekte Kosten auf den Staat zukommen werden. Dabei ist nochmals darauf hinzuweisen, dass es sich bei der fiktiven Kindergeldreform nicht um eine einfache Erhöhung des Kindergeldes, sondern um eine Kombination aus einer Kindergelderhöhung und einer Senkung des Kinderfreibetrages handelt. Diese Tatsache ist wichtig, da ja gerade die Kombination aus einer einkommensunabhängigen Kindergelderhöhung und einer gleichzeitigen „quasi“ Abschaffung des einkommensabhängigen Kinderfreibetrages für untere und mittlere Einkommensbezieher die negativen Arbeitsanreize verstärkt werden.

3.2. Fertilität

Die Auswirkungen der Kindergeldreform auf die Fertilität werden getrennt von den Berechnungen zur Effizienzanalyse zu den direkten und indirekten Kosten einer Kindergeldreform behandelt. Dies ist zum einen deshalb angebracht, da nicht aufgrund eines evtl. auftretenden positiven Fertilitätseffektes und eines damit verbundenen Anstiegs der kindergeldberechtigten Kinder der Reform zusätzliche Kosten zugeschrieben werden sollten. Zum anderen sind die Resultate in der Wirkungsanalyse für die Fertilität nicht robust gegenüber Veränderungen der Treatment- und Kontrollgruppe, d.h. es ist sehr plausibel, dass die Kindergeldreform von 1996 keine Auswirkung auf die Fertilität hatte. Wenn man dennoch von einem potentiell positiven Anstieg der Geburten in einer Größenordnung von 41.500 Geburten pro Jahr in Folge der Kindergeldreform von 1996 ausgeht, dann stellt sich die Frage, welchen positiven Beitrag diese zusätzlichen Kinder zum Sozialsystem in Deutschland leisten würden. Obwohl es Ansätze gibt, die über den gesamten Lebenszyklus eines Menschen anfallenden staatlichen Zuschüsse und Transfers auf der einen Seite und die erwirtschafteten Steuern und Sozialversicherungsabgaben auf der anderen Seite miteinander zu verrechnen, sind diese Ansätze mit vielen Annahmen verbunden, was eine Übertragbarkeit sehr schwierig macht. Als Beispiel hierfür seien die Berechnungen von Werding und Hofmann (2005) zur fiskalischen Bilanz eines im Jahre 2000 geborenen Kindes im Rahmen des deutschen Steuer- und Sozialsystems genannt. Aufgrund dieser Berechnungen ergibt sich ein Einnahmenüberschuss in Höhe von 76.900 Euro je Kind als lebenslanger Barwert aller Transaktionen mit staatlichen Haushalten, einschließlich der Effekte aller weiteren Kindeskinde. Da sich diese Berechnungen konzeptionell grundlegend von den oben

genannten Berechnungen zu den direkten und indirekten Kosten unterscheiden, soll hier nicht der Versuch unternommen werden, diese Größen miteinander zu vergleichen.

VII. Schlussbemerkungen

Die vorliegende Studie hatte zum Ziel, die familienpolitische Maßnahme Kindergeld ex-post zu analysieren und die Wirkung auf die Bereiche Vereinbarkeit von Familie und Beruf / Wahlfreiheit, Wirtschaftliche Stabilität und soziale Teilhabe sowie die Erfüllung von Kinderwünschen zu untersuchen. Wegen verschiedener methodischer Herausforderungen, die eine Wirkungsanalyse einer solchen Maßnahme mit sich bringt, wurde in der Studie die Kindergeldreform aus dem Jahre 1996 als Politikexperiment herangezogen, welches die Identifikation kausaler Zusammenhänge von Kindergeldleistungen erlaubt. Für die empirische Analyse wurden Daten des SOEP genutzt, um Treatmentgruppen mit Eltern und Kontrollgruppen mit Kinderlosen zu bilden. Dies war die Basis der angewendeten Differenz-in-Differenzen Schätzungen.

Ein Geldtransfer wie das Kindergeld entfaltet theoretisch negative Wirkungen auf das Arbeitsangebot von Müttern, erweitert aber gleichzeitig deren Handlungsspielraum. In der empirischen Wirkungsanalyse können die erwarteten Effekte weitgehend bestätigt werden. Das Hauptergebnis lautet, dass Mütter infolge der Erhöhung des Kindergeldes marginal weniger vollzeitbeschäftigt sind und stattdessen auf Teilzeitbeschäftigung ausweichen. Der Anstieg der Teilzeittätigkeit konnte in zahlreichen Spezifikationen als statistisch signifikanter Effekt bestätigt werden. Der Rückgang der Vollzeittätigkeit ist weniger robust und nur in einigen Spezifikationen statistisch signifikant. Konsistent mit dieser Tendenz wird eine Senkung der gearbeiteten Wochenstunden beobachtet, die ebenfalls nicht in allen Spezifikationen statistisch signifikant ist. Insgesamt sprechen die Ergebnisse für eine Verringerung der Arbeitszeit bei Müttern. Wegen großer Standardfehler in den meisten Schätzungen kann allerdings nie ganz ausgeschlossen werden kann, dass das Kindergeld keine merklichen Wirkungen auf die untersuchten Größen hat.

Die wirtschaftliche Situation von Familien verbessert sich durch die Kindergeldzahlungen nicht messbar, da die Verhaltensänderungen am Arbeitsmarkt das Arbeitseinkommen der Familien senken. Unter dem Strich bleiben die Erhöhungen des Kindergeldes weitgehend wirkungslos. Trotz der Arbeitsmarktreaktionen von Müttern und einer potentiell umfangreicheren Freizeit, lassen sich keine Veränderungen des Freizeitverhaltens messen. Dabei sollte beachtet werden, dass für die mit Kindern verbrachte Zeit aufgrund des Untersuchungsdesigns der Studie keine belastbaren Ergebnisse gefunden werden können.

Tendenziell zeigt sich immerhin, dass die für Kinderbetreuung aufgewandte Zeit im Untersuchungszeitraum gestiegen ist.

Der größere finanzielle Anreiz durch das erhöhte Kindergeld hat potentiell positive Wirkungen auf die Geburtenrate. Tatsächlich sehen wir in den Daten eine leicht gestiegene Wahrscheinlichkeit einer Geburt für von der Kindergeldreform stärker betroffene Niedrigqualifizierte. Da das Ergebnis nicht robust über verschiedene Spezifikationen ist, kann auch hier nicht ausgeschlossen werden, dass die Wirkung praktisch Null ist.

Durch die verringerte Arbeitszeit entstehen durch eine Erhöhung der Kindergeldleistungen indirekte Kosten auf Seiten des Staates. Da Mütter bei einer Kindergelderhöhung weniger arbeiten, entgehen dem Staat Steuereinnahmen sowie Einnahmen der Sozialversicherungen. Im Mittel der Schätzungen liegen die zusätzlichen indirekten Kosten im selben Bereich wie die direkten Kosten einer Kindergelderhöhung. Die Berechnungen nehmen eine gleichzeitige Senkung des Freibetrages an und ignorieren eventuelle positive Effekte einer höheren Geburtenrate.

