

Katharina Heisig*

Hat die Elternzeitreform 1986 in der DDR die Gesundheit der Mütter langfristig verbessert?

Diese Studie untersucht mögliche Effekte der DDR-Elternzeitreform aus dem Jahr 1986 auf die körperliche und psychische Gesundheit der Mütter bis zu 33 Jahre nach der Geburt. Mit der Reform wurde Anfang Mai 1986 ein Jahr Elternzeit für alle Mütter eingeführt, nachdem vorher nur eine bestimmte Gruppe von Müttern ein Anrecht darauf hatte. Mithilfe eines Differenz-von-Differenzen-Ansatzes und auf Grundlage der Daten des deutschen Sozioökonomischen Panels zeige ich, dass diese Reform keine eindeutig positiven oder negativen Effekte auf die langfristige körperliche und psychische Gesundheit der Mütter hatte.

Bezahlte Elternzeit ist heutzutage ein gängiges Instrument, Eltern zu ermöglichen, Familie und Beruf zu vereinbaren. Mit Ausnahme der USA haben gegenwärtig alle OECD-Länder auf nationaler Ebene ein entsprechendes Gesetz für Mütter und zunehmend auch für Väter (OECD 2018). Dies ist jedoch nicht der einzige Grund, weswegen politische Entscheidungsträger*innen bezahlte Elternzeit mit der Sicherheit, zum vorherigen Arbeitsplatz zurückzukehren, gewähren. Der Familie mehr Zeit mit ihren Kindern zu geben, ohne die finanzielle Unabhängigkeit oder die Bindung an den Arbeitsmarkt zu verlieren, und auch um die Gesundheit von Mutter und Kind zu fördern, sind weitere Argumente für eine bezahlte Elternzeit (International Labour Office 2010). Da langfristige Effekte von Elternzeitreformen bisher nur in wenigen Kausalstudien betrachtet wurden, widmet sich dieser Artikel der Fragestellung, ob die Gesundheit der Mütter nicht nur unmittelbar nach der Geburt, sondern auch langfristig durch bezahlte Elternzeit verbessert werden kann. Um diese Frage zu beantworten, verwende ich in meiner Studie Heisig (2022) eine Elternzeitreform der DDR („Babyjahr“), die bisher noch kaum Berücksichtigung in der wissenschaftlichen Literatur gefunden hat.

ELTERNZEIT-FORSCHUNG ZEIGT ÜBERWIEGEND POSITIVE KURZFRISTIGE EFFEKTE FÜR DIE MÜTTERLICHE GESUNDHEIT

Mütter möchten nach der Geburt sowohl einen gesunden Säugling als auch für sich selbst einen Gesundheitszustand wie vor der Schwangerschaft. Vereinfacht betrachtet kann eine Verbesserung der Gesundheit durch zwei Komponenten erreicht werden: Zeit (um sich z. B. von der Geburt zu erholen) zum einen, und Marktgüter (z. B. Medikamente, Physio- und Psychotherapien) zum anderen. Ohne bezahlte Elternzeit kann eine Mutter die Marktgüter jedoch nur durch adäquate finanzielle Mittel nutzen. Wenn eine Mutter nach der Geburt wieder an den Arbeitsplatz zurückkehrt, hat sie weniger Zeit zur Verfügung, um die eigene und die Gesundheit ihres Kindes zu verbessern, jedoch mehr finanzielle Mittel. Zwischen diesen beiden Komponenten besteht dementsprechend ein Trade-off.

Bezahlte Elternzeit kann diesen Trade-off verringern. Wie stark Elternzeit die Gesundheit von der Mutter (und dem Kind) beeinflussen kann, hängt demzufolge von der Dauer der Elternzeit und der Lohnersatzquote ab (Becker 1965, Grossman 1972).

Bisherige internationale Forschung zeigt wenige Monate bis Jahre nach der Geburt positive Effekte auf die körperliche und psychische Gesundheit derjenigen Mütter, die erst nach einigen Monaten Elternzeit die Arbeit wieder aufnehmen (siehe z. B. Albagli und Rau 2019, Chatterji et al. 2013, Dagher et al. 2014). Bezahlte Elternzeit hat zudem einen positiveren Einfluss auf die Gesundheit als unbezahlte Elternzeit (Chatterji und Markowitz 2012, Hewitt et al. 2017, Lee et al., 2020).

