

Universität Leipzig

Fakultät für Sozialwissenschaften und Philosophie

Institut für Soziologie

Arbeitszeitpräferenzen von Vätern in Ost- und Westdeutschland

-

Replikation und Reproduktion einer Studie von Matthias Pollmann-Schult

Wissenschaftliche Arbeit zur Erlangung
des akademischen Grades „Master of Arts“

Verfasserin: Corinna Lawitzky

Studiengang: M.A. Soziologie

Matrikelnr.: 3788691

E-Mail 

Semester: Sommersemester 2024

Eingereicht am: 24.06.2024

Erstgutachter: Prof. Dr. Roger Berger

Zweitgutachter: Prof. Dr. Thorsten Schneider

Abstract

Die vorliegende Masterarbeit stellt eine Replikation sowie Reproduktion der Studie *Familiengründung und gewünschter Erwerbsumfang von Männern – Eine Längsschnittanalyse für die alten Bundesländer* von Matthias Pollmann-Schult aus dem Jahr 2008 dar. Ziel ist die Beantwortung der Frage, welche Arbeitszeiten von Vätern präferiert werden sowie die Prüfung, inwieweit die Ergebnisse von Pollmann-Schult repliziert werden können. Außerdem wurde die Analyse im Rahmen der Reproduktion um aktuelle Daten und einen Vergleich zwischen Ost- und Westdeutschland erweitert. Die theoretische Grundlage bildeten zum einen ökonomische und geschlechtersoziologische Theorien, zum anderen wurden empirische Befunde zum Konzept der Neuen Vaterschaft und den kulturellen Leitbildern in Ost- und Westdeutschland beleuchtet. Ebenso wie in der Originalstudie bildete das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) die Datengrundlage für die statistischen Auswertungen. Mittels Random-Effects-Regressionen wurden mehrere Modelle geschätzt, um den Effekt des Alters des jüngsten Kindes auf die präferierte Arbeitszeit zu analysieren. Im Ergebnis zeigt sich, dass dieser Effekt sehr schwach ist. Es ist aber die Tendenz zu einer Erhöhung der präferierten Arbeitszeit bei Vätern im Vergleich zu kinderlosen Männern erkennbar. Zudem stellt sich die Erwerbssituation der Partnerin sich als wichtiger Erklärungsfaktor für die Arbeitszeitpräferenz von Vätern heraus. Diese Ergebnisse fallen in Ost- und Westdeutschland recht ähnlich aus. Insgesamt kann die Replikation als erfolgreich eingeschätzt werden. Aus den Ergebnissen lässt sich ableiten, dass für eine gerechte Aufteilung der Arbeit zwischen den Geschlechtern insbesondere eine Verbesserung der Erwerbschancen von Frauen notwendig ist.

Inhaltsverzeichnis

TABELLENVERZEICHNIS	IV
ABBILDUNGSVERZEICHNIS	V
1 Einleitung.....	1
2 Theorie und Forschungsstand	3
2.1 Ökonomische Erklärungsansätze	4
2.1.1 Die familienökonomische Theorie	4
2.1.2 Die ökonomische Verhandlungstheorie	6
2.1.3 Die Theorie des sozialen Tauschs	7
2.2 Geschlechtersoziologische Erklärungsansätze.....	8
2.2.1 Rollentheorie	8
2.2.2 Die Konstruktion von Geschlecht	9
2.3 Das Konzept der Neuen Vaterschaft.....	12
2.4 Kulturelle Leitbilder in Ost- und Westdeutschland	14
2.5 Forschungsstand.....	16
2.6 Hypothesen.....	21
3 Empirisches Vorgehen.....	22
3.1 Daten und Variablen	23
3.1.1 Datensatz	23
3.1.2 Operationalisierung der Variablen	24
3.2 Analyseverfahren	26
4 Ergebnisse.....	29
4.1 Ergebnisse der Replikation	29
4.1.1 Deskriptive Ergebnisse.....	29
4.1.2 Multivariate Ergebnisse.....	30
4.1.3 Zwischenfazit	39

4.2	Ergebnisse der Reproduktion	41
4.2.1	Deskriptive Ergebnisse	41
4.2.2	Multivariate Ergebnisse	43
4.2.3	Erweiterung um die Variablen Alter und tatsächliche Arbeitszeit	52
5	Fazit	57
	LITERATURVERZEICHNIS	62
	ANHANG	68

TABELLENVERZEICHNIS

Tabelle 1: Replikation: Deskriptive Ergebnisse.....	30
Tabelle 2: Replikation: einfaches Modell (Modell 1) und Modell mit linearem Zeittrend (Modell 2).....	32
Tabelle 3: Replikation: Modell mit Einkommen der Partnerin (Modell 3).....	34
Tabelle 4: Replikation: Modell mit Erwerbsumfang der Partnerin (Modell 4).....	35
Tabelle 5: Replikation: Modell mit Bildungsrelation (Modell 5)	36
Tabelle 6: Replikation: Modelle mit Wertorientierungen (Modelle 6 bis 8)	38
Tabelle 7: Reproduktion: Deskriptive Ergebnisse (Anteile in Prozent).....	42
Tabelle 8: Reproduktion: einfaches Modell (Modell 1).....	43
Tabelle 9: Reproduktion: Modell1 inklusive Alter und tatsächlicher Arbeitszeit	53
Tabelle 10: Reproduktion: Modell 2 inklusive Alter und tatsächlicher Arbeitszeit	55
Tabelle 11: Reproduktion: Modell 5 inklusive Alter und tatsächlicher Arbeitszeit	57

ABBILDUNGSVERZEICHNIS

Abbildung 1: Linearer Zeittrend der präferierten Arbeitszeit zwischen 1985 und 2006	33
Abbildung 2: Linearer Zeittrend der präferierten Arbeitszeit zwischen 1991 und 2019	45
Abbildung 3: Präferierte Arbeitszeit nach Einkommen der Partnerin (2019).....	47
Abbildung 4: Präferierte Arbeitszeit nach Erwerbsumfang der Partnerin (2019).....	48
Abbildung 5: Präferierte Arbeitszeit nach Bildungsrelation in der Partnerschaft (2019)	49
Abbildung 6: Präferierte Arbeitszeit nach Wichtigkeit des Berufserfolgs (2019)	50
Abbildung 7: Präferierte Arbeitszeit nach Wichtigkeit der Fürsorge (2019).....	51
Abbildung 8: Präferierte Arbeitszeit nach der Wichtigkeitsrelation (2019)	52
Abbildung 9: Vergleich zwischen tatsächlicher und präferierter Arbeitszeit (2019).....	54

1 Einleitung

Die gegenwärtige und zukünftige Gestaltung der Arbeitszeiten ist aktuell häufig Gegenstand gesellschaftlicher Debatten. Angesichts der sich verstärkenden Verknappung des Arbeitskräfteangebots aufgrund des demographischen Wandels wird einerseits über eine Ausweitung der Arbeitszeiten diskutiert, andererseits betonen erste Studienergebnisse die positiven Effekte der Vier-Tage-Woche (Hansen 2024). Der Generation Z, die nun nach und nach in den Arbeitsmarkt eintritt, wird oft eine niedrige Arbeitsbereitschaft und die Priorisierung von Freizeit nachgesagt (Bemelmann & Groß 2024). Eine Studie des Instituts der deutschen Wirtschaft kommt jedoch zu dem Ergebnis, dass auch die präferierte Arbeitszeit älterer Generationen in den letzten Jahren gesunken ist. So zeigt sich im Zeitraum zwischen 2007 und 2021 ein Rückgang der präferierten Arbeitszeit bei unter 25-Jährigen um knapp drei Wochenstunden, bei 26- bis 40-Jährigen um rund zwei Wochenstunden und bei über 40-Jährigen um ebenfalls knapp drei Wochenstunden (Hammermann & Schäfer 2024: 2). Angesichts der aktuellen politischen und wirtschaftlichen Entwicklungen sind also allgemein immer weniger Menschen bereit, einen großen Teil ihrer Zeit mit Erwerbsarbeit zu verbringen.

Darüber hinaus wird die Zeit, die für Erwerbsarbeit aufgewandt wird, auch durch den Umfang der zu verrichtenden Care-Arbeit bestimmt. Dies ist insbesondere für Eltern relevant. Dabei sind Erwerbs- und Care-Arbeit zwischen Frauen und Männern ungleich verteilt. So lag im Jahr 2022 die realisierte Erwerbstätigenquote¹ von Müttern in Deutschland bei 72 %, die von Vätern hingegen bei 91 % (Keller & Körner 2023: 92). Das Alter des jüngsten Kindes hat bei Männern kaum einen Einfluss auf die realisierte Erwerbstätigenquote. Demgegenüber betrug diese 2022 für Frauen mit einem Kind im Alter von unter einem Jahr lediglich 13 % (Keller & Körner 2023: 92). Mit zunehmendem Alter des Kindes kehren wieder mehr Frauen in die Erwerbstätigkeit zurück. Ist das jüngste Kind zwischen zwei und drei Jahren alt, sind bereits mehr als die Hälfte der Mütter wieder realisiert erwerbstätig (Keller & Körner 2023: 93). Trotz der familienpolitischen Regelungen, die eine gleichberechtigte Aufteilung der Erwerbs- und Care-Arbeit begünstigen sollen, wie beispielsweise die Partnermonate beim Elterngeld, sind es noch immer hauptsächlich Frauen, die nach der Geburt eines Kindes im Beruf kürzertreten. Dies zeigt sich auch hinsichtlich der Arbeitszeiten. 68 % der realisiert erwerbstätigen Mütter mit mindestens einem minderjährigen Kind übten im Jahr 2022 eine Teilzeittätigkeit aus. Bei den

¹ Das Konzept der realisierten Erwerbstätigkeit wird genutzt, um die Vereinbarkeit von Beruf und Familie sowie die Arbeitsteilung von Eltern besser abbilden zu können. Dabei werden auch Personen, die aufgrund von Mutterschutz oder Elternzeit ihre Erwerbstätigkeit temporär unterbrechen, als nicht erwerbstätig gezählt (Keller und Körner 2023: 90).

Vätern waren es 8 % (Keller & Körner 2023: 94). Von diesen gaben zudem nur 30 % die Kinderbetreuung als Grund für ihre Teilzeittätigkeit an (Keller & Körner 2023: 95).

Doch entspricht dieses Verhalten auch den Wünschen der Väter oder würden diese ihre Arbeitszeiten anders gestalten, wenn sie die Möglichkeit dazu hätten? Die vorliegende Masterarbeit geht der Fragestellung nach, welche Arbeitszeiten von Vätern präferiert werden. Zur Untersuchung der Fragestellung werden eine Replikation sowie eine Reproduktion der Studie *Familiengründung und gewünschter Erwerbsumfang von Männern – Eine Längsschnittanalyse für die alten Bundesländer* von Matthias Pollmann-Schult aus dem Jahr 2008 vorgenommen. Diese Studie kam zu dem Ergebnis, dass die Geburt eines Kindes nur einen geringen Einfluss auf den gewünschten Erwerbsumfang bei Männern ausübt. Jedoch zeigte sich die Tendenz zu einer leichten Erhöhung der präferierten Arbeitszeit (Pollmann-Schult 2008: 512). Als Voraussetzung für die Reproduktion wird zunächst geprüft, ob sich diese Ergebnisse replizieren lassen. Im Anschluss daran erfolgt die Erweiterung der Analyse um aktuelle Daten.

Des Weiteren bezieht die Reproduktion auch die neuen Bundesländer ein. Die ehemalige DDR und die damalige BRD unterschieden sich deutlich in ihrer Familienpolitik und den gesellschaftlichen Leitbildern zur Erwerbstätigkeit von Müttern. So wurde in der DDR das Prinzip einer universellen Erwerbstätigkeit verfolgt, in der damaligen BRD hingegen wurden mit Mutterschaft hauptsächlich familiäre und häusliche Zuständigkeiten assoziiert. Anknüpfend an Analysen, die einen höheren Motherhood Wage Penalty in Westdeutschland feststellen konnten (Lawitzky & Weyh 2023), wird in der vorliegenden Masterarbeit untersucht, ob sich die kulturellen und familienpolitischen Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland auch in den präferierten Arbeitszeiten von Vätern niederschlagen.

Die Arbeit beginnt zunächst in Kapitel 2 mit der Vorstellung einiger theoretischer Erklärungsansätze für die Arbeitszeitwünsche von Vätern. Es wird zuerst auf ökonomische Theorien eingegangen. Daran schließen sich Ausführungen zu geschlechtersoziologischen Ansätzen an. Danach wird auf das Konzept der Neuen Vaterschaft eingegangen, welches von einem Wandel der Vaterschaft im Zeitverlauf ausgeht. Als Nächstes folgen Ausführungen zu den unterschiedlichen kulturellen Leitbildern in Ost- und Westdeutschland. Daran schließen sich ein Überblick über den aktuellen Forschungsstand sowie die Ableitung von Hypothesen für die Analyse an. Kapitel 3 widmet sich dem empirischen Vorgehen. Es werden die verwandten Daten, die Operationalisierung der Variablen sowie das statistische Analyseverfahren beschrieben. Die Präsentation und Diskussion der Ergebnisse sind Gegenstand von Kapitel 4. Abschließende Betrachtungen erfolgen in Kapitel 5.

2 Theorie und Forschungsstand

Bevor auf die theoretischen Ansätze zur Erklärung der Arbeitszeitwünsche von Vätern eingegangen wird, wird die Studie von Pollmann-Schult als Ausgangspunkt für die vorliegende Masterarbeit genauer erläutert. Mit dieser Studie wurden die Auswirkungen der Familiensituation, im Speziellen des Alters des jüngsten Kindes, auf die Arbeitszeitpräferenzen von westdeutschen Vätern untersucht. Dies stellte zum einen eine Neuerung dar, da sich der Großteil der Analysen zum Zeitpunkt des Erscheinens des Papers im Jahr 2008 mit den Auswirkungen der Familiensituation auf das Erwerbsverhalten von Frauen beschäftigte (Pollmann-Schult 2008: 498). Zum anderen ist hervorzuheben, dass in der Studie die gewünschte statt der tatsächlichen Arbeitszeit im Mittelpunkt steht. Dadurch soll die Veränderung des beruflichen Engagements durch Vaterschaft, ungeachtet möglicher betrieblicher oder vertraglicher Hindernisse, sichtbar gemacht werden (Pollmann-Schult 2008: 500). Anhand von Längsschnittanalysen mit Daten des Sozio-oekonomischen Panels kam die Studie zu folgenden zentralen Ergebnissen: Das Alter des jüngsten Kindes hat nur einen geringen Effekt auf die Arbeitszeitpräferenzen. Es zeichnete sich aber die Tendenz zu einer Erhöhung der gewünschten Arbeitszeit gegenüber kinderlosen Männern ab. Zudem konnte ein signifikanter Zusammenhang zwischen den Arbeitszeitpräferenzen und der Erwerbssituation der Partnerin gefunden werden, was als wichtiger Erklärungsfaktor herausgestellt wurde (Pollmann-Schult 2008: 512).

Eine Replikation stellt die Wiederholung einer Studie mit dem Ziel der Prüfung und Kontrolle ebendieser dar. Bei einer erfolgreichen Replikation können mit den zur Verfügung stehenden Informationen über das Vorgehen bei der Analyse die Ergebnisse aus der Originalstudie erneut hervorgebracht werden. Replizierbarkeit bzw. die intersubjektive Nachprüfbarkeit ist eine Grundvoraussetzung für Wissenschaft, wird jedoch in den Sozialwissenschaften bisher unzureichend umgesetzt (Brüderl 2008: 1ff.). So scheitern Replikationsvorhaben beispielsweise an mangelhaften Dokumentationen oder zu wenigen Publikationsmöglichkeiten in Zeitschriften. Auch werden Replikationen von den Autor*innen der Originalstudien häufig kritisch betrachtet. Infolgedessen können ein fehlerhaftes Vorgehen oder selektive Ergebnispräsentationen nicht aufgedeckt werden (Brüderl 2013: 6f.).

Eine erfolgreiche Replikation ist Voraussetzung für die Reproduktion einer Arbeit. Hierbei handelt es sich um die Erweiterung einer Studie, beispielsweise um neue Daten oder andere Analyseverfahren. Damit kann der wissenschaftliche Fortschritt vorangetrieben und geprüft werden, inwieweit die Ergebnisse generalisierbar sind (Brüderl 2008: 1). Das Forschungsvorhaben der vorliegenden Masterarbeit enthält im ersten Schritt eine Replikation der Studie von

Pollmann-Schult und im zweiten Schritt eine Reproduktion mit der Erweiterung um aktuelle Daten sowie um einen Vergleich zwischen West- und Ostdeutschland.

Im Folgenden werden nun die theoretischen Grundlagen sowie der aktuelle Forschungsstand zur Arbeitszeit von Vätern erläutert. Das Kapitel endet mit der Ableitung von Hypothesen für die empirische Analyse.

2.1 Ökonomische Erklärungsansätze

Theorien aus der Ökonomie nehmen die individuelle Ausstattung mit marktrelevanten Ressourcen, also das Verfügen über Fähigkeiten, Kenntnisse und Verhaltensweisen, die am Arbeitsmarkt gefragt sind, als Ausgangspunkt für Entscheidungen über die innerfamiliäre Arbeitsteilung an. Sie sind prinzipiell geschlechterneutral formuliert, sodass zunächst die Übernahme von Erwerbs- bzw. Care-Arbeit für beide Geschlechter möglich scheint. Im Folgenden werden die familienökonomische Theorie, die ökonomische Verhandlungstheorie sowie die Theorie des sozialen Tauschs vorgestellt.

2.1.1 Die familienökonomische Theorie

Grundannahme der ökonomischen Theorien ist, dass Personen nach einer Nutzenmaximierung streben. Dabei stehen sie jedoch Restriktionen aufgrund der Knappheit der Güter, die sie dafür benötigen, gegenüber. Bei der Familienökonomie kommt es zu einem Perspektivwechsel im Vergleich zur herkömmlichen Ökonomie: Individuelle Akteure werden nicht mehr als reine Konsument*innen, sondern auch als Produzent*innen grundlegender Güter, sogenannter *Commodities*, betrachtet. Dazu zählen zum Beispiel Kinder, Wertschätzung, Gesundheit und Liebe. Dies sind Güter, welche auf dem Markt nicht zu erhalten sind, sondern im Haushalt produziert werden (Hill & Kopp 2013: 94ff.). Becker (1982: 10) bezeichnet die Familie im Zuge dieser Neuen Haushaltsökonomie als „kleine Fabrik“. Durch diese Perspektive erhält Zeit, und vor allem Zeit für Care-Arbeit, erstmals in der ökonomischen Betrachtung einen Wert. So stellt beispielsweise der bloße Erwerb von Lebensmitteln noch keinen Nutzen dar, sondern dieser ergibt sich erst durch die zeitaufwändige Verarbeitung zu einer Mahlzeit (Hill & Kopp 2013: 98).

Becker (1991: 32) nimmt an, dass Akteure nutzenmaximierend hinsichtlich des Gesamtnutzens des Haushaltes zur Sicherung des Wohlbefindens seiner Mitglieder handeln. Zur Nutzenmaximierung wird die innerfamiliäre Arbeitsteilung angestrebt, die den größtmöglichen Ertrag an *Commodities* bringt (Hill & Kopp 2013: 100). Laut Becker sind die Haushalte am effizientesten, in denen sich jeweils ein Mitglied auf die Erwerbs- und ein Mitglied auf die Care-Arbeit

spezialisiert (Becker 1991: 33). Im Falle einer klassischen Familie sollte also entweder die Mutter oder der Vater die Erwerbsarbeit und die andere Person die Care-Arbeit übernehmen. Die Entscheidung darüber, wer sich auf welchen Bereich spezialisiert, hängt von den vorhandenen Ressourcen ab (Becker 1991: 33). Die Person, die mehr Fähigkeiten und Kompetenzen im Bereich der Erwerbsarbeit hat, spezialisiert sich auf die Erwerbsarbeit und die Person, die mehr Fähigkeiten und Kompetenzen im Bereich der Care-Arbeit hat, spezialisiert sich auf diese. Trotz der zunächst geschlechtsneutralen Formulierung der Theorie argumentiert Becker (1991: 37), dass Frauen aufgrund biologischer Faktoren per se mehr Kompetenzen hinsichtlich der Fürsorge und Erziehung der Kinder aufweisen. Es wird demnach in den meisten Fällen eine traditionelle Arbeitsteilung zwischen den Geschlechtern erwartet.

Die Arbeitsteilung manifestiert sich mit der Zeit immer mehr, da sich durch die ausschließliche Ausübung der jeweiligen Arbeit die Ressourcenverteilung zwischen den Haushaltsmitgliedern verfestigt. Die erwerbstätige Person häuft immer mehr Kompetenzen im Bereich der Erwerbsarbeit an, während die nicht-erwerbstätige Person weitere Kompetenzen im Bereich der Care-Arbeit erlangt (Buschner 2014: 9). Eine egalitäre Arbeitsteilung ist nach Becker (1991: 35) nicht effizient. Selbst bei Paaren mit einer ähnlichen Ressourcenausstattung bringt es den größten Nutzen, eine Spezialisierung anzustreben.

Beckers Ausführungen zur Familienökonomie sind jedoch nicht ohne Kritik geblieben. So wird kritisiert, dass keinerlei Änderungen der eingeschlagenen Spezialisierung möglich sind (Gerum 2021: 57). In den 1960er und Anfang der 1970er Jahre, als Becker seine Schriften zur Familienökonomie verfasste, war das Normalarbeitsverhältnis, bestehend aus einer unbefristeten Vollzeitbeschäftigung mit einer hohen Arbeitsplatzsicherheit, insbesondere bei Männern noch stark vertreten. Ab Mitte der 1970er Jahre wurden die Erwerbsverläufe allerdings instabiler und flexibler (Buchholz & Blossfeld 2009; Mückenberger 1985). Zudem hat sich seit dieser Zeit im Zuge der Bildungsexpansion das Bildungsniveau von Frauen deutlich erhöht (Hannover & Ollrogge 2021). Folglich ist die Annahme, dass sich die Ressourcenausstattungen zwischen den Haushaltsmitgliedern konstant voneinander unterscheiden, heute so nicht mehr tragbar.

Ein weiterer Kritikpunkt bezieht sich auf die gemeinsame Nutzenfunktion des Haushaltes, welche oft nicht der sozialen Realität entspricht (Berk & Berk 1983: 385f.). Individuelle Interessen der Akteure und mögliche Interessenkonflikte werden ignoriert. Insbesondere an diesem Kritikpunkt setzt die Verhandlungstheorie an, welche eine Erweiterung der familienökonomischen Theorie darstellt.

2.1.2 Die ökonomische Verhandlungstheorie

Im Sinne der Verhandlungstheorie wird die Familie als ökonomische Austauschorganisation betrachtet, die Zugewinne durch eine langfristige Kooperation ihrer Mitglieder erlangt (Ott 1993: 31). Dafür braucht es Vereinbarungen, beispielsweise zur innerfamiliären Arbeitsteilung, welche zwischen den Haushaltsmitgliedern ausgehandelt werden. Die Akteure wollen dabei ihren Nutzen maximieren, indem sie, im Gegensatz zur familienökonomischen Theorie, ihre individuellen Interessen verfolgen (Gerum 2021: 59). Die Erwerbsarbeit wird gegenüber der Care-Arbeit präferiert, da erstere finanziell entlohnt wird und im Allgemeinen mit einer höheren sozialen Anerkennung einhergeht. Die Verhandlungsposition wird über die marktrelevanten Ressourcen bestimmt: Die Person mit den höheren Ressourcen kann mehr Care-Arbeit an die andere Person abtreten und die Erwerbsarbeit in den Fokus stellen (Buschner 2014: 12). Anders als bei Becker ist eine egalitäre Arbeitsteilung bei ähnlicher Ressourcenausstattung möglich. Zudem ist die Aufteilung reversibel und kann bei einer Änderung der Ressourcenverteilung neu ausgehandelt werden (Gerum 2021: 60). Auch eine Änderung der Rahmenbedingungen kann zu einer erneuten Verhandlung führen. Dies ist beispielsweise der Fall, wenn sich der Aufwand der Care-Arbeit durch die Geburt eines Kindes erhöht (Buschner 2014: 13).

Bei den Aushandlungsprozessen spielt Macht eine wichtige Rolle. Die Person, die die Erwerbsarbeit übernimmt, akkumuliert Humankapital in diesem Bereich, welches unabhängig vom Haushalt eingesetzt werden kann. Im Konfliktfall bleiben der Person diese Ressourcen erhalten. Folglich entstehen dieser Person nur geringe Wohlstandsverluste bei einer Trennung. Demgegenüber bringt die Verrichtung der Care-Arbeit Humankapital, welches vom Haushalt abhängig ist und nur schwer außerhalb dessen eingesetzt werden kann. Für diese Person ergeben sich starke Wohlstandsverluste bei einer Trennung (Ott 1993: 34ff.). Die nicht-erwerbstätige Person hat somit ein deutlich höheres Interesse an einem Fortbestehen der Beziehung, was die Verhandlungsposition der erwerbstätigen Person weiter stärkt. Dies kann zum Beispiel zu einer Festigung einer traditionellen Arbeitsteilung zwischen Mutter und Vater beitragen. Allerdings handeln die Akteure nach dieser Theorie auch in dem Wissen, dass es durch Änderungen der Ausgangsbedingungen immer wieder zu Nachverhandlungen kommen kann. Aus strategischen Gründen ist eine komplette Spezialisierung in einem Bereich deswegen meist nicht optimal (Ott 1993: 37).

An der Verhandlungstheorie kann kritisiert werden, dass, wie in der familienökonomischen Theorie, in erster Linie ökonomische Ressourcen als relevant für die innerfamiliäre Arbeitsteilung betrachtet werden. So konnte gezeigt werden, dass Frauen auch dann den Großteil der

Care-Arbeit übernehmen, wenn sie im gleichen oder höheren Umfang erwerbstätig sind wie der Mann (Gerum 2021: 201; Lachance-Grzela & Bouchard 2010: 771). Dieser Befund spricht dafür, dass neben der ökonomischen Ressourcenausstattung noch weitere Faktoren die Arbeitsteilung bedingen. Des Weiteren werden das marktrelevante Humankapital und insbesondere das Einkommen als Hauptquellen des Machtverhältnisses angesehen. Allerdings könne das Machtverhältnis auch unter anderem durch hegemoniale Normen, geschlechtsbedingte Diskriminierung oder die Arbeitsplatzbedingungen beeinflusst werden (Geist & Ruppner 2018: 245f.).

2.1.3 *Die Theorie des sozialen Tauschs*

Anknüpfend an die Verhandlungstheorie wird nun auf die Theorie des sozialen Tauschs eingegangen, da diese wertvolle Perspektiven für den zu untersuchenden Gegenstand bietet. Die Annahmen der Verhandlungstheorie werden hierbei auf soziale Austauschprozesse übertragen. Für die Verhandlung der Arbeitsteilung sind nicht mehr nur ökonomische Ressourcen relevant, sondern zum Beispiel auch Hilfe- und Unterstützungsleistungen. Zudem werden auch Zukunftspläne und noch nicht eingetretene Ereignisse, wie beispielsweise die Geburt eines Kindes, bei der Entscheidung berücksichtigt (Buschner 2014: 14). Der Tausch von Leistungen ist mit einer Reziprozitätserwartung verknüpft, das heißt, dass für eine Leistung immer auch eine Gegenleistung erwartet wird. Es wird jedoch nicht festgelegt, wann und in welcher Form diese Gegenleistung erbracht wird. Eine maßgebliche Voraussetzung ist deswegen, dass ein gewisses Maß an Vertrauen besteht (Blau 1964: 93f.).

Bei der Geburt eines Kindes kann es nun dazu kommen, dass ein Haushaltsmitglied seine Erwerbsarbeit reduziert und einen größeren Teil der Care-Arbeit übernimmt. Die Person geht somit in Vorleistung und muss darauf vertrauen, dass diese zu einem späteren Zeitpunkt zurückgezahlt wird. Während dieser Zeit wird die Verhandlungsmacht der nicht-erwerbstätigen Person geschwächt, da sie, wie oben erläutert, keine außerhalb des Haushaltes anwendbaren Kompetenzen akkumuliert. Bei der Theorie des sozialen Tauschs wird jedoch davon ausgegangen, dass eine langfristig stabile Beziehung angestrebt wird und es trotz der Machtverhältnisse zur Erbringung einer Gegenleistung der erwerbstätigen Person kommt (Buschner 2014: 15). Diese Gegenleistung kann beispielsweise darin bestehen, der in Vorleistung gegangenen Person nach einer gewissen Zeit die Wiederaufnahme bzw. Ausweitung der Erwerbsarbeit zu ermöglichen und im Gegenzug die eigene Erwerbsarbeit zu reduzieren.

2.2 Geschlechtersoziologische Erklärungsansätze

Der Blick wird nun auf soziologische Theorien zur Erklärung der Arbeitszeitwünsche von Vätern gerichtet. Dabei sind nicht die individuellen Ressourcen, sondern soziale Geschlechterrollen und -identitäten von Bedeutung für die Arbeitsteilung. Seit der Moderne wird Erwerbsarbeit mit dem männlichen Geschlecht verknüpft, während Care-Arbeit dem Zuständigkeitsbereich von Frauen zugeordnet wird (Baur & Luedtke 2008: 81). Zwei theoretische Erklärungsansätze dafür werden in diesem Kapitel behandelt. Im ersten Punkt wird die Anwendung der Theorie der sozialen Rollen auf Geschlecht erläutert, woran sich im zweiten Teil des Kapitels die Perspektive der Konstruktion von Geschlecht anschließt.

2.2.1 Rollentheorie

Der Begriff der sozialen Rolle ist dem Theatermilieu entlehnt. Schauspieler*innen haben eine bestimmte Rolle inne, deren Inhalt durch das Stück vorgegeben ist. Sie erfüllen die Erwartungen von Drehbuchautor*innen und Regisseur*innen und haben selbst nur einen begrenzten Spielraum zur individuellen Gestaltung ihrer Rolle (Schimank 2016: 58f.). In der Soziologie werden soziale Rollen als „Bündel von Erwartungen, die sich in einer gegebenen Gesellschaft an das Verhalten der Träger von Positionen knüpfen“ (Dahrendorf 2010: 35) definiert. Es können drei Merkmale sozialer Rollen benannt werden: Erstens handelt es sich um Verhaltensvorschriften, die von den konkreten Rollenträger*innen unabhängig sind. Zweitens wird der Inhalt der Rollenvorgaben durch die Gesellschaft bestimmt und verändert, nicht durch Einzelpersonen. Drittens haftet den Rollenvorgaben eine Verbindlichkeit an, da eine Nichterfüllung der Erwartungen gesellschaftlich sanktioniert wird (Dahrendorf 2010: 37f.). Soziale Rollen sind somit Verhaltensvorgaben, die von der Gesellschaft an ihre Mitglieder aufgrund der jeweiligen Positionen im sozialen Gefüge herangetragen werden und deren Einhaltung in einem gewissen Maße verbindlich erwartet wird.

Auch Geschlecht kann als soziale Rolle betrachtet werden. Die erste wegweisende Studie und den Anstoß für eine Vielzahl weiterer Forschung zu Geschlechterrollen wurde von Margaret Mead im Jahr 1935 vorgelegt. Sie untersuchte drei verschiedene Gesellschaften in Neuguinea und beobachtete, dass sich die in der westlichen Welt gültigen Geschlechterrollen dort nicht in gleicher Weise finden lassen. Zwar gab es auch eine geschlechterbezogene Arbeitsteilung, allerdings wiesen in zwei Gesellschaften die Männer im westlichen Sinne typisch weibliche und die Frauen typisch männliche Eigenschaften und Charakterzüge auf. In der dritten Gesellschaft ließ sich diesbezüglich kaum ein Unterschied zwischen den Geschlechtern feststellen. Mead schlussfolgerte daraus, dass geschlechterbezogene Normen kulturell bedingt sind und

Geschlechterrollen nicht biologisch determiniert werden (Gildemeister & Hericks 2012: 117).