Das Kindergeld als familienpolitische Maßnahme verursacht trotz der auf den ersten Blick neutralen Ausgestaltung Verhaltensreaktionen der Eltern. Ein höheres Nichterwerbseinkommen kann die Handlungsfreiheit bei der Zeitgestaltung von Familien erhöhen. Verringerte Arbeitszeiten sind die wahrscheinliche Folge, die zwar potentiell zu mehr Zeit mit Kindern führen kann, andererseits aber die tatsächlichen Kosten des Kindergeldes substantiell erhöht.

Literaturverzeichnis

Althammer, J. und H. Lampert (2007): Lehrbuch der Sozialpolitik, Berlin: Springer-Verlag.

Angrist, J. und J. Pischke (2009): Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion, Princeton: Princeton University Press.

Angrist, J. und J. Pischke (2010): „The Credibility Revolution in Empirical Economics: How Better Research Design is Taking the Con out of Econometrics,” The Journal of economic perspectives, 24, 3–30.

Baughman, R. und S. Dickert-Conlin (2003): „Did Expanding the EITC Promote Motherhood?” American Economic Review, 93, 247–251.

Baughman, R. und S. Dickert-Conlin (2009): „The earned income tax credit und fertility,” Journal of Population Economics, 22, 537–563.

Becker, G. S. (1981): A Treatise on the Family, Cambridge: Harvard University Press.

Blundell, R., M. Brewer, und A. Shephard (2005): „Evaluating the labour market impact of Working Families' Tax Credit using difference-in-differences,” Tech. rep.

Blundell, R., A. Duncan, J. McCrae, und C. Meghir (2000): „The labour market impact of the working families' tax credit,” Fiscal Studies, 21, 75–103.

BMF (2007): „Datensammlung der Steuerpolitik 2007,“ Berlin.

BMF (2008): „Datensammlung der Steuerpolitik 2007, Neuauflage Juli 2008,“ Berlin.

BMF (2010): „Datensammlung der Steuerpolitik 2010,“ Berlin.

Boss, A. (2001): „Sozialhilfe, Lohnabstand, Leistungsanreize und Mindestlohnarbeitslosigkeit,” Kieler Arbeitspapiere.

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.

- Brewer, M., A. Ratcliffe und S. Smith (2010): „Does welfare reform affect fertility? Evidence from the UK,“ *Journal of Population Economics*, im Druck, online veröffentlicht.
- Corak, M., M. Fertig, und M. Tamm (2008): „A Portrait Of Child Poverty In Germany,“ *Review of Income and Wealth*, 54, 547–571.
- Eissa, N. und H. W. Hoynes (2004): „Taxes und the labor market participation of married couples: the earned income tax credit,“ *Journal of Public Economics*, 88, 1931–1958.
- Eissa, N. und J. B. Liebman (1996): „Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit,“ *The Quarterly Journal of Economics*, 111, 605–37.
- Ermisch, J. (2003): *An Economic Analysis of the Family*, Princeton: Princeton University Press.
- Fertig, M. und M. Tamm (2010): „Always Poor or Never Poor und Nothing in Between? Duration of Child Poverty in Germany,“ *German Economic Review*, 11, 150–168.
- Francesconi, M., H. Rainer, und W. van der Klaauw (2009): „The Effects of In-Work Benefit Reform in Britain on Couples: Theory und Evidence,“ *Economic Journal*, 119, 66–100.
- Francesconi, M. und W. van der Klaauw (2007): „The socioeconomic consequences of in-work benefit reform for British lone mothers,“ *Journal of Human Resources*, 42, 1–31.
- Gauthier, A. (2007): „The impact of family policies on fertility in industrialized countries: a review of the literature,“ *Population Research and Policy Review*, 26, 323–346.
- Gregg, P., S. Harkness, und S. Smith (2009): „Welfare Reform und Lone Parents in the UK,“ *Economic Journal*, 119, 38–65.
- Hohnerlein, Eva-Maria (2000): „Familienleistungen in Deutschland“, in *Deutsches und Europäisches Familienrecht (DEuFamR)*, (2), 95-107.
- Hotz, V. J., C. H. Mullin. und J. K. Scholz (2006): „Examining the Effect of the Earned Income Tax Credit on the Labor Market Participation of Families on Welfare,“ Working Paper 11968, National Bureau of Economic Research.
- Koenker, R. und G. Basset (1978): „Regression Quantiles,“ *Econometrica*, 46, S. 33-50.

- Laisney, F., M. Lechner, M. Staat, und G. Wagenhals (1999): „Work and welfare of single mothers in Germany,” *Economie Publique*, 3, 111–144.
- Lüdeke, R. und M. Werding (1996): „Die Reform des Dualen Familienlasten- bzw. Familienleistungsausgleichs 1996: Wirkungen und Ziele einkommenssteuerlicher Kinderfreibeträge und des Kindesgelds nach altem und neuem Steuerrecht,” *Journal of Economics and Statistics (Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik)*, 215, 419–443.
- Meister, W. und M. Werding (2011): „Sozialleistungsbezug und Erwerbsanzeige: Familien in der Grundsicherung,” *Sozialer Fortschritt*, 60, 24–32.
- Meyer, B. D. und D. T. Rosenbaum (2001): „Welfare, The Earned Income Tax Credit, And The Labor Supply Of Single Mothers,” *The Quarterly Journal of Economics*, 116, 1063–1114.
- Peter, W. (2000): „Das deutsche Sozialhilfesystem: im Spannungsfeld zwischen sozialer Fürsorge und Hilfe zur Arbeit,” *iw-trends*, 57–70.
- Stancanelli, E. G. F. (2008): „Evaluating the impact of the French tax credit on the employment rate of woman,” *Journal of Public Economics*, 92, 2036–2047.
- Tamm, M. (2010): „Child Benefit Reform und Labor Market Participation,” *Journal of Economics und Statistics (Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik)*, 230, 313–327.
- Wagenhals, G. (2001): „Incentive and Redistribution Effects of the Karlsruher Entwurf zur Reform des Einkommenssteuergesetzes,” *Schmollers Jahrbuch*, 121, 625–638.
- Werdning, M. und H. Hofmann (2005): „Die fiskalische Bilanz eines Kindes im deutschen Steuer- und Sozialsystem: Studie im Auftrag der Robert Bosch Stiftung,“ *ifo Forschungsberichte*, 27, München: ifo Institut für Wirtschaftsforschung.

Anhang

Tabelle A 1: Kodierung der ISCED-Bildungsstufen

ISCED	Schulbildung		Berufliche Ausbildung
1	Anderer Abschluss, ohne Abschluss verlassen		
2	Hauptschulabschluss, Realschulabschluss		
3	Fachhochschulreife, Abitur	oder	Lehre, Berufsfachschule, sonstiger Abschluss
4	Fachhochschulreife, Abitur	und	Lehre, Berufsfachschule, sonstiger Abschluss
5			Schule Gesundheitswesen, Fachschule, Meister
	Fachhochschulreife, Abitur	und	Beamtenausbildung
6	Abschluss an Fachhochschule, Universität, Hochschule im Ausland, Ingenieur/Fachschule (Ost)		

Quelle: „Documentation PGEN“ der SOEP-Gruppe.

