

# Mittelfristige Effekte der Elterngeldreform in Ost- und Westdeutschland

JOCHEN KLUBE UND SEBASTIAN SCHMITZ\*

Jochen Klube, Humboldt-Universität zu Berlin, RWI Essen, IZA Bonn, E-Mail: jochen.klube@hu-berlin.de  
Sebastian Schmitz, Freie Universität Berlin, E-Mail: sebastian.schmitz@fu-berlin.de

**Zusammenfassung:** Der vorliegende Beitrag analysiert anhand eines natürlichen Experiments die mittelfristigen Effekte der Elterngeldreform in Ost- und Westdeutschland. Die Einführung des Elterngelds im Jahr 2007 hat zu substantiellen Veränderungen in der mittelfristigen Erwerbsbeteiligung (drei bis fünf Jahre nach der Geburt des Kindes) geführt: Im gesamten Bundesgebiet beobachten wir, dass eine größere Anzahl gut ausgebildeter (Erst-)Mütter eine Teilzeitarbeit antritt, anstelle dem Arbeitsmarkt fern zu bleiben. In Westdeutschland zeigt sich außerdem, dass karriere-orientierte Mütter schneller und nachhaltiger in Vollzeitbeschäftigung zurückkehren. In Ostdeutschland hingegen beobachten wir eine Substitution weg von Vollzeit- hin zu mehr Teilzeitbeschäftigung; der Nettoeffekt ist allerdings auch hier positiv. In Ost- und Westdeutschland hat das Elterngeld die Arbeitsmarktbindung der Mütter verbessert: Sowohl die Wahrscheinlichkeit der Rückkehr zum Arbeitgeber vor der Geburt als auch der Anteil unbefristeter Beschäftigungsverhältnisse haben sich erhöht.

**Summary:** Using a natural experiment, we analyze the medium-term impact of a recent parental benefit reform, focusing on differential effects in East and West Germany. Our results indicate that the new policy led to substantial changes in labor market outcomes three to five years after childbirth: Likewise in the East and the West, well-educated (first-time) mothers tend to have a part-time job instead of being inactive. In West Germany we additionally observe a faster and lasting return to full-time jobs by career-oriented mothers. In the East on the other hand, we find a substitution from full to part-time jobs; however, with a positive net effect on labor participation. In both regions the new policy increased the mothers' probability to return to their pre-birth employers as well as the prevalence of unlimited employment relationships.

→ JEL Classification: H31, J13, J22

→ Keywords: Parental benefits, labor market attachment, East and West Germany

\* Die Autoren danken Claudia Schmiedchen, Marcus Tamm und einem anonymen Gutachter für hilfreiche Kommentare.

## I Einleitung

Die Einführung des Elterngelds im Januar 2007 hat für Eltern neugeborener Kinder zu einer substanziellen Änderung der finanziellen Situation im ersten Jahr nach der Geburt des Kindes geführt. Im allgemeinen gilt, dass relativ zu dem bis Ende 2006 gültigen Erziehungsgeld die zu erwartende finanzielle Transferleistung höher ausfällt, einem größeren Anteil an Eltern (potenziell allen) zur Verfügung steht, aber für einen kürzeren Zeitraum gewährt wird. Allerdings sind die genauen Auswirkungen je nach soziodemographischer Situation der Eltern sehr heterogen, sodass einige Eltern durch die Reform besser, andere Eltern wiederum finanziell schlechter gestellt wurden. Grundsätzlich stellt das Elterngeld aber eine großzügige Unterstützungsleistung des Staates dar, mit den Zielen, den Einkommensrückgang des Elternhaushalts in der Zeit nach der Geburt abzufedern, Fertilitätsanreize insbesondere für erwerbstätige Frauen zu schaffen, eine zeitnahe Rückkehr der Mütter in den Arbeitsmarkt zu ermöglichen und Anreize für Väter zu schaffen, sich in höherem Maße bei der Betreuung des eigenen Kindes zu engagieren.

Die kurzfristigen Effekte der Reform, das heißt für den Zeitraum der ersten zwei Jahre nach der Geburt des Kindes, wurden bereits in verschiedenen Studien untersucht (RWI 2008, Bergemann und Riphahn 2011, Wrohlich et al. 2012, Kluge und Tamm 2013). Diese Studien zeigen, dass sich das Elterngeld großer Beliebtheit erfreut und zu leicht verbesserter Erwerbsbeteiligung der Mütter direkt nach dem Ende der Bezugsdauer geführt hat. Im vorliegenden Beitrag wollen wir hingegen einen Blick auf die mittelfristigen Folgen der Reform werfen, das heißt auf den Zeitraum drei bis fünf Jahre nach der Geburt des Kindes. Im Fokus stehen wiederum die Arbeitsmarkteffekte als wichtigste Zielgröße, wobei wir insbesondere herausarbeiten, ob und inwiefern sich die Effekte der Reform in Ost- und Westdeutschland unterscheiden.

Unsere Analyse zeigt, dass die Einführung des Elterngelds zu substanziellen Veränderungen in der mittelfristigen Erwerbsbeteiligung geführt hat. Für Westdeutschland legen die Ergebnisse nahe, dass karriereorientierte Mütter früher auf eine Vollzeitstelle zurückkehren. Sowohl in West- als auch in Ostdeutschland sehen wir zusätzlich eine generelle Ausweitung der Erwerbsbeteiligung, da eine größere Anzahl gut ausgebildeter Mütter eine Teilzeitarbeit antritt, anstatt dem Arbeitsmarkt fern zu bleiben. Unsere Ergebnisse zeigen des Weiteren, dass die Reform die Arbeitsmarktbindung der eher weniger karriereorientierten Mütter gestärkt hat. Arbeitgeber wiederum scheinen diese angebotsseitigen Arbeitsmarkteffekte mit mehr unbefristeten Beschäftigungsverhältnissen zu honorieren. In Ostdeutschland beobachten wir, dass es mit der Einführung des Elterngeldes zu einer Substitution weg von Vollzeit hin zu mehr Teilzeitbeschäftigung gekommen ist. Trotzdem liegt auch nach der Reform so wohl die Erwerbsbeteiligung der Mütter als auch der Anteil von Vollzeitstellen über dem Niveau von Westdeutschland.

Die Elterngeldreform scheint demnach besser als ihr Ruf zu sein. Unsere Ergebnisse zeigen, dass sie zu substanziell besseren Arbeitsmarktergebnissen der Mütter geführt hat. Allerdings scheint dies zur gleichen Zeit die Wahrscheinlichkeit, ein weiteres Kind zu bekommen, gesenkt zu haben. Aus diesem Befund lässt sich aber keine Aussage zur allgemeinen Wirkung des Elterngeldes auf die Geburtenzahlen ableiten, da unsere Ergebnisse keine Rückschlüsse auf den kausalen Effekt auf Erstgeburten zulassen. Es kann nicht vollständig ausgeschlossen werden, dass Elterngeldmütter zu einem späteren Zeitpunkt ein weiteres Kind bekommen. Da die Konzeption des Elterngeldes im Kern komplementär zur Betreuungsinfrastruktur ist, bleibt abschließend festzuhalten, dass sich die deutlichen positiven Arbeitsmarktergebnisse im Zuge des Ausbaus der Kita-Infrastruktur insbesondere in Westdeutschland weiter verstärken könnten.

## 2 Das Elterngeld

### 2.1 Veränderungen durch die Reform

Das Elterngeld ersetzte das Erziehungsgeld als Leistung für Eltern in der unmittelbaren Zeit nach der Geburt des Kindes. Das *Erziehungsgeld* bestand in einer pauschalen monatlichen Zahlung von 300 Euro, welche nach einer Bedürftigkeitsprüfung<sup>1</sup> und über einen Zeitraum von zwei Jahren gewährt wurde.<sup>2</sup> Erwerbstätigkeit und zeitgleicher Transferbezug waren prinzipiell möglich, solange das Haushaltseinkommen die Bedürftigkeitsgrenze nicht überstieg, was allerdings in der Praxis für viele Mütter eine rasche Wiederaufnahme der (Vollzeit-)Erwerbstätigkeit unattraktiv machte. Väter hätten theoretisch auch anteilig das Erziehungsgeld in Anspruch nehmen können, jedoch gab es dafür keine zusätzlichen finanziellen Anreize, sodass das *Erziehungsgeld* fast ausschließlich an Frauen ausgezahlt wurde.