Literatur, die langfristige Effekte (>zehn Jahre nach der Geburt des Kindes) in den Fokus stellt, findet meist ähnliche Ergebnisse (vgl. Avendano et al. 2015 für Europa, Bütikofer et al. 2021 für Norwegen, Chuard 2022 für Österreich). Letztere beiden Studien können zusätzlich zeigen, dass besonders kurze und besonders lange Elternzeitperioden tendenziell geringere positive Effekte oder gar negative Effekte auf die langfristige Gesundheit der Mütter haben. Für Westdeutschland zeigt jedoch eine Studie zu langfristigen Effekten einer Elternzeitreform aus dem Jahr 1979, die bezahlte Elternzeit von zwei auf sechs Monate verlängerte, eine längere Abwesenheit durch Krankheit am Arbeitsplatz nach der Reform (Gürtzgen und Hank 2018). Sie analysieren zusätzlich Kanäle, über die dieser negative Effekt wirken könnte, und zeigen, dass nach der Reform mehr Frauen mit schlechterer Gesundheit auf den Arbeitsmarkt zurückgekehrt sind und dies den negativen Kausaleffekt erklärt.

SELBSTSELEKTION VON FRAUEN IN DEN ARBEITSMARKT IST EIN METHODISCHES PROBLEM VIELER STUDIEN

Langzeiteffekte von Elternzeitreformen scheinen demnach einem u-förmigen Verlauf zu folgen: Nimmt eine Mutter weniger

* Katharina Heisig ist Doktorandin an der Niederlassung Dresden des ifo Instituts – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München e. V.

als ein halbes Jahr Elternzeit, gibt es keine oder geringe positive Effekte. Überschreitet die Elternzeit eine Dauer von zwei oder mehr Jahren, hat dies eher negative Folgen für die Gesundheit der Mutter. Dazwischenliegende Elternzeitlängen scheinen am idealsten zu sein.

Allerdings spielen auch die Rahmenbedingungen im Land, in der die Studie durchgeführt wurde, eine Rolle. In einigen Untersuchungen zu Elternzeitreformen ist eine geringe Arbeitsmarktbeteiligung und hohe Teilzeitquote von Frauen ein methodisches Problem, z. B. in Österreich und dem früheren westdeutschen Gebiet. In diesen Fällen gibt es eine Selbstselektion von Frauen (insbesondere von Müttern) in den Arbeitsmarkt. Das bedeutet, dass nur Frauen mit bestimmten Eigenschaften (z. B. sehr hohem Bildungsniveau, ausgeprägtem Karrierestreben, Drang nach Selbstverwirklichung) eine Arbeit auf- bzw. nach der Geburt eines Kindes wiederaufnehmen. In den betroffenen Studien kann zwar für Faktoren wie das Bildungsniveau kontrolliert werden, Karrierestreben oder andere unbeobachtete Faktoren können jedoch nicht aus den Effekten herausgerechnet werden. Die Folge ist, dass man die Effekte nur für eine Untergruppe von Frauen mit bestimmten Eigenschaften misst. Diese unterscheidet sich aber meist stark von der Gesamtheit der Frauen in diesem Land zum entsprechenden Zeitpunkt. Daher bietet sich eine Analyse der Effekte einer Elternzeitreform in der DDR an, da die Rahmenbedingungen hinsichtlich der Frauenerwerbsbeteiligung in einem wesentlich geringeren Ausmaß von Selbstselektion verzerrt waren.

FRAUENERWERBSBETEILIGUNG IN DER DDR UND DIE WEITERENTWICKLUNG DER ELTERNZEIT

In der DDR war die Frauenerwerbsbeteiligung in den 1980er Jahren im Vergleich zu anderen Ländern sehr hoch: Rund 90% der Frauen waren berufstätig. Davon waren rund 73% in Vollzeitbeschäftigung. Der Anteil der berufstätigen Mütter in Vollzeitbeschäftigung war nochmal etwas höher und lag zwischen 72% und 85%. Im gleichen Zeitraum waren in Westdeutschland lediglich 60% der Frauen berufstätig und 30% bis 37% in Vollzeitbeschäftigung (Höckner 1995). Dies ermöglicht eine Analyse der Effekte der Elternzeitreform auf die Gesundheit der Mütter, ohne dass die bereits beschriebene problematische Selbstselektion in den Arbeitsmarkt die Ergebnisse verzerrt.