Tabelle A 2 Entwicklung des Kindergeldes

Veranlagungszeitraum	1.Kind	2.Kind	3.Kind	4.und weitere Kinder
1992-1993	36 (70)	66-36 (130-70)*	112-72 (220-140)*	123-72 (240-140)*
1994-1995	36 (70)	66-36 (130-70)*	112-36 (220-70)*	123-36 (240-70)*
1996	102 (200)	102 (200)	153 (300)	179 (350)
1997-1998	112 (220)	112 (220)	153 (300)	179 (350)
1999	128 (250)	128 (250)	153 (300)	179 (350)
2000-2001	138 (270)	138 (270)	153 (300)	179 (350)
2002-2008	154	154	154	179
2009	164	164	170	195
2010	184	184	190	215

Anmerkungen: Monatliche Kindergeldzahlungen in Euro; DM-Beträge in Klammern. *einkommensabhängige Kürzungen.

Quelle: BMF 2008.

Tabelle A 3: Entwicklung des Kinderfreibetrages und des Freibetrages für Betreuung und Erziehung oder Ausbildung

Veranlagungszeitraum	Kinderfreibetrag	Freibetrag für Betr., Erzieh. oder Ausbildung*
1992-1995	2098	-
1996	3203	-
1997-1999	3534	-
2000-2001	3534	1546
2002-2009	3648	2160
2010	4848	2160

Anmerkungen: Freibeträge in Euro; *für Kinder unter 16 Jahren.

Quelle: BMF 2008.

Tabelle A 4: Wirkung auf monetäre Wohlstandsindikatoren der Väter / Paare

	(1)	(2)
	Bruttoerwerbseinkommen	Nettoerwerbseinkommen
Einheit:	Euro/Monat	Euro/Monat
Mit Kontrollen		
DiD	30.28	30.71
	(124.04)	(67.71)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	6998	6998
<i>R2</i>	0,2009	0,2797
Mit Kontrollen		
DiD mit Trends	161.01	31.93
	(197.53)	(87.66)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	6998	6998
<i>R2</i>	0,2009	0,2797

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Tabelle A 5: Wirkung auf Indikatoren der sozialen Teilhabe / Paare / Bildungsheterogenität

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Einheit:	Kultur Prozentpunkte	Kino/Tanz Prozentpunkte	Sport Prozentpunkte	Gesellig Prozentpunkte	Religion Prozentpunkte	Politisch Prozentpunkte	Ehrenamt Prozentpunkte	Nachbarhilfe Prozentpunkte
mit Kontrollen								
DiD	-0,0145	-0,0168	0,0833**	-0,00506	0,0103	-0,00333	0,0136	-0,0633
	(0,0260)	(0,0374)	(0,0395)	(0,0413)	(0,0290)	(0,0111)	(0,0282)	(0,0672)
DiD X AnyHighEd	0,0965**	0,0242	-0,0515	0,0579	0,0512	-0,00637	-0,0240	0,0338
	(0,0458)	(0,0550)	(0,0679)	(0,0593)	(0,0499)	(0,0189)	(0,0446)	(0,0946)
Anzahl der Beobachtungen	6049	6048	6025	3898	6043	6024	6035	3885
R ²	0,106	0,109	0,157	0,054	0,110	0,045	0,072	0,040
mit Trends und Kontrollen								
DiD	-0,0163	-0,0293	0,0500	0,000393	-0,0102	-0,0164	-0,00782	-0,0306
	(0,0375)	(0,0534)	(0,0622)	(0,0981)	(0,0399)	(0,0209)	(0,0449)	(0,133)
DiD X AnyHighEd	0,116*	0,0913	0,0537	0,00847	0,111*	0,0510*	0,0637	0,0311
	(0,0703)	(0,0970)	(0,101)	(0,144)	(0,0638)	(0,0286)	(0,0646)	(0,189)
Anzahl der Beobachtungen	6049	6048	6025	3898	6043	6024	6035	3885
R ²	0,117	0,110	0,160	0,054	0,110	0,047	0,073	0,040

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten (Differenz-in-Differenzen-Schätzung). Die gruppenspezifischen Trends werden im erweiterten DiD-Modell entsprechend mit der zusätzlichen Variable hohe Bildung interagiert. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Tabelle A 6: Wirkung auf verschiedene Zufriedenheitsmaße / Paare / Bildungsheterogenität

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Allgemein	Gesundheit	Arbeit	Haushalts- tätigkeit	HH- Einkommen	Wohnung	Freizeit	Lebens- standard
Einheit:	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte
mit Kontrollen								
DiD	-0,1090	0,0104	0,1778	-0,0597	0,0079	0,0206	-0,0761	0,0227
	(0,1557)	(0,1776)	(0,2191)	(0,1917)	(0,1837)	(0,2109)	(0,1986)	(0,1703)
DiD X AnyHighEd	0,0583	-0,0079	0,0328	-0,0326	0,0728	0,0804	0,0742	0,3006
	(0,2112)	(0,2582)	(0,2961)	(0,2795)	(0,2661)	(0,2941)	(0,3100)	(0,2257)
Anzahl der Beobachtungen	6981	6986	5006	5675	6953	6976	5952	6068
R ²	0,0580	0,0713	0,0459	0,0483	0,0963	0,1396	0,0389	0,0987
mit Trends und Kontrollen								
DiD	-0,0554	0,1818	0,0478	-0,1014	0,0305	0,0595	0,2620	0,0245
	(0,2828)	(0,3198)	(0,3785)	(0,3161)	(0,2872)	(0,3340)	(0,4488)	(0,2980)
DiD X AnyHighEd	0,2083	-0,0416	0,1119	-0,5917	-0,0983	0,3045	-0,3462	0,3261
	(0,3794)	(0,4156)	(0,5089)	(0,4657)	(0,4507)	(0,4561)	(0,6295)	(0,3756)
Anzahl der Beobachtungen	6981	6986	5006	5675	6953	6976	5952	6068
R ²	0,0616	0,0734	0,0531	0,0512	0,0997	0,1402	0,0404	0,1000

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten (Differenz-in-Differenzen-Schätzung). Die gruppenspezifischen Trends werden im erweiterten DiD-Modell entsprechend mit der zusätzlichen Variable hohe Bildung interagiert. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Tabelle A 7: Wirkung auf Zeitverwendung / Paare / Bildungsheterogenität