Allgemein gesagt bietet das *Elterngeld* einen großzügigeren Transfer für einen kürzeren Zeitraum für einen größeren Personenkreis. Die Bezugsdauer wurde von 24 auf zwölf Monate reduziert und die monatliche Pauschale wurde von einer Lohnersatzleistung abgelöst. Diese beträgt in der Regel zwei Drittel des durchschnittlichen Nettolohns vor der Geburt des Kindes, mindestens 300 Euro, maximal 1 800 Euro monatlich. Durch den Wegfall der Bedürftigkeitsprüfung wurde der Kreis der Anspruchsberechtigten auf alle Eltern ausgeweitet. Zeiten einer Lohnfortzahlung während des zweimonatigen Mutterschutzes werden vom Elterngeld abgezogen. Um die Beteiligung der Väter bei der Kindererziehung zu fördern wurden zwei zusätzliche sogenannte Vätermonate geschaffen, die nur gewährt werden, wenn beide Partner das Elterngeld in Anspruch nehmen.<sup>3</sup> Auch das Elterngeld kann neben der Erwerbstätigkeit bezogen werden, allerdings wird dann nur die Differenz zum Einkommen vor der Geburt als Berechnungsgrundlage für den Elterngeldanspruch verwendet.

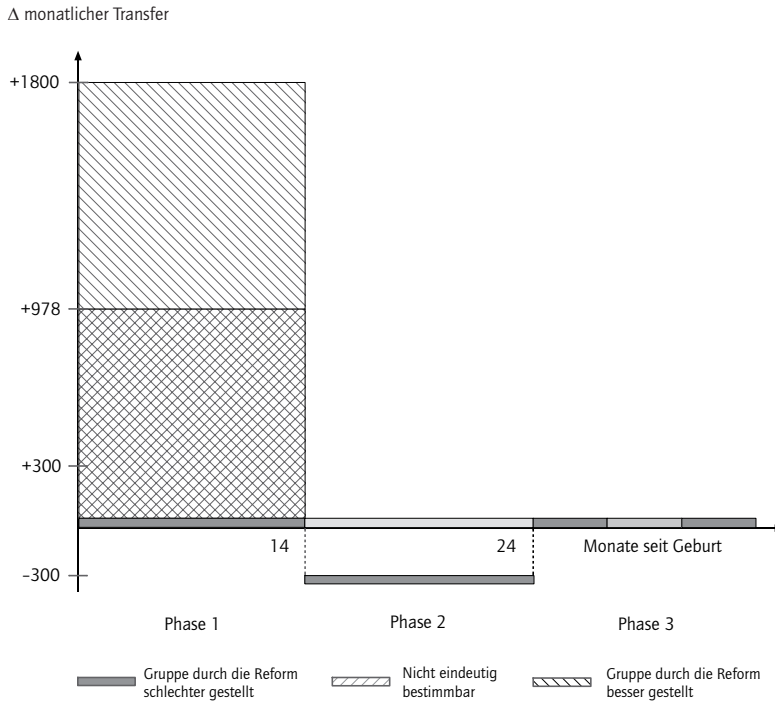
Durch die Ausweitung der Bezugsberechtigung gibt es eine klar umrissene Gruppe von Haushalten, die dank der Reform eine über den Mutterschutz hinausgehende Lohnersatzleistung beziehen können. Diese Gruppe ist allerdings recht heterogen und der mögliche finanzielle Vorteil relativ zur vorherigen Regelung variiert zwischen 300 bis 1 800 Euro pro Monat. Mütter, die im Jahr vor der Geburt nicht gearbeitet haben, aber aufgrund des Haushaltseinkommens kein Erziehungsgeld erhalten hätten, bekommen nur den Mindestsatz, während Frauen mit einem Jahres-Bruttoeinkommen jenseits der 60 000 Euro den Höchstsatz erhalten. Auf der anderen Seite stehen Mütter mit einem niedrigen Haushaltseinkommen vor der Geburt des Kindes. Diese erhalten zwar immer noch 300 Euro pro Monat, allerdings nur noch für den halben Zeitraum.

1 Für eine Anspruchsberechtigung durfte das erwartete Nettohaushaltseinkommen bei Paaren nicht mehr als 30 000 Euro (23 000 Prozent bei Alleinerziehenden) betragen. Ab dem 7. Monat sank diese Grenze nach einer gleitenden Skala. Etwa 25 Prozent der Eltern waren nicht anspruchsberechtigt (Kluge und Tamm 2013: Tabelle 1).

2 Für einen Überblick über die historische Entwicklung von Lohnersatzleistungen für Eltern in Deutschland, siehe Schönberg und Ludsteck (2012); Ondrich et al. (1996, 2003). Neben der Standardoption (300 Euro für 24 Monate) gab es auch die Möglichkeit 450 Euro über den Zeitraum von zwölf Monaten zu beziehen. Im Folgenden wird davon ausgegangen, dass, sofern eine Anspruchsberechtigung vorgelegen hat, die Standardoption gewählt wurde. Kluge und Tamm (2013) reportieren, dass sich nur zehn Prozent aller Mütter für die Alternativoption entschieden haben.

3 Prinzipiell ist jede Verteilung der Bezugsmonate zwischen den beiden Partnern denkbar, solange ein Partner mindestens zwei der 14 Monate in Anspruch nimmt. Auch zeitgleicher Bezug ist möglich. Die meisten Eltern bevorzugen aber die 12 + 2 Aufteilung zu bevorzugen (Destatis 2012). Die Höhe der Transferleistung orientiert sich immer am Nettoeinkommen des jeweiligen Beziehers. Alleinerziehenden Müttern stehen 14 Monate Bezugsdauer zur Verfügung.

Abbildung 1

**Veränderungen in der Struktur der Leistung**

Quelle: Kluge und Schmitz (2014: Abbildung 1).

Diese Gruppe wurde durch die Reform schlechter gestellt. Allerdings ist nicht in allen Fällen eindeutig zu beurteilen, ob jemand durch die Reform profitiert oder nicht. So gibt es Haushalte, die sich relativ zum Erziehungsgeld über einen Zuschlag von bis zu 978 Euro<sup>4</sup> monatlich freuen dürfen, aber die Leistung über einen verkürzten Zeitraum ausgezahlt bekommen.

Abbildung 1 zeigt die Veränderungen in der monatlichen Leistung für die drei verschiedenen Gruppen, unter der Annahme, dass 12+2 Monate in Anspruch genommen werden. Wir bezeichnen den Zeitraum bis zum 14. Monat nach der Geburt des Kindes als Phase 1; für die Gruppe der Schlechtergestellten gibt es in dieser Phase keine Unterschiede, während die beiden anderen Gruppen eine erstmals beziehbare bzw. erhöhte Lohnersatzleistung in Anspruch nehmen können. In der zweiten Phase (Monat 15–24) wiederum ist es die Gruppe der Bessergestellten, bei denen keine Veränderung festzustellen ist, da sie sowohl unter dem alten als auch unter dem neuen Regime keine Leistung beziehen können. Die beiden anderen Gruppen hingegen müssen durch die Reform in dieser Phase auf die monatliche Transferzahlung von 300 Euro verzichten. Ab dem 25. Monat (Phase 3) gibt es keine direkten Unterschiede zwischen Eltern- und Erziehungsgeld mehr.

4 Das Rechenbeispiel beruht auf der Einkommenobergrenze für Alleinerziehende.

Alle anderen familienbezogenen gesetzlichen Regelungen blieben unverändert, so zum Beispiel die Elternzeit, welche unabhängig vom Elterngeld für bis zu drei Jahre in Anspruch genommen werden kann, oder auch der obligatorische zweimonatige Mutterschutz nach Geburt. Sowohl Erziehungs- als auch Elterngeldzahlungen sind steuerfrei, allerdings unterliegen letztere dem Progressionsvorbehalt bei gemeinsamer steuerlicher Veranlagung der Eltern.

## 2.2 Kurzfristige Effekte

Die meisten bisherigen Studien haben sich mit den Arbeitsmarkteffekten in den ersten beiden Phasen befasst. RWI (2008) sowie Kluge und Tamm (2013) verwenden eine eigens für die offizielle Evaluation der Reform erhobene Stichprobe, um die unmittelbaren Effekte der Reform zu ermitteln. Bei Müttern, die vor der Geburt erwerbstätig waren und vermutlich keine Anspruchsberechtigung für das Erziehungsgeld gehabt hätten, führt das Elterngeld zu einer Reduktion in der Erwerbstätigkeit in Phase 1; das Elterngeld kann also zu ausgeprägteren Erwerbsunterbrechungen führen, die in der ersten Phase zur Betreuung des eigenen Kindes aber erwünscht und von der Reform beabsichtigt sind. Für die zweite Phase konnten Kluge und Tamm (2013) zeigen, dass Mütter ohne Beschäftigung vor der Geburt eine schnellere Rückkehr in den Arbeitsmarkt planen, was die Autoren auf das im Vergleich zum Erziehungsgeld frühere Auslaufen der Zahlung zurückführen (*Benefit Expiry Effect*). Dieser Effekt scheint in Ostdeutschland stärker ausgeprägt zu sein, was Kluge und Tamm (2013) mit der besseren Verfügbarkeit von Kinderbetreuungsmöglichkeiten erklären.