Die DDR-Regierung verabschiedete einige familienpolitische Maßnahmen, die darauf abzielten, die Frauen im Arbeitsmarkt zu halten: Dazu zählten, die Position der Frauen auf dem Arbeitsmarkt zu stärken, ohne dass sie der Familien- und Hausarbeit nicht mehr nachgehen konnten.¹ Ein Teil dieser Maßnahmen betraf Mutterschutz und Elternzeit. Seit 1972 hatten alleinerziehende Mütter Anspruch auf bezahlte Elternzeit, falls sie keinen Platz in der Kinderkrippe für ihr Kind fanden. Zudem wurde der seit den 1950er Jahren bestehende dreimonatige Mutterschutz auf vier Monate verlängert. Im Jahr 1976 wurde der Mutterschutz auf sechs Monate verlängert. Zudem gab es seit 1976 für Mütter² mit mindestens zwei Kindern ein Recht auf Elternzeit bis zum vollendeten ersten Lebensjahr des zweiten (dritten usw.) Kindes mit einer Lohnersatzrate zwischen 70% und 90% (abhängig vom Krankengeld der Mutter). Dieses Recht wurde Anfang Mai 1986 auf alle Mütter – also auch auf Mütter mit ihrem erstgeborenen Kind – erweitert, die somit

erstmals ein Jahr bezahlte Elternzeit nehmen konnten anstatt der möglichen sechs Monate Mutterschutz (Kreyenfeld 2004).

AUFBAU DER EMPIRISCHEN ANALYSE

Ich ermittle die Effekte der verlängerten Zeit zu Hause von sechs auf zwölf Monate auf die Gesundheit der Mütter in der langen Frist. Als Gruppe, die von der Reform betroffen war (Treatmentgruppe), verwende ich Mütter, die im Laufe ihres Lebens nur ein einziges Kind geboren haben. Diese Einschränkung ist notwendig, da sonst die Treatmentgruppe nicht eindeutig von der Kontrollgruppe unterschieden werden kann. Die Kontrollgruppe besteht aus Müttern mit zwei oder mehr Kindern, die das Babyjahr bereits seit 1976 in Anspruch nehmen konnten. Ich beschränke mich auf den Zeitraum zwischen 1980 und 1989. Abbildung 1 zeigt die Einteilung der Mütter in der Analyse.

Abb. 1

Welche Mütter wie in der Analyse klassifiziert werden

	Geburt 1980 – 1985	Geburt 1986 – 1989
Mutter eines Einzelkindes (Treatmentgruppe)	Nicht Ziel der Reform	Ziel der Reform
Mutter mit zwei oder mehr Kindern (Kontrollgruppe)	Nicht Ziel der Reform	Nicht Ziel der Reform

Quelle: Darstellung des ifo Instituts.

© ifo Institut

Der Zeitpunkt der Reform ermöglicht es, die kausalen Effekte mithilfe eines Differenz-in-Differenzen-Modells zu schätzen. Ein Vorher-Nachher-Vergleich ohne Kontrollgruppe ist hierbei nicht zu empfehlen, da es weitere Ereignisse gegeben haben könnte, die die Gesundheit der Mütter beeinflusst haben. Ein Beispiel hierfür ist die Atomkatastrophe von Tschernobyl, die mit der Verlängerung der Elternzeit zeitlich zusammenfiel und die Gesundheit der Menschen in der DDR beeinflusst haben könnte. Mit einer Kontrollgruppe, die gleichermaßen davon betroffen war, kann ich dieses Problem vermeiden. Die langfristigen Gesundheitseigenschaften der Mütter der Treatmentgruppe werden in der Analyse mit denen der Kontrollgruppe verglichen und der Effekt der Reform berechnet. Die Infobox auf Seite 21 beschreibt die Daten, die ich für die Analyse nutze.