Talcott Parsons beschäftigte sich im Rahmen seiner strukturfunktionalistischen Theorie auch mit den Funktionen der Geschlechterrolle. Er ging davon aus, dass Frauen und Männer unterschiedliche, klar voneinander getrennte soziale Rollen einnehmen, um die Form der Arbeitsteilung zu ermöglichen, welche für die Wahrung der Stabilität der Gesellschaftsstrukturen am funktionalsten ist. Die Geschlechterrollen werden während der Sozialisation in der Kernfamilie internalisiert und bilden somit die erste Orientierung innerhalb der sozialen Verhältnisse im Leben eines Kindes (Parsons 1968b: 56). Grundlegend wird zwischen „instrumentell-adaptiven“ und „expressiv-integrativen“ Funktionen unterschieden, welche von den Familienmitgliedern eingenommen werden (Parsons 1968b: 57). Erstere schließen Handlungen ein, die sich auf die Beziehungen der Familie nach außen richten. Demgegenüber beziehen sich die expressiv-integrativen Funktionen auf die internen Beziehungen zwischen den Familienmitgliedern. In der Kernfamilie übernimmt der Vater die instrumentell-adaptiven Funktionen, während die Mutter die expressiv-integrativen Funktionen übernimmt. Söhne richten ihre Verhaltensorientierungen primär am Vater aus und Töchter an der Mutter. Auf diese Art und Weise werden die Kinder innerhalb der Kernfamilie entsprechend der jeweiligen Geschlechterrollen sozialisiert (Gildemeister & Hericks 2012: 123). Parsons ist außerdem der Auffassung, dass die Übernahme weiterer Rollen außerhalb der Kernfamilie erst durch den Erwerb der Geschlechterrolle ermöglicht wird (Parsons 1968b: 56).

Nach Parsons ist es für die Integration der Familie in die Sozialstruktur notwendig, dass ein einzelnes Familienmitglied entweder nur die Familienrolle oder nur die Berufsrolle einnimmt, jedoch nicht beide Rollen gemeinsam. Zudem soll nur eine Person innerhalb der Familie die Berufsrolle tragen, da sonst die Konkurrenz zwischen den Ehepartnern die Solidarität der Ehe gefährden könnte. Aufgrund der instrumentell-adaptiven Funktionen des Vaters, also seiner Verantwortlichkeit für die Beziehungen nach außen, nimmt dieser die alleinige Berufsrolle ein, während der Mutter die Familienrolle zugeschrieben wird (Parsons 1968a: 103). Des Weiteren wird der Status der Familie durch den beruflichen Status des Vaters festgelegt. Somit wird der Status der Frau durch ihre Heirat bestimmt und für sie bleiben innerhalb der Familie nur „Nützlichkeitsfunktionen in der Haushaltsführung“ (Parsons 1968a: 73).

2.2.2 Die Konstruktion von Geschlecht

Theorien, die von einer Konstruktion von Geschlecht ausgehen, beschäftigen sich mit der Frage, wie das binäre Geschlechterbild von *Frauen* und *Männern* entstand und wie dieses in der Alltagspraxis reproduziert wird. Diese Ansätze kritisieren die Annahme, eine durch

biologische Faktoren begründete Zweigeschlechtlichkeit sei die natürliche Grundlage der Geschlechtertrennung. So wird das biologische Geschlecht eher als aus mehreren Komponenten bestehendes Kontinuum und nicht als zwei gegensätzliche Pole aufgefasst. Zudem. Das wird angezweifelt, dass jedem biologischen Geschlecht genau ein kongruentes soziales Geschlecht entspreche (Gildemeister & Hericks 2012: 197). Im Folgenden wird auf zwei theoretische Perspektiven zur Konstruktion von Geschlecht eingegangen.

2.2.2.1 *Die diskursive Konstruktion von Geschlecht*

Wird davon ausgegangen, dass Geschlecht diskursiv erzeugt wird, kann auf das Konzept des Diskurses nach Michel Foucault zurückgegriffen werden. Er bezieht sich damit auf alltagsweltliche, sozial entstandene Wissensbestände, welche in diskursiven Praktiken, wie beispielsweise sprachlicher Kommunikation, hervorgebracht werden. Ein Diskurs enthält meist eine abstrakte Aussage, wie „Männer und Frauen sind unterschiedlich“, welche sich in konkreten verbalen und non-verbalen Äußerungen niederschlägt. Das daraus hervorgehende Wissen ist sozial konstruiert. Es erscheint als gültig und wahr, unabhängig vom tatsächlichen Wahrheitsgehalt. Deswegen haben Diskurse eine soziale Bedeutung und wirken sich auf Gesellschaft und Individuen aus (Gildemeister & Hericks 2012: 207).

Die aus Diskursen entspringenden Wissensbestände sind meist historisch gewachsen. So kann das bis heute wirksame Verständnis von Geschlecht auf die bürgerlichen Leitbilder aus der zweiten Hälfte des 18. Jahrhunderts zurückgeführt werden. Damals wurden im Bürgertum erstmals Berufe ergriffen, die nicht von Generation zu Generation vererbt, sondern außerhalb des Haushaltes erlernt und ausgeübt wurden. Dadurch entstand eine Trennung der Sphären des Privaten und des Erwerbs. Da bürgerliche Frauen zumeist eine deutlich niedrigere Bildung erhielten als Männer und damit die für einen Beruf erforderlichen Qualifikationen nicht vorweisen konnten, übernahmen die Männer die Sphäre des Erwerbs und Frauen die des Privaten (Gildemeister & Hericks 2012: 11). Durch diese strikte Trennung verfestigte sich die Annahme, dass berufliche Kompetenzen typisch männlich seien. Gleichzeitig galt Hausarbeit als etwas, das nicht durch Fähigkeiten erlernt werden könne, sondern als immanente Eigenschaft und Bestimmung der Frau (Gildemeister & Hericks 2012: 277). Im Zuge dessen erhielt auch die Mutterrolle eine Neubewertung neben dem reinen Verwandtschaftsverhältnis. Sie stand nun für eine liebevolle Fürsorge und Erziehung der Kinder, für Emotionalität und Empathie. Die Aufgabe der Mutter bestand darin, einen sicheren Rückzugsort für Mann und Kinder zu schaffen (Gildemeister & Hericks 2012: 12). Das gesellschaftliche Narrativ prägte den Diskurs und wurde Bestandteil des Wissensbestandes über Geschlecht. Die „geschlechterkonstituierende

Arbeitsteilung“ (Wetterer 2002: 3) wurde mit der Zeit als natürlich betrachtet.

Judith Butler griff die Theorie Foucaults auf und wendete sie auf Geschlecht an. Sie unterscheidet die Kategorien *sex* (biologisches Geschlecht), *gender* (Geschlechtsidentität) und *sexuality* (Begehren) und stellt die Frage, wie diese Kategorien miteinander zusammenhängen. Die verbreitete Annahme, ein biologisch vorgegebener Geschlechtskörper gebe eine entsprechende Geschlechtsidentität und Sexualität vor, wird von Butler zurückgewiesen (Gildemeister & Hericks 2012: 212). Vielmehr ist die Verbindung dieser Kategorien diskursiv hervorgebracht und zu einer Zwangsordnung geworden. Das bestehende Geschlechterverständnis und insbesondere die Vorstellung einer Zweigeschlechtlichkeit beruhen auf dem sozial konstruierten und nicht überprüfbaren Glauben an die Übereinstimmung von *sex*, *gender* und *sexuality* (Butler 1991: 36ff.). Geschlechtsidentitäten stellen Idealisierungen dar, an die sich die Individuen annähern sollen. Durch diese sich ständig wiederholende Praxis entfaltet der Geschlechterdiskurs seine Wirkung (Gildemeister & Hericks 2012: 213).

Für die innerfamiliäre Arbeitsteilung ergibt sich aus dieser theoretischen Perspektive, dass Frauen die Care-Arbeit übernehmen und Männer die Erwerbsarbeit aufgrund der sozial konstruierten Wissensbestände über Geschlecht. Was und wie über Geschlecht kommuniziert wird, bestimmt die als natürlich betrachteten und nicht hinterfragten Sichtweisen auf das Wesen von Frauen und Männern. Auf diese Weise reproduziert sich der Diskurs und die sozial konstruierten Wissensbestände verfestigen sich.

2.2.2.2 *Die interaktive Konstruktion von Geschlecht*

West & Zimmerman (1987) betrachten Geschlecht als das Produkt sozialer Interaktionen. Sie bezeichnen ihren theoretischen Ansatz als *doing gender*. Die Autor*innen führen eine dreiteilige Definition von Geschlecht ein. Unter *sex* verstehen sie die Klassifikation als weiblich oder männlich anhand von sozial vereinbarten biologischen Merkmalen wie Genitalien oder Chromosomen, welche direkt nach oder bereits vor der Geburt vorgenommen wird. Die *sex category* bezeichnet die Zuordnung zu einer der beiden Kategorien weiblich oder männlich aufgrund der sozial geforderten Erkennbarkeit dieser Kategorie. Anhaltspunkte dafür können unter anderem der Kleidungsstil, der Klang der Stimme oder auch der Brustumfang sein. Da die biologischen Merkmale zur Klassifikation des *sex* in alltäglichen Situationen meist nicht erkennbar sind, wird von der *sex category* auf das *sex* einer Person geschlossen. Dabei müssen diese beiden Sphären aber in der Realität nicht übereinstimmen (West & Zimmerman 1987: 127). Ist eine zweifelsfreie Zuordnung der *sex category* nicht möglich, erzeugt dies große Verunsicherung und die Furcht, sich selbst und das Gegenüber bei einer falschen Zuordnung zu

beschämen (West & Zimmerman 1987: 134). Die dritte Komponente des Geschlechts wird als *gender* bezeichnet und meint das Verhalten in sozialen Interaktionen, welches den normativen Erwartungen an die *sex category* entspricht (West & Zimmerman 1987: 127).

Doing gender wird definiert als „creating differences between girls and boys and women and men, differences that are not natural, essential, or biological. Once the differences have been constructed, they are used to reinforce the ‚essentialness‘ of gender“ (West & Zimmerman 1987: 137). Geschlecht ist somit kein festes Merkmal einer Person, sondern wird durch routinierte, in den meisten Fällen unbewusste, Praktiken in sozialen Situationen hervorgebracht. Die Handlungen einer Person werden von Außenstehenden anhand ihrer Situationsangemessenheit bewertet. Dazu gehört auch, ob sich entsprechend der Erwartungen an die jeweilige *sex category* verhalten wird. Das Geschlecht muss in sozialen Interaktionen immer wieder validiert werden und wird dadurch erst verwirklicht (Gildemeister & Hericks 2012: 205f.). Die in alltäglichen Interaktionen konstruierte Geschlechterunterscheidung beruht laut den Autor*innen nicht auf einer natürlichen oder biologischen Ursache, sondern ist kulturell bedingt. Im Falle von Irritationen werden die konstruierten Unterschiede jedoch als Beweis für die vermeintliche Natürlichkeit der binären Geschlechtertrennung herangezogen (Gildemeister & Hericks 2012: 204).

Auch die innerfamiliäre Arbeitsteilung kann nach dieser Theorie als Teil der Konstruktion von Geschlecht betrachtet werden. Väter betreiben *doing gender*, wenn sie als Familienernährer ihren Fokus auf die Erwerbsarbeit legen. Sie validieren ihre *sex category*, indem sie die für das männliche Geschlecht erwarteten Tätigkeiten ausüben. In Folge dessen wird die Erwerbsarbeit als essentielle Natur des Mannes angesehen (West & Zimmerman 1987: 144). Analog verhält es sich bei Frauen für die Care-Arbeit. Es kommt jedoch auch auf die konkrete Situation an. So kann es Ausnahmefälle geben, in denen sich nicht entsprechend der *sex category* verhalten wird. Beispielsweise, wenn der Vater Elternzeit in Anspruch nimmt und sich „mütterlich“ um das Kind kümmert. In solchen Fällen bedarf es zum Ausgleich der Validierung der Geschlechtszugehörigkeit in anderen Situationen (Gildemeister & Hericks 2012: 206), beispielsweise durch das Aufnehmen einer Vollzeit- und nicht einer Teilzeittätigkeit im Anschluss an die Elternzeit.

2.3 Das Konzept der Neuen Vaterschaft

Während in der Familienforschung lange Zeit Mütter im Zentrum standen, rückten Ende der 1980er Jahre zunehmend Väter in den Fokus der Wissenschaft. Anstoß dafür gaben sich häufende Befunde zu einem Wandel von Vaterschaft: Neben das Leitbild des männlichen

Familienernährers trat nun das Leitbild des neuen bzw. aktiven² Vaters (Laß & Heddendorp 2017: 71; Oberndorfer & Rost 2005: 50). In einer Studie zum Selbstbild von Männern konnten bereits für das Jahr 1992 28 % der Befragten dem Typ des „neuen Mannes“, gekennzeichnet durch das Anstreben einer gleichberechtigten Arbeitsteilung zwischen Frauen und Männern, zugeordnet werden (Zulehner & Volz 1998: 40). Eine weitere Studie kam zu dem Ergebnis, dass sich Anfang der 2000er Jahre nur noch 34 % der Väter als ausschließlichen Familienernährer sahen (BMFSFJ 2001: 197). Laut einer neueren Untersuchung des Deutschen Jugendinstituts beschäftigt sich rund ein Fünftel der befragten Väter an Werktagen mindestens drei Stunden lang aktiv mit ihrem Kind. Kindbezogene Aufgaben, wie gemeinsame Unternehmungen oder das Bringen und Holen der Kinder, werden zunehmend von beiden Elternteilen gleichermaßen übernommen (Li et al. 2015: 34ff.).

Das Konzept der Neuen Vaterschaft beruht in erster Linie auf empirischen Befunden und besitzt keine konkrete theoretische Fundierung. Zur Erklärung dieses Wandels werden hauptsächlich zwei gesellschaftliche Entwicklungen herangezogen. Zum einen das Erstarken der Frauenbewegung in den 1970er Jahren, die eine Änderung der Geschlechterverhältnisse anstrebte und Kritik an der traditionellen Arbeitsteilung zwischen Frauen und Männern übte. Damit einher ging eine steigende Erwerbsbeteiligung von Frauen, die eine Umverteilung der innerfamiliären Zuständigkeiten beförderte. Zum anderen kam es mit dem Ende der Industriegesellschaft und der Entwicklung zu einer Dienstleistungs- und Wissensgesellschaft zu einem Zusammenbruch des Normalarbeitsverhältnisses, wie unter Punkt 2.1.1 bereits erläutert. Eine zunehmende Flexibilisierung der Arbeit und der Anstieg atypischer Beschäftigungsverhältnisse auch bei Männern führte zu einer Änderung der Vaterschaftspraktiken (Meuser 2012: 68ff.).

Des Weiteren lässt sich ein Zusammenhang zu der Theorie des Wertewandels nach Ronald Inglehardt herstellen. Dieser postuliert für moderne Industrienationen einen Wandel von materialistischen zu postmaterialistischen Wertvorstellungen während der 1970er Jahre. Durch ein bis dahin nicht gekanntes Maß an Wohlstand und das Ausbleiben von Kriegen in den westlichen Gesellschaften war ein gewisses Maß an materiellen Werten, wie physischer und ökonomischer Sicherheit, garantiert und postmaterielle Werte, wie die Befriedigung sozialer und intellektueller Bedürfnisse, traten in den Vordergrund (Gallus 2007: 191f.).

Aufgrund der mangelnden theoretischen Fundierung gibt es auch keine einheitliche Definition des Begriffes. Ein Teil der Studien definiert Neue Vaterschaft über die Inanspruchnahme von Elternzeit, allerdings lassen sich daraus keine Informationen über die tatsächliche

² Die Begriffe *Neue Vaterschaft* und *Aktive Vaterschaft* werden hier synonym verwendet.

Aufgabenverteilung und die Arbeitsteilung nach der Elternzeit entnehmen. Vielmehr sollte das gesamte Engagement der Väter im Familienalltag berücksichtigt werden, auch in Relation zur Partnerin (Laß & Heddendorp 2017: 75f.). Lamb et al. (1985: 884) unterscheiden drei Komponenten Neuer Vaterschaft: erstens *Interaktion*, also direktes Engagement in Betreuungsaufgaben, Freizeitgestaltung und Spiel; zweitens *Verfügbarkeit*, das heißt, wann und wie oft Väter die Bedürfnisse des Kindes erfüllen bzw. für diese ansprechbar sind und drittens *Verantwortlichkeit* im Sinne des Planen und Organisierens, beispielsweise dem Vereinbaren von Arztterminen. Zu einer ähnlichen Konzeption kommen Li et al. (2015: 37), die anhand einer explorativen Faktoranalyse einen Indikator für aktive Vaterschaft erstellt haben. Dieser besteht aus folgenden Variablen:

- zeitlicher Umfang der aktiven Beschäftigung mit Kindern am Werktag
- Stunden/Häufigkeit der Kinderbetreuung am Werktag
- Beteiligung an der Kinderversorgung und –betreuung
- Beteiligung an Spiel und Unternehmungen mit den Kindern
- Beteiligung beim Bringen und Abholen der Kinder
- Kontakt zu Schule, Kita und anderen Einrichtungen

Neben der indirekten Fürsorge für die Kinder in Form der Erwirtschaftung des Großteils des Familieneinkommens tritt nach dem Konzept der Neuen Vaterschaft nun also auch die direkte Fürsorge durch die Übernahme eines nicht unerheblichen Teils der Sorgearbeit. Die strikte traditionelle Arbeitsteilung zwischen den Geschlechtern wird dadurch aufgebrochen. Die Studienlage zeigt jedoch auch, dass das tatsächliche Engagement von Vätern in der Sorgearbeit hinter der zunehmenden Verbreitung moderner Einstellungen zur Arbeitsteilung zurückbleibt (Laß & Heddendorp 2017: 73).

2.4 Kulturelle Leitbilder in Ost- und Westdeutschland

Aus historischer Perspektive kann Deutschland auf eine „doppelte Tradition“ (Adler & Lenz 2016: 33) familienpolitischer Rahmenbedingungen zurückblicken. Die politischen Leitlinien zu Mutterschaft und Erwerbstätigkeit unterschieden sich stark zwischen der ehemaligen DDR und der damaligen BRD. Das im Jahr 1949 erlassene Grundgesetz der BRD schrieb zwar bereits die Gleichberechtigung von Frauen und Männern fest, allerdings bestimmte ein patriarchalisches Familienbild auch noch lange danach das Familienrecht. Der Ehemann fungierte als Familienoberhaupt und die Ehefrau war zur Haushaltsführung verpflichtet (BMFSFJ 2008). Das

sogenannte Gleichberechtigungsgesetz aus dem Jahr 1958 erlaubte es Frauen, auch gegen den Willen ihres Ehemannes zu arbeiten. Voraussetzung dafür war jedoch, dass dadurch ihre Pflichten in Ehe und Familie nicht vernachlässigt wurden. Diese Regelung blieb bis zu einer Reform des Ehe- und Familienrechts im Jahr 1977 bestehen (bpb 2018). In den 1980er Jahren bestimmten dieser Reform zum Trotz weiterhin Leitsätze wie „Mutterarbeit ist mehr als Erwerbsarbeit“ oder „Mutterarbeit führt zur Selbstverwirklichung der Frau“ (Gerhard-Teuscher 1982: 132) die Familienpolitik in der BRD.

Demgegenüber wurde die unmittelbare Geltung der Gleichberechtigung von Frauen und Männern in der Verfassung der DDR bereits im Jahr 1949 festgeschrieben. In dem sozialistischen System galt das Ziel der Einbeziehung aller verfügbaren Arbeitskräfte in den Arbeitsmarkt, was auch Frauen und Mütter im Speziellen mit einschloss (Gerhard 2015: 9). Obertreis (1986) unterscheidet zwei familienpolitische Hauptphasen der DDR: Die erste Phase erstreckte sich von der Gründung der DDR 1949 bis zum Ende der 1960er Jahre. Sie ist in den 1950er Jahren durch die Bemühungen der Integration der Frauen in den gesellschaftlichen Produktionsprozess und in den 1960er Jahren durch die Fokussierung auf die Qualifikation und Weiterbildung der arbeitenden Frauen gekennzeichnet. In der zweiten Phase von den 1970er Jahren bis in die 1980er Jahre gewann die Familienpolitik immer mehr an Bedeutung und orientierte sich an den Lebenszusammenhängen der Frauen. Darunter fiel beispielsweise der flächendeckende Ausbau von Kinderbetreuungseinrichtungen. Bis zur Auflösung der DDR gab es für fast alle Kinder über drei Jahren und für etwa 60 % der Kinder unter drei Jahren einen Platz in einer staatlichen Betreuungseinrichtung (Kaminsky 2016: 104).

Insgesamt führten diese Unterschiede in der Familienpolitik dazu, dass das Konzept des männlichen Familienernährers im damaligen Gebiet der BRD deutlich stärker ausgeprägt war als in der DDR (Gottschall 2018: 372). Dies zeigt sich auch in den Erwerbstätigenquoten der Mütter. Direkt nach der Wiedervereinigung betrug die durchschnittliche Müttererwerbstätigenquote der Jahre 1990 bis 1994 in Ostdeutschland 70 %, in Westdeutschland lag sie hingegen bei nur 48 %. Seitdem haben sich die Erwerbstätigenquoten immer weiter angeglichen, allerdings gehen in Westdeutschland deutlich mehr der erwerbstätigen Mütter einer Teilzeitbeschäftigung nach als in Ostdeutschland (Barth et al. 2020: 702f.). Des Weiteren fallen die Erwerbsunterbrechungen von Frauen durch die Geburt eines Kindes in Ostdeutschland signifikant kürzer aus als in Westdeutschland, was auch auf eine unterschiedliche Sozialisation zurückgeführt werden kann (Grunow & Müller 2012: 21ff.).

Untersuchungen zu den familienbezogenen Einstellungen in Ost- und Westdeutschland zeigen ebenfalls eine Angleichung, aber auch noch Divergenzen zwischen den beiden Regionen.

So wird die Karriere der Frau in beiden Teilen Deutschlands mehrheitlich als ebenso wichtig angesehen wie die Karriere des Mannes (Rainer et al. 2018: 14). Demgegenüber fällt die Zustimmung zu der Aussage, dass eine berufstätige Mutter ein genauso herzliches und vertrauensvolles Verhältnis zu ihren Kindern haben kann wie eine nicht berufstätige Mutter, in Westdeutschland niedriger aus als in Ostdeutschland. Insbesondere im Fall von Kleinkindern unter drei Jahren zeigen sich Unterschiede. Unter den befragten westdeutschen Männern stimmten etwa rund 50% dieser Aussage zu, bei den ostdeutschen Männern waren es über 70 % (Barth et al. 2020: 704f.).

Neben der Frage nach der gewünschten Arbeitszeit von Vätern und deren Determinanten geht die vorliegende Masterarbeit auch der Frage nach, inwieweit sich diese Wünsche zwischen ost- und westdeutschen Vätern unterscheiden. Auch Pollmann-Schult (2008: 502) betont in seiner Studie, die sich auf westdeutsche Männer beschränkt, dass aufgrund der historischen und kulturellen Unterschiede „eine eigene Studie für die neuen Bundesländer notwendig wäre“. Die Replikation erfolgt deswegen getrennt für Ost- und Westdeutschland und ermöglicht somit einen Vergleich der beiden Landesteile hinsichtlich der Arbeitszeitwünsche und derer Erklärungsmöglichkeiten.

2.5 Forschungsstand

Seit der Studie von Pollmann-Schult, der in seinem Artikel noch von einer, insbesondere für Deutschland, dünnen Studienlage spricht (Pollmann-Schult 2008: 499), wurde der Arbeitszeit von Vätern mehr Aufmerksamkeit in der Forschung gewidmet. Viele Studien beschäftigen sich mit der tatsächlichen bzw. vertraglichen Arbeitszeit. In einigen Fällen wird dabei kein Effekt von Vaterschaft auf die geleisteten Arbeitsstunden gefunden (Abendroth & Lükemann 2023; Kühhirt 2012; Kümmerling 2018; Pollmann-Schult 2012), in anderen eine Erhöhung der durchschnittlichen Arbeitszeit nach der Geburt eines Kindes (Glauber & Gozjolko 2011; Klenner & Pfahl 2008). Dommermuth & Kitterød (2009) finden für norwegische Väter zwar eine gleichbleibende vertragliche Arbeitszeit, aber auch eine Reduktion der tatsächlichen Arbeitszeit im Anschluss an den Übergang in Vaterschaft. Hat das Kind das Schulalter erreicht, erhöht sich die Arbeitszeit wieder. Die Autor*innen erklären die Reduktion der tatsächlichen Arbeitszeit bei unveränderter vertraglicher Arbeitszeit durch eine zunehmende Vermeidung von Überstunden und eine Verringerung von Pausen, um den Arbeitsplatz früher verlassen zu können (Dommermuth & Kitterød 2009: 430). Hipp et al. (2017: 43) bestätigen dieses Ergebnis auch für Deutschland und finden eine höhere Wahrscheinlichkeit für Väter von Kindern unter fünf Jahren, in Teilzeit zu arbeiten.

Eine Untersuchung im Rahmen des Forschungsprojektes *Nachhaltige Effekte der Elterngeldnutzung durch Väter* beschäftigte sich mit den Determinanten einer Arbeitszeitreduktion von Vätern im Anschluss an das Beziehen von Elterngeld. Lange Arbeitszeiten von über 40 Wochenstunden vor dem Elterngeldbezug wirkten sich dabei positiv auf die Wahrscheinlichkeit einer Arbeitszeitreduktion aus. Ebenfalls positive Effekte zeigten ein direkter Arbeitsplatzwechsel nach den Elterngeldmonaten, ein akademischer Bildungsabschluss der Partnerin sowie das Bestreben des Vaters, die Karriere seiner Partnerin zu unterstützen. Demgegenüber wirkte sich die Wichtigkeit der eigenen Karriere negativ auf die Wahrscheinlichkeit einer Arbeitszeitreduktion bei Vätern aus (Hobler & Pfahl 2015: 40ff.). Aus Stadler (2018: 79) geht als weitere Determinante der Stundenlohn des Vaters hervor. Je höher dieser ausfällt, desto unwahrscheinlicher ist eine gleiche Verteilung von Erwerbs- und Familienarbeit zwischen den Eltern.

Hinsichtlich der betrieblichen Rahmenbedingungen konnte gezeigt werden, dass flexible Arbeitszeitarrangements zu einer Reduktion der Erwerbsarbeitszeiten nach der Geburt eines Kindes beitragen können (Abendroth & Lükemann 2023: 543). Ebenso gilt dies für das Vorhandensein betrieblicher Regelungen zur Vereinbarkeit von Beruf und Familie, die nicht nur Frauen, sondern auch Männern explizit zugestanden werden. Im Gegensatz dazu führt das Wahrnehmen einer starken *ideal worker norm*, welche sich durch die Erwartung des Priorisierens der Erwerbs- über der Care-Arbeit und eine hohe Verfügbarkeit von Männern für den Job auszeichnet, zu einer Erhöhung der Erwerbsarbeitszeiten von Vätern (Bernhardt & Bünning 2017: 61ff.).

Neben der tatsächlichen ist auch die präferierte Erwerbsarbeitszeit Gegenstand der Forschung. In einer Studie des Deutschen Jugendinstituts gaben rund 41 % der befragten Väter den Wunsch nach einer Erwerbsarbeitszeit von 36 bis 40 Stunden pro Woche an; 42 % präferierten 21 bis 35 Stunden, 9 % präferierten über 40 Stunden pro Woche und 7 % präferierten eine Erwerbsarbeitszeit von bis zu 20 Stunden pro Woche (Li et al. 2015: 77). Etwa die Hälfte der befragten Väter wünschte sich also eine (erweiterte) Teilzeitbeschäftigung. Auch Bernhardt et al. (2016: 32) fanden eine durchschnittliche Wunscharbeitszeit für Väter mit Kindern im Alter von unter sechs Jahren von 35 Wochenstunden. Damit möchten 75 % dieser Väter ihre Erwerbsarbeitszeit reduzieren. Insgesamt zeigt sich in verschiedenen Studien der Wunsch nach einer Angleichung der Erwerbsarbeitszeiten von Müttern und Vätern (Bernhardt et al. 2016; Klenner & Pfahl 2008; Stadler 2018). Allerdings wird in diesen Studien, anders als bei Pollmann-Schult (2008), die präferierte Arbeitszeit von Vätern nicht in ein Verhältnis zur präferierten Arbeitszeit von kinderlosen Männern gestellt. Diese Ergebnisse sprechen folglich nicht per se gegen einen positiven Effekt von Vaterschaft auf die Arbeitszeitpräferenz, wie er bei

Pollmann-Schult (2008) gefunden wurde.

Welche Forschungsergebnisse lassen sich bezüglich der in diesem Kapitel erläuterten theoretischen Erklärungsansätze für die Erwerbsarbeitszeitwünsche von Vätern finden? Die ökonomischen Theorien werden gestützt durch den Befund der Abhängigkeit der väterlichen Arbeitszeit von der Erwerbssituation der Partnerin. So konnte in einer britischen Studie ein negativer Effekt von Vaterschaft auf die Arbeitszeit gefunden werden, wenn die Partnerin die Hauptverdienerin der Familie ist. Im Falle von Doppelverdienerhaushalten blieb der negative Effekt bestehen, viel aber etwas geringer aus (Kanji 2013: 335). Eine andere Studie fand, ebenfalls für Großbritannien, einen positiven Effekt von Vaterschaft auf die Arbeitszeit, wenn die Partnerin nicht erwerbstätig ist und einen negativen Effekt im Falle einer teilzeitbeschäftigten Partnerin. Allerdings ergab sich auch ein positiver Effekt bei einer Partnerin, die in Vollzeit erwerbstätig ist. Als Erklärung wird dafür angeführt, dass sich bei zwei vollzeitbeschäftigten Eltern mehr Optionen externer Kinderbetreuung geleistet werden können (Hoherz & Bryan 2020: 202). Demgegenüber zeigt sich in anderen Analysen für Deutschland kein Effekt der Erwerbssituation der Partnerin (Abendroth & Pausch 2018; Hipp et al. 2017; Hobler & Pfahl 2015). Darüber hinaus gibt eine qualitative Studie Anhaltspunkte für eine Gültigkeit der Theorie des sozialen Tauschs. Die interviewten Paare gaben an, dass ihre Arrangements zur Arbeitsteilung flexibel seien und immer wieder den aktuellen Rahmenbedingungen angepasst würden. Sie seien auf einen langfristigen Interessenausgleich bei der Verteilung von Erwerbs- und Familienarbeit bedacht (Bernhardt et al. 2016: 111f.). Dieser Befund wird durch Ergebnisse einer quantitativen Studie der Arbeitsteilung gleichgeschlechtlicher Paare gestützt. Hierbei hat das Alter des Kindes den stärksten Effekt auf den Grad der Spezialisierung innerhalb des Paares: Mit zunehmendem Alter des Kindes sinkt der Spezialisierungsgrad und kommt es zu einer zunehmenden Angleichung der Aufgabenverteilung. Im Sinne der Theorie des sozialen Tauschs geht ein Elternteil zunächst in Vorleistung durch die Übernahme eines Großteils der Familienarbeit. Durch die Unterstützung einer Rückkehr in die Erwerbsarbeit zahlt der andere Elternteil diese Leistung zurück (Buschner 2014: 240f.).