Bergemann und Riphahn (2011) vergleichen Mütter mit Geburten zwischen 2005 und 2007 aus dem Sozio-oekonomischen Panel (SOEP). Auch sie können für Phase 2 nur Arbeitsmarktintentionen betrachten, bestätigen aber die Resultate von Kluge und Tamm (2013): Im ersten Jahr nach der Geburt unterbrechen mehr Mütter ihre Berufstätigkeit; während speziell Mütter mit keinem oder nur geringfügigem Einkommen vor der Geburt durch das frühzeitige Auslaufen des Elterngelds in Phase 2 zurück in den Arbeitsmarkt wollen. Wrohlich et al. (2012) kommen anhand eines Mikrosimulationsmodells<sup>5</sup> zu ähnlichen Ergebnissen: Im ersten Jahr führt das Elterngeld zu geringerer Erwerbsbeteiligung. In Phase 2 wiederum erhöhen Mütter ohne oder mit nur geringfügigem Einkommen vor der Geburt ihre Erwerbsbeteiligung um drei Prozentpunkte, meist in Form von Teilzeitarbeit. Ebenso wie bei Kluge und Tamm (2013) sind die Effekte in Phase 2 in Ostdeutschland stärker als in Westdeutschland, was Wrohlich et al. (2012) aber nicht mit den besseren Kinderbetreuungsmöglichkeiten, sondern mit der größeren Bedeutung des wegfallenden Einkommens erklären. Um die simulierten Effekte zu verifizieren, benutzen Wrohlich et al. das natürliche Experiment von Kluge und Tamm (2013) anhand des Mikrozensus 2007 und 2008.

---

5 Die Autoren verwenden das Steuer- und Transfer-Simulationsmodell, das die Arbeitsmarktentscheidungen der Haushalte anhand unterschiedlicher Einkommens- und Arbeitsstundenkombinationen mittels SOEP-Daten schätzt. Dieses Modell ermöglicht es, Änderungen in den Budgetrestriktionen zu simulieren (siehe Steiner et al. 2012).

### 3 Mittelfristige Arbeitsmarkteffekte

#### 3.1 Identifikation kausaler Effekte

Unsere empirische Analyse basiert auf einem natürlichen Experiment rund um den Stichtag der Einführung des Elterngelds, wie es in RWI (2008) sowie Kluge und Tamm (2013) vorgeschlagen wurde. Alle Mütter mit einer Geburt bis zum 31. Dezember 2006 waren potenziell für das Erziehungsgeld berechtigt, während Mütter mit einer Geburt ab dem 1. Januar 2007 Anspruch auf das neue Elterngeld hatten. Die Idee ist, dass Mütter mit einer Geburt *vor* dem Stichtag als *Kontrollgruppe*, und Mütter mit einer Geburt *danach* als *Teilnahmegruppe* fungieren, da sie sich abgesehen vom Elterngeldbezug in keiner Hinsicht unterscheiden sollten und in einer weitestgehend identischen Umgebung agieren. Diese Teilnahme- und Kontrollgruppe kann demnach ähnlich einer randomisierten Zufallsstudie in der medizinischen Forschung einen *kausalen* Effekt der Einführung des Elterngelds identifizieren.

Um diesem Ideal möglichst nahe zu kommen, muss allerdings auch sichergestellt werden, dass keine Selbstselektion in Teilnahme- und Kontrollgruppe möglich ist. Kluge und Tamm (2013) zeigen, dass zum Zeitpunkt der Gesetzgebung (Spätsommer 2006) Mütter mit einer Geburt bis ins erste Quartal 2007 hinein bereits schwanger waren. Die Autoren schlagen daher ein halbjähriges Fenster rund um den 1. Januar 2007 vor, in dem davon ausgegangen werden kann, dass die Einordnung in Teilnahme- und Vergleichsgruppe quasi zufällig erfolgte, da die zukünftigen Eltern zum Zeitpunkt der Zeugung nicht wissen konnten, dass die Elterngeldregelung in Kraft treten würde. Zum Jahreswechsel 2006/07 gab es keine weiteren gesetzlichen Änderungen, die die Arbeitsmarktentscheidungen in direkter oder indirekter Art und Weise hätten beeinflussen können. Alle späteren Änderungen betreffen Versuchs- und Kontrollgruppe gleichermaßen. Tamm (2012) sowie Neugart und Ohlsson (2013) zeigen zwar, dass es rund um den Stichtag zu einigen bewussten Verschiebungen des Geburtstermins gekommen ist, um in den Genuss der neuen Leistung zu kommen.<sup>6</sup> Alle bisherigen Studien ermitteln allerdings, dass die Ergebnisse zu den Arbeitsmarkteffekten nicht von diesen Beobachtungen rund um den Stichtag beeinflusst zu sein scheinen.

#### 3.2 Datenbasis

Um die mittelfristigen Effekte anhand der beschriebenen empirischen Strategie zu schätzen benutzen wir Daten aus dem deutschen Mikrozensus (Wellen 2006–2011). Tabelle 1 zeigt ausgewählte deskriptive Statistiken in unserer Teilnahme- und Kontrollgruppe und zeigt anhand von t-tests, dass sich die zwei Gruppen in den vor der Geburt des Kindes determinierten Variablen statistisch nicht voneinander unterscheiden. Dies belegt die quasi zufällig erfolgte Einteilung in die beiden Gruppen.

<sup>6</sup> Beide Studien zeigen, dass vor allem die durch die Reform potenziell Bessergestellten dazu neigten, zum Beispiel durch die Terminierung eines Kaiserschnitts oder durch das Herauszögern der Wehen den Zeitpunkt der Geburt zu beeinflussen. Allerdings ist die medizinisch-anatomische Möglichkeit dazu nur in einem kleinen Zeitfenster gegeben und längst nicht in allen Fällen möglich.

Tabelle 1

**Datengrundlage**

	Teilnahmegruppe	Vergleichsgruppe	Differenz	t-stat
Alter der Mutter <sup>1</sup>	29,22	29,19	-0,03	0,28
Alter des Kindes - Phase 1 <sup>2</sup>	10,41	10,41	0,00	0,00
Alter des Kindes - Phase 2 <sup>2</sup>	19,62	19,63	0,01	0,08
Alter des Kindes - Phase 3 <sup>2</sup>	41,68	41,68	0,00	0,01
Erstmütter	0,49	0,49	-0,00	0,62
Alleinerziehende	0,13	0,13	-0,00	1,12
Migrantin	0,27	0,26	0,01	1,27
Ostdeutschland	0,20	0,20	0,00	0,39
Ältere Kinder	0,78	0,75	0,03	1,59
Einkommen vor Geburt	820,97	830,02	9,06	0,85
Niedrige Bildung	0,21	0,21	0,00	0,26
Mittlere Bildung	0,63	0,62	0,00	0,46
Hohe Bildung	0,17	0,17	-0,00	0,83
N	5 884	5 754		
N - Phase 1	869	842		
N - Phase 2	1 134	1 040		
N - Phase 3	3 881	3 872		

1 Das Alter ist auf das Jahr 2006 zurückdatiert und für die dreimonatige Differenz korrigiert.

2 Alter des Kindes in Monaten.

Quellen: FDZ der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Mikrozensus, Erhebungsjahre 2006–2011, eigene Berechnungen.

Um die zu erwartenden heterogenen mittelfristigen Effekte der Elterngeldreform zu ermitteln, benutzen wir sowohl drei Bildungskategorien<sup>7</sup> als auch Terzil-Gruppen des Einkommens vor der Geburt.<sup>8</sup> Die Einteilung in Terzile erwies sich als bester Kompromiss zwischen präziser Schätzung und detaillierter Stratifizierung, um die bereits beschriebenen heterogenen Effekte der Reform zu messen.

### 3.3 Gesamtdeutschland

Die genannten bisherigen Studien zu den kurzfristigen Effekten haben nur die Außwirkungen des Elterngelds in den ersten beiden Phasen betrachtet. In Phase 1 und 2 greift die Reform direkt in die Entscheidungsparameter der jungen Eltern ein, danach hingegen gibt es keine unmittelbaren Änderungen. Um zu ermitteln, ob und inwiefern die Veränderungen in der Arbeitsmarktbelegung in den ersten zwei Jahren zu weiteren mittelfristigen Effekten geführt haben, haben wir

7 Niedrige Bildung: Kein Schulabschluss, Haupt- oder Realschulabschluss, ohne abgeschlossene Berufsausbildung; mittlere Bildung: Diverse abgeschlossene Berufsausbildungen, Fachschulen, Meister; Hohe Bildung: Universitäts- oder Fachhochschulabschluss.

8 Da der Mikrozensus keine Panelstichprobe ist, musste das Einkommen mittels verschiedener nach Teil- und Vollzeit differenzierten Lohnregressionen auf Basis des Mikrozensus 2006 imputiert werden.

in Kluge und Schmitz (2014) die Effekte der Elterngeldreform in Phase 3, also 25 bis 59 Monate nach Geburt, analysiert und das beschriebene natürliche Experiment anhand von Daten des Mikrozensus' implementiert. Die einleitende Fragestellung war, inwiefern verstärkte Erwerbsunterbrechungen im ersten Jahr bei den neu Anspruchsberechtigten beziehungsweise die verstärkte Wiederaufnahme der Berufstätigkeit durch den *Benefit Expiry Effect* weitere Arbeitsmarkteffekte über die ersten zwei Jahre nach der Geburt des Kindes hinaus mit sich bringen.