MÜTTER MIT SECHS ODER ZWÖLF MONATEN BEZAHLTER ELTERNZEIT UNTERSCHIEDEN SICH IN IHRER LANGFRISTIGEN GESUNDHEIT KAUM VONEINANDER

Tabelle 1 zeigt die Mittelwerte der Gesundheitseigenschaften der Mütter, gruppiert nach Reformbetroffenheit. Deskriptiv zeigt sich für den Großteil der Variablen kein großer Unterschied zwischen den beiden Gruppen, insbesondere für die Einschätzung der eigenen Gesundheit, die Anzahl der Krankenhausaufenthalte, in der Häufigkeit, niedergeschlagen zu sein, sowie im Vorkommen von klinischer Depression. Deutliche Unterschiede gibt es im Body-Mass-Index, in der Anzahl der

Infobox: Daten

Für die Analyse verwende ich Daten des deutschen Sozio-ökonomischen Panels (SOEP). Das SOEP ist eine jährlich durchgeführte Umfrage auf Basis einer repräsentativen Stichprobe aller in Deutschland lebenden Personen. Ich greife auf Datenerhebungen von 1991 bis 2019 zurück (SOEP-Version 2020) und nutze Informationen von Frauen, die zwischen 1980 und 1989 ihr erstes oder zweites Kind zur Welt gebracht haben und in der DDR aufgewachsen sind. Die Daten beinhalten nicht, ob und wie viele Monate die Mütter der befragten Personen Elternzeit genommen haben. Aus Statistiken ist jedoch bekannt, dass 1989 bis zu 95% aller Mütter Elternzeit in Anspruch nahmen (Höckner 1995) und somit keine Selektion einer bestimmten Gruppe von Müttern in die Elternzeit stattfand.

Ich berechne Durchschnitte der einzelnen Variablen je nach Verfügbarkeit über bis zu 28 Wellen hinweg, um eine möglichst genaue Abbildung der Gesundheit der Mutter zu erhalten und möglicherweise verzerrte kurzfristige Gesundheitszustände eines bestimmten Jahres zu vermeiden. Dazu verwende ich Informationen gemessen bis zu 33 Jahre nach der Geburt des Kindes.

Die Variable „Einschätzung der eigenen Gesundheit“ lässt Antworten auf einer Skala von eins bis fünf zu; höhere Werte entsprechen einer positiveren Selbsteinschätzung. Der „Body-Mass-Index“ (BMI) ist eine grobe objektive Abbildung der körperlichen Gesundheit und wurde berechnet auf Grundlage der angegebenen Körpergröße und des Durchschnittsgewichts aus mehreren Wellen. Ein Wert zwischen 18,5 und 24,9 steht für ein normales Gewicht, wobei mit steigendem Alter ein leicht ansteigender BMI als normal betrachtet wird. Die Variablen „Anzahl der Arztbesuche“, „Anzahl der Krankenhausaufenthalte“ und „Fehltag am Arbeitsplatz aufgrund von Krankheit“ sind in Tagen angegeben und können auch einen Wert von null aufweisen. Die Variable „ist selten niedergeschlagen“ ist eine subjektive Einschätzung der mentalen Gesundheit. Die Personen gaben auf einer Skala von eins bis fünf an, wie häufig sie in den letzten vier Wochen niedergeschlagen waren. Dabei gibt die Person den Wert eins an, wenn sie dauerhaft niedergeschlagen war, und fünf, wenn dies nie der Fall war. Die Variable „klinische Depression“ nimmt den Wert eins an, wenn die Person angibt, eine depressive Erkrankung zu haben. Der Wert ist null, wenn dies nicht der Fall ist. Die Größe des Samples beschränkt sich – je nach Modellspezifikation – auf 339 bis 1490 Mütter.

Arztbesuche und in den Krankheitstagen (Arbeit). Mütter, die von der Reform betroffen waren, weisen einen etwas geringeren BMI auf als Mütter, die nicht betroffen waren. Dies kann allerdings daran liegen, dass von der Reform betroffene Mütter zum Zeitpunkt der Befragung im Schnitt auch jünger sind als Mütter in der Kontrollgruppe, und der BMI mit steigendem Alter ansteigt (vgl. Infobox: Daten). Von der Reform betroffene Mütter haben zudem eine etwas höhere Anzahl an Arztbesuchen, aber fehlen zudem im Schnitt ca. einen Tag weniger am Arbeitsplatz wegen Krankheit als von der Reform nicht betroffene Mütter. Es zeigt sich somit kein eindeutiges Bild.