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Einheit:	Hobbies Stunden	Reparatur Stunden	Ausbildung Stunden	Hausarbeit Stunden	Beruf Stunden	Kinderbetreuung Stunden	Besorgungen Stunden
mit Kontrollen							
DiD	-0,241*	-0,0133	-0,0369	-0,0249	0,184	0,491***	0,0300
	(0,142)	(0,0864)	(0,123)	(0,156)	(0,351)	(0,165)	(0,101)
DiD X AnyHighEd	0,110	-0,0156	-0,0626	0,0486	-0,420	-0,107	-0,0397
	(0,199)	(0,116)	(0,162)	(0,214)	(0,467)	(0,313)	(0,124)
Anzahl der Beobachtungen	6717	6453	6222	6883	6527	6474	6841
R ²	0,057	0,130	0,079	0,221	0,219	0,215	0,058
mit Trends und Kontrollen							
DiD	0,291	0,0161	0,0321	0,0295	-0,00314	0,194	0,232
	(0,215)	(0,128)	(0,173)	(0,221)	(0,455)	(0,210)	(0,169)
DiD X AnyHighEd	0,0817	-0,0576	0,0142	0,0385	0,0363	-0,0176	0,0393
	(0,0783)	(0,0410)	(0,0783)	(0,0949)	(0,159)	(0,117)	(0,0541)
Anzahl der Beobachtungen	6717	6453	6222	6883	6527	6474	6841
R ²	0,059	0,131	0,080	0,222	0,219	0,218	0,059

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten (Differenz-in-Differenzen-Schätzung). Die gruppenspezifischen Trends werden im erweiterten DiD-Modell entsprechend mit der zusätzlichen Variable hohe Bildung interagiert. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Tabelle A 8: Wirkung auf verschiedene Zufriedenheitsmaße / Paare mit mindestens zwei Kindern

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Allgemein	Gesundheit	Arbeit	Haushalts- tätigkeit	HH- Einkommen	Wohnung	Freizeit	Lebens- standard
Einheit:	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte
Mit Kontrollen								
DiD	-0,0644	-0,0278	0,0397	-0,1340	-0,0133	0,0520	0,0314	0,2032*
	(0,1105)	(0,1311)	(0,1529)	(0,1388)	(0,1394)	(0,1435)	(0,1596)	(0,1154)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	5880	5884	4196	4764	5851	5876	5022	5107
<i>R²</i>	0,0607	0,0840	0,0361	0,0533	0,1009	0,1335	0,0469	0,0973
Mit Kontrollen								
DiD mit Trends	0,1054	0,2475	-0,0719	-0,3702	-0,0207	0,1601	0,1196	0,2508
	(0,2038)	(0,2128)	(0,2713)	(0,2288)	(0,2252)	(0,2230)	(0,3286)	(0,1968)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	5880	5884	4196	4764	5851	5876	5022	5107
<i>R²</i>	0,0646	0,0871	0,0408	0,0563	0,1046	0,1340	0,0474	0,0989

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten (Differenz-in-Differenzen-Schätzung). Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Tabelle A 9: Wirkung auf Zeitverwendung /Paare mit mindestens zwei Kindern

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Einheit:	Hobbies Stunden	Reparatur Stunden	Ausbildung Stunden	Hausarbeit Stunden	Beruf Stunden	Kinderbetreuung Stunden	Besorgungen Stunden
Mit Kontrollen							
DiD	-0,111	-0,0210	-0,0708	0,0308	-0,0869	0,350**	0,0416
	(0,0998)	(0,0619)	(0,0772)	(0,117)	(0,240)	(0,164)	(0,0667)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	5676	5436	5257	5799	5504	5433	5763
<i>R²</i>	0,065	0,127	0,088	0,265	0,259	0,234	0,061
Mit Kontrollen							
DiD mit Trends	0,211	0,106	-0,0480	-0,0208	-0,114	0,0993	0,161
	(0,165)	(0,0959)	(0,115)	(0,179)	(0,302)	(0,201)	(0,125)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	5676	5436	5257	5799	5504	5433	5763
<i>R²</i>	0,066	0,128	0,089	0,265	0,259	0,237	0,062

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten (Differenz-in-Differenzen-Schätzung). Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Tabelle A 10: Wirkung auf Indikatoren der sozialen Teilhabe / Paare mit mindestens zwei Kindern

Einheit:	(1) Kultur Prozentpunkte	(2) Kino/Tanz Prozentpunkte	(3) Sport Prozentpunkte	(4) Gesellig Prozentpunkte	(5) Religion Prozentpunkte	(6) Politisch Prozentpunkte	(7) Ehrenamt Prozentpunkte	(8) Nachbarhilfe Prozentpunkte
Mit Kontrollen								
DiD	0,0335	0,00896	0,0730**	0,0439	0,0628**	-0,00814	0,0101	-0,0519
	(0,0224)	(0,0271)	(0,0344)	(0,0328)	(0,0260)	(0,00977)	(0,0238)	(0,0487)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	5091	5086	5070	3281	5082	5069	5075	3270
<i>R²</i>	0,109	0,133	0,188	0,060	0,125	0,058	0,079	0,044
Mit Kontrollen								
DiD mit Trends	0,0447	0,0521	0,123**	-0,000867	0,0743**	-0,00567	0,0137	-0,0491
	(0,0362)	(0,0487)	(0,0499)	(0,0735)	(0,0325)	(0,0145)	(0,0343)	(0,0936)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	5091	5086	5070	3281	5082	5069	5075	3270
<i>R²</i>	0,119	0,133	0,190	0,060	0,125	0,058	0,080	0,045

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten (Differenz-in-Differenzen-Schätzung). Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Tabelle A 11: Wirkung auf verschiedene Zufriedenheitsmaße / Singles

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Allgemein	Gesundheit	Arbeit	Haushalts- tätigkeit	HH- Einkommen	Wohnung	Freizeit	Lebens- standard
Einheit:	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte
Mit Kontrollen								
DiD	0,0630	0,0680	0,0315	0,123	0,211	0,00437	-0,293	0,345
	(0,200)	(0,249)	(0,327)	(0,266)	(0,295)	(0,260)	(0,299)	(0,287)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	2351	2363	1932	1627	2328	2349	2007	2055
<i>R²</i>	0,035	0,091	0,077	0,048	0,100	0,067	0,061	0,074
Mit Kontrollen								
DiD mit Trends	-0,573*	-0,662	0,0231	-0,218	-0,616	-0,0842	-0,644	-0,167
	(0,323)	(0,412)	(0,489)	(0,462)	(0,442)	(0,380)	(0,687)	(0,412)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	2351	2363	1932	1627	2328	2349	2007	2055
<i>R²</i>	0,038	0,093	0,082	0,051	0,104	0,069	0,062	0,077

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten (Differenz-in-Differenzen-Schätzung). Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Tabelle A 12: Wirkung auf Zeitverwendung / Singles