Um die sequentiellen Berufsübergänge abzubilden, haben wir zusätzlich zur dritten Phase auch die kurzfristigen Effekte in den ersten beiden Phasen geschätzt. Wie die bisherigen Studien können wir auch hier einen signifikanten negativen Effekt auf die Erwerbsbeteiligung im ersten Jahr nach der Geburt des Kindes feststellen, der vor allem von Erstmüttern und Akademikerinnen geprägt zu sein scheint. Unsere Resultate für die zweite Phase können allerdings keine statistisch signifikanten Anhaltspunkte für den *Benefit Expiry Effect* finden. Allerdings zeigen unsere Daten für die zweite Phase, dass das Elterngeld bei den vermutlich neu anspruchsberechtigten Müttern zu einem substantiellen Anstieg der Vollzeitbeschäftigung geführt hat.

Wir halten es für plausibel, dass dieser Befund durch einen sogenannte „Ankereffekt“ des Elterngelds zu erklären ist. Frauen mit einer Vollzeitbeschäftigung vor der Geburt, die sich nicht für das Erziehungsgeld qualifizieren, erhielten unter dem alten Regime für zwei Monate Mutterschutz und konnten danach eine Elternzeit ohne Lohnersatz von bis zu drei Jahren in Anspruch nehmen. Es gab somit keinen gewissermaßen vordefinierten Zeitpunkt des Wiedereinstiegs in den Beruf. Mit der Einführung des Elterngelds wird implizit dieser Zeitpunkt zur Rückkehr – nach zwölf bis 14 Monaten – definiert. Da wir diesen positiven Effekt vor allem für die Vollzeitbeschäftigung finden, vermuten wir, dass diese Mütter ohne Anspruch auf Erziehungsgeld im alten Regime schon früher (zum Beispiel nach sechs Monaten) zurück auf eine Teilzeitstelle gegangen wären; im neuen Regime aber direkt nach Ablauf des Elterngeldes wieder eine Vollzeitbeschäftigung aufnehmen.

In der mittleren Frist (Phase 3) tritt dieser Effekt auf die Vollzeitbeschäftigung empirisch nicht mehr auf, was zunächst einmal dafür spricht, dass besonders arbeitsmarktaffine Mütter durch das Elterngeld eine ohnehin geplante Vollzeit-Erwerbsbeteiligung vorgezogen haben. Allerdings finden wir einen positiven Effekt auf die allgemeine Erwerbsbeteiligung, der wiederum von den Akademikerinnen geprägt ist, diesmal aus dem mittleren Einkommensdrittel und nicht wie beim Effekt in Phase 2 aus dem oberen Einkommensdrittel heraus. Dieser Effekt zeigt sich vor allem in Gestalt signifikant höherer Teilzeitbeschäftigung (im Vergleich zu Nichterwerb). Wir interpretieren diesen Befund in dem Sinne, dass das Elterngeld nicht nur bei den sehr arbeitsmarktaffinen Müttern zu einer vorgezogenen Wiederaufnahme der Erwerbstätigkeit geführt hat, sondern auch bei den eher weniger karriereorientierten Akademikerinnen die Bindung zum Arbeitsmarkt erhöht hat. Diese stärkere Bindung scheint auch von den Arbeitgebern belohnt zu werden, denn wir finden einen signifikanten positiven Effekt des Elterngeldes auf den Anteil unbefristeter Beschäftigungsverhältnisse. Des Weiteren scheint die Einführung des Elterngelds die Wahrscheinlichkeit erhöht zu haben, mittelfristig beim selben Arbeitgeber wie vor der Geburt des Kindes zu arbeiten.

Über diese allgemeinen deutschlandweiten Ergebnisse hinaus ist es lohnend, einen Blick auf differentielle Effekte in Ost- und Westdeutschland zu werfen. Zum einen unterscheiden sich die zwei Landesteile noch erheblich, was die Haltung gegenüber berufstätigen Müttern angeht. Während in Westdeutschland lange Zeit familienpolitische und steuerliche Institutionen auf das



„männliche Ernährermodell“ ausgerichtet waren, so war die Erwerbstätigkeit beider Elternteile die Norm in der ehemaligen DDR. Diese Haltungen lassen sich teilweise auch heute noch wiederfinden, was sich zum Beispiel in einem höheren Anteil Vollzeit arbeitender ostdeutscher Frauen ausdrückt. Zusätzlich zu diesem Unterschied in den gesellschaftlichen Normen unterscheiden sich Ost- und Westdeutschland insbesondere im Hinblick auf die Verfügbarkeit von Kinder(ganztags)betreuung für unter Dreijährige.

Zwar gibt es seit dem 1. August 2013 den deutschlandweiten Rechtsanspruch auf Kinderbetreuung,<sup>9</sup> allerdings befand sich zum Zeitpunkt der Einführung des Elterngelds die dafür notwendige Infrastruktur in Westdeutschland eher noch am Anfang, während in Ostdeutschland traditionell eine gute Kinderbetreuung gewährleistet war.

### 3.4 West- und Ostdeutschland

In den folgenden Ergebnis-Tabellen wird zu jeder Variable zunächst die Basiswahrscheinlichkeit, das heißt der Anteil der Mütter in der Kontrollgruppe ausgegeben, um die Größe der Effekte in Bezug setzen zu können. Darauf folgen zwei Spezifikationen zur Schätzung des marginalen Effekts (in Prozentpunkten) des Elterngeldbezugs: Modell 1 gibt den Koeffizienten eines um die Monate seit der Geburt<sup>10</sup> angepassten t-tests wieder. Modell 2 gibt den Reformeffekt eines Elterngeldbezugs in einem linearen Wahrscheinlichkeitsmodell inklusive einer Vielzahl von Kontrollvariablen<sup>11</sup> aus.

Tabelle 2 enthält die Resultate der Schätzungen für die Effekte der Elterngeldreform auf die mittelfristige Erwerbsbeteiligung in Ost- und Westdeutschland. Die Resultate für Westdeutschland entsprechen in etwa den Ergebnissen für das gesamte Bundesgebiet aus Kluve und Schmitz (2014). Zwar lässt sich kein statistisch signifikanter Effekt in der Stichprobe aller westdeutschen Mütter nachweisen, allerdings finden wir bei den Erstmüttern eine je nach Spezifikation um drei bis vier Prozentpunkte höhere Erwerbsbeteiligung, die in den gesamtdeutschen Ergebnissen von Kluve und Schmitz (2014) nicht zu finden ist. Den größten Effekt in Westdeutschland finden wir sowohl in der Teilstichprobe der Akademikerinnen als auch für westdeutsche Mütter im obersten Einkommensdrittel.

In der Stichprobe für Ostdeutschland unterscheiden sich die meisten Punktschätzer nicht signifikant von den jeweiligen westdeutschen Schätzwerten, sind aber wohl aufgrund der geringeren Fallzahl nicht statistisch signifikant von null verschieden. Nur in der Teilstichprobe „oberes Einkommensdrittel“ scheint der Effekt in Ostdeutschland besonders ausgeprägt zu sein. In Westdeutschland deuten die Ergebnisse darauf hin, dass primär die Erwerbstätigkeit der Erstmütter durch das Elterngeld auch mittelfristig signifikant angestiegen ist.

9 Interessanterweise wurden sowohl das Elterngeld als auch der Rechtsanspruch auf Kinderbetreuung von der Zweiten Großen Koalition beschlossen und standen mehr oder weniger direkt in Bezug zueinander. So gesehen kann die Elterngeldreform in ihrem Kontext erst seit Sommer 2013 als wirklich abgeschlossen betrachtet werden.

10 Die Erhebung des Mikrozensus ist zwar seit dem Jahr 2005 gleichmäßig über das Jahr verteilt, sodass es innerhalb der drei Phasen keine statistisch signifikanten Unterschiede zwischen Teilnahme- und Vergleichsgruppe gibt; allerdings zeigt sich empirisch, dass eine Kontrolle für die Monate seit der Geburt dazu beitragen kann, etwaige kleinere Unterschiede in der Verteilung der Monate auszugleichen und das Schätzergebnis zu verbessern.

11 Neben den Monaten seit der Geburt sind dies die Monate zum Quadrat, das Alter der Mutter (und das Quadrat), regionale Indikatorvariablen, ISCED-Bildungs-Indikatorvariablen und verschiedene Indikatorvariablen zur Familienform.