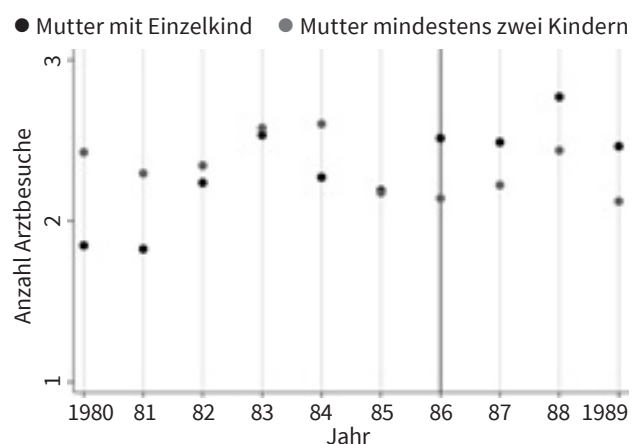
In Abbildung 2 sind beispielhaft die Mittelwerte für die Variable Anzahl der Arztbesuche nach Geburtsjahr des Kindes und Analysegruppe (Treatment- oder Kontrollgruppe) dargestellt. Hier sieht man, dass die beiden Gruppen vor der Reform einem ähnlichen Trend folgen – eine wesentliche Voraussetzung für den Differenz-in-Differenzen-Ansatz. Da der Verlauf der Kurven jedoch nicht exakt parallel ist (die Entwicklung im Jahr 1984 ist gegensätzlich), ist eine leichte Verzerrung der kausalen Schätzungen möglich. In allen Fällen haben Mütter mit einem Einzelkind weniger Arztbesuche als Mütter mit mehreren Kindern vor der Reform. Der Trend unterscheidet sich auch nach der Reform nicht, mit der Ausnahme, dass es im Reformjahr 1986 einen Anstieg in der Anzahl der Arztbesuche für Mütter mit einem Einzelkind (Treatmentgruppe) gibt. In der Folge liegt dann die Anzahl der Arztbesuche der Treatmentgruppe über der Anzahl der Kontrollgruppe – genau umgekehrt als vorher. Daraus folgt, dass, verglichen mit der Zeit, in der die Reform noch nicht galt, Mütter mit einem Einzelkind nun häufiger Arztpraxen aufsuchen als Mütter mit mindestens zwei Kindern.

Der Anstieg in den Arztbesuchen ist demzufolge mit hoher Wahrscheinlichkeit auf die Elternzeitreform zurückzuführen. Durch die Elternzeit haben sich die Arztbesuche durchschnittlich um 0,56 Besuche erhöht. Eine mögliche Begründung hierfür könnte sein, dass sich Mütter während einer längeren Elternzeit mehr Zeit nehmen für Nachfolgeuntersuchungen oder Arztbesuche bei Erkrankungen, für die sie vorher aufgrund der doppelten Arbeitsbelastung durch Arbeitsmarkt und Haushalt keine Zeit gehabt hätten. Es könnte aber auch für einen etwas schlechteren – körperlichen oder psychischen – Gesundheitszustand der Mütter, die länger in Elternzeit waren, sprechen. Chuard (2022) begründet negative Effekte von sehr langer Elternzeit auf die psychische Gesundheit damit, dass die lange Abwesenheitszeit vom Arbeitsplatz zu einer gefühlten sozialen Isolation führen kann, da soziale Kontakte am Arbeitsplatz für viele eine besondere Bedeutung haben.

Im Rahmen des beschriebenen Differenz-in-Differenzen-Ansatzes überprüfe ich daher mithilfe einer Regression basierend auf der Methode der kleinsten Quadrate die Effekte der Reform auf verschiedene Gesundheitsvariablen. Die Ergeb-

Abb. 2

Unterschiede in den Mittelwerten der Anzahl der Arztbesuche nach Geburtsjahr des Kindes und Kinderanzahl



Quelle: Sozioökonomisches Panel (SOEP), Version 36, SOEP, 2020, 10.5684/soep.core.v36eu, Berechnungen des ifo Instituts. © ifo Institut

Tab. 1**Unterschiede in den Mittelwerten der betrachteten Gesundheitseigenschaften der Mütter aufgeschlüsselt nach Reformbetroffenheit**