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Einheit:	Hobbies Stunden	Reparatur Stunden	Ausbildung Stunden	Hausarbeit Stunden	Beruf Stunden	Kinderbetreuung Stunden	Besorgungen Stunden
Mit Kontrollen							
DiD	0,247	0,0626	-0,101	-0,220	0,240	0,191	-0,0485
	(0,186)	(0,0818)	(0,211)	(0,155)	(0,389)	(0,567)	(0,100)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	2263	2118	2105	2309	2214	2097	2286
<i>R²</i>	0,029	0,116	0,145	0,184	0,109	0,268	0,054
Mit Kontrollen							
DiD mit Trends	0,698**	-0,111	-0,0155	-0,397*	-0,242	0,877	0,156
	(0,348)	(0,179)	(0,286)	(0,229)	(0,526)	(0,772)	(0,232)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	2263	2118	2105	2309	2214	2097	2286
<i>R²</i>	0,034	0,122	0,145	0,184	0,111	0,273	0,057

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten (Differenz-in-Differenzen-Schätzung). Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Tabelle A 13: Wirkung auf Indikatoren der sozialen Teilhabe / Singles

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Einheit:	Kultur Prozentpunkte	Kino/Tanz Prozentpunkte	Sport Prozentpunkte	Gesellig Prozentpunkte	Religion Prozentpunkte	Politisch Prozentpunkte	Ehrenamt Prozentpunkte	Nachbarhilfe Prozentpunkte
Mit Kontrollen								
DiD	-0,0655	0,0131	-0,223	-0,201*	0,178*	0,0570	-0,00454	-0,1000
	(0,0820)	(0,0837)	(0,138)	(0,111)	(0,0983)	(0,0509)	(0,0759)	(0,118)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	2067	2068	2056	1311	2064	2057	2065	1311
<i>R²</i>	0,194	0,256	0,175	0,121	0,102	0,087	0,100	0,062
Mit Kontrollen								
DiD mit Trends	0,0349	0,0622	-0,206	-0,269	0,278*	0,0587	-0,236**	-0,519**
	(0,131)	(0,132)	(0,211)	(0,234)	(0,147)	(0,0899)	(0,116)	(0,228)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	2067	2068	2056	1311	2064	2057	2065	1311
<i>R²</i>	0,209	0,256	0,186	0,122	0,103	0,089	0,102	0,069

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten (Differenz-in-Differenzen-Schätzung). Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Tabelle A 14: Wirkung auf Indikatoren der sozialen Teilhabe / Paare ohne Migrationshintergrund

Einheit:	(1) Kultur Prozentpunkte	(2) Kino/Tanz Prozentpunkte	(3) Sport Prozentpunkte	(4) Gesellig Prozentpunkte	(5) Religion Prozentpunkte	(6) Politisch Prozentpunkte	(7) Ehrenamt Prozentpunkte	(8) Nachbarhilfe Prozentpunkte
Mit Kontrollen								
DiD	0.0536**	-0.00512	0.0942**	0.0284	0.0192	-0.00996	0.00554	-0.0340
	(0.0244)	(0.0298)	(0.0378)	(0.0327)	(0.0247)	(0.0106)	(0.0248)	(0.0514)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	4245	4246	4233	2706	4244	4228	4238	2699
<i>R²</i>	0.099	0.107	0.128	0.067	0.129	0.055	0.059	0.036
Mit Kontrollen								
DiD mit Trends	0.0430	-0.0114	0.0998*	0.0333	0.0340	0.00220	0.0200	-0.0477
	(0.0391)	(0.0464)	(0.0555)	(0.0760)	(0.0336)	(0.0155)	(0.0363)	(0.0995)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	4245	4246	4233	2706	4244	4228	4238	2699
<i>R²</i>	0.107	0.107	0.131	0.067	0.130	0.056	0.059	0.037

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten (Differenz-in-Differenzen-Schätzung). Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Tabelle A 15: Wirkung auf unterschiedliche Zeitverwendung / Paare ohne Migrationshintergrund

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Einheit:	Hobbies Stunden	Reparatur Stunden	Ausbildung Stunden	Hausarbeit Stunden	Beruf Stunden	Kinderbetreuung Stunden	Besorgungen Stunden
Mit Kontrollen							
DiD	-0.121	-0.00648	-0.0787	0.0315	0.0330	0.489***	0.0150
	(0.106)	(0.0638)	(0.0807)	(0.117)	(0.249)	(0.156)	(0.0710)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	4717	4547	4358	4812	4560	4538	4787
<i>R²</i>	0.050	0.128	0.081	0.249	0.256	0.241	0.058
Mit Kontrollen							
DiD mit Trends	0.274	0.115	-0.0133	-0.0211	0.00142	0.0828	0.135
	(0.173)	(0.0998)	(0.119)	(0.167)	(0.322)	(0.197)	(0.136)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	4717	4547	4358	4812	4560	4538	4787
<i>R²</i>	0.052	0.129	0.082	0.249	0.256	0.242	0.059

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten (Differenz-in-Differenzen-Schätzung). Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Tabelle A 16: Wirkung auf verschiedene Zufriedenheitsmaße / Paare ohne Migrationshintergrund

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Allgemein	Gesundheit	Arbeit	Haushalts- tätigkeit	HH- Einkommen	Wohnung	Freizeit	Lebens- standard
Einheit:	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte	Skalenpunkte
Mit Kontrollen								
DiD	-0.1292	-0.0164	0.1692	-0.0320	0.0846	0.1286	-0.0352	0.2013
	(0.1171)	(0.1397)	(0.1572)	(0.1478)	(0.1405)	(0.1541)	(0.1663)	(0.1261)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	4877	4881	3688	3925	4860	4879	4175	4253
<i>R²</i>	0.0650	0.0805	0.0515	0.0462	0.1053	0.1315	0.0428	0.0949
Mit Kontrollen								
DiD mit Trends	-0.0620	0.0312	-0.0690	-0.3208	0.2407	0.2010	0.0657	0.1775
	(0.2109)	(0.2267)	(0.2835)	(0.2514)	(0.2187)	(0.2424)	(0.3382)	(0.2137)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	4877	4881	3688	3925	4860	4879	4175	4253
<i>R²</i>	0.0679	0.0825	0.0574	0.0496	0.1088	0.1321	0.0442	0.0962

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des kausalen Treatmenteffektes der Kindergeldreform von 1996 als OLS-Schätzer mit Personengewichten (Differenz-in-Differenzen-Schätzung). Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Tabelle A 17: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner / 1. Einkommensquartil