Tabelle 2

### Mittelfristige Effekte der Elterngeldreform auf die Erwerbsbeteiligung in Ost- und Westdeutschland

	Erwerbsbeteiligung – West			Erwerbsbeteiligung – Ost		
	Basis	Modell 1	Modell 2	Basis	Modell 1	Modell 2
Alle Mütter	0,518	0,0071 (0,0127)	0,0155 (0,0115)	0,612	0,0345 (0,0243)	0,0297 (0,0218)
Erstmütter	0,527	0,0431** (0,0185)	0,0294** (0,0167)	0,655	0,0351 (0,0323)	0,0243 (0,0299)
Mehrfache Mütter	0,509	-0,0207 (0,0175)	-0,0044 (0,0164)	0,296	0,0456 (0,0363)	0,0340 (0,0340)
<b>Bildungsabschlüsse</b>						
Niedrige Bildung	0,388	0,0013 (0,0104)	-0,0033 (0,0218)	0,294	0,0261 (0,0194)	0,0407 (0,0544)
Mittlere Bildung	0,742	0,0186 (0,0188)	0,0044 (0,0154)	0,746	0,0071 (0,0185)	0,0218 (0,0270)
Hohe Bildung	0,831	0,0389** (0,0152)	0,0773*** (0,0274)	0,850	0,0451 (0,0290)	0,0182 (0,0490)
<b>Einkommen</b>						
Unteres Terzil	0,335	-0,0063 (0,0198)	-0,0062 (0,0185)	0,309	-0,0329 (0,0488)	-0,0192 (0,0479)
Mittleres Terzil	0,572	0,0333 (0,0231)	0,0343 (0,0228)	0,653	0,0402 (0,0345)	0,0246 (0,0348)
Oberes Terzil	0,654	0,0350* (0,0206)	0,0373 (0,0365)	0,759	0,0684* (0,0358)	0,0892** (0,0371)

Standardfehler in Klammern; (\*/\*\*/\*\*\*\*) Signifikanzlevel (10 Prozent/5 Prozent/1 Prozent).

Basis = Wert in der Kontrollgruppe vor der Reform. Die Effekte werden in Phase 3, das heißt 25 bis 59 Monate nach der Geburt des Kindes gemessen.

Quellen: Eigene Berechnungen, Mikrozensus (2006–2011), siehe Tabelle 1.

Die Ergebnisse für die abhängige Variable Teilzeiterwerb<sup>12</sup> in Tabelle 3 zeigen, dass der für das gesamte Bundesgebiet gefundene positive Effekt auf die Teilzeitbeschäftigung zu einem großen Teil durch Verhaltensänderung der in Ostdeutschland lebenden Mütter zu Stande kommt: Unsere Modelle geben einen Effekt des Elterngelds von fünf Prozentpunkten an. In der Gruppe der Erstmütter ist der Effekt sogar doppelt so groß. Der Effekt in Ostdeutschland scheint umso stärker, je höher der Bildungsabschluss und das Einkommen vor der Geburt ist. In Westdeutschland hingegen weisen sowohl der Gesamteffekt als auch der Effekt in der Gruppe der Erstmütter einen kleineren Koeffizienten aus (rund ein Prozentpunkt) und sind nicht statistisch signifikant.

12 Die Indikatorvariable Teilzeiterwerb nimmt den Wert „eins“ für alle Frauen an, die einer Erwerbstätigkeit nachgehen, aber weniger als 32 Stunden pro Woche arbeiten. Die Indikatorvariable Vollzeiterwerb ist analog definiert.

Tabelle 3

**Mittelfristige Effekte der Elterngeldreform auf die Teilzeitbeschäftigung in Ost- und Westdeutschland**

	Teilzeit – West			Teilzeit – Ost		
	Basis	Modell 1	Modell 2	Basis	Modell 1	Modell 2
Alle Mütter	0,407	0,0077 (0,0125)	0,0123 (0,0118)	0,282	0,0597** (0,0233)	0,05480, (0,0229)
Erstmütter	0,394	0,0185 (0,0182)	0,0123 (0,0173)	0,243	0,1062*** (0,0313)	0,0960*** (0,0316)
Mehrfache Mütter	0,418	0,0001 (0,0173)	0,0135 (0,0166)	0,329	0,0096 (0,0347)	0,0029 (0,0340)
<b>Bildungsabschlüsse</b>						
Niedrige Bildung	0,191	-0,0006 (0,0212)	-0,0044 (0,0204)	0,108	0,0442 (0,0454)	0,0516 (0,0453)
Mittlere Bildung	0,466	0,0038 (0,0163)	0,0024 (0,0158)	0,312	0,0487* (0,0290)	0,0445 (0,0288)
Hohe Bildung	0,462	0,0719** (0,0316)	0,0680** (0,0311)	0,308	0,1243** (0,0576)	0,0856 (0,0612)
<b>Einkommen</b>						
Unteres Terzil	0,276	-0,0011 (0,0188)	-0,0019 (0,0178)	0,154	-0,0193 (0,0379)	-0,0109 (0,0382)
Mittleres Terzil	0,460	0,0567** (0,0235)	0,0608*** (0,0234)	0,332	0,0637* (0,0355)	0,0596 (0,0364)
Oberes Terzil	0,493	0,0001 (0,0219)	0,0424* (0,0220)	0,299	0,0994** (0,0420)	0,0984** (0,0432)

Standardfehler in Klammern; (\*/\*\*/\*\*\*\*) Signifikanzlevel (10 Prozent/5 Prozent/1 Prozent).

Basis = Wert in der Kontrollgruppe vor der Reform. Die Effekte werden in Phase 3, das heißt 25–59 Monate nach der Geburt des Kindes gemessen.

Quellen: Eigene Berechnungen, Mikrozensus (2006–2011), siehe Tabelle 1.

Bemerkenswert sind die Unterschiede vor allem in Anbetracht der Ausgangswerte: In unserer Stichprobe aller Mütter liegt zwar die allgemeine Erwerbsbeteiligung der Frauen in Ostdeutschland rund zehn Prozentpunkte über der in Westdeutschland (siehe Tabelle 2); es zeigen sich aber ausgeprägte Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland in Bezug auf die geleisteten Arbeitsstunden: Unter den westdeutschen Müttern in der Kontrollgruppe arbeitet nur jede Fünfte Vollzeit; in Ostdeutschland ist es mehr als jede Zweite. Diese Ergebnisse legen nahe, dass es mit der Einführung des Elterngelds zu einer gewissen Konvergenz der Rollenbilder gekommen zu sein scheint, und die Akzeptanz von Teilzeitarbeit bei ostdeutschen Frauen gestiegen ist. Allerdings sehen wir auch nach der Reform noch große Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland, was sowohl die generelle Erwerbsbeteiligung als auch die geleistete Arbeitszeit angeht.

In Westdeutschland finden wir vor allem im mittleren Einkommensdrittel signifikante positive Effekte (fünf bis sechs Prozentpunkte). Unsere Interpretation ist, dass es sich hierbei um Mütter

Tabelle 4

### Mittelfristige Effekte der Elterngeldreform auf die Vollzeitbeschäftigung in Ost- und Westdeutschland

	Vollzeit – West			Vollzeit – Ost		
	Basis	Modell 1	Modell 2	Basis	Modell 1	Modell 2
Alle Mütter	0,111	-0,0005 (0,0080)	0,0031 (0,0079)	0,330	-0,0252 (0,0234)	-0,0251 (0,0223)
Erstmütter	0,133	0,0246* (0,0131)	0,0271** (0,0128)	0,412	-0,0711** (0,0332)	-0,0717** (0,0323)
Mehrfache Mütter	0,091	-0,0207** (0,0095)	-0,0178* (0,0934)	0,230	0,0361 (0,0319)	0,0311 (0,0310)
<b>Bildungsabschlüsse</b>						
Niedrige Bildung	0,036	0,0001 (0,0101)	0,0011 (0,0102)	0,117	0,0006 (0,0435)	-0,0108 (0,0387)
Mittlere Bildung	0,112	0,0016 (0,0104)	0,0020 (0,0102)	0,333	-0,0077 (0,0288)	-0,0227 (0,0277)
Hohe Bildung	0,201	0,0101 (0,0256)	0,0094 (0,0254)	0,474	-0,0867 (0,0593)	-0,0675 (0,0601)
<b>Einkommen</b>						
Unteres Terzil	0,059	-0,0052 (0,0097)	-0,0044 (0,0096)	0,154	-0,0136 (0,0383)	-0,0084 (0,0372)
Mittleres Terzil	0,113	-0,0234 (0,0142)	-0,0265* (0,0143)	0,321	-0,0235 (0,0341)	-0,0350 (0,0341)
Oberes Terzil	0,161	0,0349** (0,0167)	0,0356** (0,0167)	0,460	-0,0309 (0,0439)	-0,0391 (0,0452)

Standardfehler in Klammern; (\*/\*\*/\*\*\*\*) Signifikanzlevel (10 Prozent/5 Prozent/1 Prozent).

Basis = Wert in der Kontrollgruppe vor der Reform. Die Effekte werden in Phase 3, das heißt 25 bis 59 Monate nach der Geburt des Kindes gemessen.