Hinsichtlich der geschlechtersoziologischen Erklärungsansätze zeigt sich, dass traditionelle Geschlechterstereotype und -einstellungen mit einer höheren Arbeitszeit von Vätern einhergehen (Glauber & Gozjolko 2011; Hergatt Huffman et al. 2014; Stertz et al. 2017). Aarntzen et al. (2023: 18) fanden, dass Väter mit traditionellen Geschlechterstereotypen in Situationen, in denen sie sich aufgrund beruflicher Verpflichtungen nicht um ihr Kind kümmern konnten, weniger Schuldgefühle aufwiesen als Väter mit egalitären Einstellungen. Demgegenüber wertete Kanji (2013: 338) ihre oben beschriebenen Ergebnisse zum Zusammenhang zwischen der

Erwerbssituation der Partnerin und der Arbeitszeit des Vaters als widersprüchlich zu den Annahmen geschlechtersoziologischer Theorien, da diese für Väter eher eine Ausweitung der Arbeitszeit im Falle einer besser verdienenden Partnerin vorhersagen.

Schröder (2018) beschäftigte sich mit dem Zusammenhang zwischen den Erwerbsarbeitszeiten und der Lebenszufriedenheit von Frauen und Männern. Er kommt zu dem Ergebnis, dass die Lebenszufriedenheit von Vätern stark von dem Umfang ihrer Erwerbsarbeit abhängt. Der Autor spricht von einem *Peak*, also einem Höchststand, der Lebenszufriedenheit von Vätern bei einer wöchentlichen Erwerbsarbeitszeit von ungefähr 50 Stunden. Demgegenüber findet er kaum einen Zusammenhang zwischen der Erwerbsarbeitszeit und der Lebenszufriedenheit von Müttern. Darüber hinaus seien Väter am zufriedensten, wenn sie rund 80 % der gesamten partnerschaftlichen Erwerbsarbeitszeit leisten. Diese Ergebnisse werden als Beleg der Bedeutsamkeit traditioneller Geschlechterrollen interpretiert, nach denen Väter die Rolle des Familienernährers einnehmen (Schröder 2018: 71ff.). Heyne & Wolbring (2022) führten aufgrund methodologischer Bedenken eine Replikation dieser Studie durch. Sie konnten die Ergebnisse von Schröder (2018) reproduzieren, kamen aber nach einer Transformation der Modelle zu etwas anderen Ergebnissen. So finden sie im Gegensatz zu einem *Peak* ein *Plateau* der Lebenszufriedenheit von Vätern bei einer wöchentlichen Arbeitszeit von 35 bis 60 Stunden. Auch für Mütter können sie einen Zusammenhang zwischen Arbeitszeit und Lebenszufriedenheit feststellen und finden ein Plateau von 25 bis 40 Wochenstunden. Hinsichtlich des Anteils an der gesamten partnerschaftlichen Erwerbsarbeitszeit zeigt sich die höchste Lebenszufriedenheit bei einer ungefähr gleichen Verteilung zwischen Vater und Mutter. Daraus wird geschlossen, dass traditionelle Geschlechterrollen zwar weiterhin eine Rolle spielen, aber auch eine Abkehr von diesen erkennbar ist und Väter nicht nur durch einen bestimmten Umfang der Erwerbstätigkeit, sondern durch verschiedene Arbeitszeitarrangements eine hohe Lebenszufriedenheit erreichen können (Heyne & Wolbring 2022: 300ff.).

Auf einen Wandel der Einstellungen zu Geschlecht und der innerfamiliären Arbeitsteilung weist auch das Konzept der Neuen Vaterschaft hin. Hinweise dafür lassen sich beispielsweise in einer Studie finden, die die Erwerbsverläufe von Eltern in den ersten drei Jahren nach der Geburt eines Kindes betrachtete und dabei die Geburtskohorten 1970-1974, 1975-1979 sowie 1980-1984 verglich. Im Ergebnis ist die traditionelle Konstellation aus einem erwerbstätigen Vater und einer nicht erwerbstätigen Mutter in allen Kohorten dominierend, verliert aber über diese hinweg an Bedeutung. Gleichzeitig tritt die Konstellation aus zwei erwerbstätigen Elternteilen immer häufiger auf. Allerdings konnte keine Zunahme der Konstellation aus einem nicht erwerbstätigen Vater und einer erwerbstätigen Mutter beobachtet werden (Kelle et al. 2022:

341). Zu einem ähnlichen Ergebnis kommt Stadler (2018), welche die Erwerbsverläufe österreichischer Eltern zwischen 2005 und 2015 untersuchte. Im Zeitverlauf hat die Bedeutung des Modells des männlichen Alleinverdieners deutlich abgenommen und wurde durch die Konstellation aus einem vollzeiterwerbstätigen Vater und einer teilzeiterwerbstätigen Mutter abgelöst. Auch die Konstellation aus zwei teilzeitbeschäftigten Elternteilen ist im Jahr 2015 etwas häufiger zu finden als zehn Jahre zuvor. Zudem ist vor allem bei Vätern von Kindern unter vier Jahren die Zahl an Überstunden zurückgegangen (Stadler 2018: 70ff.). Ebenfalls in Einklang mit dem Konzept der Neuen Vaterschaft stehen die Ergebnisse einer Studie, welche die Arbeitszeiten von vor dem Jahr 1960 geborenen Vätern mit denen von nach dem Jahr 1960 geborenen Vätern verglich. Bei der älteren Kohorte kam es zu einer Erhöhung der tatsächlichen sowie der präferierten Arbeitszeit, wenn die Partnerin ihre Erwerbstätigkeit nach der Geburt eines Kindes aufgab. Blieb die Partnerin erwerbstätig, kam es zu keiner Änderung. Demgegenüber führte ein Verbleib der Partnerin in der Erwerbstätigkeit zu einer Reduktion der tatsächlichen sowie der präferierten Arbeitszeit von Vätern der jüngeren Kohorte. Ein Ausstieg aus der Erwerbstätigkeit seitens der Partnerin führte hier jedoch zu keiner Änderung. Die Unterschiede zwischen den Kohorten waren signifikant (Pollmann-Schult & Reynolds 2017: 829ff.).

Zu guter Letzt wird der Blick auf mögliche Unterschiede zwischen neuen und alten Bundesländern gerichtet. Pollmann-Schult (2012: 91) fand zwar weder für Ost- noch für Westdeutschland einen signifikanten Effekt von Vaterschaft auf die Arbeitszeit. Allerdings verzeichneten westdeutsche Väter deutliche Einkommenszuwächse nach der Geburt eines Kindes, während es für ostdeutsche Väter keinen Effekt auf das Einkommen gab. Dies spreche für ein höheres Engagement westdeutscher Väter in der Erwerbsarbeit und eine mögliche positive Diskriminierung von Vätern durch Arbeitgebende aufgrund traditioneller Geschlechterrollenerwartungen in Westdeutschland. Eine weitere Studie beschäftigte sich ebenfalls mit den Rollenbildern in Ost- und Westdeutschland und kam zu den folgenden drei zentralen Ergebnissen: Erstens erhöhen Frauen in Westdeutschland ihre Arbeitszeit im Haushalt, sobald sie mehr verdienen als ihr Mann, während in Ostdeutschland in diesem Fall die Arbeitszeit im Haushalt verringert wird. Zweitens steigt in Westdeutschland die Wahrscheinlichkeit einer Scheidung, sobald der zuvor geringere Lohn der Frau den des Mannes übersteigt, in Ostdeutschland hingegen nicht. Drittens erhöht sich die Wahrscheinlichkeit für den Austritt einer westdeutschen Frau aus dem Arbeitsmarkt, sobald sie mehr verdient als ihr Mann (Lippmann et al. 2019: 2ff.). Insgesamt deuten diese Ergebnisse darauf hin, dass die Norm des männlichen Familienernährers in Westdeutschland deutlich präsenter ist als in Ostdeutschland und sich das Verhalten stärker daran ausrichtet. Auch Heyne & Wolbring (2022: 302ff.) fanden bei ihrer Analyse des

Zusammenhangs zwischen Lebenszufriedenheit und Arbeitszeit, dass ostdeutsche Mütter signifikant unzufriedener sind, wenn sie nicht erwerbstätig sind, als westdeutsche Mütter. Zudem wiesen ostdeutsche Mütter die niedrigsten Zufriedenheitswerte auf, wenn es einen alleinigen Familienernährer gab.

2.6 Hypothesen

Pollmann-Schult (2008) formuliert in seinem Paper keine konkreten Hypothesen. Aus den theoretischen Grundlagen und dem Forschungsstand bzw. auch aus dem Wissen um die Ergebnisse bei Pollmann-Schult (2008) können aber Hypothesen abgeleitet werden. Zunächst ergibt sich eine allgemeine Hypothese für den Effekt von Vaterschaft auf die präferierte Arbeitszeit.

H1: Väter haben im Vergleich zu kinderlosen Männern eine höhere präferierte Arbeitszeit.

Die Forschung zum Konzept der Neuen Vaterschaft legt nahe, dass die traditionelle Arbeitsteilung zwischen den Geschlechtern einem Wandel unterliegt. Daraus kann abgeleitet werden, dass im Zeitverlauf mehr Väter eine Arbeitszeitreduktion präferieren, um sich stärker an der Care-Arbeit zu beteiligen.

H2: Im Zeitverlauf nimmt der positive Effekt von Vaterschaft auf die präferierte Arbeitszeit ab.

Aus den ökonomischen Theorien lässt sich ableiten, dass für eine Erklärung der Arbeitszeitwünsche von Vätern die relative Ressourcenausstattung im Vergleich zur Partnerin berücksichtigt werden muss. Es kann erwartet werden, dass Väter ihre Arbeitszeit reduzieren möchten, wenn die Partnerin ein höheres Einkommenspotenzial aufweist als sie selbst. Bei einem niedrigeren Einkommenspotenzial der Partnerin ist mit einer gewünschten Erhöhung der Arbeitszeit zu rechnen.

H3: Der Effekt von Vaterschaft auf die präferierte Arbeitszeit ist abhängig von der Erwerbssituation der Partnerin.

Die vorgestellten geschlechtersoziologischen Ansätze bieten Erklärungen für die Verknüpfung bestimmter Formen von Arbeit mit einem bestimmten Geschlecht. Väter mit einer eher

traditionellen Einstellung zu Geschlecht sollten gemäß diesen Annahmen eine höhere präferierte Arbeitszeit aufweisen, da die Erwerbsarbeit als fester Bestandteil der sozialen Rolle bzw. der Natur des männlichen Geschlechts betrachtet wird.

H4: Der Effekt von Vaterschaft auf die gewünschte Arbeitszeit ist abhängig von den Einstellungen des Mannes zu Geschlecht/Geschlechterrollen.

Neben diesen Hypothesen lassen sich für die Reproduktion noch zwei zusätzliche Hypothesen ableiten, welche sich auf die Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland beziehen. Aus den politischen Systemen in der ehemaligen DDR und der damaligen BRD sind unterschiedliche gesellschaftliche Vorgaben und Erwartungen an die innerfamiliäre Arbeitsteilung hervorgegangen. In Ostdeutschland erfolgte eine stärkere Integration von Erwerbstätigkeit neben der Care-Arbeit in das sozial vorgegebene Aufgabenfeld einer Mutter. Es wird erwartet, dass sich dies auch in den Arbeitszeitwünschen von Vätern niederschlägt.

H5: Der Effekt von Vaterschaft auf die präferierte Arbeitszeit fällt für westdeutsche Väter stärker positiv aus als für ostdeutsche.

Aufgrund der bis heute höheren Erwerbsbeteiligung von Müttern in Ostdeutschland wird ferner davon ausgegangen, dass ostdeutsche Väter offener für eine Neugestaltung der Vaterrolle sind und sich der Wandel zur Neuen Vaterschaft dort stärker zeigt.

H6: Im Zeitverlauf nimmt der positive Effekt von Vaterschaft auf die präferierte Arbeitszeit in Ostdeutschland stärker ab als in Westdeutschland.

3 Empirisches Vorgehen

In diesem Kapitel werden die verwendeten Daten, die Operationalisierung der Variablen sowie das methodische Verfahren der Analyse vorgestellt. Dabei wurde sich entsprechend einer Replikation bzw. Reproduktion an dem Vorgehen von Pollmann-Schult (2008) orientiert und versucht, dieses mit allen zur Verfügung stehenden Informationen nachzuvollziehen. Neben den Ausführungen aus dem Artikel selbst, wurden dafür auch die Stata Do-Files genutzt, welche von Herrn Pollmann-Schult auf Nachfrage zur Verfügung gestellt wurden. Die Analysen der vorliegenden Forschungsarbeit wurden mit R (Version 4.1.1) durchgeführt.

3.1 Daten und Variablen

3.1.1 Datensatz

Die Datengrundlage bildet das Sozio-oekonomische Panel (SOEP). Dabei handelt es sich um eine Langzeitstudie des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung, bei welcher aktuell jährlich rund 30.000 Personen ab 16 Jahren aus repräsentativ ausgewählten Haushalten befragt werden. Diese Befragung wird seit 1984 in den alten Bundesländern und seit 1991 auch in den neuen Bundesländern durchgeführt. Das SOEP enthält alle für die vorliegende Analyse benötigten Informationen, allen voran zur präferierten Arbeitszeit und zur familiären Situation. Außerdem können durch die Verknüpfung von Personen desselben Haushaltes Informationen über den Partner oder die Partnerin der Befragungsperson eingeholt werden.

Wie bei Pollmann-Schult (2008) gehen in die Analyse sowohl kinderlose Männer ein, bei denen innerhalb des Beobachtungszeitraums ein Übergang in Vaterschaft stattfindet, als auch Männer, welche über den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg als kinderlos bzw. als Vater kategorisiert werden. Zudem werden nur Männer berücksichtigt, die sich in einer Partnerschaft oder Ehe befinden. Im SOEP werden nur erwerbstätige Personen nach ihrer präferierten Arbeitszeit gefragt, sodass nichterwerbstätige Männer aus der Analyse ausgeschlossen werden. Im Paper gibt Pollmann-Schult (2008: 502) an, dass sich das Sample außerdem auf Männer beschränkt, die im jeweiligen Befragungsjahr maximal 55 Jahre alt sind. Aus dem der Autorin vorliegenden Do-File geht jedoch hervor, dass das Alter auf maximal 50 Jahre begrenzt wurde. In der Replikation wird deswegen ebenfalls diese niedrigere Altersgrenze genutzt. Hinsichtlich des Alters der Kinder beschränkt sich die Analyse auf Väter, deren jüngstes Kind maximal 17 Jahre alt ist.

Für die Replikation werden die Daten der Jahre 1985 bis 2006 genutzt. Die Daten der Jahre 1984 und 1996 müssen ausgeschlossen werden, da in diesen Jahren die präferierte Arbeitszeit im SOEP nicht erhoben wurde. Darüber hinaus gehen in die Replikation, wie in der Originalstudie, nur Männer aus Westdeutschland ein. Das Sample umfasst schließlich 36.802 Personennjahre von 6.551 Männern³. Die Reproduktion enthält die Daten der Jahre 1991, da ab diesem Zeitpunkt auch ostdeutsche Haushalte für das SOEP befragt wurden, bis 2019. Zwar liegen die Daten bis zum Jahr 2021 vor, allerdings können die Effekte, die sich möglicherweise durch die Covid-19-Pandemie auf die Arbeitszeitpräferenzen ergeben, nicht genau abgeschätzt werden. So könnten sich beispielsweise Kita- und Schulschließungen negativ auf die gewünschte

³ Bei Pollmann-Schult (2008: 502) sind es 36.518 Personennjahre von 6.264 Männern.

Arbeitszeit von Vätern ausgewirkt haben. Deswegen beschränkt sich die vorliegende Analyse auf die Jahre vor der Pandemie. Für Westdeutschland umfasst das Sample 53.491 Personenjahre von 10.639 Männern; für Ostdeutschland umfasst es 13.491 Personenjahre von 2.712 Männern.

3.1.2 Operationalisierung der Variablen

Präferierte Arbeitszeit

Die abhängige Variable stellt in allen Modellen die präferierte Arbeitszeit dar. Diese wird im SOEP mit folgender Frage erhoben: „Wenn Sie den Umfang Ihrer Arbeitszeit selbst wählen könnten und dabei berücksichtigen, dass sich Ihr Verdienst entsprechend der Arbeitszeit ändern würde: Wie viele Stunden in der Woche würden Sie dann am liebsten arbeiten?“

Familiensituation

Pollmann-Schult (2008: 503) argumentiert, dass die zeitliche Entwicklung der Arbeitszeitpräferenzen betrachtet werden sollte und verweist auf frühere Studien, welche ein stark variierendes Arbeitszeitvolumen bei Männern im Familienzyklus festgestellt haben (Dempster-McClain & Moen 1989). Deswegen wird die Vaterschaft bzw. die Familiensituation anhand des Alters des jüngsten Kindes operationalisiert. Informationen zur Anzahl der Kinder und deren Geburtsjahren sind im SOEP enthalten, sodass daraus in Kombination mit dem Befragungsjahr das Alter der Kinder ermittelt werden kann. Es wird unterschieden zwischen *Männern ohne Kinder*, *Männern mit dem jüngsten Kind unter sieben Jahre*, *Männern mit dem jüngsten Kind zwischen sieben und 13 Jahren* sowie *Männern mit dem jüngsten Kind zwischen 14 und 17 Jahren*.

Zeittrend

Zur Betrachtung der Entwicklung der Arbeitszeitpräferenzen im Zeitverlauf wurde ein linearer Zeittrend in Form des aktuellen Befragungsjahres modelliert. Zudem enthalten die übrigen Modelle Dummy-Variablen für das jeweilige Befragungsjahr, um Änderungen im Zeitverlauf zu kontrollieren.

Erwerbssituation der Partnerin

Die Informationen zur Erwerbssituation der Partnerin wurden über die im SOEP enthaltene Partner-ID mit den Daten des jeweiligen Mannes verknüpft. Es gilt zu beachten, dass nur diejenigen Partnerinnen zugeordnet werden können, welche im gleichen Haushalt leben wie der Mann. Das Erwerbseinkommen der Partnerin wird über das aktuelle Bruttomonatseinkommen operationalisiert. Laut Pollmann-Schult (2008: 503) fand eine Inflationsbereinigung zum Basisjahr 2005 statt. Aus dem Do-File geht jedoch eine Inflationsbereinigung zum Basisjahr 2000 hervor, welche für die Replikation übernommen wurde. Der Verbraucherpreisindex liegt für

Gesamtdeutschland ab dem Jahr 1991 in Relation zum Basisjahr 2020 vor (Destatis 2024b). Aus diesem Grund geht das aktuelle Bruttomonatseinkommen in die Reproduktion der Studie deflationiert zu diesem Basisjahr ein. Es wird kategorisiert in *kein Erwerbseinkommen* (nicht erwerbstätig), *Bruttomonatseinkommen von bis zu 1.999 €* und *Bruttomonatseinkommen von 2.000 € und mehr*. Der Erwerbsumfang der Partnerin bezieht sich auf deren tatsächliche Wochenarbeitszeit. Hierbei werden die Kategorien *nicht erwerbstätig, teilzeitbeschäftigt* (weniger als 30 Wochenstunden) und *vollzeitbeschäftigt* (30 Wochenstunden und mehr) unterschieden. Hinsichtlich der Bildung wird die Bildungsrelation innerhalb der Partnerschaft herangezogen. So werden Partnerschaften entweder als *homogam* (beide Partner*innen haben ein gleich hohes Bildungsniveau), *hypogam* (die Partnerin hat ein höheres Bildungsniveau als der Mann) oder *hypergam* (der Mann hat ein höheres Bildungsniveau als die Partnerin) klassifiziert. Pollmann-Schult (2008: 503) schreibt in seinem Paper, dass das Bildungsniveau anhand der Qualifikationsstufen Haupt- oder Realschulabschluss ohne Berufsausbildung, Haupt- oder Realschulabschluss mit Berufsausbildung oder Abitur, Fachhochschulabschluss sowie Hochschulabschluss bestimmt wurde. Im Do-File wurde jedoch eine Variable für die Bildungsrelation genutzt, welche die Partner*innen anhand der Anzahl ihrer Bildungsjahre vergleicht. In der Replikation wurde folglich ebenfalls auf die Bildungsjahre zurückgegriffen.

Wertorientierungen

Einstellungen zu Geschlechterrollen bzw. der Arbeitsteilung zwischen Frau und Mann werden im SOEP nicht direkt abgefragt. In der Originalstudie wird deswegen auf die im SOEP enthaltene Frage nach der „Wichtigkeit verschiedener Dinge im Leben“ zurückgegriffen. Als Proxy für die Karriereorientierung dient die „Wichtigkeit, Erfolg im Beruf zu haben“; die Familienorientierung wird über die „Wichtigkeit, für andere da zu sein“ abgebildet. Es wird zwischen den Kategorien *sehr wichtig*, *wichtig* und *weniger wichtig* unterschieden. Hinzu kommt das Verhältnis zwischen Karriere- und Familienorientierung, wobei die Kategorien *beides gleich wichtig*, *Berufserfolg wichtiger* und *Für andere da sein wichtiger* gebildet werden. Pollmann-Schult (2008: 502) geht davon aus, dass es eine wechselseitige Beziehung zwischen der Familiengründung und diesen Wertorientierungen gibt. Deswegen wird die Variable so modelliert, dass die Wichtigkeit von Berufserfolg und Fürsorge jeweils vor der Geburt des ersten Kindes gemessen und dann für die Folgejahre konstant gehalten werden. Darüber hinaus war diese Frage im SOEP nur in den Jahren 1990, 1992, 1995, 2004, 2008, 2010, 2012 und 2016 enthalten. Aus diesen Gründen reduziert sich das Sample sehr stark in den Modellen, in denen die Wertorientierungen enthalten sind (Modelle 6 bis 8). Im Sample für die Replikation sind

9.708 Personenjahre von 1.157 Männern⁴ enthalten; bei der Reproduktion sind es für Westdeutschland 13.655 Personenjahre von 3.785 Männern und für Ostdeutschland 3.500 Personenjahre von 879 Männern.

Weitere Variablen

Über diese auf die theoretischen Vorüberlegungen bezogenen Variablen hinaus werden weitere Variablen zur Kontrolle in die Modelle aufgenommen. Dazu gehört der Migrationshintergrund, welcher sich auf das Geburtsland der befragten Person bezieht. Hinzu kommen die Ausbildung in Form der Anzahl der Bildungsjahre sowie die Berufserfahrung in Jahren. Letztere wird in die Modelle zusätzlich in quadrierter Form aufgenommen, da ein parabolischer Zusammenhang mit der präferierten Arbeitszeit erwartet wird. Eine weitere Kontrollvariable stellt der Bruttostundenlohn dar, welcher aus dem Bruttomonatseinkommen und der tatsächlichen Arbeitszeit berechnet und zum Basisjahr 2000 bzw. 2020 deflationiert wurde. Als Proxy-Variablen für flexible Arbeitszeiten, welche aufgrund der besseren Möglichkeiten zur Vereinbarkeit von Beruf und Familie mit einer höheren gewünschten Arbeitszeit in Verbindung gebracht werden, dienen die Beschäftigung im öffentlichen Dienst und die Betriebsgröße. Letztere wird kategorisiert in *ein bis 19 Mitarbeitende*, *20 bis 199 Mitarbeitende*, *200 bis 1.999 Mitarbeitende* sowie *2.000 und mehr Mitarbeitende*. Als weiterer potenzieller Einflussfaktor der präferierten Arbeitszeit wird zwischen einer selbstständigen und einer abhängigen Beschäftigung unterschieden.

3.2 Analyseverfahren

Da es sich bei den vorliegenden Daten um Paneldaten handelt, findet auch ein entsprechendes Analyseverfahren für diese Art von Daten Anwendung. Brüderl (2010: 964) benennt drei wichtige Vorteile von Paneldaten gegenüber Querschnittdaten: die Möglichkeit der Analyse intraindividuelle Veränderungen, die Möglichkeit der Feststellung zeitlicher Abfolgen von Veränderungen sowie die Abmilderung des Problems unbeobachteter Heterogenität. Insbesondere Letzterem wird ein großer Stellenwert beigemessen. Im Sinne kontrafaktischer Kausalität erfolgt die Messung eines Kausaleffektes durch die Messung der abhängigen Variable, wenn eine Beobachtungseinheit kein Treatment ($X = 0$) erhält und wenn sie ein Treatment ($X = 1$) erhält. Beide Zustände sollen zum gleichen Zeitpunkt gemessen werden. Da dies in der Realität nicht möglich ist, wird bei Querschnittdaten auf den Vergleich verschiedener Beobachtungseinheiten zu einem Zeitpunkt zurückgegriffen. Die Annahme, dass sich diese nur in der interessierenden Variable X unterscheiden, ist jedoch meist nicht erfüllt. Es liegt unbeobachtete

⁴ Bei Pollmann-Schult (2008: 502) sind es 10.060 Personenjahre von 1.441 Männern.

Heterogenität vor. Diesem Problem kann mit Paneldaten in einem gewissen Maß beigesteuert werden. Durch die wiederholte Messung kann ein Vergleich einer Beobachtungseinheit zu verschiedenen Zeitpunkten vorgenommen werden. Die Annahme hierbei, dass eine Beobachtungseinheit sich über die Zeit nur in X unterscheidet, ist eher erfüllt als die Annahme bei einem interindividuellen Vergleich. Kausalschlüsse aus Paneldaten werden somit als sicherer eingeschätzt als Kausalschlüsse aus Querschnittdaten (Brüderl 2010: 965).

Ausgangspunkt der hier relevanten Panelregressionsmodelle ist ein Fehlerkomponentenmodell, bei welchem der Fehler in zwei Komponenten zerlegt ist (Brüderl 2010: 972):

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

α_i ist ein personenspezifischer, zeitkonstanter Fehlerterm, welcher die unbeobachteten Merkmale einer Person enthält, die sich über die Zeit nicht verändern. ε_{it} enthält die übrigen unbeobachteten Größen, die über Person und Zeit variieren und wird als idiosynkratischer Fehler bezeichnet (Brüderl 2010: 967). Bei Fixed-Effects-Modellen (kurz FE-Modelle) wird angenommen, dass α_i mit den beobachteten unabhängigen Variablen korreliert sein kann. Deswegen muss dieser Fehler beseitigt werden, um eine Verzerrung der Schätzer zu vermeiden (Brüderl 2010: 972). Dazu wird eine FE-Transformation der Daten, auch als Within-Transformation bezeichnet, durchgeführt. Von jeder Merkmalsausprägung wird das personenspezifische arithmetische Mittel dieses Merkmals abgezogen. Folglich geben die transformierten Werte die Abweichung zum personenspezifischen Mittelwert an. Dadurch werden die interindividuellen Unterschiede zwischen den Personen eliminiert und es bleiben nur intraindividuelle Unterschiede bestehen (Giesselmann & Windzio 2012: 40f.). α_i wurde herausgerechnet und das Problem der unbeobachteten Heterogenität ist deutlich reduziert. Im Anschluss an die Transformation wird mit diesen Daten eine OLS-Regression geschätzt, welche die FE-Schätzer liefert. Brüderl (2010: 973) formalisiert dieses FE-Modell wie folgt:

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)' \beta + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \quad (2)$$

Pollmann-Schult (2008) nutzte in seiner Analyse Random-Effects-Modelle (kurz RE-Modelle). Diese gehen im Gegensatz zu den FE-Modellen davon aus, dass α_i unabhängig von den Prädiktoren und der Achsenabschnitt eine Zufallsvariable ist (Brüderl 2010: 972). Es wird angezweifelt, dass es sich bei dem personenspezifischen Mittelwert um einen guten Schätzer für den wahren personenspezifischen Fehler handelt. Zur Beseitigung der Unsicherheit, die dieser einfache Schätzer mit sich bringt, wird dieser dem Gesamtmittelwert aller Beobachtungen

angenähert. Je weniger personenspezifische Messpunkte vorliegen und je höher die intraindividuelle Varianz im Verhältnis zur Gesamtvarianz, desto höher die Unsicherheit und desto stärker die Annäherung an den Gesamtmittelwert. Die Zusammensetzung des optimalen Schätzers wird über das Transformationsgewicht λ bestimmt, welches über Formel 3 berechnet wird. Dieses variiert zwischen null und eins: Je stärker λ gegen null geht, desto höher die Annäherung an den Gesamtmittelwert; bei $\lambda = 1$ entspricht der einfache Schätzer dem optimalen Schätzer und die Ergebnisse unterscheiden sich nicht von denjenigen der FE-Modelle (Giesselmann & Windzio 2012: 80ff.).

$$\lambda = 1 - \sqrt{\frac{\sigma_{\varepsilon}^2}{\sigma_{\varepsilon}^2 + T\sigma_{\alpha}^2}} \quad (3)$$

Im Anschluss erfolgt die Transformation der Daten analog zur FE-Transformation, nur dass in diesem Fall der ermittelte optimale Schätzer von den Messwerten abgezogen wird (Formel 4). Ein Teil von α_i bleibt dadurch erhalten. Die Berechnung der RE-Schätzer erfolgt aufgrund von Autokorrelation mittels einer GLS-Regression (Brüderl 2010: 974).

$$y_{it} - \lambda \bar{y}_i = (x_{it} - \lambda \bar{x}_i)' \beta + (1 - \lambda) \alpha_i + (\varepsilon_{it} - \lambda \bar{\varepsilon}_i) \quad (4)$$

Ein Vorteil von RE-Modellen gegenüber FE-Modellen ist, dass sich mit ihnen auch die Effekte zeitkonstanter Variablen schätzen lassen (Brüderl 2010: 973). Durch das Eliminieren von α_i werden diese Effekte im FE-Modell herausgerechnet. Dies gibt auch Pollmann-Schult (2008: 504) als Grund für die Wahl von RE-Modellen an. Ein weiterer Vorteil von RE-Modellen ist die höhere Effizienz der Schätzer gegenüber FE-Schätzern (Brüderl 2010: 975). Diesen Vorteilen steht der Nachteil entgegen, dass das Problem der unbeobachteten Heterogenität mit RE-Modellen nicht in dem Maße abgeschwächt werden kann, wie es FE-Modelle vermögen. Dadurch, dass α_i nicht vollständig beseitigt wird und somit auch Unterschiede zwischen den Beobachtungseinheiten bei RE-Modellen einbezogen werden, kann es zu Verzerrungen der RE-Schätzer kommen. Giesselmann & Windzio (2012: 100) sehen darin einen Widerspruch zu dem Motiv der Verwendung von Paneldaten, nämlich der Möglichkeit zur Kontrolle unbeobachteter Heterogenität. Brüderl (2010: 975ff.) plädiert ebenfalls in den meisten Fällen für die Bevorzugung des FE-Modells gegenüber dem RE-Modell. Auch weitere Autor*innen sprechen sich für eine Verwendung des FE-Modells aus (Allison 2009; Halaby 2004), während andere dessen Nachteile betonen (Bell & Jones 2015; Hill et al. 2019). Mit dem Hausman-Test steht ein Testverfahren zur Bestimmung des Modells, welches die beste Anpassung an die Daten ermöglicht,

zur Verfügung. Die Nullhypothese besagt, dass die Schätzer beider Modelle identisch sind. Kann diese nicht abgelehnt werden, dann liegt keine Verzerrung durch unbeobachtete Heterogenität vor und die RE-Schätzer sind den FE-Schätzern vorzuziehen (Brüderl 2010: 976).

Pollmann-Schult (2008: 504) gibt an, ebenfalls FE-Modelle geschätzt zu haben, deren Ergebnisse nicht wesentlich von denen der RE-Modelle abwichen. Zur Prüfung dessen wurden ebenfalls FE-Modelle geschätzt und Hausman-Tests durchgeführt. Diese sind alle signifikant und sprechen somit für eine bessere Schätzung durch FE-Modelle. Eine methodische Diskussion ist allerdings nicht Gegenstand dieser Masterarbeit. Es wurden ebenfalls RE-Modelle geschätzt, da hier der Vergleich der Ergebnisse mit denen aus der Originalstudie im Vordergrund steht. Weiterführende Forschungsarbeiten können sich dieser Thematik jedoch annehmen.

4 Ergebnisse

In diesem Kapitel werden zuerst die Ergebnisse der Replikation vorgestellt, mit denen aus der Originalstudie verglichen und diskutiert. Anknüpfend an diese Erkenntnisse folgen im zweiten Teil des Kapitels die Ergebnisse der Reproduktion mit dem Vergleich von West- und Ostdeutschland.