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Vollzeit	Teilzeit	nicht erwerbstätig	freiw. nicht erwerbstätig	geringfügig beschäftigt	Arbeitszeit, inkl. nicht Erwerbstätige	Arbeitszeit, exkl. nicht Erwerbstätige	gewünschte Arbeitszeit	Differenz (8)-(7)
Einheit:	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche
A-I									
DiD	0.0233	-0.0133	-0.0707	0.00586	0.0402*	1.459	-3.172	-1.623	-3.358
	(0.0679)	(0.0508)	(0.0752)	(0.0588)	(0.0229)	(2.799)	(2.786)	(2.725)	(3.691)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1817	1817	1817	1817	1817	1817	717	806	717
<i>R²</i>	0.104	0.025	0.015	0.038	0.004	0.067	0.140	0.151	0.018
A-II									
... mit Kontrollen	0.00515	-0.0291	-0.0563	0.0191	0.0633**	0.296	-0.542	-0.988	-2.182
	(0.0592)	(0.0565)	(0.0662)	(0.0524)	(0.0274)	(2.490)	(2.581)	(2.981)	(2.493)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1610	1610	1610	1610	1610	1610	612	692	612
<i>R²</i>	0.235	0.106	0.176	0.212	0.064	0.213	0.231	0.273	0.146
B-I									
DiD mit Trends	-0.178**	0.144**	-0.0219	0.0230	0.0215	-0.865	-8.081	-5.596	-12.43*
	(0.0902)	(0.0722)	(0.0970)	(0.0870)	(0.0399)	(3.734)	(5.019)	(4.507)	(7.050)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1817	1817	1817	1817	1817	1817	717	806	717
<i>R²</i>	0.110	0.031	0.018	0.039	0.005	0.068	0.148	0.154	0.027
B-II									
... mit Kontrollen	-0.157*	0.153*	-0.0609	-0.0519	0.0294	0.256	-4.605	-2.601	-12.78**
	(0.0848)	(0.0793)	(0.101)	(0.0809)	(0.0469)	(3.584)	(5.249)	(4.396)	(6.174)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1610	1610	1610	1610	1610	1610	612	692	612
<i>R²</i>	0.239	0.112	0.176	0.214	0.066	0.214	0.233	0.278	0.158

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des Differenz-in-Differenzen Modells als OLS-Schätzer mit Personengewichten für das 1. Einkommensquartil. Die Einkommensquartile werden über die Verteilung der monatlichen Nettohaushaltseinkommen im Regressionssample bestimmt. Das Einkommen ist jedoch endogen, da es von der Arbeitsmarktbeteiligung der Frauen abhängt. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Tabelle A 18: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner / 2. Einkommensquartil

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Vollzeit	Teilzeit	nicht erwerbstätig	freiwillig erwerbstätig	geringfügig beschäftigt	Arbeitszeit, inkl. nicht Erwerbstätige	Arbeitszeit, exkl. nicht Erwerbstätige	gewünschte Arbeitszeit	Differenz (8)-(7)
Einheit:	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche
A-I									
DiD	0.0315	-0.0825*	0.0459	0.0602	0.00117	-2.829	0.852	-0.583	3.808**
	(0.0590)	(0.0485)	(0.0587)	(0.0508)	(0.0170)	(2.374)	(1.569)	(1.654)	(1.867)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1868	1868	1868	1868	1868	1868	1145	1278	1145
<i>R²</i>	0.249	0.086	0.049	0.045	0.009	0.148	0.146	0.217	0.026
A-II									
... mit Kontrollen	0.0117	-0.0717	0.0583	0.0578	-0.00632	-2.384	0.795	0.0186	2.979*
	(0.0562)	(0.0508)	(0.0557)	(0.0463)	(0.0206)	(2.168)	(1.532)	(1.547)	(1.736)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1725	1725	1725	1725	1725	1725	1053	1177	1053
<i>R²</i>	0.349	0.173	0.153	0.165	0.052	0.248	0.274	0.354	0.085
B-I									
DiD mit Trends	0.0904	-0.0654	0.0402	0.0599	-0.0175	-1.379	4.047	0.566	5.129
	(0.0987)	(0.0708)	(0.0955)	(0.0853)	(0.0325)	(4.063)	(3.102)	(2.656)	(4.491)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1868	1868	1868	1868	1868	1868	1145	1278	1145
<i>R²</i>	0.250	0.087	0.051	0.046	0.010	0.149	0.148	0.220	0.035
B-II									
... mit Kontrollen	0.0463	-0.0360	0.0573	0.0912	-0.0109	-2.238	3.470	0.188	6.102
	(0.0923)	(0.0742)	(0.0950)	(0.0837)	(0.0372)	(3.636)	(2.903)	(2.440)	(3.924)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1725	1725	1725	1725	1725	1725	1053	1177	1053
<i>R²</i>	0.351	0.174	0.157	0.167	0.053	0.250	0.276	0.357	0.093

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des Differenz-in-Differenzen Modells als OLS-Schätzer mit Personengewichten für das 2. Einkommensquartil. Die Einkommensquartile werden über die Verteilung der monatlichen Nettohaushaltseinkommen im Regressions-sample bestimmt. Das Einkommen ist jedoch endogen, da es von der Arbeitsmarktbeteiligung der Frauen abhängt. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Tabelle A 19: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner / 3. Einkommensquartil

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Vollzeit	Teilzeit	nicht erwerbstätig	freiw. nicht erwerbstätig	geringfügig beschäftigt	Arbeitszeit, inkl. nicht Erwerbstätige	Arbeitszeit, exkl. nicht Erwerbstätige	gewünschte Arbeitszeit	Differenz (8)-(7)
Einheit:	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche
A-I									
DiD	-0.0685	0.0276	-0.0401	-0.0264	0.0727***	-1.527	-2.729	-1.782	-0.516
	(0.0541)	(0.0487)	(0.0420)	(0.0355)	(0.0236)	(2.004)	(1.766)	(1.230)	(1.890)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1868	1868	1868	1868	1868	1868	1265	1470	1265
<i>R²</i>	0.253	0.094	0.051	0.052	0.027	0.185	0.116	0.227	0.036
A-II									
... mit Kontrollen	0.00555	-0.00287	-0.0642*	-0.0557	0.0601**	-0.0223	-3.119*	-0.200	-2.223
	(0.0492)	(0.0506)	(0.0385)	(0.0338)	(0.0252)	(1.755)	(1.707)	(1.255)	(2.027)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1732	1732	1732	1732	1732	1732	1168	1360	1168
<i>R²</i>	0.399	0.157	0.198	0.181	0.062	0.346	0.263	0.345	0.101
B-I									
DiD mit Trends	-0.0990	0.0196	-0.0159	0.0691	0.0717*	-2.107	1.438	0.619	0.144
	(0.0781)	(0.0710)	(0.0644)	(0.0530)	(0.0423)	(3.031)	(2.971)	(2.198)	(3.731)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1868	1868	1868	1868	1868	1868	1265	1470	1265
<i>R²</i>	0.255	0.095	0.054	0.058	0.028	0.188	0.119	0.228	0.036
B-II									
... mit Kontrollen	-0.0351	0.00925	-0.0207	0.0364	0.0501	0.358	-1.160	1.430	-3.462
	(0.0678)	(0.0710)	(0.0582)	(0.0506)	(0.0435)	(2.691)	(2.930)	(2.158)	(4.087)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1732	1732	1732	1732	1732	1732	1168	1360	1168
<i>R²</i>	0.401	0.158	0.201	0.186	0.064	0.348	0.264	0.345	0.102

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des Differenz-in-Differenzen Modells als OLS-Schätzer mit Personengewichten für das 3. Einkommensquartil. Die Einkommensquartile werden über die Verteilung der monatlichen Nettohaushaltseinkommen im Regressionssample bestimmt. Das Einkommen ist jedoch endogen, da es von der Arbeitsmarktbeteiligung der Frauen abhängt. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Tabelle A 20: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner / 4. Einkommensquartil