	Mittelwert der Mütter, die <u>nicht</u> Ziel der Reform waren	Mittelwert der Mütter, die Ziel der Reform waren
Einschätzung der eigenen Gesundheit	3,4	3,5
Body-Mass-Index	26,5	26,1
Anzahl Arztbesuche	2,3 Arztbesuche	2,6 Arztbesuche
Anzahl Krankenhausaufenthalte	0,2 Tag	0,1 Tag
Krankheitstage (Arbeit)	15,4 Tage	14,5 Tage
Selten niedergeschlagen	3,4	3,5
Klinische Depression	0,1	0,1

Quelle: Sozioökonomisches Panel (SOEP), Version 36, SOEP, 2020, 10.5684/soep.core.v36eu, Berechnungen des ifo Instituts.

© ifo Institut

nisse sind in Tabelle 2 dargestellt. In Modell A sind keine Kontrollvariablen enthalten. In Modell B (Hauptanalyse) kontrolliere ich für die Eigenschaften der Mutter und berücksichtige im Modell das Geburtsjahr, das Alter bei der Geburt, ob die Mutter eine deutsche Staatsangehörigkeit hat, das Bildungsniveau vor der Geburt, ob sie gegenwärtig in Westdeutschland lebt, ob sie als Kind in einem städtischen Gebiet aufgewachsen ist und ob ihre eigene Mutter Akademikerin ist. In Modell C kontrolliere ich zusätzlich für den Beziehungsstatus (Verheiratet, Partnerschaft, Single) der Mutter kurz vor der Geburt, und ob sie, falls sie nicht alleinstehend ist (oder falls sie nicht Single ist), mit dem Partner zusammenwohnt. Da diese Beziehungsvariablen nur für einen kleinen Teil der Mütter vorliegen, reduziert sich das Sample stark.

Es zeigt sich ausschließlich für die Anzahl der Arztbesuche in Spalte (3) ein statistisch signifikanter Effekt auf dem 5%-Level in Modell A und B. Wie bereits in Tabelle 1 und Abbildung 2 angedeutet, haben Frauen, die der Reform ausgesetzt waren, eine etwas höhere Anzahl an Arztbesuchen im Laufe ihres Lebens. Kontrolliere ich zusätzlich für Beziehungsvariablen in Modell C, verdoppelt sich der Standardfehler, so dass der Effekt nicht mehr statistisch signifikant ist.

Für die anderen Gesundheitsvariablen zeigen sich keine Anzeichen dafür, dass die Elternzeitreform einen Einfluss darauf gehabt hätte. In Modell B (Hauptanalyse) ergibt sich zwar eine etwas schlechtere Einschätzung der eigenen Gesundheit (1), ein leichter Anstieg in der Anzahl der Krankenhausaufenthalte (4) sowie der Krankheitstage (5). Mütter, die Subjekt der Reform waren, fühlen sich zudem öfter niedergeschlagen (6), haben aber seltener eine klinische Depression (7). Zudem haben sie einen etwas geringeren Body-Mass-Index (2). In allen Fällen sind die Koeffizienten jedoch nahe Null und der Effekt ist nicht statistisch signifikant. Interessant ist hierbei jedoch, dass objektiv gemessene Variablen (Body-Mass-Index, klinische Depression) eher positive Effekte andeuten, und subjektive Variablen (Einschätzung der eigenen Gesundheit, ob die Person selten niedergeschlagen ist) bzw. Variablen, die durch Fehlangaben verzerrt sein können (Anzahl der Arztbesuche und Krankenhausaufenthalte), eher negative Effekte andeuten.

FAZIT

In dieser Studie habe ich untersucht, ob die Elternzeitreform, die im Mai 1986 in der DDR in Kraft trat, Effekte auf die langfristige Gesundheit der Mütter hatte. Im Rahmen eines Differenz-von-Differenzen-Ansatzes und auf Grundlage der Daten des Deutschen Sozioökonomischen Panels zeige ich, dass bis zu 33 Jahre nach der Geburt die Reform keine eindeutig positiven oder negativen Effekte auf die langfristige Gesundheit der Mütter hatte.