4.1 Ergebnisse der Replikation

4.1.1 Deskriptive Ergebnisse

Einen ersten Überblick über die Datenstruktur geben die deskriptiven Maße aus Tabelle 1. Diese stimmen zum Großteil mit den Ergebnissen aus der Originalstudie überein. Lediglich bei den Variablen, die Informationen zur Partnerin enthalten, gibt es etwas größere Abweichungen. So weisen deutlich weniger Partnerinnen bei der vorliegenden Replikation ein Erwerbseinkommen von 2.000 € und mehr auf. Hier sind es 15,3 %, während es bei Pollmann-Schult (2008: 504) 28,3 % sind. Außerdem ist der Anteil der Paare, bei denen beide Partner*innen ein gleich hohes Bildungsniveau haben, mit 79,6 % deutlich höher als in der Originalstudie (63,7 %). Diese Ergebnisse lassen vermuten, dass die Zuordnung der Partnerinnen nicht so umgesetzt werden konnte, wie sie bei Pollmann-Schult geschehen ist. Trotz Einsicht in die Do-Files konnte der genaue Grund dafür nicht ermittelt werden.

Tabelle 1: Replikation: Deskriptive Ergebnisse

Variable	Mittelwert	Standardabweichung
Alter des jüngsten Kindes		
keine Kinder	22,7	
jüngstes Kind 0-6 Jahre	40,9	
jüngstes Kind 7-13 Jahre	25,8	
jüngstes Kind 14-17 Jahre	10,6	
Migrationshintergrund	25,3	
Ausbildung (in Jahren)	11,9	2,7
Berufserfahrung (in Jahren)	15,8	7,6
Bruttostundenlohn (in Euro)	15,9	8,9
Öffentlicher Dienst	19,0	
Betriebsgröße		
1-19 Mitarbeitende	23,3	
20-199 Mitarbeitende	24,7	
200-1.999 Mitarbeitende	22,9	
2.000+ Mitarbeitende	29,0	
Selbstständig beschäftigt	9,4	
Erwerbsumfang Partnerin		
vollzeitbeschäftigt	32,8	
teilzeitbeschäftigt	27,1	
nicht erwerbstätig	40,1	
Einkommen Partnerin		
1-1.999 €	44,3	
2.000+ €	15,3	
Bildungsrelation		
Partnerin höhere Bildung	5,9	
gleich hohe Bildung	79,6	
Mann höhere Bildung	14,5	
Wichtigkeit Berufserfolg		
sehr wichtig	33,3	
wichtig	57,2	
weniger wichtig	9,5	
Wichtigkeit Fürsorge		
sehr wichtig	20,4	
wichtig	71,4	
weniger wichtig	8,3	

Quelle: SOEP 1985-2006, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

4.1.2 Multivariate Ergebnisse

Modell 1 enthält zunächst neben dem Alter des jüngsten Kindes als zentrale unabhängige Variable nur die Kontrollvariablen (Tabelle 2). Die Konstante spiegelt mit einem Wert von 39,76 gewünschten Wochenstunden das Arbeitspensum einer typischen Vollzeitbeschäftigung wider. Dies entspricht der gewünschten Arbeitszeit von kinderlosen Männern unter Konstanthaltung aller weiterer einbezogenen Variablen. In den weiteren Modellen bewegt sich die

Konstante ebenfalls im Bereich um 40 Wochenstunden. Der Effekt von Vaterschaft auf die gewünschte Arbeitszeit ist positiv. Im Vergleich zu Männern ohne Kinder möchten Väter demnach etwas länger arbeiten. Im Falle von sehr jungen Kindern im Alter von null bis sechs Jahren ist dieser Effekt am stärksten. Im Durchschnitt möchten Väter mit Kindern dieser Altersgruppe unter sonst gleichen Bedingungen eine halbe Stunde pro Woche länger arbeiten als kinderlose Männer. Mit zunehmendem Alter des jüngsten Kindes verringert sich der Effekt und ist für die höchste Altersgruppe zudem nicht mehr signifikant. Diese ersten Ergebnisse lassen darauf schließen, dass Väter eine, wenn auch geringfügige, Erhöhung ihrer Arbeitszeit direkt im Anschluss an die Geburt eines Kindes anstreben und dieser Wunsch mit dem Alter des jüngsten Kindes abnimmt. Hypothese 1 kann damit bestätigt werden.

Neben diesem Ergebnis stimmen auch die Werte der Kontrollvariablen überwiegend mit denen aus der Originalstudie überein. So hat der Migrationshintergrund einen negativen Effekt auf die gewünschte Arbeitszeit. Die Bildung wirkt sich nur sehr schwach auf die Arbeitszeitwünsche aus. Die Koeffizienten der Berufserfahrung stützen die Annahme von Pollmann-Schult (2008: 507), dass die gewünschte Arbeitszeit nach dem Berufseintritt zunächst ansteigt und mit zunehmender Berufserfahrung wieder sinkt. Des Weiteren hat das Einkommen in Form des Bruttostundenlohns einen schwachen negativen Effekt. Die Beschäftigung im öffentlichen Dienst und die Betriebsgröße dienen als Proxy-Variablen für flexible Arbeitszeiten. Gemäß der Erwartung wünschen sich Beschäftigte im öffentlichen Dienst geringere Arbeitszeiten als Beschäftigte in der Privatwirtschaft, wo es oft mehr Möglichkeiten zur flexiblen Arbeitszeitgestaltung gibt. Demgegenüber sinkt mit steigender Betriebsgröße die gewünschte Arbeitszeit, obwohl größere Betriebe mit flexibleren Arbeitszeiten verbunden wurden. Es bleibt fraglich, inwieweit die verwandten Variablen tatsächlich als Proxys für flexible Arbeitszeiten dienen können. Der stärkste Effekt zeigt sich für Selbstständige, welche unter sonst gleichen Bedingungen im Durchschnitt rund vier Wochenstunden länger arbeiten möchten als abhängig Beschäftigte.

Tabelle 2: Replikation: einfaches Modell (Modell 1) und Modell mit linearem Zeittrend (Modell 2)

	Modell 1		Modell 2	
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler
Alter des jüngsten Kindes (Ref.: keine Kinder)				
jüngstes Kind 0-6 Jahre	0,51***	0,13	1,28***	0,24
jüngstes Kind 7-13 Jahre	0,44**	0,16	1,24***	0,29
jüngstes Kind 14-17 Jahre	0,16	0,20	0,24	0,36
Migrationshintergrund	-0,57***	0,17	-0,59***	0,17
Ausbildung (in Jahren)	0,06*	0,03	0,07**	0,03
Berufserfahrung (in Jahren)	0,09***	0,02	0,10***	0,02
quadr. Berufserfahrung/100	-0,26***	0,07	-0,29***	0,07
Bruttostundenlohn	-0,07***	0,00	-0,07***	0,00
öffentlicher Dienst	-1,07***	0,14	-1,06***	0,14
Betriebsgröße (Ref.: 1-19 Mitarbeitende)				
20-199 Mitarbeitende	-0,12	0,14	-0,09	0,14
200-1.999 Mitarbeitende	-0,46**	0,15	-0,45**	0,15
2.000+ Mitarbeitende	-0,49**	0,15	-0,47**	0,15
selbstständig beschäftigt	4,10***	0,19	4,13***	0,20
linearer Zeittrend			0,03*	0,01
jüngstes Kind 0-6 Jahre×Zeittrend			-0,06***	0,02
jüngstes Kind 7-13 Jahre×Zeittrend			-0,06**	0,02
jüngstes Kind 14-17 Jahre×Zeittrend			-0,00	0,02
Konstante	39,76***	0,41	38,59***	0,41
Fallzahl (Personenjahre)	36.802		36.802	
R ²	0,419		0,417	

Signifikanzniveau: *** = $p < 0,001$; ** = $p < 0,01$; * = $p < 0,05$; · = $p < 0,1$.

Modell 1 enthält zudem Dummy-Variablen für das aktuelle Jahr.

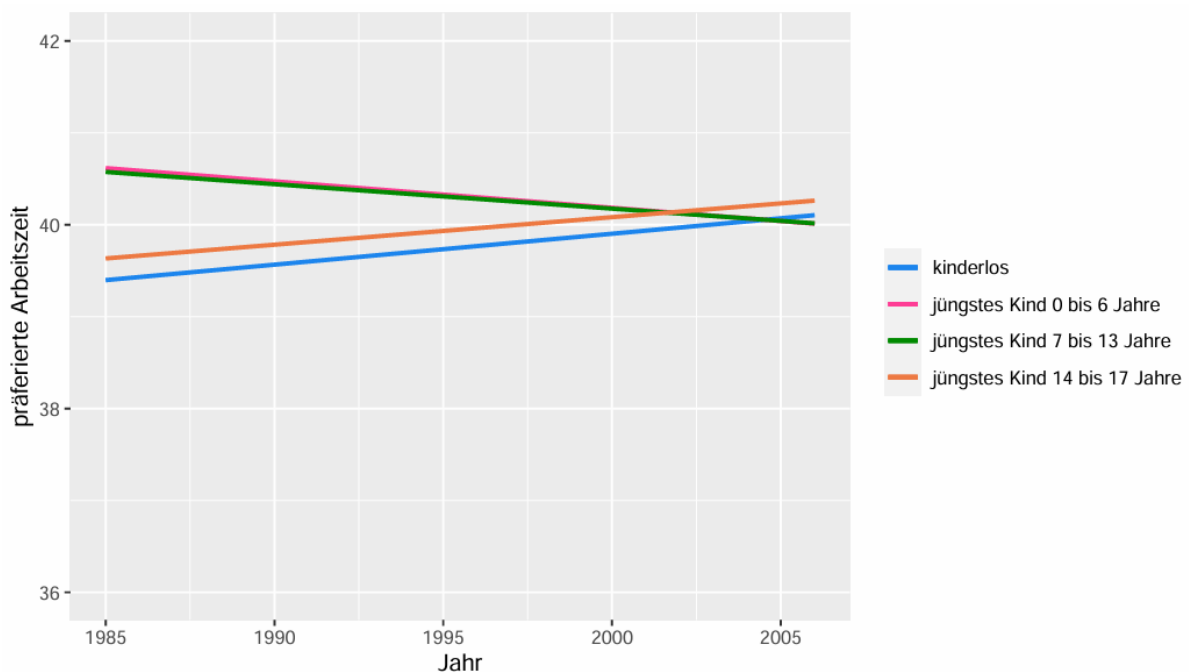
Quelle: SOEP 1985-2006, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Modell 2 enthält zusätzlich zu den Variablen aus Modell 1 den linearen Zeittrend sowie Interaktionen zwischen dem Alter des jüngsten Kindes und dem Zeittrend (Tabelle 2). Die Interaktionseffekte für Väter mit Kindern der beiden jüngeren Altersgruppen sind zwar signifikant, jedoch liegen die Koeffizienten nahe null. Außerdem kann für Väter älterer Kinder kein Effekt festgestellt werden. Zur besseren Interpretierbarkeit ist die anhand der Regressionsergebnisse geschätzte Entwicklung der präferierten Arbeitszeit im betrachteten Zeitverlauf in Abbildung 1 abgebildet⁵. Während Väter von Kindern unter 14 Jahren im Jahr 1985 noch

⁵ Für diese und die folgenden Berechnungen der geschätzten präferierten Arbeitszeit anhand der Modelle wurden die Kovariaten wie folgt vorbesetzt (Pollmann-Schult 2008: 508): kein Migrationshintergrund, 13 Jahre

durchschnittlich über eine Wochenstunde länger arbeiten wollten als kinderlose Männer, zeichnet sich im Zeitverlauf kein Wunsch mehr nach einer Arbeitszeitausweitung bei diesen Vätern ab. Im Jahr 1985 gaben Väter mit Kindern der jüngsten und mittleren Altersgruppe noch eine präferierte Arbeitszeit von durchschnittlich 40,6 Wochenstunden an, im Jahr 2006 waren es 40,0 Wochenstunden. Gleichzeitig erhöhte sich in diesem Zeitraum die gewünschte Arbeitszeit von kinderlosen Männern von durchschnittlich 39,4 Wochenstunden auf 40,1 Wochenstunden. Die Arbeitszeitpräferenzen haben sich also angeglichen, wobei auch schon im Jahr 1985 keine allzu großen Unterschiede bestanden. Hypothese 2 lässt sich damit vorläufig bestätigen. Insgesamt stützt auch Modell 2 die Ergebnisse von Pollmann-Schult (2008).

Abbildung 1: Linearer Zeittrend der präferierten Arbeitszeit zwischen 1985 und 2006



Quelle: SOEP 1985-2006, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Im nächsten Schritt wird der Einfluss der Erwerbssituation der Partnerin in den Blick genommen. Dazu wird in Modell 3 zuerst das Einkommen der Partnerin berücksichtigt (Tabelle 3). Signifikante Effekte zeigen sich erneut nur bei Vätern unter 14-jähriger Kinder. Die Interaktionseffekte lassen erkennen, dass insbesondere Väter mit Kindern unter 14 Jahren und einer Partnerin, deren monatliches Einkommen 2.000 € und mehr beträgt, ihre Arbeitszeit verringern möchten. Die Unterschiede sind jedoch abermals gering. Während sich kinderlose Männer mit

Ausbildungsdauer, 10 Jahre Berufserfahrung, 13 € Bruttostundenlohn, kein öffentlicher Dienst, 1-19 Mitarbeitende Betriebsgröße, nicht selbstständig beschäftigt.

einer gut verdienenden Partnerin eine Arbeitszeit von durchschnittlich 39,7 Wochenstunden wünschen, sind es bei Vätern mit dem jüngsten Kind zwischen null und sechs Jahren 39,0 Wochenstunden und bei Vätern mit dem jüngsten Kind zwischen sieben und 13 Jahren 38,8 Wochenstunden. Auch die Ergebnisse von Modell 3 stimmen überwiegend mit denen aus der Originalstudie überein.

Tabelle 3: Replikation: Modell mit Einkommen der Partnerin (Modell 3)

	Modell 3	
	Koeffizient	Standardfehler
Alter des jüngsten Kindes (Ref.: keine Kinder)		
jüngstes Kind 0-6 Jahre	0,56*	0,25
jüngstes Kind 7-13 Jahre	0,75**	0,28
jüngstes Kind 14-17 Jahre	0,34	0,34
Einkommen Partnerin (Ref.: nicht erwerbstätig)		
1-1.999 €	-0,12	0,25
2.000+ €	-0,14	0,27
jüngstes Kind 0-6 Jahre×Enk. 1-1.999 €	-0,01	0,28
jüngstes Kind 0-6 Jahre×Enk. 2.000+ €	-1,22***	0,35
jüngstes Kind 7-13 Jahre×Enk. 1-1.999 €	-0,30	0,30
jüngstes Kind 7-13 Jahre×Enk. 2.000+ €	-1,60***	0,38
jüngstes Kind 14-17 Jahre×Enk. 1-1.999 €	-0,17	0,36
jüngstes Kind 14-17 Jahre×Enk. 2.000+ €	-0,64	0,46
Konstante	39,73***	0,46
Fallzahl (Personenjahre)	36.802	
R ²	0,420	

Signifikanzniveau: *** = $p < 0,001$; ** = $p < 0,01$; * = $p < 0,05$; · = $p < 0,1$.

Das Modell enthält zudem alle in Modell 1 ausgewiesenen Variablen und Dummy-Variablen für das aktuelle Jahr. Quelle: SOEP 1985-2006, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Modell 4 enthält den Erwerbsumfang der Partnerin (Tabelle 4). Hier zeigt sich eine Tendenz zu einer Arbeitszeitausweitung für Väter mit dem jüngsten Kind zwischen null und sechs Jahren und mit einer in Teilzeit erwerbstätigen Partnerin. Dabei handelt es sich um ungefähr eine Wochenstunde (kinderlose Männer: 39,0; Väter mit Kindern zwischen null und sechs Jahren: 40,2). Ist die Partnerin hingegen vollzeitbeschäftigt, wünschen sich erneut in erster Linie Väter mit Kindern unter 14 Jahren eine Verringerung der Arbeitszeit. Diese Effekte sind jedoch schwächer als für das Einkommen der Partnerin in Modell 3. Auch für Modell 4 lassen sich nur geringfügige Abweichungen zu Pollmann-Schult (2008) feststellen.

Tabelle 4: Replikation: Modell mit Erwerbsumfang der Partnerin (Modell 4)

	Modell 4	
	Koeffizient	Standardfehler
Alter des jüngsten Kindes (Ref.: keine Kinder)		
jüngstes Kind 0-6 Jahre	0,59*	0,25
jüngstes Kind 7-13 Jahre	0,75**	0,28
jüngstes Kind 14-17 Jahre	0,34	0,34
Erwerbsumfang Partnerin (Ref.: nicht erwerbstätig)		
teilzeitbeschäftigt	-0,79*	0,32
vollzeitbeschäftigt	0,04	0,25
jüngstes Kind 0-6 Jahre×teilzeitbeschäftigt	0,64·	0,35
jüngstes Kind 0-6 Jahre×vollzeitbeschäftigt	-0,57·	0,30
jüngstes Kind 7-13 Jahre×teilzeitbeschäftigt	0,34	0,36
jüngstes Kind 7-13 Jahre×vollzeitbeschäftigt	-0,83**	0,32
jüngstes Kind 14-17 Jahre×teilzeitbeschäftigt	0,48	0,42
jüngstes Kind 14-17 Jahre×vollzeitbeschäftigt	-0,44	0,39
Konstante	39,79***	0,46
Fallzahl (Personenjahre)	36.802	
R ²	0,420	

Signifikanzniveau: *** = $p < 0,001$; ** = $p < 0,01$; * = $p < 0,05$; · = $p < 0,1$

Das Modell enthält zudem alle in Modell 1 ausgewiesenen Variablen und Dummy-Variablen für das aktuelle Jahr.
Quelle: SOEP 1985-2006, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Die Bildungsrelation in der Partnerschaft wird in Modell 5 berücksichtigt (Tabelle 5). Verfügt der Mann über eine höhere Bildung als seine Partnerin, besteht die Tendenz zu einer Erhöhung der Arbeitszeiten bei Vätern unter 14-jähriger Kinder. Kinderlose Männer in einer hypergamen Partnerschaft wünschen sich im Durchschnitt eine Arbeitszeit von 39,5 Wochenstunden; bei Vätern von Kindern in der jüngsten und mittleren Altersgruppe sind es 40,5 bzw. 40,6 Wochenstunden. Demgegenüber zeigt sich kein signifikanter Effekt, wenn die Partnerin eine höhere Bildung aufweist. In diesem Modell gibt es etwas stärkere Abweichungen zu den Ergebnissen aus der Originalstudie, was sich möglicherweise auf die geringere Repräsentation von hypogamen Paaren zurückführen lässt. Insgesamt stimmt aber auch die Aussage dieses Modells mit der von Pollmann-Schult (2008) überein. Die Ergebnisse der Modelle 3 bis 5 sprechen außerdem für eine Gültigkeit von Hypothese 3.

Tabelle 5: Replikation: Modell mit Bildungsrelation (Modell 5)

	Modell 5	
	Koeffizient	Standardfehler
Alter des jüngsten Kindes (Ref.: keine Kinder)		
jüngstes Kind 0-6 Jahre	0,30	0,23
jüngstes Kind 7-13 Jahre	-0,03	0,25
jüngstes Kind 14-17 Jahre	-0,05	0,30
Bildungsrelation (Ref.: gleich hohe Bildung)		
Partnerin höhere Bildung	-0,16	0,26
Mann höhere Bildung	-0,39	0,25
jüngstes Kind 0-6 Jahre×Partnerin höhere Bildung	-0,10	0,30
jüngstes Kind 0-6 Jahre×Mann höhere Bildung	0,62*	0,29
jüngstes Kind 7-13 Jahre×Partnerin höhere Bildung	0,12	0,33
jüngstes Kind 7-13 Jahre×Mann höhere Bildung	1,07***	0,31
jüngstes Kind 14-17 Jahre×Partnerin höhere Bildung	-0,14	0,42
jüngstes Kind 14-17 Jahre×Mann höhere Bildung	0,56	0,38
Konstante	40,28***	0,46
Fallzahl (Personenjahre)	36.802	
R ²	0,419	

Signifikanzniveau: *** = $p < 0,001$; ** = $p < 0,01$; * = $p < 0,05$; · = $p < 0,1$

Das Modell enthält zudem alle in Modell 1 ausgewiesenen Variablen und Dummy-Variablen für das aktuelle Jahr. Quelle: SOEP 1985-2006, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Die Modelle 6 bis 8 enthalten schließlich die Wertorientierungen (Tabelle 6). Hinsichtlich der Wichtigkeit des Berufserfolgs in Modell 6 lässt sich zwar feststellen, dass kinderlose Männer, denen der Berufserfolg wichtig oder weniger wichtig ist, unter sonst gleichen Bedingungen signifikant kürzere Arbeitszeiten präferieren als kinderlose Männer, denen dieser Lebensbereich sehr wichtig ist. Allerdings ergeben sich keine signifikanten Effekte im Zusammenhang mit Vaterschaft⁶. Ebenso verhält es sich in Modell 7, in welchem die Wichtigkeit der Fürsorge berücksichtigt wird. Auffällig ist, dass die Koeffizienten der Wichtigkeit von Fürsorge eine negative Effektrichtung aufweisen. Kinderlose Männer, denen Fürsorge für andere wichtig oder weniger wichtig ist, wünschen sich demnach unter sonst gleichen Bedingungen kürzere Arbeitszeiten als kinderlose Männer, denen die Fürsorge sehr wichtig ist. Eine mögliche Erklärung

⁶ Ebenso wie bei Pollmann-Schult (2008: 511) wird in diesen Modellen nur zwischen kinderlosen Männern und Vätern mit dem jüngsten Kind zwischen null und 17 Jahren unterschieden, da aufgrund der in Kapitel 3.1.2 erläuterten Operationalisierung der Variablen zur Wertorientierung Väter mit älteren Kindern gegenüber den anderen Modellen unterrepräsentiert sind.

für diesen Befund ist, dass die Personen, denen Fürsorge sehr wichtig ist, diese im Rahmen ihrer beruflichen Tätigkeit erbringen und dementsprechend mehr arbeiten möchten. Ungeachtet dessen weisen die nicht signifikanten Interaktionseffekte auf keine bedeutsame Rolle dieser Wertorientierung für die Arbeitszeitpräferenzen von Vätern hin. Gleiches gilt für die Betrachtung der Wichtigkeitsrelation in Modell 8. Trotz kleiner Abweichungen wird auch hier die Gesamtaussage der Modelle von Pollmann-Schult (2008) gestützt. Hypothese 4 lässt sich mit diesen Ergebnissen nicht bestätigen.

Tabelle 6: Replikation: Modelle mit Wertorientierungen (Modelle 6 bis 8)

	Modell 6		Modell 7		Modell 8	
	Koeff.	Std.-fehler	Koeff.	Std.-fehler	Koeff.	Std.-fehler
jüngstes Kind 0-17 Jahre	0,23	0,40	0,03	0,44	-0,03	0,34
Berufserfolg (Ref.: sehr wichtig)						
wichtig	-1,13*	0,38				
weniger wichtig	-4,60***	0,63				
Fürsorge (Ref.: sehr wichtig)						
wichtig			-1,35**	0,44		
weniger wichtig			-1,46*	0,71		
Wichtigkeitsrelation (Ref.: beides gleich wichtig)						
Berufserfolg wichtiger					0,70·	0,41
Fürsorge wichtiger					-1,10*	0,48
Jüngstes Kind 0-17 Jahre×Berufserfolg wichtig	-0,10	0,47				
Jüngstes Kind 0-17 Jahre×Berufserfolg weniger wichtig	-0,31	0,87				
Jüngstes Kind 0-17 Jahre×Fürsorge wichtig			-0,12	0,50		
Jüngstes Kind 0-17 Jahre×Fürsorge weniger wichtig			-0,98	0,98		
Jüngstes Kind 0-17 Jahre×Berufserfolg wichtiger					0,29	0,52
Jüngstes Kind 0-17 Jahre×Fürsorge wichtiger					0,15	0,55
Konstante	39,99***	1,05	40,12***	1,08	39,27***	1,05
Fallzahl (Personenjahre)	9.708		9.708		9.708	
R ²	0,344		0,338		0,338	

Signifikanzniveau: *** = $p < 0,001$; ** = $p < 0,01$; * = $p < 0,05$; · = $p < 0,1$

Die Modelle enthalten zudem alle in Modell 1 ausgewiesenen Variablen und Dummy-Variablen für das aktuelle Jahr.

Quelle: SOEP 1985-2006, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

4.1.3 Zwischenfazit

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass die Ergebnisse von Pollmann-Schult (2008) bis auf geringfügige Abweichungen repliziert werden konnten. Die Gesamtaussagen decken sich für alle Modelle mit denen der Originalstudie. Insgesamt wünschen sich die betrachteten Väter durchschnittlich höhere Arbeitszeiten als kinderlose Männer. Dieser Effekt zeigt sich in erster Linie für Väter von Kindern unter 14 Jahren. Alles in allem sind die Effekte jedoch über alle Modelle hinweg sehr schwach. So handelt es sich bei den gewünschten Arbeitszeiterweiterungen bzw. -verringeringen um maximal rund eine Wochenstunde. Die Arbeitszeitpräferenzen verbleiben damit im Bereich einer typischen Vollzeitbeschäftigung.

Die Annahmen der Neuen Vaterschaft können nur insofern bestätigt werden, als dass sich im betrachteten Zeitraum von 1985 bis 2006 der Wunsch nach einer Erhöhung der Arbeitszeit abschwächt und Väter ihre Arbeitszeit auf gleichem Niveau wie vor der Geburt des Kindes halten möchten. Der Trend zu einer Verringerung der präferierten Arbeitszeit zeigt sich jedoch nicht. Bezüglich der ökonomischen Ansätze lässt sich ein Einfluss der Erwerbssituation der Partnerin auf die Arbeitszeitpräferenzen erkennen. Für eine Erhöhung der gewünschten Arbeitszeit zeigen sich die deutlichsten Effekte, wenn die Partnerin nicht erwerbstätig oder teilzeitbeschäftigt ist. Weist die Partnerin allerdings ein Einkommen ab 2.000 € pro Monat bzw. eine Vollzeitbeschäftigung auf oder ist die Bildung des Mannes höher als die der Partnerin, wirkt sich dies negativ auf die Arbeitszeitpräferenzen der Väter aus. Damit stellt die relative Ressourcenausstattung unter den hier betrachteten theoretischen Annahmen den stärksten Einflussfaktor für die gewünschte Arbeitszeit von Vätern dar. Gleichzeitig können für die Wertorientierungen keine Effekte festgestellt werden, was darauf schließen lässt, dass die Einstellungen zu Geschlechterrollen und -stereotypen keine Rolle für die Arbeitszeitpräferenzen von Vätern spielen. Es stellt sich jedoch die Frage, ob die verwandten Variablen diese Einstellungen adäquat abbilden können. So zielen die Fragen nach der Wichtigkeit verschiedener Lebensbereiche nicht direkt auf die innerfamiliäre Arbeitsteilung oder die Erwartungen an die eigene Vaterrolle ab.

Darüber hinaus sind die Operationalisierungen weiterer Variablen diskussionswürdig, beginnend bei dem Alter des jüngsten Kindes als zentraler unabhängiger Variable. Die vorgenommene Kategorisierung unterscheidet zwischen Klein- und Vorschulkindern, Schulkindern vor dem Teenageralter und minderjährigen Teenagern. Es stellt sich jedoch die Frage, ob die tatsächlichen Unterschiede hinsichtlich des Betreuungsaufwandes der Kinder durch diese Kategorien angemessen abgebildet werden. So liegt die Betreuungsquote in Deutschland, also der

Anteil der in Kindertageseinrichtungen betreuten Kinder an allen Kindern derselben Altersgruppe, für null- bis zweijährige Kinder bei 36,4 % und für drei- bis fünfjährige Kinder bei 90,9 % (Destatis 2023a). Eine zusätzliche Unterscheidung zwischen diesen beiden Altersgruppen sollte demnach in jedem Fall erfolgen. Neben dem Alter des jüngsten Kindes werden auch die Kategorisierungen des Einkommens und des Erwerbsumfangs der Partnerin nicht begründet. Insbesondere für die Unterscheidung zwischen Voll- und Teilzeitbeschäftigungen gibt es keine einheitliche Definition und der zeitliche Umfang kann von Betrieb zu Betrieb stark variieren (Destatis 2024c).

Des Weiteren ist fraglich, wieso Pollmann-Schult statt der im Paper erläuterten Operationalisierung der Bildungsrelation anhand des höchsten Bildungsabschlusses in der Analyse auf die Anzahl der Ausbildungsjahre zurückgegriffen hat. So lässt eine höhere Anzahl an Ausbildungsjahren nicht zwangsläufig auf eine höhere Bildung schließen. Vielmehr kann es sich dabei beispielsweise auch um wiederholte Klassenstufen oder überschrittene Regelstudienzeiten handeln, sodass unterschiedliche Zahlen an Ausbildungsjahren zu denselben Bildungsabschlüssen führen können. Die im Paper erläuterte Kategorisierung anhand von „Qualifikationsstufen, die unterschiedliche Einkommens- und Karrierechancen mit sich bringen“ (Pollmann-Schult 2008: 503) wäre demnach zu bevorzugen gewesen.

Neben diesen die Operationalisierung betreffenden Kritikpunkten können zwei Merkmale benannt werden, die sich auf die gewünschte Arbeitszeit auswirken können, jedoch in der Analyse fehlen. Dabei handelt es sich zum einen um die tatsächliche Arbeitszeit. Diese spiegelt das Arbeitsangebot sowie die Erwerbchancen wider und gibt deswegen den Rahmen für die präferierte Arbeitszeit vor. Außerdem wird angenommen, dass sich aufgrund kognitiver Dissonanz die Angaben zur präferierten Arbeitszeit möglicherweise an der tatsächlichen Arbeitszeit orientieren. Zum anderen wird ein Zusammenhang zwischen dem Alter des Mannes und der Arbeitszeitpräferenz vermutet. Befunde zur tatsächlichen Arbeitszeit zeigen, dass Männer vor allem in den Zeiten des Einstiegs sowie des Ausstiegs aus dem Berufsleben in Teilzeit beschäftigt sind (Wanger 2020: 79). Somit liegt die Annahme nahe, dass auch die präferierte Arbeitszeit zunächst bis zu einem gewissen Alter ansteigt und dann mit näherkommendem Renteneintritt wieder sinkt.

Das folgende Kapitel widmet sich den Ergebnissen der Reproduktion. Im ersten Schritt erfolgt der Vergleich zwischen West- und Ostdeutschland anhand der Modelle aus der Originalstudie. Im zweiten Schritt wurden diese Modelle um die Variablen Alter und tatsächliche Arbeitszeit ergänzt.

4.2 Ergebnisse der Reproduktion

4.2.1 Deskriptive Ergebnisse

Die Struktur der Samples für die Reproduktion ist Tabelle 7 zu entnehmen. Die deskriptiven Maße gleichen sich weitgehend zwischen der Replikation und den aktuellen Daten für Westdeutschland. Hervorzuheben sind der deutlich höhere durchschnittliche Bruttostundenlohn sowie der leichte Rückgang des Anteils nicht erwerbstätiger Partnerinnen gegenüber den Daten für den Zeitraum 1985 bis 2006. Auch zwischen West- und Ostdeutschland zeigen sich Unterschiede, welche die allgemeinen Verhältnisse in den beiden Landesteilen widerspiegeln. So fällt der durchschnittliche Bruttostundenlohn in Westdeutschland rund sieben Euro höher aus als in Ostdeutschland und streut auch deutlich mehr. Außerdem ist im westdeutschen Sample rund ein Drittel der Partnerinnen nicht erwerbstätig, während es im ostdeutschen nur 24,4 % sind. Auch ist der Anteil hypogamer Partnerschaften in den neuen Bundesländern etwas höher als in den alten. Darüber hinaus ist der Anteil der Männer mit Migrationshintergrund für Ostdeutschland deutlich niedriger als für Westdeutschland. In den neuen Bundesländern sind zudem etwas mehr Männer bei kleineren Unternehmen beschäftigt bzw. selbstständig. Unter den betrachteten Männern spricht in Ostdeutschland ein etwas höherer Anteil dem Berufserfolg eine sehr hohe Wichtigkeit zu, während die Fürsorge als etwas weniger wichtig eingestuft wird als in Westdeutschland.