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Vollzeit	Teilzeit	nicht erwerbstätig	freiwillig erwerbstätig	geringfügig beschäftigt	Arbeitszeit, inkl. nicht Erwerbstätige	Arbeitszeit, exkl. nicht Erwerbstätige	gewünschte Arbeitszeit	Differenz (8)-(7)
Einheit:	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche
A-I									
DiD	-0.0338	0.0504	0.000255	0.0180	-0.00789	-3.124	-0.619	-3.638**	3.617**
	(0.0563)	(0.0516)	(0.0379)	(0.0343)	(0.0217)	(1.958)	(1.295)	(1.637)	(1.565)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1879	1879	1879	1879	1879	1879	1253	1455	1253
<i>R²</i>	0.194	0.054	0.048	0.039	0.011	0.155	0.119	0.133	0.028
A-II									
... mit Kontrollen	-0.0719	0.117**	-0.0340	-0.000348	-0.000898	-1.459	-0.130	-2.425	2.398
	(0.0547)	(0.0495)	(0.0417)	(0.0370)	(0.0247)	(1.986)	(1.189)	(1.590)	(1.643)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1753	1753	1753	1753	1753	1753	1160	1352	1160
<i>R²</i>	0.312	0.129	0.123	0.120	0.063	0.263	0.234	0.260	0.109
B-I									
DiD mit Trends	-0.0664	0.119	-0.0591	0.00964	0.00312	-0.582	1.021	-1.890	5.919*
	(0.0940)	(0.0794)	(0.0618)	(0.0472)	(0.0386)	(3.144)	(2.683)	(2.479)	(3.560)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1879	1879	1879	1879	1879	1879	1253	1455	1253
<i>R²</i>	0.194	0.055	0.048	0.040	0.012	0.155	0.122	0.134	0.028
B-II									
... mit Kontrollen	-0.114	0.174**	-0.0644	0.0125	-0.00138	1.798	3.343	0.684	3.643
	(0.0846)	(0.0792)	(0.0671)	(0.0520)	(0.0406)	(2.990)	(2.296)	(2.481)	(3.612)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1753	1753	1753	1753	1753	1753	1160	1352	1160
<i>R²</i>	0.312	0.129	0.124	0.120	0.064	0.263	0.237	0.261	0.111

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des Differenz-in-Differenzen Modells als OLS-Schätzer mit Personengewichten für das 4. Einkommensquartil. Die Einkommensquartile werden über die Verteilung der monatlichen Nettohaushaltseinkommen im Regressions-sample bestimmt. Das Einkommen ist jedoch endogen, da es von der Arbeitsmarktbeteiligung der Frauen abhängt. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Tabelle A 21: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner / 1. Einkommensquartil in 1996

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Vollzeit	Teilzeit	nicht erwerbstätig	freiw. nicht erwerbstätig	geringfügig beschäftigt	Arbeitszeit, inkl. nicht Erwerbstätige	Arbeitszeit, exkl. nicht Erwerbstätige	gewünschte Arbeitszeit	Differenz (8)-(7)
Einheit:	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche
A-I									
DiD	-0.0155	-0.0495	0.0301	0.109*	0.0210	-2.396	-3.534	-4.042	-0.993
	(0.0690)	(0.0532)	(0.0815)	(0.0607)	(0.0181)	(3.633)	(2.900)	(3.441)	(2.629)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1295	1295	1295	1295	1295	1295	496	595	496
R^2	0.081	0.020	0.006	0.018	0.008	0.056	0.130	0.140	0.019
A-II									
... mit Kontrollen	0.0483	-0.0784	-0.0256	0.0324	0.0388*	-0.336	-3.055	-2.930	-1.729
	(0.0716)	(0.0575)	(0.0860)	(0.0556)	(0.0231)	(3.634)	(2.722)	(3.368)	(2.936)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1178	1178	1178	1178	1178	1178	458	544	458
R^2	0.224	0.182	0.221	0.273	0.117	0.234	0.280	0.319	0.225
B-I									
DiD mit Trends	-0.126	0.0648	0.0396	0.111	0.00748	-3.015	-2.584	-4.063	-3.168
	(0.0796)	(0.0696)	(0.0853)	(0.0815)	(0.0239)	(3.168)	(4.671)	(4.357)	(5.399)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1295	1295	1295	1295	1295	1295	496	595	496
R^2	0.083	0.022	0.007	0.021	0.008	0.058	0.130	0.145	0.027
B-II									
... mit Kontrollen	-0.0772	0.0891	-0.0541	0.0255	0.0142	0.000798	-3.692	-2.569	-5.042
	(0.0830)	(0.0770)	(0.0903)	(0.0805)	(0.0325)	(2.992)	(5.100)	(3.925)	(6.416)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1178	1178	1178	1178	1178	1178	458	544	458
R^2	0.228	0.187	0.222	0.275	0.118	0.238	0.280	0.328	0.231

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des Differenz-in-Differenzen Modells als OLS-Schätzer mit Personengewichten für das 1. Einkommensquartil. Die Einkommensquartile werden über die Verteilung der monatlichen Nettohaushaltseinkommen im Regressionssample bestimmt. Das Einkommen ist jedoch endogen, da es von der Arbeitsmarktbeteiligung der Frauen abhängt. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Tabelle A 22: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner / 2. Einkommensquartil in 1996

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Vollzeit	Teilzeit	nicht erwerbstätig	freiw. nicht erwerbstätig	geringfügig beschäftigt	Arbeitszeit, inkl. nicht Erwerbstätige	Arbeitszeit, exkl. nicht Erwerbstätige	gewünschte Arbeitszeit	Differenz (8)-(7)
Einheit:	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche
A-I									
DiD	0.0600	-0.00456	-0.0569	-0.0156	0.0205	2.357	1.944	0.976	-0.298
	(0.0583)	(0.0560)	(0.0611)	(0.0437)	(0.0300)	(2.581)	(2.008)	(2.058)	(1.977)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1416	1416	1416	1416	1416	1416	796	954	796
<i>R²</i>	0.219	0.075	0.038	0.050	0.006	0.110	0.104	0.149	0.009
A-II									
... mit Kontrollen	0.0803	0.0347	-0.125**	-0.0885**	0.0286	4.462**	0.548	1.038	-1.749
	(0.0539)	(0.0570)	(0.0610)	(0.0444)	(0.0307)	(2.255)	(1.598)	(1.559)	(2.032)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1338	1338	1338	1338	1338	1338	748	899	748
<i>R²</i>	0.384	0.209	0.195	0.217	0.080	0.282	0.314	0.403	0.113
B-I									
DiD mit Trends	0.0313	0.00627	-0.00874	-0.0508	0.00673	-2.233	0.501	-2.071	0.780
	(0.0696)	(0.0606)	(0.0652)	(0.0431)	(0.0477)	(2.657)	(3.278)	(1.981)	(4.253)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1416	1416	1416	1416	1416	1416	796	954	796
<i>R²</i>	0.220	0.080	0.040	0.051	0.009	0.111	0.105	0.152	0.010
B-II									
... mit Kontrollen	0.00460	0.00863	0.0106	-0.0368	0.0140	-2.369	-0.0480	-1.605	-0.905
	(0.0815)	(0.0742)	(0.0774)	(0.0415)	(0.0543)	(3.085)	(3.654)	(1.901)	(3.887)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1338	1338	1338	1338	1338	1338	748	899	748
<i>R²</i>	0.385	0.214	0.198	0.218	0.084	0.286	0.315	0.405	0.117