Zwar zeigt sich eher eine Tendenz zu negativen Effekten, insbesondere in der Anzahl der Arztbesuche, jedoch sind diese Effekte meist nicht statistisch signifikant oder halten nicht allen Robustheitsanalysen stand. Ich finde somit ähnliche Ergebnisse wie Gürtzgen und Hank (2018) für eine Elternzeitreform in Westdeutschland aus dem Jahr 1979. Sie stellen in der langen Frist vorwiegend vernachlässigbare Effekte auf die Gesundheit der Mütter fest, jedoch aber eine längere Abwesenheit durch Krankheit vom Arbeitsplatz.

Interessant ist an den Ergebnissen jedoch, dass die subjektiv gemessenen Variablen (Einschätzung der eigenen Gesundheit, ob die Person selten niedergeschlagen ist) bzw. Variablen, die anfällig für Fehler sind und somit verzerrt sein könnten (Anzahl der Arztbesuche und Krankenhausaufenthalte), eher negative Effekte andeuten. Die eher objektiv gemessenen Variablen in meiner Analyse – Body-Mass-Index und klinische Depression – zeigen eher eine Tendenz zu positiven Effekten der Reform auf die langfristige Gesundheit. Dies würde sich mit den meisten internationalen Studien decken, die meist positive Effekte auf die Gesundheit der Mütter in der langen Frist finden, solange die Elternzeit nicht eine bestimmte Länge überschreitet (vgl. Avendano et al. 2015, Bütikofer et al. 2021, Chuard 2022).

Tab. 2

Wie die Babyjahr-Reform 1986 mit der langfristigen Gesundheit der Mütter zusammenhängt

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Einschätzung der eigenen Gesundheit	Body-Mass- Index	Anzahl Arzt- besuche	Anzahl Krankenhaus- aufenthalte	Krankheits- tage (Arbeit)	Selten nieder- geschlagen	Klinische Depression
Modell A:							
Ohne Kontrollen	-0,022 (0,080)	-0,014 (0,023)	0,556** (0,270)	0,020 (0,035)	0,899 (4,020)	0,041 (0,102)	-0,019 (0,037)
N	1 487	1 149	1 490	1 488	1 101	1 154	1 014
R ²	0,005	0,009	0,003	0,004	0,003	0,002	0,002
Modell B:							
Mit Kontrollen	-0,042 (0,086)	-0,014 (0,025)	0,664** (0,314)	0,026 (0,040)	0,315 (4,282)	-0,022 (0,107)	-0,009 (0,040)
N	1 486	1 149	1 489	1 487	1 101	1 154	1 014
R ²	0,058	0,065	0,058	0,042	0,039	0,059	0,061
Modell C:							
Beziehungssta- tus verfügbar	-0,046 (0,186)	-0,033 (0,055)	0,547 (0,693)	0,014 (0,106)	-0,245 (10,090)	-0,145 (0,246)	-0,033 (0,074)
N	446	337	446	444	364	339	412
R ²	0,213	0,065	0,186	0,219	0,088	0,145	0,126

Anmerkungen: Diese Tabelle zeigt Schätzungen eines Differenz-von-Differenzen-Ansatzes. Zu den Kontrollen gehören das Geburtsjahr, das Alter bei der Geburt, die deutsche Staatsangehörigkeit, die Bildung vor der Geburt, ob die Mutter in Westdeutschland lebt, ob sie als Kind in einem städtischen Gebiet aufgewachsen ist und ob ihre eigene Mutter Akademikerin ist.

Robuste Standardfehler sind in Klammern angegeben. Signifikanzniveaus: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Quelle: Sozioökonomisches Panel (SOEP), Version 36, SOEP, 2020, 10.5684/soep.core.v36eu, Berechnungen des ifo Instituts.

© ifo Institut

QUELLENVERZEICHNIS

Albagli, P. und T. Rau (2019), „The Effects of a Maternity Leave Reform on Children's Abilities and Maternal Outcomes in Chile“, The Economic Journal 129(619), S. 1 015-1 047, Download unter <https://doi.org/10.1111/ecoj.12586>.

Avendano, M., Berkman, L. F., Brugiavini, A. und G. Pasini (2015), „The Long-run Effect of Maternity Leave Benefits on Mental Health: Evidence from European Countries“, Social Science & Medicine, 132(May 2015), S. 45-53, Download unter <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2015.02.037>.