Tabelle 7: Reproduktion: Deskriptive Ergebnisse (Anteile in Prozent)

Variable	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Mittelwert	Stdabw.	Mittelwert	Stdabw.
Alter des jüngsten Kindes				
keine Kinder	21,4		16,4	
jüngstes Kind 0-6 Jahre	41,3		38,3	
jüngstes Kind 7-13 Jahre	27,7		30,4	
jüngstes Kind 14-17 Jahre	9,6		15,0	
Migrationshintergrund	22,8		2,9	
Ausbildung (in Jahren)	12,4	2,8	12,8	2,4
Berufserfahrung (in Jahren)	16,2	7,4	15,3	7,0
Bruttostundenlohn (in Euro)	21,5	16,2	14,5	9,6
Öffentlicher Dienst	18,5		18,4	
Betriebsgröße				
1-19 Mitarbeitende	24,2		33,3	
20-199 Mitarbeitende	24,4		30,8	
200-1.999 Mitarbeitende	22,3		17,8	
2.000+ Mitarbeitende	29,1		18,1	
Selbstständig beschäftigt	9,7		12,0	
Erwerbsumfang Partnerin				
vollzeitbeschäftigt	33,3		63,3	
teilzeitbeschäftigt	33,7		12,3	
nicht erwerbstätig	33,0		24,4	
Einkommen Partnerin				
1-1.999 €	39,1		43,8	
2.000+ €	27,6		31,7	
Bildungsrelation				
Partnerin höhere Bildung	7,8		12,7	
gleich hohe Bildung	80,8		81,1	
Mann höhere Bildung	11,4		6,2	
Wichtigkeit Berufserfolg				
sehr wichtig	32,4		39,2	
wichtig	57,4		53,3	
weniger wichtig	10,1		7,4	
Wichtigkeit Fürsorge				
sehr wichtig	25,3		17,6	
wichtig	68,4		71,0	
weniger wichtig	6,4		11,4	

Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

4.2.2 Multivariate Ergebnisse

Die Ergebnisse für Modell 1 in Westdeutschland sind denen der Replikation ähnlich (Tabelle 8). Im Falle von Vätern mit unter 14-jährigen Kindern fallen die Effekte des Alters des jüngsten Kindes mit den aktuellen Daten etwas schwächer aus, sind aber ebenfalls positiv. Auch hier ist der Koeffizient für Väter älterer Kinder nicht signifikant. Die Ergebnisse der weiteren Kovariaten decken sich ebenfalls mit denen der Replikation. Allerdings spielt die Betriebsgröße laut diesem Modell keine Rolle für die Arbeitszeitpräferenzen.

Tabelle 8: Reproduktion: einfaches Modell (Modell 1)

	Modell 1			
	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler
Alter des jüngsten Kindes (Ref.: keine Kinder)				
jüngstes Kind 0-6 Jahre	0,24*	0,11	0,11	0,24
jüngstes Kind 7-13 Jahre	0,27*	0,13	0,15	0,28
jüngstes Kind 14-17 Jahre	0,18	0,17	0,39	0,33
Migrationshintergrund	-0,42**	0,14	-0,02	0,56
Ausbildung (in Jahren)	0,05*	0,02	0,12*	0,05
Berufserfahrung (in Jahren)	0,10***	0,02	0,11*	0,04
quadr. Berufserfahrung/100	-0,25***	0,06	-0,30*	0,14
Bruttostundenlohn	-0,04***	0,00	-0,09***	0,01
öffentlicher Dienst	-0,91***	0,12	-0,62**	0,23
Betriebsgröße (Ref.: 1-19 Mitarbeitende)				
20-199 Mitarbeitende	0,08	0,11	0,30	0,20
200-1.999 Mitarbeitende	-0,11	0,12	0,51	0,24
2.000+ Mitarbeitende	-0,01	0,12	0,19	0,25
selbstständig beschäftigt	3,78***	0,17	3,41***	0,31
Konstante	38,37***	0,34	39,65***	0,69
Fallzahl (Personenjahre)	53.491		13.491	
R ²	0,453		0,432	

Signifikanzniveau: *** = $p < 0,001$; ** = $p < 0,01$; * = $p < 0,05$; · = $p < 0,1$.

Das Modell enthält zudem Dummy-Variablen für das aktuelle Jahr.

Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

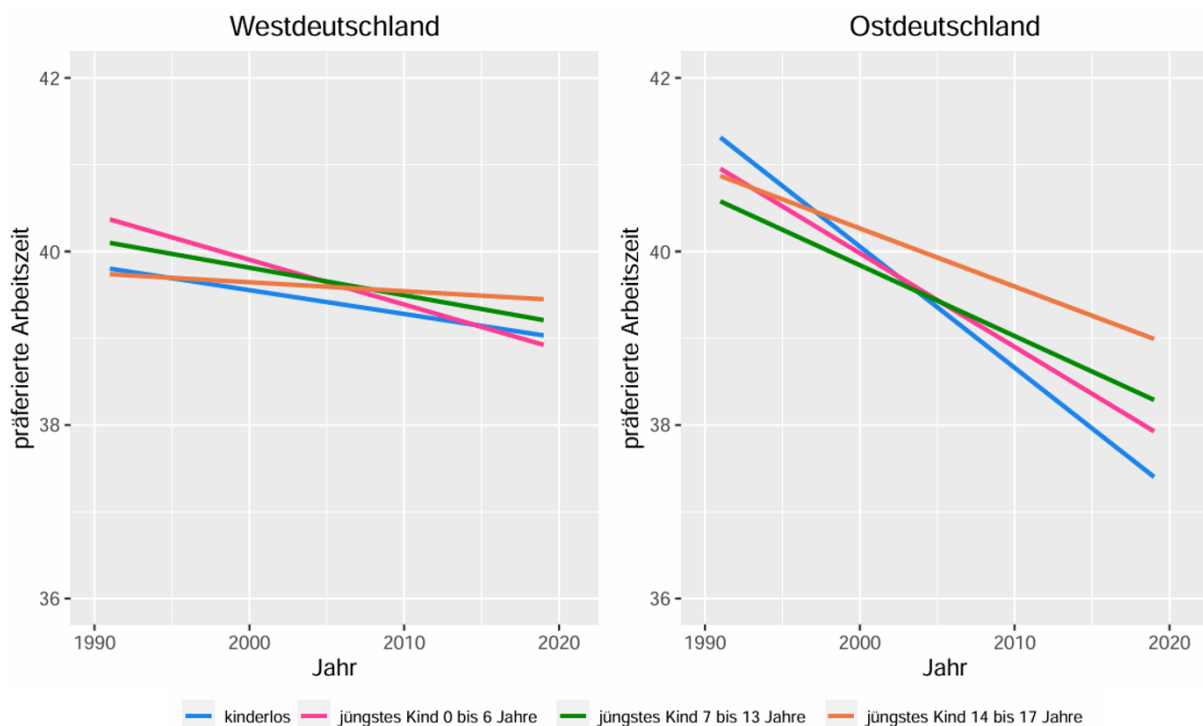
Für Ostdeutschland lassen sich auch positive Effekte des Alters des jüngsten Kindes auf die gewünschte Arbeitszeit feststellen. Allerdings unterscheiden sich die Arbeitszeitpräferenzen von Vätern hier nicht signifikant von denen kinderloser Männer. Hypothese 5 kann damit zunächst bestätigt werden. In Ostdeutschland scheint Vaterschaft keinen eigenständigen Effekt auf die präferierte Arbeitszeit zu haben. Darüber hinaus gibt es in dem Modell für

Ostdeutschland keinen signifikanten Effekt des Migrationshintergrundes, was sicherlich auch in der niedrigen Fallzahl begründet ist. Der positive Effekt der Ausbildungsdauer auf die gewünschte Arbeitszeit fällt für Ostdeutschland stärker aus als für Westdeutschland. Ebenso wie in den anderen Modellen steigt auch für das ostdeutsche Sample die gewünschte Arbeitszeit nach Berufseintritt zunächst an und sinkt mit steigender Berufserfahrung wieder. Darüber hinaus sinkt die Arbeitszeitpräferenz mit steigendem Bruttostundenlohn auch hier leicht. Der negative Effekt der Beschäftigung im öffentlichen Dienst ist für die neuen Bundesländer etwas schwächer als für die alten. Zudem zeigt auch hier die Betriebsgröße keine signifikanten Effekte; die Koeffizienten weisen jedoch auf höhere Arbeitszeitpräferenzen in größeren Betrieben hin. Zu guter Letzt wünschen sich auch in Ostdeutschland Selbstständige höhere Arbeitszeiten als abhängig Beschäftigte.

Aus den Ergebnissen von Modell 2 (Tabelle A1 im Anhang) geht für Westdeutschland hervor, dass nur der Interaktionseffekt für Väter mit dem jüngsten Kind zwischen null und sechs Jahren signifikant und zudem im Vergleich zur Replikation noch etwas schwächer ist. Für Ostdeutschland sind im Gegensatz dazu die Interaktionseffekte für Väter mit Kindern der beiden älteren Altersgruppen signifikant, allerdings auch sehr schwach. Es können also kaum Unterschiede zwischen den betrachteten Gruppen hinsichtlich der Entwicklungen der präferierten Arbeitszeit ausgemacht werden. Abbildung 2 veranschaulicht diese Ergebnisse⁷. In Westdeutschland ist für alle Gruppen ein geringfügiges Absinken der präferierten Arbeitszeit im Zeitverlauf erkennbar. Im Jahr 1991 wünschten sich Väter von Kindern unter 14 Jahren etwas höhere Arbeitszeiten als kinderlose Männer. Der Unterschied betrug jedoch weniger als eine Wochenstunde (kinderlos: 39,8; jüngstes Kind 0-6 Jahre: 40,4; jüngstes Kind 7-13 Jahre: 40,1; jüngstes Kind 14-17 Jahre: 39,7). Im Jahr 2019 haben sich die Arbeitszeitpräferenzen kinderloser Männer und Väter mit dem jüngsten Kind zwischen null und sechs Jahren angeglichen, während sich Väter mit Kindern der beiden älteren Altersgruppen etwas höhere Arbeitszeiten wünschen als kinderlose Männer. Auch hier sind die Unterschiede sehr gering (kinderlos: 39,0; jüngstes Kind 0-6 Jahre: 38,9; jüngstes Kind 7-13 Jahre: 39,2; jüngstes Kind 14-17 Jahre: 39,4). Der Vergleich zu den Replikationsergebnissen verdeutlicht zudem, dass sich insgesamt die Arbeitszeitpräferenzen aller betrachteten Männer auf einem etwas niedrigeren Niveau befinden als im Zeitraum von 1985 bis 2006.

⁷ Die Vorbesetzung der Kovariaten erfolgte auch für die Schätzungen in diesem Abschnitt nach dem Vorgehen von Pollmann-Schult (2008: 508).

Abbildung 2: Linearer Zeittrend der präferierten Arbeitszeit zwischen 1991 und 2019



Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Auch für Ostdeutschland zeigt sich eine Verringerung der Arbeitszeitpräferenz im Zeitverlauf für alle betrachteten Gruppen, welche stärker ausfällt als in Westdeutschland. Dies kann in dem niedrigeren Lohnniveau in Ostdeutschland begründet sein. So stellen Hammermann & Schäfer (2024: 2) einen stärkeren Rückgang der gewünschten Arbeitszeit bei Personen mit einem niedrigen Stundenlohn fest. Während in der ostdeutschen Stichprobe alle Männer im Jahr 1991 Arbeitszeiten von über 40 Wochenstunden präferierten, sinken die Präferenzen im Zeitverlauf für fast alle Gruppen unter die Wünsche der westdeutschen Männer. Darüber hinaus neigten im Jahr 1991 alle betrachteten Väter zu einer Arbeitszeitreduktion gegenüber kinderlosen Männern. Diese fiel mit fast einer Wochenstunde für Väter mit dem jüngsten Kind zwischen sieben und 13 Jahren am höchsten aus (kinderlos: 41,3; jüngstes Kind 0-6 Jahre: 41,0; jüngstes Kind 7-13 Jahre: 40,6; jüngstes Kind 14-17 Jahre: 40,9). Demgegenüber wünschten sich im Jahr 2019 alle Väter höhere Arbeitszeiten als kinderlose Männer. Hierbei zeigt sich vor allem eine Erhöhung bei Vätern mit dem jüngsten Kind zwischen 14 und 17 Jahren von rund anderthalb Wochenstunden (kinderlos: 37,4; jüngstes Kind 0-6 Jahre: 37,9; jüngstes Kind 7-13 Jahre: 38,3; jüngstes Kind 14-17 Jahre: 39,0). Damit haben sich die Arbeitszeitpräferenzen von ostdeutschen Vätern zwischen 1991 und 2019 zwar auch verringert, aber nicht so stark wie die der kinderlosen Männer.

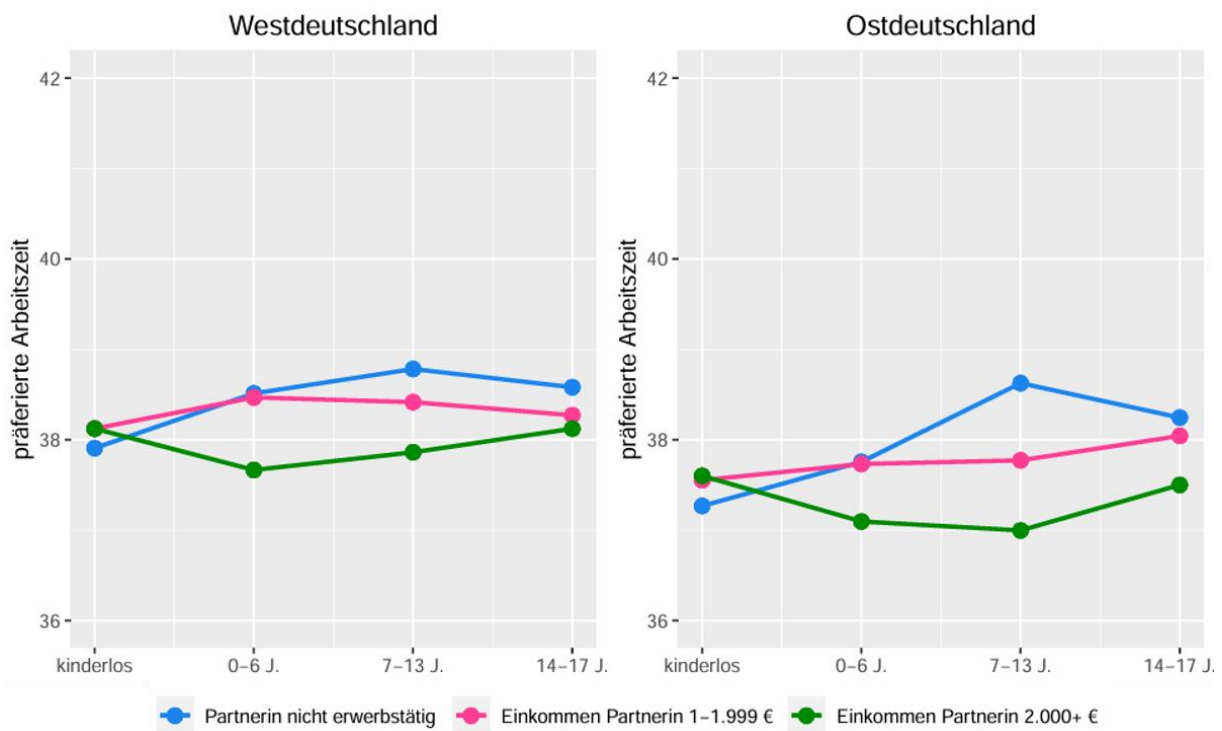
Zusammenfassend lässt sich Hypothese 6 nicht bestätigen. So zeigen sich für Westdeutschland im Zeitverlauf nur minimale Veränderungen der Arbeitszeitpräferenzen. Für Ostdeutschland tritt sogar der umgekehrte Fall ein: Während sich im Jahr 1991 Väter noch niedrigere Arbeitszeiten wünschten als kinderlose Männer, liegen die Arbeitszeitpräferenzen von Vätern im Jahr 2019 über denen der kinderlosen Männer. Diese Ergebnisse stützen somit nicht die Annahmen der Neuen Vaterschaft. Vielmehr scheint es eine Anpassung ostdeutscher Väter an das Verhalten westdeutscher Väter zu geben. Kurz nach der Wiedervereinigung wirkten die politischen Verhältnisse der DDR noch weiter. Mütter waren stärker in die Erwerbsarbeit eingebunden und Väter neigten zu einer Verringerung ihrer Arbeitszeiten. Mit der Zeit näherten sich neue und alte Bundesländer an, was sich beispielsweise in der Angleichung der Erwerbstätigenquoten von Müttern in Ost- und Westdeutschland zeigt (Barth et al. 2020: 702). Der Unterschied zwischen den Arbeitszeitpräferenzen von kinderlosen Männern und Vätern ist im Jahr 2019 in Ostdeutschland sogar etwas größer als in Westdeutschland. Als Erklärung dafür ist wiederum das niedrigere Lohnniveau in den neuen Bundesländern denkbar, welches eine stärkere Arbeitszeitausweitung notwendig macht. Ein Wandel im Sinne der Neuen Vaterschaft ist nun anhand der Arbeitszeitpräferenzen in beiden Landesteilen nicht (mehr) erkennbar.

Als Nächstes wird nun wieder die Erwerbssituation der Partnerin betrachtet⁸. Die Abbildungen 3 bis 5 visualisieren die anhand der Modelle geschätzten Arbeitszeitpräferenzen beispielhaft für das Jahr 2019. Insgesamt bestätigt sich hier das Ergebnis allgemein niedrigerer Arbeitszeitpräferenzen ostdeutscher Männer aus Modell 2. Hinsichtlich des Einkommens der Partnerin geht aus Abbildung 3 hervor, dass sich die präferierte Arbeitszeit sowohl in West- als auch in Ostdeutschland bei kinderlosen Männern nicht wesentlich nach dem Einkommen der Partnerin unterscheidet. Ist die Partnerin nicht erwerbstätig, erhöht sich die gewünschte Arbeitszeit in beiden Landesteilen mit dem Vorhandensein von Kindern. Mit rund einer Wochenstunde fällt diese Erhöhung am stärksten aus, wenn das jüngste Kind zwischen sieben und 13 Jahren alt ist. Weist die Partnerin ein monatliches Einkommen von bis zu 1.999 € auf, verändert sich die gewünschte Arbeitszeit kaum im Familienzyklus. Zu einer signifikanten Verringerung der Arbeitszeitpräferenz kommt es, wenn die Partnerin über ein monatliches Einkommen von 2.000 € und mehr verfügt. In Westdeutschland zeigt sich die stärkste Verringerung für Väter mit dem jüngsten Kind zwischen null und sechs Jahren und in Ostdeutschland für Väter mit dem jüngsten Kind zwischen sieben und 13 Jahren, mit jeweils rund einer halben Wochenstunde. Ist das jüngste Kind zwischen 14 und 17 Jahren alt, erreichen die Arbeitszeitpräferenzen in beiden

⁸ Die Regressionsergebnisse für die Modelle 3 bis 5 sind Tabelle A2 bis Tabelle A4 im Anhang zu entnehmen.

Regionen wieder das Niveau kinderloser Männer. Insgesamt sind die Ergebnisse damit für West- und Ostdeutschland recht ähnlich, auch wenn es in Ostdeutschland eine etwas größere Spanne zwischen Vätern mit einer nicht erwerbstätigen und einer gut verdienenden Partnerin gibt.

Abbildung 3: Präferierte Arbeitszeit nach Einkommen der Partnerin (2019)

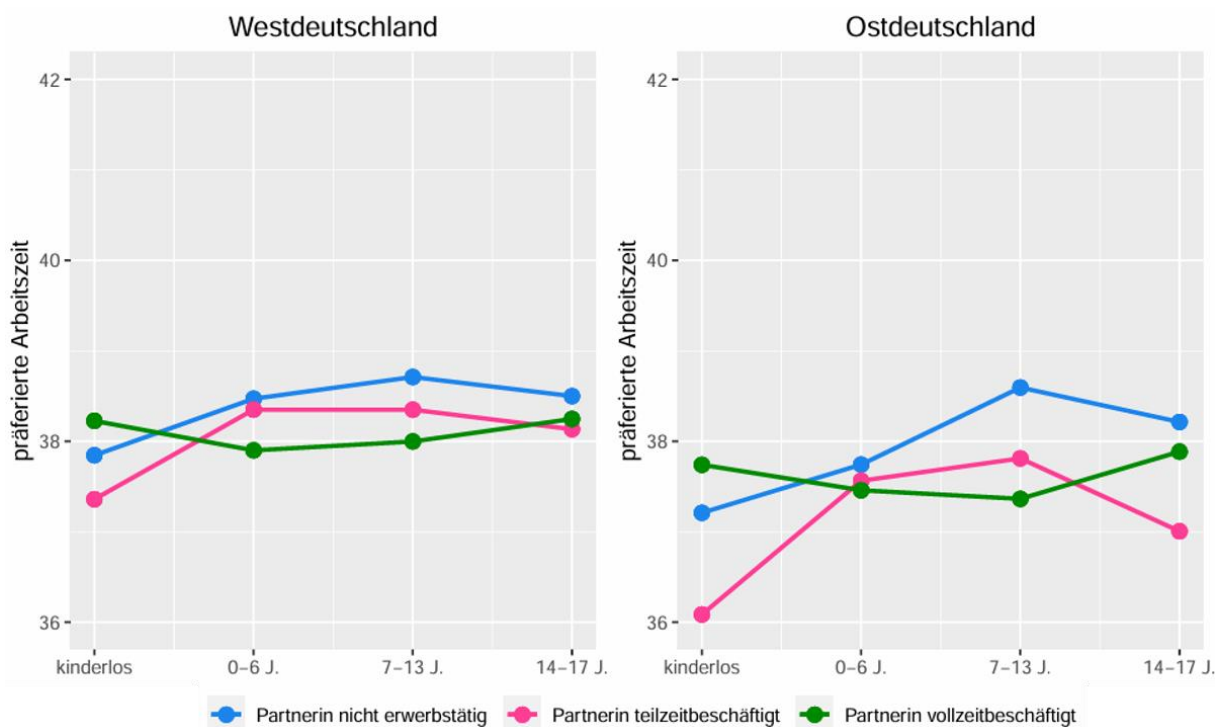


Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

In Abbildung 4 wird nach dem Erwerbsumfang der Partnerin differenziert. Ist die Partnerin nicht erwerbstätig oder teilzeitbeschäftigt, wünschen sich Väter höhere Arbeitszeiten als kinderlose Männer. Der Peak ist wieder bei Vätern von Kindern zwischen sieben und 13 Jahren zu erkennen. Für Westdeutschland ergibt sich eine Erhöhung der präferierten Arbeitszeit gegenüber kinderlosen Männern um jeweils rund eine Wochenstunde, für Ostdeutschland sind es jeweils rund anderthalb Wochenstunden. Analog zu den Ergebnissen zum Einkommen der Partnerin verringert sich die Arbeitszeitpräferenz, wenn die Partnerin einer Vollzeitbeschäftigung nachgeht. Für Westdeutschland zeigt sich die stärkste Verringerung im Vergleich zu kinderlosen Männern bei Vätern mit dem jüngsten Kind zwischen null und sechs Jahren; in der ostdeutschen Stichprobe wünschen sich Väter mit dem jüngsten Kind zwischen sieben und 13 Jahren signifikant niedrigere Arbeitszeiten. In beiden Fällen handelt es sich dabei aber lediglich um etwa 20 Minuten pro Woche. Beim Vergleich zwischen den beiden Landesteilen fällt auf, dass

vor allem kinderlose Männer in Ostdeutschland mit einer teilzeitbeschäftigten Partnerin niedrigere präferierte Arbeitszeiten aufweisen als in Westdeutschland. Die Erhöhung fällt deswegen für Väter mit einer teilzeitbeschäftigten Partnerin besonders deutlich aus. Es scheint in Ostdeutschland die Tendenz unter kinderlosen Paaren zu geben, die Erwerbs- und Care-Arbeit egalitär aufzuteilen, indem beide Partner*innen keine typische Vollzeitbeschäftigung anstreben. Nach der Familiengründung werden jedoch traditionelle Muster aufgenommen und der Vater erhöht sein Engagement in der Erwerbsarbeit.

Abbildung 4: Präferierte Arbeitszeit nach Erwerbsumfang der Partnerin (2019)



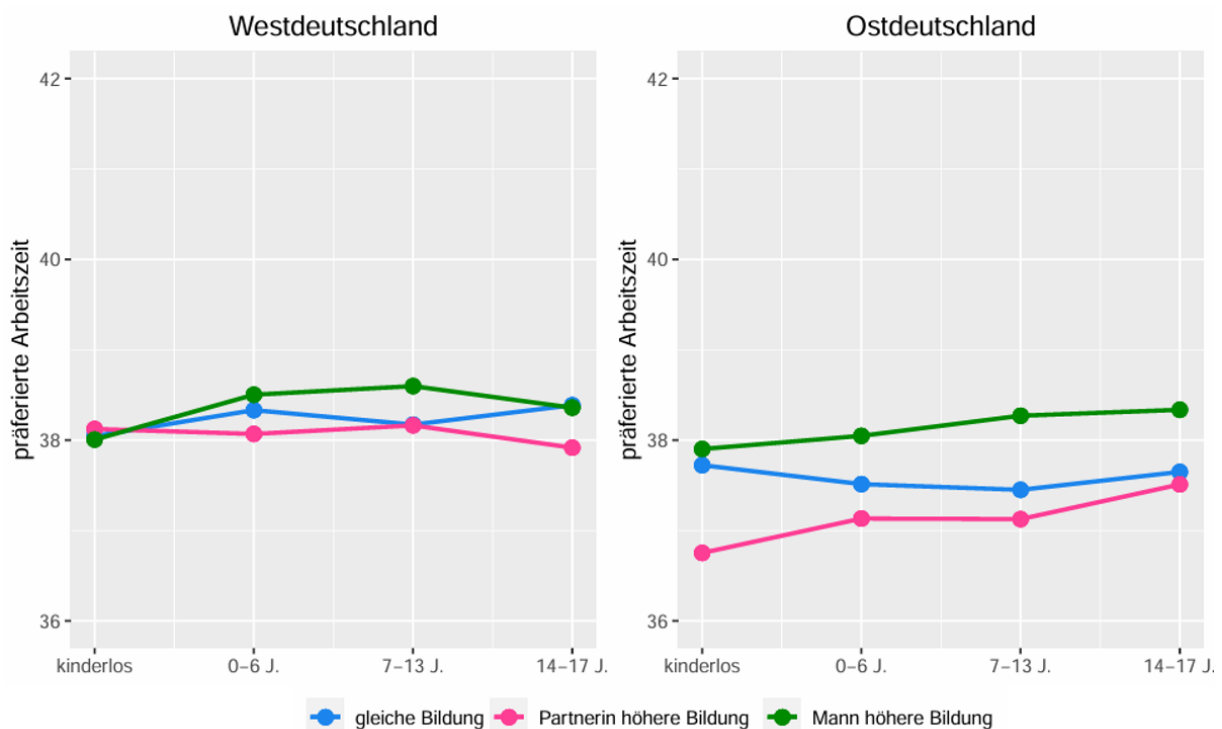
Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Die Bildungsrelation in der Partnerschaft wird in Abbildung 5 thematisiert. Wie aus den Regressionsergebnissen (Tabelle A4) hervorgeht, ist im Gegensatz zur Replikation für Westdeutschland nur ein Interaktionseffekt schwach signifikant, für Ostdeutschland keiner. Die Bildungsrelation scheint demnach keine bedeutsame Rolle mehr für die Arbeitszeitpräferenzen von Vätern zu spielen. So liegen auch für Westdeutschland die Punkte in Abbildung 5 sehr nah beieinander und sprechen für keinen bedeutsamen Einfluss der Bildungsrelation auf die Arbeitszeitpräferenzen westdeutscher Männer. Für Ostdeutschland zeigen sich deutlichere Unterschiede. Die Arbeitszeitpräferenzen von Männern, die eine höhere Bildung aufweisen als ihre Partnerin, sind am höchsten. Im Falle einer höher gebildeten Partnerin werden demgegenüber

niedrigere Arbeitszeiten im Vergleich zu Paaren mit zwei gleich hoch gebildeten Partner*innen bevorzugt. Vor dem Hintergrund der Regressionsergebnisse können diese Unterschiede allerdings nicht in einen Zusammenhang mit Vaterschaft gebracht werden, sondern sind ein allgemeiner Befund für ostdeutsche Männer.

Alles in allem lässt sich Hypothese 3 mit diesen Ergebnissen sowohl für West- als auch für Ostdeutschland nur teilweise bestätigen. Der Effekt von Vaterschaft auf die präferierte Arbeitszeit ist insofern abhängig von der Erwerbssituation der Partnerin, als dass in erster Linie ein hohes Einkommen bzw. eine Vollzeitbeschäftigung der Partnerin zu signifikant niedrigeren Arbeitszeitpräferenzen gegenüber kinderlosen Männern führt. Dies gilt ebenso wie in der Replikation vorrangig für Väter von Kindern unter 14 Jahren. Eine weniger gute Ressourcenausstattung der Partnerin hinsichtlich Einkommen und Erwerbsumfang geht eher mit einer Erhöhung der gewünschten Arbeitszeit bei Vätern einher. Die Bildungsrelation in der Partnerschaft ist laut den vorliegenden Ergebnissen als Einflussfaktor vernachlässigbar.