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des Differenz-in-Differenzen Modells als OLS-Schätzer mit Personengewichten für das 2. Einkommensquartil. Die Einkommensquartile werden über die Verteilung der monatlichen Nettohaushaltseinkommen im Regressionssample bestimmt. Das Einkommen ist jedoch endogen, da es von der Arbeitsmarktbeteiligung der Frauen abhängt. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Tabelle A 23: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner / 3. Einkommensquartil in 1996

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Vollzeit	Teilzeit	nicht erwerbstätig	freiwillig nicht erwerbstätig	geringfügig beschäftigt	Arbeitszeit, inkl. nicht Erwerbstätige	Arbeitszeit, exkl. nicht Erwerbstätige	gewünschte Arbeitszeit	Differenz (8)-(7)
Einheit:	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche
A-I									
DiD	0.0190	-0.0115	-0.0542	-0.0205	0.0409**	-0.238	-0.133	-0.229	0.593
	(0.0439)	(0.0472)	(0.0351)	(0.0323)	(0.0175)	(1.763)	(2.203)	(1.097)	(2.583)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1597	1597	1597	1597	1597	1597	1008	1210	1008
<i>R²</i>	0.274	0.088	0.058	0.056	0.030	0.219	0.147	0.259	0.036
A-II									
... mit Kontrollen	-0.000172	0.0181	-0.0556	-0.0286	0.0344*	0.0595	-0.934	0.0267	-0.250
	(0.0467)	(0.0500)	(0.0358)	(0.0363)	(0.0194)	(1.786)	(1.906)	(1.268)	(2.375)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1518	1518	1518	1518	1518	1518	955	1142	955
<i>R²</i>	0.441	0.191	0.236	0.217	0.094	0.373	0.328	0.410	0.115
B-I									
DiD mit Trends	-0.00685	0.0702	-0.118**	-0.0362	0.0407	0.223	1.080	-0.600	3.013
	(0.0510)	(0.0485)	(0.0491)	(0.0348)	(0.0304)	(2.086)	(2.596)	(1.700)	(4.223)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1597	1597	1597	1597	1597	1597	1008	1210	1008
<i>R²</i>	0.274	0.091	0.059	0.056	0.032	0.220	0.148	0.259	0.044
B-II									
... mit Kontrollen	-0.0569	0.103**	-0.0814*	-0.0392	0.0227	0.651	-1.245	-0.500	-1.277
	(0.0473)	(0.0505)	(0.0439)	(0.0409)	(0.0300)	(2.274)	(2.733)	(1.632)	(4.177)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1518	1518	1518	1518	1518	1518	955	1142	955
<i>R²</i>	0.442	0.193	0.236	0.218	0.096	0.374	0.330	0.412	0.120

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des Differenz-in-Differenzen Modells als OLS-Schätzer mit Personengewichten für das 3. Einkommensquartil. Die Einkommensquartile werden über die Verteilung der monatlichen Nettohaushaltseinkommen im Regressionssample bestimmt. Das Einkommen ist jedoch endogen, da es von der Arbeitsmarktbeteiligung der Frauen abhängt. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen.

Tabelle A 24: Wirkung auf Erwerbstätigkeit / Mütter mit Partner / 4. Einkommensquartil in 1996

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Vollzeit	Teilzeit	nicht erwerbstätig	freiw. nicht erwerbstätig	geringfügig beschäftigt	Arbeitszeit, inkl. nicht Erwerbstätige	Arbeitszeit, exkl. nicht Erwerbstätige	gewünschte Arbeitszeit	Differenz (8)-(7)
Einheit:	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Prozentpunkte	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche	Std. pro Woche
A-I									
DiD	-0.120**	0.121**	-0.0174	0.0188	0.0175	-3.410	-2.026	-4.042**	3.649*
	(0.0526)	(0.0488)	(0.0410)	(0.0447)	(0.0234)	(2.127)	(1.461)	(1.882)	(1.903)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1678	1678	1678	1678	1678	1678	1093	1297	1093
<i>R²</i>	0.150	0.040	0.032	0.028	0.008	0.118	0.101	0.109	0.019
A-II									
... mit Kontrollen	-0.124***	0.118**	-0.0198	0.0146	0.0238	-2.303	-1.293	-2.410	3.123*
	(0.0465)	(0.0520)	(0.0410)	(0.0485)	(0.0251)	(1.751)	(1.308)	(1.490)	(1.724)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1581	1581	1581	1581	1581	1581	1022	1217	1022
<i>R²</i>	0.295	0.127	0.113	0.123	0.074	0.231	0.243	0.286	0.137
B-I									
DiD mit Trends	-0.189***	0.177***	0.0263	0.110**	-0.0106	-1.690	-0.858	-1.674	2.930
	(0.0637)	(0.0650)	(0.0441)	(0.0514)	(0.0402)	(2.295)	(2.502)	(2.139)	(3.523)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1678	1678	1678	1678	1678	1678	1093	1297	1093
<i>R²</i>	0.151	0.040	0.032	0.032	0.009	0.120	0.104	0.111	0.019
B-II									
... mit Kontrollen	-0.202***	0.206***	0.0214	0.100*	-0.0263	-0.374	0.113	0.0233	2.400
	(0.0682)	(0.0722)	(0.0496)	(0.0552)	(0.0382)	(2.433)	(2.395)	(2.185)	(3.852)
<i>Anzahl der Beobachtungen</i>	1581	1581	1581	1581	1581	1581	1022	1217	1022
<i>R²</i>	0.296	0.128	0.114	0.127	0.076	0.233	0.245	0.289	0.138

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des Differenz-in-Differenzen Modells als OLS-Schätzer mit Personengewichten für das 4. Einkommensquartil. Die Einkommensquartile werden über die Verteilung der monatlichen Nettohaushaltseinkommen im Regressionssample bestimmt. Das Einkommen ist jedoch endogen, da es von der Arbeitsmarktbeteiligung der Frauen abhängt. Die Kontrollvariablen sind Indikatorvariablen für das Alter der Frau und gegebenenfalls des Partners in Fünfjahresschritten, für Hauseigentümer, für das Bundesland, für das ISCED-Bildungslevel der Frau und gegebenenfalls des Partners, für den Migrationshintergrund der Frau und gegebenenfalls des Partners sowie für den Befragungsmonat. Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** 1 Prozent, ** 5 Prozent, * 10 Prozent.

Quelle: SOEP 1992-1998, eigene Berechnungen