Quellen: Eigene Berechnungen, Mikrozensus (2006–2011), siehe Tabelle 1.

mit weniger stark ausgeprägter Karriereorientierung handelt, die aber durch das Elterngeld stärker an den Arbeitsmarkt gebunden wurden. Wie man allerdings am schwach signifikant negativen Effekt für diese Gruppe in Tabelle 4 (Modell 2) sehen kann, lässt sich nicht hundertprozentig ausschließen, dass das Elterngeld teilweise auch im Westen zu Substitution weg von Vollzeit- hin zu mehr Teilzeitbeschäftigung geführt hat. Für einen rein positiven Beschäftigungsimpuls durch das Elterngeld spricht wiederum der signifikant ausgeprägte (vier Prozentpunkte) positive Effekt auf Vollzeiterwerbstätigkeit für die Mütter im oberen Einkommensdrittel, bei gleichzeitig unveränderter Teilzeiterwerbsquote in dieser Gruppe.

Für Ostdeutschland erscheinen die Ergebnisse zur Vollzeit in Tabelle 4 wie ein Spiegelbild zu den Ergebnissen für die Ergebnisse zur Teilzeit. Die Ausweitung der Teilzeit scheint in der Tat zu einem übermäßigen Teil durch weniger Vollzeiterwerb und nicht durch weniger Inaktivität erklärbar zu sein; allerdings ist nur der Effekt für die Erstmütter signifikant, was der geringen Fallzahl geschuldet sein dürfte. Es ist schwierig und spekulativ, diesen Effekt anhand ökonomischer

Tabelle 5

**Mittelfristige Effekte der Elterngeldreform in Ost- und Westdeutschland auf die Wahrscheinlichkeit unbefristeter Verträge**

	Unbefristet – West			Unbefristet – Ost		
	Basis	Modell 1	Modell 2	Basis	Modell 1	Modell 2
Alle Mütter	0,878	0,0247** (0,0110)	0,0292*** (0,0104)	0,777	0,0683*** (0,0259)	0,0588** (0,0240)
Erstmütter	0,864	0,0357** (0,0131)	0,0395*** (0,0151)	0,749	0,1014*** (0,0349)	0,0623* (0,0328)
Mehrfache Mütter	0,893	0,0124 (0,0151)	0,0168 (0,0146)	0,817	0,0194 (0,0384)	0,0521 (0,0381)
<b>Bildungsabschlüsse</b>						
Niedrige Bildung	0,722	0,0351 (0,0284)	0,0007 (0,0479)	0,375	0,1591* (0,0924)	0,2031 (0,1351)
Mittlere Bildung	0,925	-0,0007 (0,0074)	0,0222* (0,0113)	0,865	0,0586*** (0,0169)	0,0829*** (0,0266)
Hohe Bildung	0,904	0,0248* (0,0137)	0,0597** (0,0256)	0,829	0,0271 (0,0381)	-0,0332 (0,0605)
<b>Einkommen</b>						
Unteres Terzil	0,877	-0,0200 (0,0251)	-0,0184 (0,0229)	0,563	0,0268 (0,106)	0,1390 (0,107)
Mittleres Terzil	0,858	0,0450** (0,0197)	0,0545*** (0,0194)	0,800	0,0948*** (0,0319)	0,0746** (0,0323)
Oberes Terzil	0,893	0,0323** (0,0150)	0,0336** (0,0145)	0,807	0,0319 (0,0413)	0,0232 (0,0409)

Standardfehler in Klammern; (\*\*/\*\*\*/\*\*\*\*) Signifikanzlevel (10 Prozent/5 Prozent/1 Prozent).

Basis = Wert in der Kontrollgruppe vor der Reform. Die Effekte werden in Phase 3, das heißt 25 bis 59 Monate nach der Geburt des Kindes gemessen.

Quellen: Eigene Berechnungen, Mikrozensus (2006–2011), siehe Tabelle 1.

misch-theoretischer Erwägungen zu rationalisieren. Die Punktschätzer deuten darauf hin, dass vor allem gut ausgebildete Frauen mit einem hohen Einkommen vor der Geburt des Kindes zum Substituieren neigen, es handelt sich also zu einem nicht unwesentlichen Teil um Mütter, die unter der alten Regelung nicht anspruchsberechtigt gewesen wären.

Aus diesem Grund sehen wir einen möglichen Erklärungsansatz für die Substitution in Ostdeutschland in der Entstehung von Lebensgewohnheiten (*habit formation*): Im Vergleich zu den nicht anspruchsberechtigten Müttern aus der Kontrollgruppe, die wieder zügig nach der Geburt in das Erwerbsleben eingestiegen sind, sind Elterngeldmütter über einen umfangreichen Zeitraum nicht arbeiten gewesen und haben dafür ein reduziertes Haushaltseinkommen in Kauf genommen. Sollten sich diese Haushalte an diese Situation gewöhnt haben, wäre eine Teilzeitbeschäftigung der Mutter eine Möglichkeit, dieses Modell fortzusetzen. Ein weiterer zu den Ergebnissen passender möglicher Erklärungsansatz könnte aber auch in einer durch die Elterngeldzeit ausgelösten höheren Bewertung der Mutterrolle zu finden sein.

Tabelle 6

### Mittelfristige Effekte der Elterngeldreform in Ost- und Westdeutschland auf die Wahrscheinlichkeit der Aufrechterhaltung des Arbeitsverhältnisses

	Unbefristet – West			Unbefristet – Ost		
	Basis	Modell 1	Modell 2	Basis	Modell 1	Modell 2
Alle Mütter	0,295	0,0180 (0,0120)	0,0253** (0,0113)	0,305	0,0552** (0,0243)	0,0518** (0,0227)
Erstmütter	0,310	0,0377** (0,0177)	0,0377** (0,0167)	0,326	0,0361 (0,0334)	0,0256 (0,0314)
Mehrfache Mütter	0,281	0,0005 (0,0163)	0,0136 (0,0154)	0,280	0,0782** (0,0355)	0,0746** (0,0333)
<b>Bildungsabschlüsse</b>						
Niedrige Bildung	0,083	-0,0144 (0,0147)	-0,0149 (0,0146)	0,030	0,0332 (0,0293)	0,0296 (0,0290)
Mittlere Bildung	0,335	0,0167 (0,0158)	0,0158 (0,0155)	0,329	0,0711** (0,0302)	0,0549* (0,0288)
Hohe Bildung	0,413	0,0996*** (0,0318)	0,108*** (0,0309)	0,428	0,0195 (0,0607)	-0,0053 (0,0614)
<b>Einkommen</b>						
Unteres Terzil	0,161	0,0032 (0,0160)	0,00245 (0,0151)	0,093	-0,0202 (0,0309)	-0,0027 (0,0295)
Mittleres Terzil	0,304	0,0197 (0,0224)	0,0262 (0,0218)	0,308	0,1002*** (0,0362)	0,0828** (0,0354)
Oberes Terzil	0,422	0,0495** (0,0222)	0,0530** (0,0219)	0,446	0,0298 (0,0454)	0,0263 (0,0457)

Standardfehler in Klammern; (\*/\*\*/\*\*\*\*) Signifikanzlevel (10 Prozent/5 Prozent/1 Prozent).

Basis = Wert in der Kontrollgruppe vor der Reform. Die Effekte werden in Phase 3, das heißt 25 bis 59 Monate nach der Geburt des Kindes gemessen.

Quellen: Eigene Berechnungen, Mikrozensus (2006–2011), siehe Tabelle 1.

Für die Vollzeitbeschäftigung in Gesamtdeutschland haben wir in Kluge und Schmitz (2014) keinen positiven Effekt finden können. Die Analyse getrennt nach Ost- und Westdeutschland zeigt aber, dass einige Bevölkerungsgruppen, wie zum Beispiel westdeutsche Erstmütter (+2,5 Prozentpunkte) sehr wohl durch das Elterngeld zu mehr Vollzeitarbeit gebracht wurden. Da wir auch einen starken positiven Effekt (+3,5 Prozentpunkte) für das oberste Einkommensdrittel finden, vermuten wir, dass sich dieser Befund auf den eingangs beschriebenen Ankereffekt in Phase 2 und die damit verbundene frühere Rückkehr auf eine Vollzeitstelle erklären lässt.<sup>13</sup> Bei den Mehrfachmüttern hingegen ist ein Trend zu weniger Vollzeitarbeit festzustellen, den wir mit keinem unserer bisherigen Erklärungsmuster in Einklang bringen können.

13 Aufgrund von niedrigen Fallzahlen können wir leider keine schlüssigen Ergebnisse für die ersten zwei Phasen getrennt nach Ost- und Westdeutschland präsentieren, um diese These weiter zu untermauern.