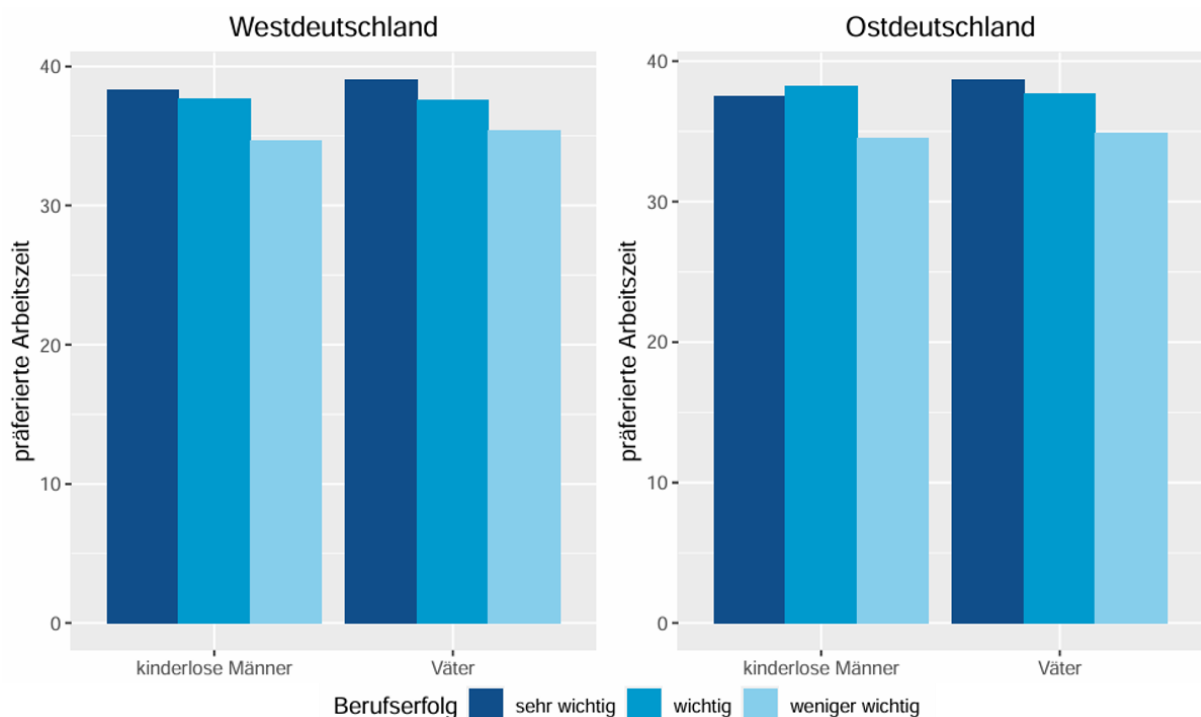
Abbildung 5: Präferierte Arbeitszeit nach Bildungsrelation in der Partnerschaft (2019)



Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Schließlich werden nun die Ergebnisse für die Modelle 6 bis 8 in den Blick genommen, welche die Wertorientierungen enthalten. Im Gegensatz zur Replikation konnten hier zumindest einzelne signifikante Interaktionseffekte ermittelt werden (Tabelle A5 bis Tabelle A7). Allerdings sind diese abermals recht schwach. Die deutlichsten Unterschiede zeigen sich beim Vergleich der geschätzten präferierten Arbeitszeiten nach der Wichtigkeit des Berufserfolgs in Abbildung 6. In Westdeutschland nimmt die Arbeitszeitpräferenz mit der Wichtigkeit des Berufserfolgs sowohl für kinderlose Männer als auch für Väter erwartungsgemäß zu. Dabei liegen die Arbeitszeitpräferenzen von Vätern auf einem leicht höheren Niveau als die der kinderlosen Männer. Diese Ergebnisse gelten ebenso für Ostdeutschland, mit der Ausnahme kinderloser Männer, die dem Berufserfolg eine mittlere Wichtigkeit zuschreiben.

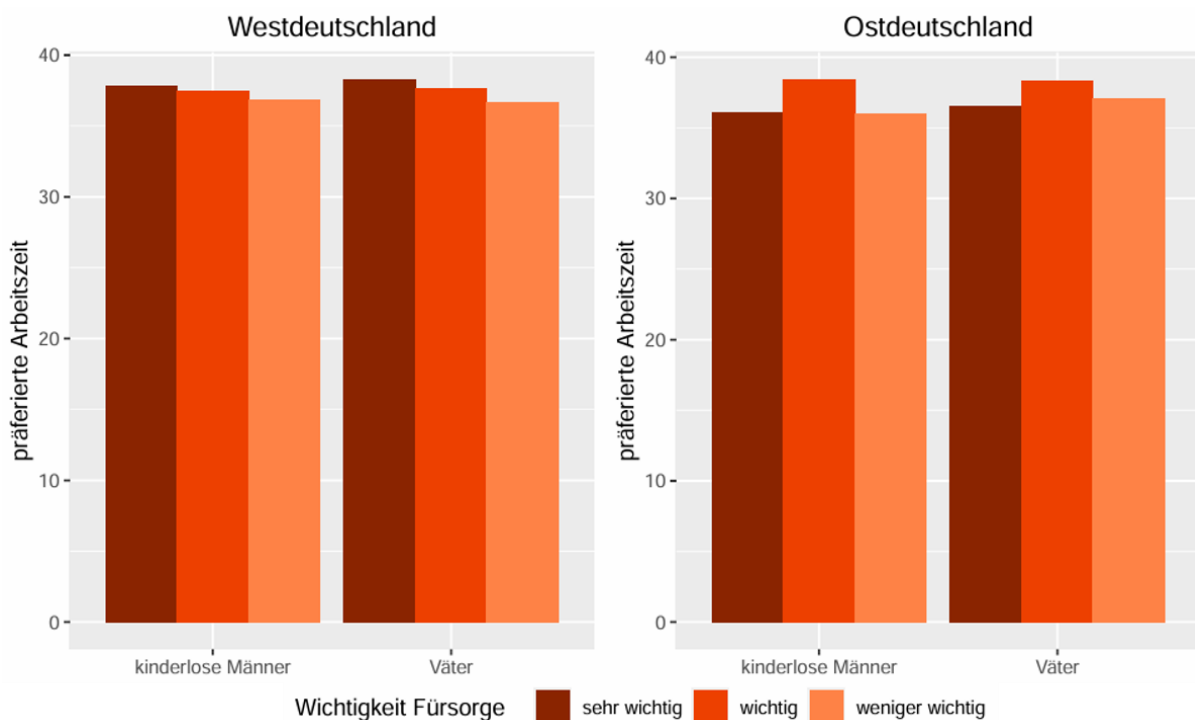
Abbildung 6: Präferierte Arbeitszeit nach Wichtigkeit des Berufserfolgs (2019)



Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Abbildung 7 widmet sich der Wichtigkeit von Fürsorge. Für Westdeutschland ist sowohl für kinderlose Männer als auch für Väter ein minimaler Anstieg der präferierten Arbeitszeit mit zunehmender Wichtigkeit von Fürsorge erkennbar. In Ostdeutschland wünschen sich Männer, denen Fürsorge wichtig ist, die höchsten Arbeitszeiten. Diese Befunde stützen die oben aufgeführte Vermutung, dass Personen, denen es wichtig ist, sich um andere Menschen zu kümmern, dies im Rahmen ihrer beruflichen Tätigkeit umsetzen.

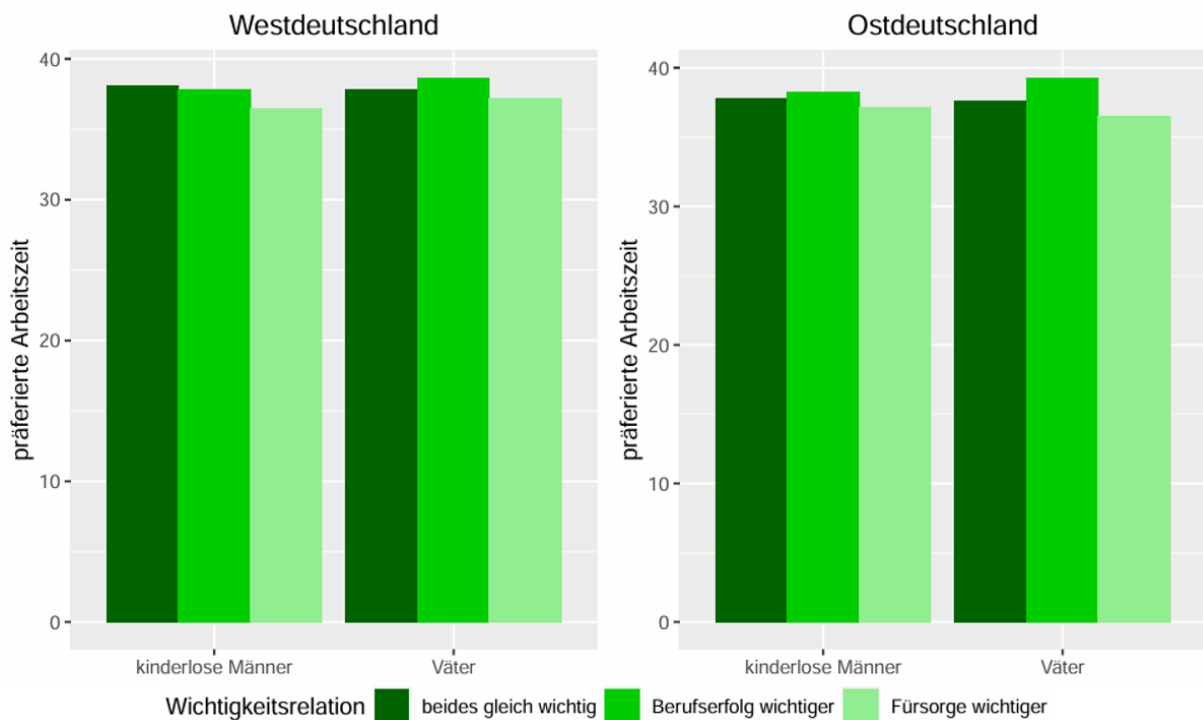
Abbildung 7: Präferierte Arbeitszeit nach Wichtigkeit der Fürsorge (2019)



Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Hinsichtlich der Wichtigkeitsrelation in Abbildung 8 wird in den meisten Fällen eine höhere Arbeitszeitpräferenz bei den Männern sichtbar, denen der Berufserfolg wichtiger ist als Fürsorge. Dieser Unterschied ist bei Vätern in West- und Ostdeutschland etwas stärker ausgeprägt als bei kinderlosen Männern. Insgesamt können jedoch in allen drei Abbildungen ähnliche Muster für kinderlose Männer und Väter festgestellt werden. Hypothese 4 lässt sich somit weder für West- noch für Ostdeutschland bestätigen.

Abbildung 8: Präferierte Arbeitszeit nach der Wichtigkeitsrelation (2019)



Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

4.2.3 Erweiterung um die Variablen Alter und tatsächliche Arbeitszeit

Im letzten Schritt wurden die Modelle der Reproduktion um die beiden Variablen Alter und tatsächliche Arbeitszeit erweitert. Das Alter wurde analog zum Alter des jüngsten Kindes anhand des im SOEP enthaltenen Geburtsjahres berechnet. Die tatsächliche Arbeitszeit wird im SOEP direkt abgefragt. Sowohl für West- als auch für Ostdeutschland können signifikante Effekte des Alters und der tatsächlichen Arbeitszeit ermittelt werden (Tabelle 9). Diese sind zudem über alle Modelle hinweg weitgehend konstant. Somit stellen diese beiden Merkmale bedeutsame Erklärungsfaktoren für die präferierte Arbeitszeit dar und sind eine sinnvolle Erweiterung für die Modelle.

In beiden Landesteilen hat das Alter einen negativen Effekt auf die präferierte Arbeitszeit. Laut diesen Ergebnissen sinkt die präferierte Arbeitszeit pro Lebensjahr unter sonst gleichen Bedingungen um etwas mehr als fünf Minuten pro Woche; nach zehn Jahren ist es knapp eine Stunde pro Woche. Die tatsächliche Arbeitszeit hat einen positiven Effekt. Dieser ist für Westdeutschland etwas höher als für Ostdeutschland. Pro zehn tatsächlich geleistete Wochenstunden steigt die präferierte Arbeitszeit in Westdeutschland um rund drei Wochenstunden und in Ostdeutschland um etwa zwei Wochenstunden unter sonst gleichen Bedingungen.

Tabelle 9: Reproduktion: Modell1 inklusive Alter und tatsächlicher Arbeitszeit

	Modell 1			
	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler
Alter des jüngsten Kindes (Ref.: keine Kinder)				
jüngstes Kind 0-6 Jahre	0,21*	0,10	0,03	0,23
jüngstes Kind 7-13 Jahre	0,33**	0,12	0,19	0,27
jüngstes Kind 14-17 Jahre	0,26·	0,15	0,50	0,31
Alter	-0,09***	0,01	-0,09**	0,03
tatsächliche Arbeitszeit	0,30***	0,00	0,22***	0,01
Migrationshintergrund	0,11	0,12	1,08*	0,52
Ausbildung (in Jahren)	-0,12***	0,02	-0,00	0,05
Berufserfahrung (in Jahren)	0,05*	0,02	0,10·	0,05
quadr. Berufserfahrung/100	-0,02	0,05	-0,12	0,13
Bruttostundenlohn	0,02***	0,00	-0,02*	0,01
öffentlicher Dienst	-0,35***	0,10	-0,33	0,22
Betriebsgröße (Ref.: 1-19 Mitarbeitende)				
20-199 Mitarbeitende	-0,14	0,10	0,07	0,19
200-1.999 Mitarbeitende	-0,28*	0,11	0,38	0,23
2.000+ Mitarbeitende	-0,19·	0,11	0,11	0,24
selbstständig beschäftigt	1,16***	0,16	1,73***	0,30
Konstante	29,14***	0,39	33,57***	0,88
Fallzahl (Personenjahre)	53.491		13.491	
R ²	0,523		0,467	

Signifikanzniveau: *** = $p < 0,001$; ** = $p < 0,01$; * = $p < 0,05$; · = $p < 0,1$.

Das Modell enthält zudem Dummy-Variablen für das aktuelle Jahr.

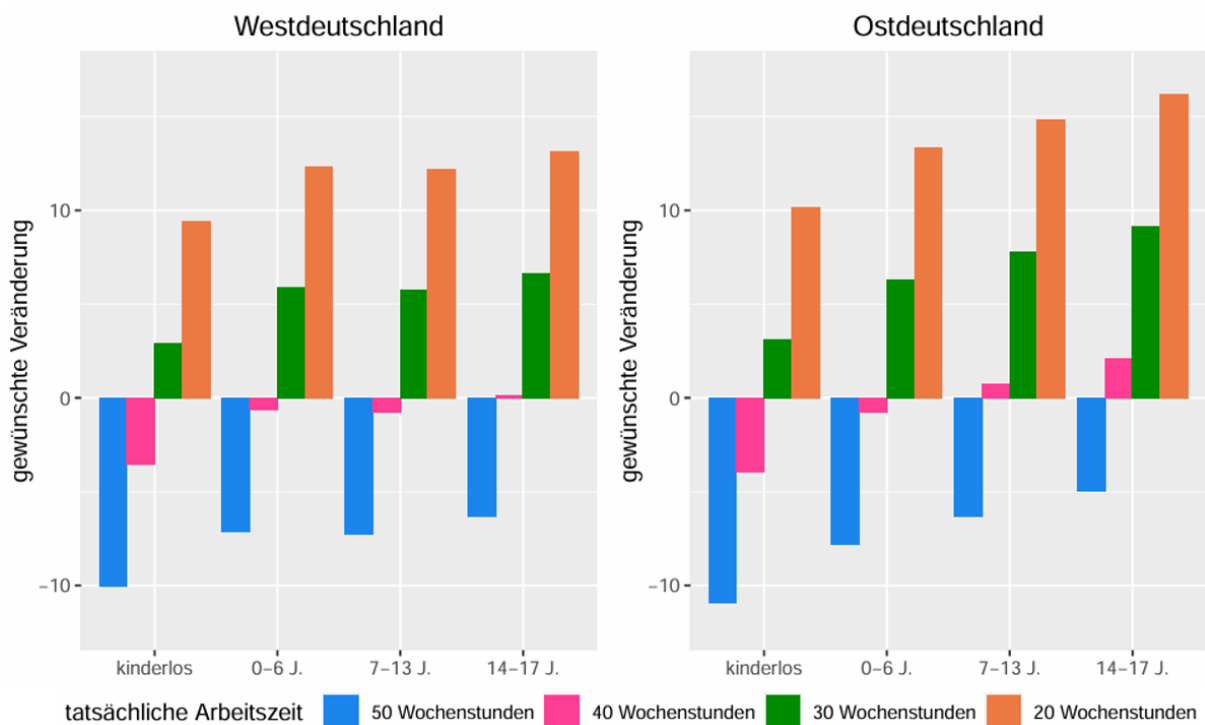
Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Wie dies im Detail mit der Familiensituation zusammenhängt, wird in Abbildung 9 veranschaulicht. Dieser liegt eine Modifikation von Modell 1 zu Grunde, bei welcher eine Interaktion zwischen dem Alter des jüngsten Kindes und der tatsächlichen Arbeitszeit hinzugefügt wurde (Tabelle A8). Die hochsignifikanten Interaktionseffekte deuten darauf hin, dass der Effekt der tatsächlichen Arbeitszeit auf die präferierte Arbeitszeit von der Familiensituation abhängt. Abbildung 9 zeigt einen Vergleich zwischen der tatsächlichen Arbeitszeit und der geschätzten präferierten Arbeitszeit. Dabei wird jeweils die Differenz aus beiden, das heißt die gewünschte Veränderung der Arbeitszeit, dargestellt⁹. Aus der Abbildung geht hervor, dass kinderlose Männer, die 50 Stunden pro Woche arbeiten, ihre Arbeitszeit am stärksten reduzieren möchten. In Westdeutschland handelt es sich dabei um eine gewünschte Reduktion um 10 Wochenstunden,

⁹ Die Vorbesetzung der weiteren Kovariaten erfolgte analog zu den anderen Schätzungen. Zusätzlich wurde das Alter auf 40 Jahre festgelegt.

in Ostdeutschland sind es 11 Wochenstunden. Damit wird in erster Linie der Wunsch deutlich, keine Überstunden mehr zu leisten. Dies gilt ebenso für Väter, allerdings in einem geringeren Ausmaß. Kinderlose Männer mit einer wöchentlichen Arbeitszeit von 40 Stunden wünschen sich eine Arbeitszeitreduktion von rund vier Wochenstunden. In Westdeutschland fällt die gewünschte Reduktion für Väter mit Kindern unter 14 Jahren deutlich geringer aus; Väter von älteren Kindern möchten nicht von ihrer 40-Stunden-Woche abweichen. In Ostdeutschland ist für Väter mit dem jüngsten Kind zwischen null und sechs Jahren und einer tatsächlichen Arbeitszeit von 40 Wochenstunden der Wunsch nach einer leichten Arbeitszeitreduktion erkennbar, während Väter älterer Kinder ihre Arbeitszeit etwas erhöhen möchten. Im Falle einer tatsächlichen Arbeitszeit von 30 bzw. 20 Wochenstunden besteht bei den betrachteten Männern der Wunsch nach einer deutlichen Erhöhung der Arbeitszeit. Sowohl in West- als auch in Ostdeutschland wird von Vätern eine stärkere Arbeitszeitausweitung angestrebt als von kinderlosen Männern. Diese Arbeitszeitausweitung fällt in Ostdeutschland etwas höher aus als in Westdeutschland. Am größten ist die gewünschte Erhöhung der Arbeitszeit für Väter mit über 14-jährigen Kindern und einer wöchentlichen Arbeitszeit von 20 Stunden. Sie beträgt für Westdeutschland rund 13 und für Ostdeutschland rund 16 Wochenstunden.

Abbildung 9: Vergleich zwischen tatsächlicher und präferierter Arbeitszeit (2019)



Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Werden das Alter und die tatsächliche Arbeitszeit in Modell 2 aufgenommen, verschwindet der signifikante Effekt des linearen Zeittrends in Westdeutschland (Tabelle 10). Sowohl der Haupteffekt als auch die Interaktionseffekte sind nicht mehr signifikant und nahe null. Unter Kontrolle des Alters und der tatsächlichen Arbeitszeit kann damit für Westdeutschland keine Änderung der Arbeitszeitpräferenz im Zeitverlauf mehr festgestellt werden. Im Gegensatz dazu bleiben die Effekte für Ostdeutschland weitgehend stabil. Die oben gezogenen Schlüsse bleiben damit bestehen: Die Väter in Ostdeutschland haben ihr Verhalten an das der westdeutschen Väter angeglichen und neigen nun ebenso zu einer Arbeitszeitausweitung, welche sogar etwas stärker ausfällt als in Westdeutschland. Ein Wandel gemäß der Neuen Vaterschaft ist nicht erkennbar.

Tabelle 10: Reproduktion: Modell 2 inklusive Alter und tatsächlicher Arbeitszeit

	Modell 2			
	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler
Alter des jüngsten Kindes (Ref.: keine Kinder)				
jüngstes Kind 0-6 Jahre	0,44·	0,24	-0,47	0,58
jüngstes Kind 7-13 Jahre	0,27	0,29	-0,87	0,62
jüngstes Kind 14-17 Jahre	0,05	0,38	-0,54	0,73
Alter	-0,09***	0,01	-0,09**	0,03
tatsächliche Arbeitszeit	0,30***	0,00	0,22***	0,01
linearer Zeittrend	-0,00	0,01	-0,10***	0,02
jüngstes Kind 0-6 Jahre×Zeittrend	-0,01	0,01	0,02	0,03
jüngstes Kind 7-13 Jahre×Zeittrend	0,00	0,01	0,05·	0,03
jüngstes Kind 14-17 Jahre×Zeittrend	0,01	0,02	0,06·	0,03
Konstante	29,35***	0,40	33,67***	0,94
Fallzahl (Personenjahre)	53.491		13.491	
R ²	0,522		0,463	

Signifikanzniveau: *** = $p < 0,001$; ** = $p < 0,01$; * = $p < 0,05$; · = $p < 0,1$

Das Modell enthält zudem alle in Modell 1 ausgewiesenen Variablen.

Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Die Ergebnisse der übrigen Modelle unterscheiden sich nicht wesentlich von denen ohne Einbezug von Alter und tatsächlicher Arbeitszeit (Tabelle A9 bis Tabelle A13), weswegen sie hier nicht noch einmal besprochen werden. Eine Ausnahme stellt Modell 5 dar, welches Tabelle 11 zu entnehmen ist. In Kontrast zu den Ergebnissen der Reproduktion zeigen sich hier signifikante Interaktionseffekte, wenn die Partnerin eine höhere Bildung aufweist als der Mann. Für Westdeutschland können in diesem Fall für Väter mit Kindern der jüngsten und ältesten Altersgruppe eine signifikante Verringerung der Arbeitszeitpräferenzen festgestellt werden. Dies steht im Einklang mit den aus den ökonomischen Theorien abgeleiteten Erwartungen. Demgegenüber kommt es bei ostdeutschen Vätern mit Kindern zwischen 14 und 17 Jahren zu einer signifikanten Erhöhung der Arbeitszeitpräferenz, wenn die Partnerin eine höhere Bildung aufweist. Dies könnte darin begründet sein, dass der höhere Verdienstaufschlag der Frau, die eine höhere Bildung aufweist und mit den Kindern zu Hause bleibt, durch eine Ausweitung der Arbeitszeiten beim Mann versucht wird auszugleichen. Väter mit jüngeren Kindern möchten weiterhin gleich viel arbeiten wie vor der Familiengründung, was darauf schließen lässt, dass die Frau sich hauptsächlich um die Kinder kümmert. Wenn die Frau aber eine höhere Bildung hat, geht dadurch tendenziell mehr Einkommen verloren, was vom Mann versucht wird wieder aufzuholen, wenn die Kinder älter sind.

Tabelle 11: Reproduktion: Modell 5 inklusive Alter und tatsächlicher Arbeitszeit

	Modell 5			
	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler
Alter des jüngsten Kindes (Ref.: keine Kinder)				
jüngstes Kind 0-6 Jahre	0,38*	0,18	-0,37	0,37
jüngstes Kind 7-13 Jahre	0,32	0,20	-0,25	0,40
jüngstes Kind 14-17 Jahre	0,60*	0,25	-0,07	0,46
Alter	-0,08***	0,01	-0,09**	0,03
tatsächliche Arbeitszeit	0,30***	0,00	0,22***	0,01
Bildungsrelation (Ref.: gleich hohe Bildung)				
Partnerin höhere Bildung	0,08	0,20	-1,01*	0,44
Mann höhere Bildung	0,18	0,20	0,37	0,47
jüngstes Kind 0-6 Jahre×Part- nerin höhere Bildung	-0,47*	0,23	0,78	0,49
jüngstes Kind 0-6 Jahre×Mann höhere Bildung	-0,03	0,23	0,40	0,53
jüngstes Kind 7-13 Jahre×Partnerin höhere Bil- dung	-0,19	0,25	0,81	0,52
jüngstes Kind 7-13 Jahre×Mann höhere Bildung	0,18	0,24	0,49	0,56
jüngstes Kind 14-17 Jahre×Partnerin höhere Bil- dung	-0,69*	0,32	1,16*	0,59
jüngstes Kind 14-17 Jahre×Mann höhere Bildung	-0,36	0,30	0,49	0,63
Konstante	29,33***	0,42	34,75***	0,94
Fallzahl (Personenjahre)	53.491		13.491	
R ²	0,524		0,468	

Signifikanzniveau: *** = $p < 0,001$; ** = $p < 0,01$; * = $p < 0,05$; · = $p < 0,1$

Das Modell enthält zudem alle in Modell 1 ausgewiesenen Variablen und Dummy-Variablen für das aktuelle Jahr.
Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

5 Fazit

Die vorliegende Masterarbeit stellt eine Replikation sowie Reproduktion einer Studie von Matthias Pollmann-Schult aus dem Jahr 2008 dar. Diese beschäftigte sich mit den Arbeitszeitpräferenzen von Vätern in Westdeutschland. Im ersten Schritt wurde die Studie repliziert, um das Vorgehen und die Ergebnisse zu überprüfen. Im zweiten Schritt erfolgte die Reproduktion der Studie mit einer Erweiterung um aktuelle Daten, um einen Vergleich zwischen West- und Ostdeutschland sowie um zwei zusätzliche Kovariaten.

Für die Erklärung der Arbeitszeitpräferenzen von Vätern wurden verschiedene theoretische

Ansätze beschrieben. Die ökonomischen Erklärungsansätze sind geschlechterneutral formuliert und gehen davon aus, dass die Entscheidung über die innerfamiliäre Arbeitsteilung anhand der Ressourcenausstattung der Akteure erfolgt. Die geschlechtersoziologischen Theorien versuchen zu erklären, warum ein bestimmtes Geschlecht in der Gesellschaft meist mit einer bestimmten Form von Arbeit verbunden wird. Das Konzept der Neuen Vaterschaft geht darüber hinaus von einem zeitlichen Wandel von Vaterschaft und einem zunehmenden Engagement von Vätern in der direkten Fürsorge für die Kinder aus. Abschließend wurden die unterschiedlichen kulturellen Leitbilder in der ehemaligen DDR und der früheren BRD betrachtet, welche das Verhalten und die Einstellungen zur innerfamiliären Arbeitsteilung bis heute prägen.

Ebenso wie in der Originalstudie erfolgte die Analyse anhand von Daten des SOEP. Für die Replikation wurden die Daten der Jahre 1985 bis 2006 für Westdeutschland herangezogen und für die Reproduktion die Daten der Jahre 1991 bis 2019 für West- und Ostdeutschland. Es wurden mehrere Modelle mittels Random-Effects-Regressionen geschätzt mit dem Alter des jüngsten Kindes als zentraler unabhängiger Variable. Zudem wurden der Zeittrend, die Erwerbssituation der Partnerin sowie die Einstellungen zu Geschlecht und Arbeitsteilung als mögliche Erklärungsfaktoren geprüft.

Die Arbeit kommt zu folgenden Ergebnissen: Vaterschaft hat in Westdeutschland einen positiven Effekt auf die präferierte Arbeitszeit. Dies gilt insbesondere, wenn die Kinder jünger als 14 Jahre sind. Der Effekt ist jedoch sehr schwach und geht selten über eine Veränderung von einer Wochenstunde hinaus. Im Zeitverlauf sind nur sehr geringe Änderungen der Arbeitszeitpräferenzen erkennbar. Ein Wandel im Sinne der Neuen Vaterschaft zeigt sich nicht. Auch die Einstellungen zu Geschlecht und Arbeitsteilung haben nur geringe bis keine Auswirkungen auf die präferierte Arbeitszeit von Vätern. Es wird aber die Tendenz zu höheren Arbeitszeiten bei denjenigen deutlich, die dem Berufserfolg eine hohe Wichtigkeit beimessen. Die stärkste Erklärungskraft für den Effekt von Vaterschaft auf die Arbeitszeitpräferenz hat die Erwerbssituation der Partnerin. Wenn diese über ein monatliches Einkommen von 2.000 € und mehr verfügt, vollzeitbeschäftigt oder höher gebildet ist als der Mann, neigen Väter eher zu niedrigeren Arbeitszeiten als kinderlose Männer. Allerdings sind die Effekte auch hier recht schwach.

Für Ostdeutschland ergeben sich ähnliche Ergebnisse. Hervorzuheben ist hier in erster Linie die Entwicklung der Arbeitszeitpräferenz im Zeitverlauf. Kurz nach der Wiedervereinigung wirkten die Unterschiede der Familienpolitik der DDR im Vergleich zur BRD noch nach und ließen etwas niedrigere präferierte Arbeitszeiten bei Vätern im Vergleich zu kinderlosen Männern erkennen. Im Zeitverlauf hat sich dies jedoch umgekehrt, sodass im Jahr 2019 auch ostdeutsche Väter höhere Arbeitszeitpräferenzen aufweisen als kinderlose Männer. Die

Unterschiede fallen sogar etwas größer aus als in Westdeutschland, was durch das niedrigere Lohnniveau in Ostdeutschland erklärt werden kann. Darüber hinaus kann auch für Ostdeutschland die Erwerbssituation der Partnerin als zentraler Erklärungsfaktor für den Effekt von Vaterschaft ausgemacht werden.

Alles in allem war die Replikation größtenteils erfolgreich. Zwar ergaben sich einige kleine Abweichungen zu den Ergebnissen von Pollmann-Schult (2008) und es konnten ein paar Unstimmigkeiten beim analytischen Vorgehen ausgemacht werden. Trotzdem konnte die Gesamtaussage für alle Modelle repliziert werden. Auch bei der Reproduktion gab es keine großen Veränderungen. Ein Kritikpunkt an der Originalstudie betrifft die Merkmale Alter und tatsächliche Arbeitszeit, welche bei Pollmann-Schult (2008) nicht berücksichtigt wurden, sich aber bei der Reproduktion als wichtige Determinanten der präferierten Arbeitszeit herausgestellt haben. Des Weiteren sollte sich zukünftige Forschung mit einer anderen Operationalisierung des Alters des jüngsten Kindes auseinandersetzen. So sei in jeden Fall zu einer zusätzlichen Kategorie für Kinder zwischen zwei und sechs Jahren angeraten; die Operationalisierung als metrische Variable kann ebenfalls sinnvoll sein. In der Literatur wurde zudem auch die Anzahl der Kinder als Prädiktor verwendet, was auch für die vorliegende Analyse von Interesse sein kann. Zu guter Letzt wurde auch Kritik an der Random-Effects-Regression als Analyseverfahren angebracht. So deuten die Ergebnisse der durchgeführten Hausman-Tests auf eine bessere Schätzung mittels Fixed-Effects-Modellen hin. Anschließende Forschungsvorhaben können daran anknüpfen und durch Modifikationen weniger Variablen die Analyse mit Fixed-Effects-Modellen wiederholen.

Zusammenfassend soll betont werden, dass bei der Interpretation und Einordnung der Ergebnisse nicht außer Acht gelassen werden darf, dass es sich um sehr schwache Effekte handelt. Eine Reduktion der tatsächlichen Arbeitszeit um eine Wochenstunde wird nicht zu einer relevanten Ausweitung der Care-Arbeit führen. Genauso wenig kann von einer merklichen Erhöhung des Engagements in der Care-Arbeit ausgegangen werden, wenn sich die präferierte Arbeitszeit um eine Wochenstunde verringert. Im Großen und Ganzen kommt die durchgeführte Analyse zu dem Ergebnis, dass sich die Arbeitszeitpräferenzen von kinderlosen Männern und Vätern nur in einem sehr geringen Ausmaß unterscheiden. Dies spiegelt sich beispielsweise auch in der geringen Inanspruchnahme von Elternzeit und -geld bei Vätern wider. Der Anteil männlicher Bezieher an allen Elterngeldbezügen ist in den letzten Jahren zwar kontinuierlich angestiegen und lag im Jahr 2022 bei 26 %. Jedoch lag die Dauer der Bezüge für Väter bei durchschnittlich 3,6 Monaten, bei Müttern hingegen bei 14,6 Monaten (Destatis 2023b). Außerdem kehrt nach der Elternzeit der Großteil der Väter wieder in eine Vollzeitbeschäftigung

zurück, während die Mütter eher eine Teilzeitbeschäftigung aufnehmen (OECD 2017: 51).