Becker, G. S. (1965), „A Theory of the Allocation of Time“, The Economic Journal, 75(299), S. 493-517, Download unter <https://doi.org/10.2307/2228949>.

Bütikofer, A., Riiese, J. und M. M. Skira (2021), „The Impact of Paid Maternity Leave on Maternal Health“, American Economic Journal: Economic Policy, 13(11), S. 67-105, Download unter <https://doi.org/10.1257/pol.20190022>.

Chatterji, P. und S. Markowitz (2012), „Family Leave After Childbirth and the Mental Health of New Mothers“, Journal of Mental Health Policy and Economics, 15(2), S. 61-76.

Chatterji, P., Markowitz, S. und J. Brooks-Gunn (2013), „Effects of Early Maternal Employment on Maternal Health and Well-being“, Journal of Population Economics, 26(1), S. 285-301, Download unter <https://doi.org/10.1007/s00148-012-0437-5>.

Chuard, C. (2022), Life Cycle Effects of Parental Leave Duration on Maternal Health: Evidence from Three Policy Changes in Austria, Download unter <https://ssrn.com/abstract=4037202> oder <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4037202>.

Dagher, R. K., McGovern, P. M. und B. E. Dowd (2014), „Maternity Leave Duration and Postpartum Mental and Physical Health: Implications for Leave Policies“, Journal of Health Politics, Policy and Law, 39(2), S. 369-416, Download unter <https://doi.org/10.1215/03616878-2416247>.

Grossman, M. (1972), The Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation, Columbia University Press, 1972, Download unter <https://doi.org/10.7312/gros17900>.

Gürtzgen, N. und K. Hank (2018), „Maternity Leave and Mothers' Long-Term Sickness Absence: Evidence From West Germany“, Demography 55(2), S. 587-615, Download unter <https://doi.org/10.1007/s13524-018-0654-y>.

Heisig, K. (2022), The Long-term Impact of Paid Parental Leave on Maternal Health and Subjective Well-being, unveröffentlichtes Manuskript.

Hewitt, B., Strazdins, L. und B. Martin (2017), „The Benefits of Paid Maternity Leave for Mothers' Post-partum Health and Wellbeing: Evidence from an Australian Evaluation“, Social Science & Medicine 182(June 2017), S. 97-105, Download unter <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2017.04.022>.

Höckner, M. (1995), „Der Staat hat viele Väter – wo bleiben die Mütter?“, in: Nauck, B. und H. Bertram (Hrsg.), Kinder in Deutschland: Lebensverhältnisse von Kindern im Regionalvergleich, DJI: Familien-Survey 5. Leske + Budrich, Opladen, 1995, S. 333-356.

Israel, A. und I. Kerz-Rühling (Hrsg.) (2008), „Krippen-Kinder in der DDR – Frühe Kindheitserfahrungen und ihre Folgen für die Persönlichkeitsentwicklung und Gesundheit“, Brandes & Apsel, Frankfurt/Main, 2008, S. 11-32.

Kreyenfeld, M. (2004), „Fertility Decisions in the FRG and GDR: An Analysis with Data from the German Fertility and Family Survey“, Demographic Research Special Collection 3, S. 275-318, Download unter <https://doi.org/10.4054/DemRes.2004.S3.11>.

International Labour Office (Hrsg.) (2010), Maternity at Work: A Review of National Legislation, Zweite Edition, International Labour Office, Genf.

Lee, B. C., Modrek, S., White, J. S., Batra, A., Collin, D. F. und R. Hamad (2020), The Effect of California's Paid Family Leave Policy on Parent Health: A Quasi-experimental Study, Social Science & Medicine 251(April 2020), Download unter <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2020.112915>.

OECD (Hrsg.) (2018), Parental Leave Systems, Download unter https://www.oecd.org/els/soc/PF2_1_Parental_leave_systems.pdf.

- 1 Männer wurden allerdings nicht dazu ermuntert, mehr im Haushalt und bei der Kindererziehung mitzuwirken. Dies führte zur so genannten „zweiten Schicht“ der Frauen nach der Erwerbsarbeit – eine große physische und psychische Belastung für Frauen (Helwig 1988).
- 2 Auch Väter konnten das Babyjahr in Anspruch nehmen – dies war allerdings nur sehr selten der Fall (Israel und Kerz-Rühling 2008).