Tabelle 5 zeigt die Ergebnisse zu den Wahrscheinlichkeiten einen unbefristeten Vertrag zu haben. Das Elterngeld scheint diese Ergebnisgröße sowohl in Ost- als auch in Westdeutschland positiv beeinflusst zu haben. Die Punktschätzer deuten darauf hin, dass der Effekt in Ostdeutschland größer als in Westdeutschland ist, was allerdings aufgrund der großen Standardfehler nicht eindeutig bestimmt werden kann. Größere Effekte in Ostdeutschland wären aber insofern nicht verwunderlich, da befristete Verträge dort wesentlich häufiger als in Westdeutschland anzutreffen sind (Unterschied von zehn Prozentpunkten). Der positive Effekt für die westdeutschen Mütter lässt sich stimmig mit der Interpretation der bisherigen Ergebnisse verknüpfen: Das Elterngeld hat zu einer stärkeren Bindung an den Arbeitsmarkt beziehungsweise zu einer verstärkten Rückkehr in die Vollzeitwerbstätigkeit geführt, was von den Arbeitgebern durch unbefristete Verträge belohnt wird. In Ostdeutschland beobachten wir zwar Substitution von Voll- zu Teilzeitstellen, allerdings auch einen signifikanten Anstieg bei Teilzeitstellen, der über die Verluste bei der Vollzeit hinausgeht. Es ist zu vermuten, dass es sich dabei um Mütter mit weniger stark ausgeprägter Arbeitsmarktaffinität handelt, die dann wiederum in Form von unbefristeten Verträgen belohnt werden.

Tabelle 6 zeigt die Ergebnisse der Elterngeldreform auf die Wahrscheinlichkeit mittelfristig wieder beim selben Arbeitgeber wie vor der Geburt zu arbeiten. Wie schon bei den unbefristeten Beschäftigungsverhältnissen scheint der Effekt in Ostdeutschland stärker ausgeprägt zu sein, was allerdings aufgrund der kleinen Fallzahl nicht zweifelsfrei bestimmt werden kann. Der Anstieg in Westdeutschland geht vor allem von den Erstmüttern und den gut gebildeten Müttern aus, während im Osten vor allem Mütter mit mittlerer Bildung und mehreren Kindern von der Reform profitieren zu scheinen. Diese Rückkehr zum selben Arbeitgeber zeigt gemeinsam mit dem Anstieg der unbefristeten Verträge ein stimmiges Muster der gestiegenen Arbeitsmarktbindung. Dieses Muster ist im Wesentlichen in Ost- und Westdeutschland gleich.

#### 4 Demographische Effekte

In Kluge und Schmitz (2014) haben wir neben den Effekten der Elterngeldreform auf die Erwerbsbeteiligung auch demographische Effekte untersucht. Unsere Analyse zeigt, dass Elterngeld-Haushalte im Vergleich zur alten Regelung eine signifikant niedrigere Wahrscheinlichkeit aufweisen, nach der Geburt des Kindes zu heiraten, wenn sie bei der Geburt des Kindes noch nicht verheiratet waren. Dieser Effekt ist besonders stark bei Paaren mit dem ersten Kind sowie mittlerem bis hohem Einkommen ausgeprägt. Unserer Meinung nach lässt sich dieses Ergebnis am besten mit den Veränderungen in der steuerlichen Behandlung der Transferzahlung erklären, verdeutlicht an folgendem Beispiel: Ein kinderloses, bisher unverheiratetes Paar, in dem beide Partner bisher Vollzeit arbeiten und ein ähnliches Erwerbseinkommen erzielen, erwartet das erste Kind. Unter dem alten Regime sind etwaige Erziehungsgeldzahlungen steuerfrei und durch den Wegfall des Gehalts der Mutter ergibt sich ein finanzieller Anreiz zu heiraten, um in den Genuss des Ehegattensplittings zu kommen. Im neuen Regime fällt dieser Anreiz sehr viel kleiner aus, da das Elterngeld bei der gemeinsamen steuerlichen Veranlagung mit berücksichtigt wird, um den Steuersatz auf das Haushaltseinkommen zu berechnen.<sup>14</sup> Eine Heirat erscheint

14 Das Elterngeld selbst wird nicht besteuert, unterliegt aber dem Progressionsvorbehalt.

finanziell weniger lukrativ, vor allem, wenn die Frau nach einem Jahr Elterngeldbezug wieder Vollzeit in den Beruf einsteigen möchte.

Auch haben wir in Kluge und Schmitz (2014) den Effekt der Reform auf die Wahrscheinlichkeit weiterer Geburten untersucht. Unsere Resultate legen nahe, dass Mütter, die für ein vorheriges Kind Elterngeld erhalten haben, relativ zur Vergleichsgruppe eine signifikant geringere Wahrscheinlichkeit haben, ein weiteres Kind zu bekommen. Die Resultate zeigen, dass dieser Effekt vor allem im unteren und oberen Einkommensdrittel, nicht aber im mittleren Einkommensdrittel zu finden ist.

In der öffentlichen Debatte rund um die Elterngeldeinführung haben die niedrigen Geburtenraten in Deutschland eine wichtige Rolle gespielt und noch heute wird das Elterngeld im allgemeinen Jargon oftmals auf seine vermeintliche Rolle als „Gebärprämie“ reduziert und nicht als Arbeitsmarkt- und Sozialpolitik wahrgenommen. Das beschriebene natürliche Experiment kann die Schätzung allgemeiner Fertilitätseffekte nicht leisten, da allen zukünftigen Eltern das Elterngeld zusteht und es somit keine Kontrollgruppe gibt, die ihre zukünftige Fertilitätsentscheidung unter der Aussicht auf Erziehungsgeld treffen wird. Auch die Mütter in unserer Kontrollgruppe, die für ihr in 2006 geborenes Kind Erziehungsgeld bekommen, würden im Falle eines weiteren Kindes Elterngeld beziehen. Der Einfluss des Elterngelds auf die Wahrscheinlichkeit, überhaupt eine Familie zu gründen, kann daher in dieser Form nicht evaluiert werden.

Den einzigen Fertilitätseffekt, den das natürliche Experiment schätzen kann, ist der Einfluss, den das Elterngeldregime des aktuellen Kindes auf die Wahrscheinlichkeit weiterer Geburten ausübt. Die Ergebnisse dazu sind in Tabelle 7 dargestellt. Im Gegensatz zu den vorherigen Ergebnissen gibt es hierbei keine Notwendigkeit, die Stichprobe auf die dritte Phase zu beschränken. Da wir den Zeitraum bis zu fünf Jahre nach der Geburt eines Kindes abdecken, sollten wir einen großen Teil etwaiger weiterer Geburten beobachten können.

In der westdeutschen Stichprobe sind die allgemeinen Effekte für alle Mütter und alle Erstmütter nicht statistisch signifikant. Unterteilt man die Stichprobe aber nach Müttern über und unter 30 Jahren,<sup>15</sup> ergeben sich interessante Effekte. Das Elterngeld scheint bei jüngeren Müttern die Wahrscheinlichkeit für weitere Geburten zu verringern, bei älteren Müttern hingegen zu erhöhen. In der ostdeutschen Stichprobe scheinen die Effekte noch stärker ausgeprägt zu sein; der negative Effekt bei jungen (Erst-)Müttern liegt bei sieben Prozentpunkten. Die Aufspaltung nach Bildungsabschlüssen und nach Einkommensdritteln ergibt, dass sowohl am unteren als auch oberen Ende ein negativer Effekt zu finden ist. Eine mögliche Erklärung ist, dass bei jüngeren gut ausgebildeten Müttern die verbesserte Arbeitsmarktintegration eine schnelle weitere Schwangerschaft (zunächst) unattraktiv macht.<sup>16</sup>

15 Die Aufteilung orientiert sich an dem auf das Jahr der Schwangerschaft rückdatierten Alter.

16 Diese Ergebnisse zu den Fertilitätseffekten lassen sich zumindest teilweise mit anderen Studien in Bezug setzen. Cygan-Rehm (2013) zeigt, dass das Elterngeld zu größeren Abständen zwischen den Kindern geführt hat. Raute (2014) findet vor allem für ältere Frauen positive allgemeine Fertilitätseffekte.



Tabelle 7

**Mittelfristige Effekte der Elterngeldreform in Ost- und Westdeutschland auf die Wahrscheinlichkeit, ein weiteres Kind zu bekommen**

	Eine weitere Geburt – West			Eine weitere Geburt – Ost		
	Basis	Modell 1	Modell 2	Basis	Modell 1	Modell 2
Alle Mütter	0,145	-0,0054 (0,0052)	-0,0053 (0,0032)	0,145	-0,0294*** (0,0099)	-0,0138** (0,0062)
Erstmütter	0,217	-0,0101 (0,0097)	-0,0107 (0,0066)	0,186	-0,0438*** (0,0161)	-0,0153 (0,1008)
Mehrfache Mütter	0,079	-0,0010 (0,0051)	-0,0029 (0,0041)	0,093	-0,0142 (0,0110)	-0,0099 (0,0090)
<b>Mütter unter 30</b>						
Alle Mütter	0,185	-0,0187** (0,0082)	-0,0151** (0,0057)	0,185	-0,0602*** (0,0138)	-0,0320 (0,1838)
Erstmütter	0,245	-0,0317** (0,0128)	-0,0232** (0,0093)	0,204	-0,0726*** (0,0188)	-0,0299 (0,2092)
Mehrfache Mütter	0,103	-0,0062 (0,0091)	-0,0087 (0,0115)	0,148	-0,0423** (0,0188)	-0,0329 (0,1309)
<b>Mütter 30 und älter</b>						
Alle Mütter	0,096	0,0110* (0,0063)	0,0044 (0,0052)	0,064	0,0261** (0,0127)	0,0096 (0,0131)
Erstmütter	0,162	0,0268* (0,0143)	0,0123 (0,1151)	0,122	0,0466 (0,0302)	0,0113 (0,5300)
Mehrfache Mütter	0,060	0,0050 (0,0060)	0,0008 (0,0041)	0,031	0,0170 (0,0120)	0,0021 (0,0280)
<b>Bildungsabschlüsse</b>						
Niedrige Bildung	0,152	-0,0146 (0,0118)	-0,0107 (0,0082)	0,166	-0,0535** (0,0249)	-0,0233 (0,0929)
Mittlere Bildung	0,128	0,0004 (0,0062)	-0,0024 (0,0039)	0,108	-0,0005 (0,0112)	-0,0031 (0,0077)
Hohe Bildung	0,198	-0,0138 (0,0148)	-0,0108 (0,0209)	0,245	-0,1084*** (0,0294)	-0,0235 (0,1284)
<b>Einkommen</b>						
Unteres Terzil	0,132	-0,0134 (0,0085)	-0,0085 (0,0060)	0,186	-0,0520** (0,0233)	-0,0389** (0,0175)
Mittleres Terzil	0,117	-0,0046 (0,0085)	-0,0090 (0,0052)	0,089	0,0025 (0,0114)	-0,0006 (0,0095)
Oberes Terzil	0,182	0,0055 (0,0099)	-0,0006 (0,0053)	0,188	-0,0573*** (0,0209)	-0,0189 (0,0776)

Standardfehler in Klammern; (\*/\*\*/\*\*\*\*) Signifikanzlevel (10 Prozent/5 Prozent/1 Prozent).

Basis = Wert in der Kontrollgruppe vor der Reform. Die Effekte werden in Phase 3, das heißt 25 bis 59 Monate nach der Geburt des Kindes gemessen. Marginale Effekte für ein weiteres Kind auf Basis von *Ordered-logit*-Regressionen.

Quellen: Eigene Berechnungen, Mikrozensus (2006–2011), siehe Tabelle 1.

## 5 Diskussion

Der vorliegende Artikel untersucht die Effekte der Elterngeldreform in der mittleren Frist – bis fünf Jahre nach der Geburt – in Ost- und Westdeutschland. In den alten Bundesländern finden wir insgesamt sehr positive Effekte der Elterngeldreform, die wir einem „Ankereffekt“ zuschreiben, der durch den Zeitpunkt des Auslaufens der Elterngeldzahlungen generiert wird. Unsere Resultate zeigen, dass Mütter schneller und nachhaltiger in Vollzeitberufstätigkeit zurückkehren und eine erhöhte Anzahl an Müttern eine Teilzeitstelle antreten, anstatt dem Arbeitsmarkt fern zu bleiben. Diese Effekte scheinen vor allem von gut ausgebildeten erstmaligen Müttern geprägt zu sein. Auch für Ostdeutschland finden wir Anzeichen für eine steigende Erwerbsbeteiligung (Teilzeit statt Inaktivität) bei den gut ausgebildeten Müttern. Allerdings beobachten wir gleichzeitig auch einen Rückgang von Vollzeitberuf zu Gunsten von mehr Teilzeitstellen; der Nettobeschäftigungseffekt ist aber auch in Ostdeutschland positiv.

Darüber hinaus zeigt sich der Ankereffekt beidseitig auf Arbeitnehmerinnen- wie auf Arbeitgeberseite. Sowohl in Ost- als auch in Westdeutschland spiegelt sich die bessere Arbeitsmarktbindung nicht nur in erhöhter Erwerbstätigkeit der Mütter, sondern auch in einem höheren Anteil unbefristeter Beschäftigungsverhältnisse. Die Arbeitgeber scheinen damit die Rückkehr der Mütter zu belohnen. Auch kehren Mütter in höherem Maße zu ihren früheren Arbeitgebern zurück. Es ist allerdings nicht vollständig auszuschließen, dass die besseren Arbeitsmarktergebnisse für einen Teil der betroffenen Mütter die Wahrscheinlichkeit gesenkt hat, in dem betrachteten Fünfjahreszeitraum ein weiteres Kind zu bekommen.

Insgesamt lässt sich sagen, dass das Elterngeld arbeitsmarktpolitisch deutlich besser zu sein scheint als sein Ruf, da die Kontinuität der mütterlichen Erwerbsbeteiligung signifikant erhöht wurde. Dies ist bemerkenswert, insbesondere auch vor dem Hintergrund, dass die Arbeitsmarktforschung gezeigt hat, dass nur jene Politikmaßnahmen, welche die Erwerbstätigkeit der Frauen über den Lebenszyklus erhöhen, auch das verbleibende Lohndifferential zwischen Männern und Frauen reduzieren können (Polachek 2006). Die Bedeutung unserer Ergebnisse zu positiven Arbeitsmarkteffekten des Elterngeldes ist also deutlich weitreichender. Die Analyse zeigt aber auch, dass die positiven Effekte sich vor allem im oberen Einkommensbereich und bei gut ausgebildeten (Erst-)Müttern finden lassen. Es scheint also, dass diese Bevölkerungsgruppe nicht nur direkt finanziell, sondern auch indirekt durch verbesserte Arbeitsmarktergebnisse profitiert, was die schon im allgemeinen regressiven Wirkung der Elterngeldreform noch einmal verstärken dürfte.

## Literaturverzeichnis

- Bergemann, A. und R. Riphahn (2011): Female labour supply and parental leave benefits – The causal effect of paying higher transfers for a shorter period of time. *Applied Economics Letters*, 18 (1), 17–20.
- Cygan-Rehm, K. (2013): Parental leave benefit and differential fertility responses: Evidence from a German reform. *Bavarian Graduate Program in Economics Discussion Paper 142*. Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg.
- Destatis (2012): Statistik zum Elterngeld – Beendete Leistungsbezüge für im Jahr 2010 geborene Kinder – Januar 2010 bis März 2012. Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- Kluge, J. und S. Schmitz (2014): Social Norms and Mothers’ Labor Market Attachment: The Medium-Run Effects of Parental Benefits. *IZA Discussion Paper 8115*. Bonn.

- Kluge, J. und M. Tamm (2013): Parental leave regulations, mothers' labor force attachment and fathers' childcare involvement: Evidence from a natural experiment. *Journal of Population Economics*, 26 (3), 983–1005.
- Neugart, M. und H. Ohlsson (2013): Economic incentives and the timing of births: Evidence from the German parental benefit reform of 2007. *Journal of Population Economics*, 26 (3), 87–108.
- Ondrich, J., C. K. Spieß und Q. Yang (1996): Barefoot and in a German kitchen: Federal parental leave and benefit policy and the return to work after childbirth in Germany. *Journal of Population Economics*, 9 (3), 247–266.
- Ondrich, J., C. K. Spieß, Q. Yang und G.G. Wagner (2003): The Liberalization of Maternity Leave Policy and the Return to Work after Childbirth in Germany. *Review of Economics of the Household*, 1 (1), 77–110.
- Polachek, S. W. (2006): How the Life-Cycle Human-Capital Model Explains Why the Gender Wage Gap Narrowed. In: F. Blau, F. Brinton und F. Grusky (Hrsg.): *The declining significance of gender?* New York, Russell Sage Foundation, 102–124.
- Raute, A. (2014): Do financial incentives affect fertility? – Evidence from a reform in maternity leave benefits. Mimeo.
- RWI (2008): Evaluation des Gesetzes zum Elterngeld und zur Elternzeit: Forschungsvorhaben des Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend. Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung, Essen, Berlin.
- Schönberg, U. und J. Ludsteck (2012): Expansions in Maternity Leave Coverage and Mothers' Labor Market Outcomes after Childbirth. *Journal of Labor Economics* (im Erscheinen).
- Steiner, V., K. Wrohlich, P. Haan und J. Geyer (2012): Documentation of the tax-benefit microsimulation model STSM: Version 2012. DIW Data Documentation 63. Berlin.
- Tamm, M. (2012): The Impact of a Large Parental Leave Benefit Reform on the Timing of Birth around the Day of Implementation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. (online).
- Wrohlich, K., E. Berger, J. Geyer, P. Haan, D. Sengül, C. K. Spieß und A. Thiemann (2012): Elterngeld-Monitor. DIW Politikberatung kompakt 61. Berlin.