Im Hinblick auf die Erwerbssituation der Partnerin als wichtigem Erklärungsfaktor für den Effekt von Vaterschaft liegt die Schlussfolgerung nahe, dass es hauptsächlich finanzielle Hürden sind, die Väter an einer Reduktion ihrer Arbeitszeit hindern. Wird die Formulierung der Frage nach der Arbeitszeitpräferenz im SOEP genauer betrachtet fällt auf, dass die gewünschte Arbeitszeit vor dem Hintergrund, dass sich der Verdienst entsprechend der Arbeitszeit ändern würde, angegeben werden soll. Eine geringe Veränderung der Arbeitszeitpräferenz von Vätern gegenüber kinderlosen Männern bzw. eine Erhöhung der Arbeitszeitpräferenz muss also nicht in jedem Fall bedeuten, dass die Väter ihre Arbeitszeit nicht reduzieren wollen, sondern dass sie es aufgrund der finanziellen Situation nicht können. Im aktuellen Väterreport des Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend begründeten 53 % der Väter, die nicht in Elternzeit gehen, ihre Entscheidung mit zu hohen Einkommensverlusten. 22 % gaben sogar an, dass ihre Inanspruchnahme von Elternzeit die Familie in Existenznöte gebracht hätte (Juncke et al. 2023: 37). Hier zeigen sich die Auswirkungen des Gender Pay Gap: die Löhne von Männern sind weiterhin im Durchschnitt deutlich höher als die von Frauen (Destatis 2024a), weswegen beim Einkommen der Mutter eher Abstriche gemacht werden können als bei dem Einkommen des Vaters. Darüber hinaus bestehen in Deutschland wohlfahrtsstaatliche Rahmenbedingungen, die das traditionelle Familienmodell mit einem Familienernährer begünstigen. Dazu zählt beispielsweise das Ehegattensplitting, von welchem vor allem Paare mit hohen Einkommensdifferenzen profitieren (Possinger 2013: 89f.).

Der Abbau der strukturellen Benachteiligung von Frauen auf dem Arbeitsmarkt kann demnach zu einer zunehmend gleichberechtigten innerfamiliären Arbeitsteilung beitragen. Bereits im Jahr 2008 haben Klenner & Pfahl Elemente für ein neugestaltetes Arbeitszeitkonzept definiert, das die gerechte Aufteilung von Erwerbs- und Care-Arbeit zwischen Frauen und Männern gewährleisten soll. Dazu gehören neben dem Abbau der steuerlichen Vorteile für Familien mit einem Alleinverdiener auch die Abkehr von der Norm eines Acht-Stunden-Tages und damit die Etablierung neuer Arbeitszeitstandards für unterschiedliche Lebensphasen. Außerdem müssen die Arbeitgebenden davon ausgehen, dass nicht nur Frauen, sondern auch Männer sowohl in Erwerbs- als auch in Care-Arbeit eingebunden sind (Klenner & Pfahl 2008: 35f.). Eine gerechte Arbeitsteilung fördert nicht nur die Gleichberechtigung der Geschlechter, sondern auch die Gesundheit der Beteiligten. Eine Untersuchung im Auftrag des Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend kam zu dem Ergebnis, dass rund 24 % der Frauen und rund 14 % der Männer durch Erwerbs- und Care-Arbeit so belastet sind, dass aus ärztlicher Sicht ein Bedarf nach speziellen Vorsorge- oder RehaMaßnahmen besteht (Sommer et al. 2021: 46).

Außerdem belegen Studien, dass lange Arbeitszeiten von Vätern zu Verhaltensauffälligkeiten sowie sozialen und emotionalen Problemen bei Kindern führen können (Johnson et al. 2013: 63; Li & Pollmann-Schult 2016: 15).

Die vorliegende Masterarbeit kommt damit zu dem gleichen Schluss wie Pollmann-Schult (2008: 513): „Eine sichtbar stärkere und dauerhafte Beteiligung der Väter an der Familienarbeit auch auf Kosten der Erwerbsarbeit wäre [...] erst dann zu erwarten, wenn sich die Einkommenschancen der Mütter deutlich verbessern“. Es bedarf einer entsprechenden Anpassung der Familien- und Zeitpolitik, um die Situation von Familien nachhaltig zu verbessern und eine gerechte Verteilung von Arbeit zu ermöglichen.

LITERATURVERZEICHNIS

- Aarntzen, L., B. Derks, E. van Steenbergen & T. van der Lippe, 2023: When work–family guilt becomes a women's issue: Internalized gender stereotypes predict high guilt in working mothers but low guilt in working fathers. *British Journal of Social Psychology* 62: 12–29.
- Abendroth, A.-K. & L. Lükemann, 2023: Transition to fatherhood and adjustments in working hours: The importance of organizational policy feedback. *Journal of Family Research* 35: 535–552.
- Abendroth, A.-K. & S. Pausch, 2018: German fathers and their preferences for shorter working hours for family reasons. *Community, Work & Family* 21 (4): 463–481.
- Adler, M. & K. Lenz, 2016: Väter und Familienpolitik im internationalen Vergleich. *DJI Impulse* 112 (1): 32–38.
- Allison, P.D., 2009: *Fixed Effects Regression Models*. Thousand Oaks: Sage.
- Barth, D., J. Jessen, C.K. Spieß & K. Wrohlich, 2020: Mütter in Ost und West: Angleichung bei Erwerbstätigenquoten und Einstellungen, nicht bei Vollzeitwerbstätigkeit.“ *DIW Wochenbericht* 38: 699–706.
- Baur, N. & J. Luedtke, 2008: *Die soziale Konstruktion von Männlichkeit: Hegemoniale und marginalisierte Männlichkeiten in Deutschland*. Leverkusen-Opladen: Verlag Barbara Budrich.
- Becker, G.S., 1982: *Der ökonomische Ansatz zur Erklärung menschlichen Verhaltens*. Tübingen: Mohr Siebeck Verlag.
- Becker, G.S., 1991: *A treatise on the family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Bell, A. & K. Jones, 2015: Explaining Fixed Effects: Random Effects Modeling of Time-Series Cross-Sectional and Panel Data. *Political Science Research and Methods* 3 (1): 133–153.
- Bemelmann, O. & S. Groß, 2024: Arbeitsmoral der Generation Z: Wohlstandsgefährdung oder Chance? (<https://www.tagesschau.de/wirtschaft/arbeitsmarkt/generation-z-arbeitsmarkt-100.html>, 22.05.2024).
- Berk, R. & S.F. Berk, 1983: Supply-Side Sociology of the Family. The Challenge of the New Home Economics. *Annual Review of Sociology* 9: 375–395.
- Bernhardt, J. & M. Bünning, 2017: Arbeitszeiten von Vätern: Welche Rolle spielen betriebskulturelle und betriebsstrukturelle Rahmenbedingungen? *Zeitschrift für Familienforschung* 29 (1): 49–71.
- Bernhardt, J., L. Hipp & J. Allmendinger, 2016: Warum nicht fifty-fifty? Betriebliche Rahmenbedingungen der Aufteilung von Erwerbs- und Fürsorgearbeit in Paarfamilien. *WZB Discussion Paper SP I 2016–501*.
- Blau, P.M., 1964: *Exchange and Power in Social Life*. New York/London/Sydney: Wiley.
- BMFSFJ - Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (Hrsg.), 2001: *Die Rolle des Vaters in der Familie. Zusammenfassung des Forschungsberichts*. Berlin.
- BMFSFJ - Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend, 2008: *Der lange Weg zur Gleichstellung: Gleichberechtigungsgesetz vor 50 Jahren in Kraft getreten*.

- (<https://www.bmfsfj.de/bmfsfj/aktuelles/alle-meldungen/der-lange-weg-zur-gleichstellung-gleichberechtigungsgesetz-vor-50-jahren-in-kraft-getreten-81400>, 22.02.2024).
- bpb - Bundeszentrale für politische Bildung, 2018: Gleichberechtigung wird Gesetz. (<https://www.bpb.de/kurz-knapp/hintergrund-aktuell/271712/gleichberechtigung-wird-gesetz/>, 22.02.2024).
- Brüderl, J., 2008: Replikationen in den Sozialwissenschaften. Folien für die Universität Mannheim. (<https://docplayer.org/6414796-Replikation-in-den-sozialwissenschaften.html>, 16.05.2024).
- Brüderl, J., 2010: Kausalanalyse mit Paneldaten. S. 963–994 in: H. Best (Hrsg.), Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Brüderl, J., 2013: Sind die Sozialwissenschaften wissenschaftlich? Ergebnisse eines Replikationsexperimentes. Folien zur Tagung VIU Venedig „Rational Choice Soziologie“. (<https://www.sociologie.uni-muenchen.de/venedig/venice13/bruederl.pdf>, 16.05.2024).
- Buchholz, S. & H.-P. Blossfeld, 2009: Beschäftigungsflexibilisierung in Deutschland. Wen betrifft sie und wie hat sie sich auf die Veränderung sozialer Inklusion/Exklusion in Deutschland ausgewirkt? S. 123–138 in: R. Stichweh & P. Windolf (Hrsg.), Inklusion und Exklusion. Analysen zur Sozialstruktur und sozialen Ungleichheit. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Buschner, A., 2014: Die Arbeitsteilung gleichgeschlechtlicher Paare in Deutschland. Bamberger Beiträge zur Soziologie, Band 11.
- Butler, J., 1991: Das Unbehagen der Geschlechter. Berlin: Suhrkamp Verlag.
- Dahrendorf, R., 2010: Homo Sociologicus: Ein Versuch zur Geschichte, Bedeutung und Kritik der Kategorie der sozialen Rolle. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Dempster-McClain, D. & P. Moen, 1989: Moonlighting husbands. A life-cycle perspective. *Work and Occupations* 16: 43–64.
- Destatis - Statistisches Bundesamt, 2023a: Betreuungsquote von Kindern unter 6 Jahren nach Bundesländern, Stand 27.09.2023. (<https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Soziales/Kindertagesbetreuung/Tabellen/betreuungsquote.html#fussnote-1-118856>, 13.05.2024).
- Destatis - Statistisches Bundesamt, 2023b: Elterngeld 2022: Väteranteil steigt weiter auf 26,1 %. Pressemitteilung Nr. 123 vom 29. März 2023. (https://www.destatis.de/DE/Presse/Pressemitteilungen/2023/03/PD23_123_22922.html, 02.02.2024).
- Destatis - Statistisches Bundesamt, 2024a: Gender Pay Gap 2023: Frauen verdienen pro Stunde 18 % weniger als Männer. Pressemitteilung Nr. 027 vom 18. Januar 2024. (https://www.destatis.de/DE/Presse/Pressemitteilungen/2024/01/PD24_027_621.html, 19.01.2024).
- Destatis - Statistisches Bundesamt, 2024b: Verbraucherpreisindex und Inflationsrate. (https://www.destatis.de/DE/Themen/Wirtschaft/Preise/Verbraucherpreisindex/_inhalt.html#238920, 01.03.2024).
- Destatis - Statistisches Bundesamt, 2024c: Vollzeitätigkeit. (<https://www.destatis.de/DE/Themen/Arbeit/Arbeitsmarkt/Glossar/vollzeittaetigkeit.html>, 13.05.2024).

- Dommermuth, L. & R.H. Kitterød, 2009: Fathers' employment in a father-friendly welfare state: does fatherhood affect men's working hours? *Community, Work & Family* 12 (4): 417–436.
- Gallus, A., 2007: Ronald Inglehart, The Silent Revolution. Changing Values and Political Styles Among Western Publics, Princeton/New Jersey 1977. S. 190–194 in: S. Kailitz (Hrsg.), *Schlüsselwerke der Politikwissenschaft*. Wiesbaden: Springer Fachmedien.
- Geist, C. & L. Ruppner, 2018: Mission Impossible? New Housework Theories for Changing Families. *Journal of Family Theory & Review* 10 (1): 242–262.
- Gerhard, U., 2015: Abschied vom männlichen Ernährer: Zur Geschichte eines langsam verschwindenden Geschlechtermodells. Beitrag auf der WSI-Gleichstellungstagung. (https://www.boeckler.de/pdf/v_2015_09_17_gerhard.pdf, 22.02.2024).
- Gerhard-Teuscher, U., 1982: Aus aktuellem Anlass: Über Frauenarbeitslosigkeit oder ‚Wenn uns die Zeit unter den Füßen brennt‘. *Feministische Studien* 1 (1): 127–136.
- Gerum, M., 2021: Die Aufteilung der Erwerbsarbeit, der Hausarbeit und der Kinderbetreuung in Abhängigkeit vom Alter des Kindes. Dissertation, Georg-August-Universität Göttingen.
- Giesselmann, M. & M. Windzio, 2012: *Regressionsmodelle zur Analyse von Paneldaten*. Wiesbaden: Springer VS.
- Gildemeister, R. & K. Hericks, 2012: *Geschlechtersoziologie. Theoretische Zugänge zu einer vertrackten Kategorie des Sozialen*. München: Oldenbourg Wissenschaftsverlag.
- Glauber, R. & K.L. Gozjolko, 2011: Do Traditional Fathers Always Work More? Gender Ideology, Race, and Parenthood. *Journal of Marriage and Family* 73 (5): 1133–1148.
- Gottschall, K., 2018: „Arbeit, Beschäftigung und Arbeitsmarkt aus der Genderperspektive. S. 361–395 in: F. Böhle, G.G. Voß & G. Wachtler (Hrsg.), *Handbuch Arbeitssoziologie*. Band 2: Akteure und Institutionen. Wiesbaden: Springer VS.
- Grunow, D. & D. Müller, 2012: Kulturelle und strukturelle Faktoren bei der Rückkehr in den Beruf: Ostdeutsche, westdeutsche und ost-west-mobile Mütter im Vergleich. IAB-Discussion Paper 2.
- Halaby, C., 2004: Panel Models in Sociological Research. *Annual Review of Sociology* 30: 507–544.
- Hammermann, A. & H. Schäfer, 2024: Arbeitszeitwünsche von jungen Beschäftigten. IW-Kurzbericht 24.
- Hannover, B. & K. Ollrogge, 2021: Bildungsungleichheiten zwischen den Geschlechtern. (<https://www.bpb.de/themen/bildung/dossier-bildung/315992/bildungsungleichheiten-zwischen-den-geschlechtern/>, 23.01.2024).
- Hansen, N., 2024: Stand der Forschung: Gesünder und produktiver dank Viertagewoche?. (<https://www.tagesschau.de/wissen/gesundheit/viertagewoche-gesundheit-100.html>, 22.05.2024).
- Hergatt Huffman, A., K.J. Olson, T.C. O’Gara Jr. & E.B. King, 2014: Gender role beliefs and fathers’ work-family conflict. *Journal of Managerial Psychology* 29 (7): 774–793.
- Heyne, S. & T. Wolbring, 2022: Do Mothers and Fathers in Germany Really Prefer a Traditional Division of Labor? The Impact of Working Hours on Life Satisfaction Reconsidered. *Zeitschrift für*

- Soziologie 51 (3): 298–306.
- Hill, P.B. & J. Kopp, 2013: Familiensoziologie: Grundlagen und theoretische Perspektiven. Wiesbaden: Springer VS.
- Hill, T.D., A.P. Davis, J.M. Roos & M.T. French, 2019: Limitations of Fixed-Effects Models for Panel Data. *Sociological Perspectives* 63 (3): 357–369.
- Hipp, L., F. Molitor, J. Leschke & S. Bekker, 2017: Teilzeitväter? Deutschland, Schweden, Irland und die Niederlande im Vergleich. *Zeitschrift für Familienforschung* 29 (1): 32–48.
- Hobler, D. & S. Pfahl, 2015: Einflussfaktoren auf die Arbeitszeitdauer von Vätern nach den Elternge-ldmonaten. Berlin: Friedrich-Ebert-Stiftung.
- Hoherz, S. & M. Bryan, 2020: Provider or Father? British Men's Work Hours and Work Hour Preferences after the Birth of a Child. *Work, Employment and Society* 34 (2): 193–210.
- Johnson, S., J. Li, G. Kendall, L. Strazdins & R. Jacoby, 2013: Mothers' and Fathers' Work Hours, Child Gender, and Behavior in Middle Childhood. *Journal of Marriage and Family* 75: 56–74.
- Juncke, D., C. Samtleben & E. Stoll, 2023: Väterreport 2023. Entwicklungen und Daten zur Vielfalt der Väter in Deutschland. Berlin: Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend.
- Kaminsky, A., 2016: Frauen in der DDR. Berlin: Christoph Links Verlag.
- Kanji, S., 2013: Do fathers work fewer paid hours when their female partner is the main or an equal earner? *Work, Employment and Society* 27 (2): 326–342.
- Kelle, N., L. Romeu Gordo & J. Simonson, 2022: Kind – und dann? Wandel partnerschaftlicher Erwerbsverläufe drei Jahre nach dem Übergang in die Elternschaft. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 74 (3): 329–351.
- Keller, M. & T. Körner, 2023: Closing the gap? Erwerbstätigkeit und Arbeitszeit von Müttern und Vätern nach 15 Jahren Elternge-ld. *WISTA – Wirtschaft und Statistik* 75 (4): 88–101.
- Klenner, C. & S. Pfahl, 2008: Jenseits von Zeitnot und Karriereverzicht - Wege aus dem Arbeitszeitdilemma: Arbeitszeiten von Müttern, Vätern und Pflegenden. *WSI-Diskussionspapier* 158.
- Kühhirt, M., 2012: Childbirth and the Long-Term Division of Labour within Couples: How do Substitution, Bargaining Power, and Norms affect Parents' Time Allocation in West Germany? *European Sociological Review* 28 (5): 565-582.
- Kümmerling, A., 2018: Geschlechtsspezifische Unterschiede in den Arbeitszeiten. *IAQ-Report* 8.
- Lachance-Grzela, M. & G. Bouchard, 2010: Why Do Women Do the Lion's Share of Housework? A Decade of Research. *Sex Roles* 63 (11-12): 767–780.
- Lamb, M., J. Pleck & E. Charnov, 1985: Paternal behavior in humans. *American Zoologist*, 25 (3): 883-894.
- Laß, I. & H. Heddendorp, 2017: Nur aufgeschlossen oder wirklich überzeugt? Konzeption und Rahmenbedingungen aktiver Vaterschaft. S. 71–103 in: I. Gerlach (Hrsg.), Elternschaft. Zwischen Autonomie und Unterstützung. Wiesbaden: Springer Fachmedien.
- Lawitzky, C & A. Weyh, 2023: Der Preis von Mutterschaft – Die Lohnlücke zwischen Frauen mit und

- ohne Kinder in Ost- und Westdeutschland. *Gender – Zeitschrift für Geschlecht, Kultur und Gesellschaft* 15 (1): 119–137.
- Li, J. & M. Pollmann-Schult, 2016: Fathers' commute to work and children's social and emotional well-being in Germany. *Journal of Family and Economic Issues* 37 (3): 488-501.
- Li, X., C. Zerle-Elsäßer, C. Entleitner-Phleps & M. Schier, 2015: *Väter 2015: Wie aktiv sind sie, wie geht es ihnen und was brauchen sie?* München: Deutsches Jugendinstitut.
- Lippmann, Q., A. Georgieff & C. Senik, 2019: *Undoing Gender with Institutions: Lessons from the German Division and Reunification*. IZA Discussion Paper 12212.
- Meuser, M., 2012: Vaterschaft im Wandel. Herausforderungen, Optionen, Ambivalenzen. S. 63–80 in: K. Böllert & C. Peter (Hrsg.), *Mutter + Vater = Eltern? Sozialer Wandel, Elternrollen und soziale Arbeit*. Wiesbaden: Springer VS.
- Mückenberger, U., 1985: Die Krise des Normalarbeitsverhältnisses. Hat das Arbeitsrecht noch Zukunft? *Zeitschrift für Sozialreform* 31 (7): 415–434.
- Oberndorfer, R. & H. Rost, 2005: Neue Väter - Anspruch und Realität. *Zeitschrift für Familienforschung* 17 (1): 50–65.
- Obertreis, G., 1986: *Familienpolitik in der DDR 1945-1980*. Opladen: Leske + Budrich.
- OECD - Organisation for Economic Cooperation and Development, 2017: *Dare to share: Germany's experience promoting equal partnership in families*. OECD Publishing.
- Ott, N., 1993: Zum Rationalverhalten familialer Entscheidungen. S. 25–51 in: C. Born & H. Krüger (Hrsg.), *Erwerbsverläufe von Ehepartnern und die Modernisierung weiblicher Lebensläufe*. Weinheim: Deutscher-Studien-Verlag.
- Parsons, T., 1968a: *Beiträge zur soziologischen Theorie*. Neuwied am Rhein/Berlin: Luchterhand.
- Parsons, T., 1968b: *Sozialstruktur und Persönlichkeit*. Frankfurt am Main: Verlag Dietmar Klotz.
- Pollmann-Schult, M., 2008: Familiengründung und gewünschter Erwerbsumfang von Männern – Eine Längsschnittanalyse für die alten Bundesländer. *Zeitschrift für Soziologie* 37 (6): 498–515.
- Pollmann-Schult, M., 2012: Das Erwerbsverhalten von Vätern in Ost- und Westdeutschland. *Zeitschrift für Familienforschung, Sonderheft 2012*: 79–93.
- Pollmann-Schult, M. & J. Reynolds, 2017: The Work and Wishes of Fathers: Actual and Preferred Work Hours among German Fathers. *European Sociological Review* 33 (6): 823–838.
- Possinger, J., 2013: *Vaterschaft im Spannungsfeld von Erwerbs- und Familienleben*. Wiesbaden: Springer VS.
- Rainer, H., C. Albrecht, S. Bauernschuster, V. Endl-Geyer, A. Fichtl, T. Hener & J. Ragnitz, 2018: *Mauer in den Köpfen? Die Einstellungen und Verhaltensweisen Ost- und Westdeutscher 28 Jahre nach der Wende*. ifo Schnelldienst 21: 56–61.
- Schimank, U., 2016: *Handeln und Strukturen. Einführung in die akteurtheoretische Soziologie*. Weinheim und Basel: Beltz Juventa.
- Schröder, M., 2018: How working hours influence the life satisfaction of childless men and women,

- fathers and mothers in Germany. *Zeitschrift für Soziologie* 47 (1): 65–82.
- Sommer, J. B. Braun & S. Meyer: Studie zur Untersuchung der Bedarfe von Müttern/Vätern und pflegenden Frauen und Männern (mit und ohne Kinder im Haushalt) in Vorsorge- und Reha-Maßnahmen in Einrichtungen des Müttergenesungsnetzwerkes. Berlin: Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend.
- Stadler, B., 2018: Arbeitszeiten von Paaren im Wandel? S. 63–88 in: A. Schönauer, H. Eichmann & B. Saupe (Hrsg.), *Arbeitszeitlandschaften in Österreich*. Baden Baden: Nomos.
- Stertz, A.M., T. Grether & B.S. Wiese, 2017: Gender-role attitudes and parental work decisions after childbirth: A longitudinal dyadic perspective with dual-earner couples. *Journal of Vocational Behavior* 101: 104–118.
- Wanger, S., 2020: Entwicklung von Erwerbstätigkeit, Arbeitszeit und Arbeitsvolumen nach Geschlecht: Ergebnisse der IAB-Arbeitszeitrechnung nach Alter und Geschlecht (AZR AG) für die Jahre 1991-2019. IAB-Forschungsbericht 16.
- West, C. & D.H. Zimmerman, 1987: Doing Gender. *Gender & Society* 1 (2): 125–151.
- Wetterer, A., 2002: Arbeitsteilung und Geschlechterkonstruktion. „Gender at Work“ in theoretischer und historischer Perspektive. Konstanz: UVK-Verl.-Ges.
- Zulehner, P.M. & R. Volz, 1998: *Männer im Aufbruch. Wie Deutschlands Männer sich selbst und wie Frauen sie sehen*. Ostfildern: Schwabenverlag.

ANHANG

Tabelle A1: Reproduktion: Modell mit linearem Zeittrend (Modell 2)	69
Tabelle A2: Reproduktion: Modell mit Einkommen der Partnerin (Modell 3)	70
Tabelle A3: Reproduktion: Modell mit Erwerbsumfang der Partnerin (Modell 4)	71
Tabelle A4: Reproduktion: Modell mit Bildungsrelation (Modell 5)	72
Tabelle A5: Reproduktion: Modell mit Wichtigkeit Berufserfolg (Modell 6).....	73
Tabelle A6: Reproduktion: Modell mit Wichtigkeit Fürsorge (Modell 7).....	73
Tabelle A7: Reproduktion: Modell mit Wichtigkeitsrelation (Modell 8)	74
Tabelle A8: Reproduktion: Modell 1 inklusive Alter und Interaktion zwischen Alter des jüngsten Kindes und tatsächlicher Arbeitszeit	74
Tabelle A9: Reproduktion: Modell 3 inklusive Alter und tatsächlicher Arbeitszeit.....	75
Tabelle A10: Reproduktion: Modell 4 inklusive Alter und tatsächlicher Arbeitszeit.....	76
Tabelle A11: Reproduktion: Modell 6 inklusive Alter und tatsächlicher Arbeitszeit.....	77
Tabelle A12: Reproduktion: Modell 7 inklusive Alter und tatsächlicher Arbeitszeit.....	77
Tabelle A13: Reproduktion: Modell 8 inklusive Alter und tatsächlicher Arbeitszeit.....	78
R-Code erstellt mit R4.1.1 Tabelle A 14.....	79

Tabelle A1: Reproduktion: Modell mit linearem Zeittrend (Modell 2)

	Modell 2			
	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler
Alter des jüngsten Kindes (Ref.: keine Kinder)				
jüngstes Kind 0-6 Jahre	0,74**	0,27	-0,58	0,61
jüngstes Kind 7-13 Jahre	0,33	0,31	-1,14·	0,66
jüngstes Kind 14-17 Jahre	-0,18	0,42	-0,95	0,77
Migrationshintergrund	-0,49***	0,14	-0,24	0,56
Ausbildung (in Jahren)	0,08***	0,02	0,14**	0,05
Berufserfahrung (in Jahren)	0,13***	0,02	0,13**	0,04
quadr. Berufserfahrung/100	-0,31***	0,06	-0,37**	0,14
Bruttostundenlohn	-0,04***	0,00	-0,09***	0,01
öffentlicher Dienst	-0,94***	0,12	-0,63**	0,23
Betriebsgröße (Ref.: 1-19 Mitarbeitende)				
20-199 Mitarbeitende	0,08	0,11	0,32	0,20
200-1.999 Mitarbeitende	-0,14	0,12	0,47*	0,24
2.000+ Mitarbeitende	-0,06	0,12	0,20	0,25
selbstständig beschäftigt	3,91***	0,17	3,64***	0,31
linearer Zeittrend	-0,03**	0,01	-0,14***	0,02
jüngstes Kind 0-6 Jahre×Zeit- trend	-0,02*	0,01	0,03	0,03
jüngstes Kind 7-13 Jahre×Zeittrend	-0,00	0,01	0,06*	0,03
jüngstes Kind 14-17 Jahre×Zeittrend	0,02	0,02	0,07*	0,03
Konstante	38,59***	0,36	40,75***	0,77
Fallzahl (Personenjahre)	53.491		13.491	
R ²	0,451		0,428	

Signifikanzniveau: *** = p < 0,001; ** = p < 0,01; * = p < 0,05; · = p < 0,1.

Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Tabelle A2: Reproduktion: Modell mit Einkommen der Partnerin (Modell 3)

	Modell 3			
	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler
Alter des jüngsten Kindes (Ref.: keine Kinder)				
jüngstes Kind 0-6 Jahre	0,60**	0,22	0,49	0,45
jüngstes Kind 7-13 Jahre	0,87***	0,25	1,36*	0,54
jüngstes Kind 14-17 Jahre	0,67*	0,31	0,98	0,65
Einkommen Partnerin (Ref.: nicht erwerbstätig)				
1-1.999 €	0,22	0,22	0,28	0,46
2.000+ €	0,21	0,22	0,33	0,51
jüngstes Kind 0-6 Jahre×Enk. 1-1.999 €	-0,26	0,24	-0,31	0,51
jüngstes Kind 0-6 Jahre×Enk. 2.000+ €	-1,06***	0,25	-0,99·	0,57
jüngstes Kind 7-13 Jahre×Enk. 1-1.999 €	-0,58*	0,26	-1,14*	0,57
jüngstes Kind 7-13 Jahre×Enk. 2.000+ €	-1,14***	0,28	-1,96**	0,62
jüngstes Kind 14-17 Jahre×Enk. 1-1.999 €	-0,53	0,33	-0,49	0,69
jüngstes Kind 14-17 Jahre×Enk. 2.000+ €	-0,67·	0,36	-1,08	0,73
Konstante	37,98***	0,38	38,88***	0,78
Fallzahl (Personenjahre)	53.491		13.491	
R ²	0,454		0,433	

Signifikanzniveau: *** = $p < 0,001$; ** = $p < 0,01$; * = $p < 0,05$; · = $p < 0,1$

Das Modell enthält zudem alle in Modell 1 ausgewiesenen Variablen und Dummy-Variablen für das aktuelle Jahr.

Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Tabelle A3: Reproduktion: Modell mit Erwerbsumfang der Partnerin (Modell 4)

	Modell 4			
	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler
Alter des jüngsten Kindes (Ref.: keine Kinder)				
jüngstes Kind 0-6 Jahre	0,63**	0,22	0,53	0,46
jüngstes Kind 7-13 Jahre	0,87***	0,25	1,38*	0,54
jüngstes Kind 14-17 Jahre	0,65*	0,31	1,00	0,66
Erwerbsumfang Partnerin (Ref.: nicht erwerbstätig)				
teilzeitbeschäftigt	-0,49·	0,26	-1,62*	0,70
vollzeitbeschäftigt	0,38·	0,21	0,53	0,45
jüngstes Kind 0-6 Jahre×teilzeitbeschäftigt	0,37	0,28	1,45·	0,76
jüngstes Kind 0-6 Jahre×vollzeitbeschäftigt	-0,95***	0,25	-0,81	0,50
jüngstes Kind 7-13 Jahre×teilzeitbeschäftigt	0,12	0,30	0,84	0,82
jüngstes Kind 7-13 Jahre×vollzeitbeschäftigt	-1,09***	0,27	-1,76**	0,56
jüngstes Kind 14-17 Jahre×teilzeitbeschäftigt	0,12	0,37	0,41	0,98
jüngstes Kind 14-17 Jahre×vollzeitbeschäftigt	-0,63·	0,34	-0,85	0,67
Konstante	38,09***	0,38	39,27***	0,77
Fallzahl (Personenjahre)	53.491		13.491	
R ²	0,454		0,433	

Signifikanzniveau: *** = $p < 0,001$; ** = $p < 0,01$; * = $p < 0,05$; · = $p < 0,1$

Das Modell enthält zudem alle in Modell 1 ausgewiesenen Variablen und Dummy-Variablen für das aktuelle Jahr.

Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Tabelle A4: Reproduktion: Modell mit Bildungsrelation (Modell 5)

	Modell 5			
	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler
Alter des jüngsten Kindes (Ref.: keine Kinder)				
jüngstes Kind 0-6 Jahre	0,29	0,20	-0,21	0,39
jüngstes Kind 7-13 Jahre	0,13	0,22	-0,27	0,42
jüngstes Kind 14-17 Jahre	0,34	0,27	-0,07	0,49
Bildungsrelation (Ref.: gleich hohe Bildung)				
Partnerin höhere Bildung	0,08	0,22	-0,97*	0,46
Mann höhere Bildung	-0,04	0,22	0,18	0,50
jüngstes Kind 0-6 Jahre×Partnerin höhere Bildung	-0,34	0,25	0,59	0,52
jüngstes Kind 0-6 Jahre×Mann höhere Bildung	0,21	0,25	0,36	0,56
jüngstes Kind 7-13 Jahre×Partnerin höhere Bildung	-0,09	0,27	0,65	0,55
jüngstes Kind 7-13 Jahre×Mann höhere Bildung	0,46·	0,27	0,64	0,59
jüngstes Kind 14-17 Jahre×Partnerin höhere Bildung	-0,55	0,34	0,83	0,62
jüngstes Kind 14-17 Jahre×Mann höhere Bildung	0,01	0,33	0,51	0,66
Konstante	38,60***	0,39	40,87***	0,78
Fallzahl (Personenjahre)	53.491		13.491	
R ²	0,453		0,433	

Signifikanzniveau: *** = $p < 0,001$; ** = $p < 0,01$; * = $p < 0,05$; · = $p < 0,1$

Das Modell enthält zudem alle in Modell 1 ausgewiesenen Variablen und Dummy-Variablen für das aktuelle Jahr.
Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Tabelle A5: Reproduktion: Modell mit Wichtigkeit Berufserfolg (Modell 6)

	Modell 6			
	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler
jüngstes Kind 0-17 Jahre Berufserfolg (Ref.: sehr wichtig)	0,78**	0,30	1,23*	0,63
wichtig	-0,63	0,40	-0,75	0,84
weniger wichtig	-3,62***	0,66	-2,94	2,26
Kind×Berufserfolg wichtig	-0,85*	0,36	-1,73*	0,77
Kind×Berufserfolg weniger wichtig	-0,02	0,59	-0,92	2,12
Konstante	37,32***	0,85	37,32***	1,93
Fallzahl (Personenjahre)	13.655		3.500	
R ²	0,345		0,376	

Signifikanzniveau: *** = $p < 0,001$; ** = $p < 0,01$; * = $p < 0,05$; · = $p < 0,1$

Das Modell enthält zudem alle in Modell 1 ausgewiesenen Variablen und Dummy-Variablen für das aktuelle Jahr.
Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Tabelle A6: Reproduktion: Modell mit Wichtigkeit Fürsorge (Modell 7)

	Modell 7			
	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler
jüngstes Kind 0-17 Jahre Fürsorge (Ref.: sehr wichtig)	0,51	0,32	0,49	0,89
wichtig	-0,35	0,42	2,38*	1,05
weniger wichtig	-0,93	0,97	-0,05	1,79
Kind×Fürsorge wichtig	-0,30	0,36	-0,60	0,96
Kind×Fürsorge weniger wichtig	-0,72	0,89	0,56	1,62
Konstante	37,15***	0,87	36,20***	2,04
Fallzahl (Personenjahre)	13.655		3.500	
R ²	0,341		0,373	

Signifikanzniveau: *** = $p < 0,001$; ** = $p < 0,01$; * = $p < 0,05$; · = $p < 0,1$

Das Modell enthält zudem alle in Modell 1 ausgewiesenen Variablen und Dummy-Variablen für das aktuelle Jahr.
Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Tabelle A7: Reproduktion: Modell mit Wichtigkeitsrelation (Modell 8)

	Modell 8			
	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler
jüngstes Kind 0-17 Jahre Wichtigkeitsrelation (Ref.: beides gleich wichtig)	-0,26	0,25	-0,22	0,56
Berufserfolg wichtiger	-0,33	0,46	0,46*	0,88
Fürsorge wichtiger	-1,67***	0,45	-0,64	1,36
Kind×Berufserfolg wichtiger	1,14**	0,41	1,24	0,80
Kind×Fürsorge wichtiger	0,97*	0,39	-0,40	1,30
Konstante	37,39***	0,84	37,57***	1,94
Fallzahl (Personenjahre)	13.655		3.500	
R ²	0,342		0,374	

Signifikanzniveau: *** = $p < 0,001$; ** = $p < 0,01$; * = $p < 0,05$; · = $p < 0,1$

Das Modell enthält zudem alle in Modell 1 ausgewiesenen Variablen und Dummy-Variablen für das aktuelle Jahr.

Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Tabelle A8: Reproduktion: Modell 1 inklusive Alter und Interaktion zwischen Alter des jüngsten Kindes und tatsächlicher Arbeitszeit

	Modell 1			
	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler
Alter des jüngsten Kindes (Ref.: keine Kinder)				
jüngstes Kind 0-6 Jahre	2,99***	0,37	3,21***	0,83
jüngstes Kind 7-13 Jahre	2,85***	0,41	4,77***	0,89
jüngstes Kind 14-17 Jahre	3,77***	0,55	6,12***	1,03
Alter	-0,09***	0,01	-0,09**	0,03
tatsächliche Arbeitszeit	0,35***	0,01	0,30***	0,02
jüngstes Kind 0-6 Jahre×tat- sächliche Arbeitszeit	-0,06***	0,01	-0,07***	0,02
jüngstes Kind 7-13 Jahre×tat- sächliche Arbeitszeit	-0,06***	0,01	-0,10***	0,02
jüngstes Kind 14-17 Jahre×tatsächliche Arbeitszeit	-0,08***	0,01	-0,12***	0,02
Konstante	27,11***	0,46	30,28***	1,06
Fallzahl (Personenjahre)	53.491		13.491	
R ²	0,524		0,469	

Signifikanzniveau: *** = $p < 0,001$; ** = $p < 0,01$; * = $p < 0,05$; · = $p < 0,1$

Das Modell enthält zudem alle in Modell 1 ausgewiesenen Variablen und Dummy-Variablen für das aktuelle Jahr.

Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Tabelle A9: Reproduktion: Modell 3 inklusive Alter und tatsächlicher Arbeitszeit

	Modell 3			
	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler
Alter des jüngsten Kindes (Ref.: keine Kinder)				
jüngstes Kind 0-6 Jahre	0,30	0,20	0,27	0,44
jüngstes Kind 7-13 Jahre	0,68**	0,23	1,31*	0,52
jüngstes Kind 14-17 Jahre	0,50·	0,29	1,17·	0,63
Alter	-0,08***	0,01	-0,09**	0,03
tatsächliche Arbeitszeit	0,30***	0,00	0,22***	0,01
Einkommen Partnerin (Ref.: nicht erwerbstätig)				
1-1.999 €	0,01	0,21	0,16	0,44
2.000+ €	-0,01	0,20	0,16	0,49
jüngstes Kind 0-6 Jahre×Enk. 1-1.999 €	0,03	0,23	-0,17	0,49
jüngstes Kind 0-6 Jahre×Enk. 2.000+ €	-0,57*	0,24	-0,74	0,55
jüngstes Kind 7-13 Jahre×Enk. 1-1.999 €	-0,34	0,25	-1,01·	0,55
jüngstes Kind 7-13 Jahre×Enk. 2.000+ €	-0,74**	0,26	-1,87**	0,60
jüngstes Kind 14-17 Jahre×Enk. 1-1.999 €	-0,27	0,31	-0,56	0,66
jüngstes Kind 14-17 Jahre×Enk. 2.000+ €	-0,32	0,34	-1,14	0,70
Konstante	28,98***	0,43	32,90***	0,96
Fallzahl (Personenjahre)	53.491		13.491	
R ²	0,524		0,468	

Signifikanzniveau: *** = $p < 0,001$; ** = $p < 0,01$; * = $p < 0,05$; · = $p < 0,1$

Das Modell enthält zudem alle in Modell 1 ausgewiesenen Variablen und Dummy-Variablen für das aktuelle Jahr.
Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Tabelle A10: Reproduktion: Modell 4 inklusive Alter und tatsächlicher Arbeitszeit

	Modell 4			
	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler
Alter des jüngsten Kindes (Ref.: keine Kinder)				
jüngstes Kind 0-6 Jahre	0,30	0,20	0,29	0,44
jüngstes Kind 7-13 Jahre	0,66**	0,23	1,35*	0,52
jüngstes Kind 14-17 Jahre	0,50·	0,29	1,15·	0,63
Alter	-0,09***	0,01	-0,09**	0,03
tatsächliche Arbeitszeit	0,30***	0,00	0,22***	0,01
Erwerbsumfang Partnerin (Ref.: nicht erwerbstätig)				
teilzeitbeschäftigt	-0,47·	0,25	-1,04	0,67
vollzeitbeschäftigt	0,10	0,20	0,29	0,44
jüngstes Kind 0-6 Jahre×teilzeitbeschäftigt	0,41	0,26	0,85	0,74
jüngstes Kind 0-6 Jahre×vollzeitbeschäftigt	-0,40·	0,23	-0,54	0,48
jüngstes Kind 7-13 Jahre×teilzeitbeschäftigt	0,11	0,28	0,32	0,79
jüngstes Kind 7-13 Jahre×vollzeitbeschäftigt	-0,66**	0,25	-1,62**	0,54
jüngstes Kind 14-17 Jahre×teilzeitbeschäftigt	0,09	0,35	-0,40	0,95
jüngstes Kind 14-17 Jahre×vollzeitbeschäftigt	-0,25	0,32	-0,81	0,65
Konstante	29,09***	0,43	33,34***	0,95
Fallzahl (Personenjahre)	53.491		13.491	
R ²	0,524		0,468	

Signifikanzniveau: *** = $p < 0,001$; ** = $p < 0,01$; * = $p < 0,05$; · = $p < 0,1$

Das Modell enthält zudem alle in Modell 1 ausgewiesenen Variablen und Dummy-Variablen für das aktuelle Jahr.
Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Tabelle A11: Reproduktion: Modell 6 inklusive Alter und tatsächlicher Arbeitszeit

	Modell 6			
	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler
jüngstes Kind 0-17 Jahre	0,57*	0,28	1,13·	0,58
Alter	-0,16***	0,03	-0,19*	0,08
tatsächliche Arbeitszeit	0,33***	0,01	0,29***	0,02
Berufserfolg (Ref.: sehr wichtig)				
wichtig	0,07	0,35	1,05	0,75
weniger wichtig	-1,54**	0,57	-2,89	2,07
Kind×Berufserfolg wichtig	-0,81*	0,33	-1,34·	0,72
Kind×Berufserfolg weniger wichtig	-0,53	0,54	-0,20	1,98
Konstante	28,05***	0,94	29,39***	2,31
Fallzahl (Personenjahre)	13.655		3.500	
R ²	0,448		0,454	

Signifikanzniveau: *** = $p < 0,001$; ** = $p < 0,01$; * = $p < 0,05$; · = $p < 0,1$

Das Modell enthält zudem alle in Modell 1 ausgewiesenen Variablen und Dummy-Variablen für das aktuelle Jahr.

Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Tabelle A12: Reproduktion: Modell 7 inklusive Alter und tatsächlicher Arbeitszeit

	Modell 7			
	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler
jüngstes Kind 0-17 Jahre	0,23	0,30	0,50	0,82
Alter	-0,16***	0,03	-0,17*	0,09
tatsächliche Arbeitszeit	0,34***	0,07	0,30***	0,02
Fürsorge (Ref.: sehr wichtig)				
wichtig	-0,03	0,36	1,73·	0,94
weniger wichtig	-0,75	0,85	-1,10	1,62
Kind×Fürsorge wichtig	-0,24	0,34	-0,44	0,90
Kind×Fürsorge weniger wichtig	-0,56	0,82	1,29	1,52
Konstante	28,07***	0,95	28,69***	2,40
Fallzahl (Personenjahre)	13.655		3.500	
R ²	0,447		0,453	

Signifikanzniveau: *** = $p < 0,001$; ** = $p < 0,01$; * = $p < 0,05$; · = $p < 0,1$

Das Modell enthält zudem alle in Modell 1 ausgewiesenen Variablen und Dummy-Variablen für das aktuelle Jahr.

Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

Tabelle A13: Reproduktion: Modell 8 inklusive Alter und tatsächlicher Arbeitszeit

	Modell 8			
	Westdeutschland		Ostdeutschland	
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler
jüngstes Kind 0-17 Jahre	-0,35	0,23	-0,26	0,52
Alter	-0,17***	0,03	-0,19*	0,09
tatsächliche Arbeitszeit	0,33***	0,01	0,29***	0,02
Wichtigkeitsrelation (Ref.: beides gleich wichtig)				
Berufserfolg wichtiger	-0,69·	0,40	-0,37	0,79
Fürsorge wichtiger	-1,00*	0,40	-0,92	1,22
Kind×Berufserfolg wichtiger	0,96*	0,38	1,51*	0,75
Kind×Fürsorge wichtiger	0,54	0,37	0,35	1,21
Konstante	28,62***	0,94	30,24***	2,33
Fallzahl (Personenjahre)	13.655		3.500	
R ²	0,447		0,453	

Signifikanzniveau: *** = $p < 0,001$; ** = $p < 0,01$; * = $p < 0,05$; · = $p < 0,1$

Das Modell enthält zudem alle in Modell 1 ausgewiesenen Variablen und Dummy-Variablen für das aktuelle Jahr.

Quelle: SOEP 1991-2019, eigene Berechnungen nach Pollmann-Schult (2008).

R-Code erstellt mit R4.1.1

```
#Pakete laden
#####
library(haven)
library(dplyr)
library(readxl)
library(car)
library(sjlabelled)
library(tidyr)
library(plm)

#Zusammenstellung der Daten
#####
#ppathl
ppathl <- read_dta("Daten/ppathl.dta")

ppathl <- subset(ppathl,
  pop >= 1 & pop <= 2 &
  ((netto >= 10 & netto <= 15) | netto == 19))

ppathl_neu <- subset(ppathl,
  select = c(pid,
    year,
    sex,
    gebjahr,
    sampreg,
    erstbefr,
    austritt,
    germborn,
    parid,
    partner,
    phrf))

saveRDS(ppathl_neu, file = "Daten/Daten_neu/ppathl_neu.rds")

#biobirth
biobirth <- read_dta("Daten/biobirth.dta")

biobirth_neu <- subset(biobirth,
  select = c(pid,
    sumkids,
    kidgeb01,
    kidgeb02,
    kidgeb03,
    kidgeb04,
    kidgeb05,
    kidgeb06,
    kidgeb07,
    kidgeb08,
    kidgeb09,
    kidgeb10,
    kidgeb11,
    kidgeb12,
    kidgeb13,
    kidgeb14,
    kidgeb15,
    kidgeb16,
    kidgeb17,
    kidgeb18,
    kidgeb19))

saveRDS(biobirth_neu, file = "Daten/Daten_neu/biobirth_neu.rds")

#pl
pl <- read_dta("Daten/pl.dta")
```

```

pl_neu <- subset(pl,
  select = c(pid,
    syear,
    plb0241_h,
    plh0107,
    plh0105,
    plb0186_h,
    plb0176_h))

pl_neu <- rename(pl_neu, gaz = plb0241_h,
  wberuf = plh0107,
  wandere = plh0105,
  tatz = plb0186_h,
  vatz = plb0176_h)

saveRDS(pl_neu, file = "Daten/Daten_neu/pl_neu.rds")

#pgen
pgen <- read_dta("Daten/pgen.dta")

pgen_neu <- subset(pgen,
  select = c(pid,
    syear,
    pgpsbil,
    pgpbil01,
    pgpbil02,
    pgpbil03,
    pgexpft,
    pgexppt,
    pglabgro,
    pgtatzeit,
    pgallbet,
    pgoeffd,
    pgemplst,
    pgstib,
    pgbilzeit,
    pgpartz,
    pgfamstd))

pgen_neu <- rename(pgen_neu, edus = pgpsbil,
  edub = pgpbil01,
  eduh = pgpbil02,
  eduk = pgpbil03,
  expft = pgexpft,
  exppt = pgexppt,
  wage = pglabgro,
  tatz2 = pgtatzeit,
  allbet = pgallbet,
  oeffd = pgoeffd,
  emplst = pgemplst,
  stib = pgstib,
  bilzeit = pgbilzeit,
  partz = pgpartz,
  famstd = pgfamstd)

saveRDS(pgen_neu, file = "Daten/Daten_neu/pgen_neu.rds")

#Mergen und Erstellung eines Gesamtdatensatzes
#####
ppathl_neu <- readRDS("Daten/Daten_neu/ppathl_neu.rds")
pl_neu <- readRDS("Daten/Daten_neu/pl_neu.rds")
pgen_neu <- readRDS("Daten/Daten_neu/pgen_neu.rds")

data1 <- merge(x = ppathl_neu, y = pl_neu, all.x = TRUE)
data2 <- merge(x = data1, y = pgen_neu, all.x = TRUE)

```

```

data3 <- subset(data2,
  select = c(pid,
    year,
    edus,
    edub,
    eduh,
    eduk,
    wage,
    tatz,
    tatz2,
    vatz,
    emplst,
    bilzeit))

data3 <- rename(data3, parid = pid,
  edusp = edus,
  edubp = edub,
  eduhp = eduh,
  edukp = eduk,
  wagep = wage,
  tatzp = tatz,
  tatzp2 = tatz2,
  vatzp = vatz,
  emplstp = emplst,
  bilzeitp = bilzeit)

data2$parid[data2$parid < 0] <- NA
data4 <- merge(x = data2, y = data3, all.x = TRUE)

biobirth_neu <- readRDS("Daten/Daten_neu/biobirth_neu.rds")

data5 <- merge(x = data4, y = biobirth_neu, all.x = TRUE)

preisindex <- read_excel("Daten/preisindex.xlsx")

data5 <- merge(x = data5, y = preisindex, all.x = TRUE)

saveRDS(data5, file = "Daten/Daten_neu/data5.rds")

#Aufbereitung der Daten
#####
data5 <- readRDS("Daten/Daten_neu/data5.rds")
data5 <- data5[order(data5$pid, data5$year),]

#Zeittrend
data5$trend <- data5$year - 1985

#Welle
data5$welle <- as.factor(data5$year)

#Alter
data5$gebjahr[data5$gebjahr < 0] <- NA
data5$age <- data5$year - data5$gebjahr

#Migrationshintergrund
data5$germborn[data5$germborn < 0] <- NA
data5$germborn <- ifelse(data5$germborn == 1, 0, 1)
data5$mig <- as.factor(data5$germborn)
data5$mig <- set_labels(data5$mig,
  labels = c("ohne Migrationshintergrund" = 0, "mit Migrationshintergrund" = 1))

#gewünschte Arbeitszeit
data5$gaz[data5$gaz < 0] <- NA
data5$gaz <- as.numeric(data5$gaz)

#Qualifikation mit Bildungsjahren

```

```

data5$bilzeit[data5$bilzeit < 0] <- NA
data5$bilzeit <- as.numeric(data5$bilzeit)
data5$bilzeitp[data5$bilzeitp < 0] <- NA
data5$bilzeitp <- as.numeric(data5$bilzeitp)

#Bildungsheterogamie mit Bildungsjahren
data5 |>
  mutate(data5, bilhetero = case_when(
    bilzeit < bilzeitp & !is.na(bilzeitp) ~ 1,
    bilzeit == bilzeitp & !is.na(bilzeitp) ~ 2,
    bilzeit > bilzeitp & !is.na(bilzeitp) ~ 3)) ->
  data5

data5$bilhetero <- as.factor(data5$bilhetero)

data5$bilhetero <- set_labels(data5$bilhetero,
  labels = c("Partnerin höhere Bildung" = 1, "gleiche Bildung" = 2, "Mann höhere Bildung" = 3))

#Berufserfahrung
data5$expft[data5$expft < 0] <- NA
data5$exppt[data5$exppt < 0] <- NA

data5$exp <- data5$expft + data5$exppt
data5$exp2 <- (data5$exp*data5$exp)/100

#Deflationierung
data5$wage2 <- ifelse(data5$emplst == 5, 0,
  ifelse(data5$wage >= 0, data5$wage, NA))

data5$dwage_00 <- (data5$wage2/data5$preisindex_00)*100
data5$dwage_20 <- (data5$wage2/data5$preisindex_20)*100

#Bruttostundenlohn
data5$time <- ifelse((data5$vatx > data5$statz) & data5$vatx >= 0, data5$vatx, data5$statz)

data5$time2 <- ifelse(data5$emplst == 5, 0,
  ifelse(data5$time >= 0, data5$time, NA))

data5$dwage_00x <- data5$dwage_00/(data5$time2*4.28)
data5$dwage_20x <- data5$dwage_20/(data5$time2*4.28)

data5$dwage_00x <- ifelse(is.nan(data5$dwage_00x) | data5$dwage_00x == Inf, 0, data5$dwage_00x)
data5$dwage_20x <- ifelse(is.nan(data5$dwage_20x) | data5$dwage_20x == Inf, 0, data5$dwage_20x)

#Deflationierung Partnerin
data5$wagep2 <- ifelse(data5$emplstp == 5, 0,
  ifelse(data5$wagep >= 0, data5$wagep, NA))

data5$dwagep_00 <- (data5$wagep2/data5$preisindex_00)*100
data5$dwagep_20 <- (data5$wagep2/data5$preisindex_20)*100

#Einkommen Partnerin
data5$incp_00 <- ifelse(data5$dwagep_00 == 0, 0,
  ifelse(data5$dwagep_00 > 0 & data5$dwagep_00 < 2000, 1,
    ifelse(data5$dwagep_00 >= 2000 & !is.na(data5$dwagep_00), 2, NA)))

data5$incp_00 <- as.factor(data5$incp_00)
data5$incp_00 <- set_labels(data5$incp_00,
  labels = c("kein Einkommen" = 0, "bis zu 1999€" = 1, "mehr als 2000€" = 2))

data5$incp_20 <- ifelse(data5$dwagep_20 == 0, 0,
  ifelse(data5$dwagep_20 > 0 & data5$dwagep_20 < 2000, 1,
    ifelse(data5$dwagep_20 >= 2000 & !is.na(data5$dwagep_20), 2, NA)))

data5$incp_20 <- as.factor(data5$incp_20)

```



```

data5$incp_20 <- set_labels(data5$incp_20,
  labels = c("kein Einkommen" = 0, "bis zu 1999€" = 1, "mehr als 2000€" = 2))

#Erwerbsumfang Partnerin
data5$timep <- ifelse((data5$vatzp > data5$statzp) & data5$vatzp >= 0, data5$vatzp, data5$statzp)

data5$timep2 <- ifelse(data5$emplstp == 5, 0,
  ifelse(data5$timep >= 0, data5$timep, NA))

data5$vollzp <- ifelse(data5$timep2 >= 30, 1, 0)
data5$teilzp <- ifelse(data5$timep2 > 0 & data5$timep2 < 30, 1, 0)
data5$nerwp <- ifelse(data5$timep2 == 0 | data5$emplstp == 5, 1, 0)

data5$vollzp[is.na(data5$vollzp)] <- 0
data5$teilzp[is.na(data5$teilzp)] <- 0
data5$nerwp[is.na(data5$nerwp)] <- 0

data5$erwp <- ifelse(data5$vollzp == 1, 3,
  ifelse(data5$teilzp == 1, 2,
    ifelse(data5$nerwp == 1, 1, NA)))

data5$erwp <- as.factor(data5$erwp)

data5$erwp <- set_labels(data5$erwp,
  labels = c("nicht erwerbstätig" = 1, "Teilzeit" = 2, "Vollzeit" = 3))

#Betriebsgröße
data5$allbet[data5$allbet < 0] <- NA
data5$allbet <- car::recode(data5$allbet, "5 = 1", as.factor = TRUE)
data5$allbet <- set_labels(data5$allbet,
  labels = c("unter 20 MA" = 1, "20 bis 199 MA" = 2, "200 bis 1999 MA" = 3, "2000 und mehr MA" = 4))

#Öffentlicher Dienst
data5$oeffd[data5$oeffd < 0] <- NA
data5$oeffd <- car::recode(data5$oeffd, "2 = 0", as.factor = TRUE)
data5$oeffd <- set_labels(data5$oeffd,
  labels = c("öffentlicher Dienst" = 1, "kein öffentlicher Dienst" = 0))

#Beschäftigungsart
data5$stib[data5$stib < 0] <- NA
data5$selbst <- ifelse(data5$stib >= 400 & data5$stib < 500, 1, 0)
data5$selbst <- as.factor(data5$selbst)
data5$selbst <- set_labels(data5$selbst,
  labels = c("selbstständig" = 1, "abhängig beschäftigt" = 0))

#Vaterschaft
data5$kidgeb01[data5$kidgeb01 < 0] <- NA
data5$kidgeb02[data5$kidgeb02 < 0] <- NA
data5$kidgeb03[data5$kidgeb03 < 0] <- NA
data5$kidgeb04[data5$kidgeb04 < 0] <- NA
data5$kidgeb05[data5$kidgeb05 < 0] <- NA
data5$kidgeb06[data5$kidgeb06 < 0] <- NA
data5$kidgeb07[data5$kidgeb07 < 0] <- NA
data5$kidgeb08[data5$kidgeb08 < 0] <- NA
data5$kidgeb09[data5$kidgeb09 < 0] <- NA
data5$kidgeb10[data5$kidgeb10 < 0] <- NA
data5$kidgeb11[data5$kidgeb11 < 0] <- NA
data5$kidgeb12[data5$kidgeb12 < 0] <- NA
data5$kidgeb13[data5$kidgeb13 < 0] <- NA
data5$kidgeb14[data5$kidgeb14 < 0] <- NA
data5$kidgeb15[data5$kidgeb15 < 0] <- NA
data5$kidgeb16[data5$kidgeb16 < 0] <- NA
data5$kidgeb17[data5$kidgeb17 < 0] <- NA
data5$kidgeb18[data5$kidgeb18 < 0] <- NA
data5$kidgeb19[data5$kidgeb19 < 0] <- NA

```

```

data5$agekid01 <- data5$year - data5$kidgeb01
data5$agekid02 <- data5$year - data5$kidgeb02
data5$agekid03 <- data5$year - data5$kidgeb03
data5$agekid04 <- data5$year - data5$kidgeb04
data5$agekid05 <- data5$year - data5$kidgeb05
data5$agekid06 <- data5$year - data5$kidgeb06
data5$agekid07 <- data5$year - data5$kidgeb07
data5$agekid08 <- data5$year - data5$kidgeb08
data5$agekid09 <- data5$year - data5$kidgeb09
data5$agekid10 <- data5$year - data5$kidgeb10
data5$agekid11 <- data5$year - data5$kidgeb11
data5$agekid12 <- data5$year - data5$kidgeb12
data5$agekid13 <- data5$year - data5$kidgeb13
data5$agekid14 <- data5$year - data5$kidgeb14
data5$agekid15 <- data5$year - data5$kidgeb15
data5$agekid16 <- data5$year - data5$kidgeb16
data5$agekid17 <- data5$year - data5$kidgeb17
data5$agekid18 <- data5$year - data5$kidgeb18
data5$agekid19 <- data5$year - data5$kidgeb19

data5$lastkid <- ifelse(data5$sumkids == 0, NA,
  ifelse(data5$sumkids == 1 | (data5$agekid02 < 0 & !is.na(data5$agekid02)), data5$agekid01,
    ifelse((data5$sumkids == 2 & data5$agekid02 >= 0) | (data5$agekid03 < 0 & !is.na(data5$agekid03)),
      data5$agekid02,
        ifelse((data5$sumkids == 3 & data5$agekid03 >= 0) | (data5$agekid04 < 0 & !is.na(data5$age-
          kid04)), data5$agekid03,
            ifelse((data5$sumkids == 4 & data5$agekid04 >= 0) | (data5$agekid05 < 0 & !is.na(data5$age-
              kid05)), data5$agekid04,
                ifelse((data5$sumkids == 5 & data5$agekid05 >= 0) | (data5$agekid06 < 0 &
                  !is.na(data5$agekid06)), data5$agekid05,
                    ifelse((data5$sumkids == 6 & data5$agekid06 >= 0) | (data5$agekid07 < 0 &
                      !is.na(data5$agekid07)), data5$agekid06,
                        ifelse((data5$sumkids == 7 & data5$agekid07 >= 0) | (data5$agekid08 < 0 &
                          !is.na(data5$agekid08)), data5$agekid07,
                            ifelse((data5$sumkids == 8 & data5$agekid08 >= 0) | (data5$agekid09 < 0 &
                              !is.na(data5$agekid09)), data5$agekid08,
                                ifelse((data5$sumkids == 9 & data5$agekid09 >= 0) | (data5$agekid10 <
                                  0 & !is.na(data5$agekid10)), data5$agekid09,
                                    ifelse((data5$sumkids == 10 & data5$agekid10 >= 0) | (data5$age-
                                      kid11 < 0 & !is.na(data5$agekid11)), data5$agekid10,
                                        ifelse((data5$sumkids == 11 & data5$agekid11 >= 0) |
                                          (data5$agekid12 < 0 & !is.na(data5$agekid12)), data5$agekid11,
                                            ifelse((data5$sumkids == 12 & data5$agekid12 >= 0) |
                                              (data5$agekid13 < 0 & !is.na(data5$agekid13)), data5$agekid12,
                                                ifelse((data5$sumkids == 13 & data5$agekid13 >= 0) |
                                                  (data5$agekid14 < 0 & !is.na(data5$agekid14)), data5$agekid13,
                                                    ifelse((data5$sumkids == 14 & data5$agekid14 >=
                                                      0) | (data5$agekid15 < 0 & !is.na(data5$agekid15)), data5$agekid14,
                                                        ifelse((data5$sumkids == 15 & data5$age-
                                                          kid15 >= 0) | (data5$agekid16 < 0 & !is.na(data5$agekid16)), data5$agekid15,
                                                            ifelse((data5$sumkids == 16 & data5$age-
                                                              kid16 >= 0) | (data5$agekid17 < 0 & !is.na(data5$agekid17)), data5$agekid16,
                                                                ifelse((data5$sumkids == 17 &
                                                                  data5$agekid17 >= 0) | (data5$agekid18 < 0 & !is.na(data5$agekid18)), data5$agekid17,
                                                                    ifelse((data5$sumkids == 18 &
                                                                      data5$agekid18 >= 0) | (data5$agekid19 < 0 & !is.na(data5$agekid19))), data5$agekid18, data5$agekid19))))))))))))))))))))))))))))))

data5$lastkid[data5$lastkid < 0] <- NA

data5 |>
  mutate(data5, agekid = case_when(
    is.na(lastkid) ~ 0,
    lastkid < 7 ~ 1,
    lastkid >= 7 & lastkid < 14 ~ 2,
    lastkid >= 14 & lastkid < 18 ~ 3,
    lastkid >= 18 ~ 4)) ->
  data5

```

```

data5$agekid <- as.factor(data5$agekid)

data5$agekid <- set_labels(data5$agekid,
  labels = c("keine Kinder" = 0,
    "jüngstes Kind unter 7 Jahre" = 1,
    "jüngstes Kind 7 bis 13 Jahre" = 2,
    "jüngstes Kind 14 bis 17 Jahre" = 3,
    "jüngstes Kind über 17 Jahre" = 4))

#Filter
data5 <- subset(data5,
  sex == 1 &
  (syear != 1984 & syear != 1996) &
  emplst != 5 &
  (age >= 18 & age <= 50) &
  (partner > 0 & partner < 5) &
  agekid != 4)

data <- subset(data5,
  select = c(pid,
    syear,
    welle,
    sampreg,
    phrf,
    gaz,
    wberuf,
    wandere,
    allbet,
    oeffd,
    trend,
    mig,
    bilzeit,
    bilhetero,
    exp,
    exp2,
    dwage_00x,
    dwage_20x,
    incp_00,
    incp_20,
    erwp,
    selbst,
    agekid,
    kidgeb01,
    age,
    tatz,
    time2))

data_rep <- subset(data,
  sampreg == 1 &
  syear <= 2006)

saveRDS(data_rep, file = "Daten/Daten_neu/data_rep.rds")

data_west <- subset(data,
  sampreg == 1 &
  syear >= 1991 & syear <= 2019)

saveRDS(data_west, file = "Daten/Daten_neu/data_west.rds")

data_ost <- subset(data,
  sampreg == 2 &
  syear >= 1991 & syear <= 2019)

saveRDS(data_ost, file = "Daten/Daten_neu/data_ost.rds")

#Aufbereitung Modelle 6 bis 8

```

```
#####
#Replikation
#####
#Wichtigkeit Erfolg im Beruf
data_rep$wberuf[data_rep$wberuf < 0] <- NA
data_rep$wberuf <- car::recode(data_rep$wberuf, "4 = 3")
data_rep$wberuf[data_rep$agekid != 0] <- NA

datawb <- subset(data_rep, select = c(pid, syear, wberuf))

datawb <- reshape(datawb, timevar = "syear", idvar = "pid", direction = "wide")

datawb$wb <- ifelse(!is.na(datawb$wberuf.1990), datawb$wberuf.1990,
  ifelse(!is.na(datawb$wberuf.1992), datawb$wberuf.1992,
    ifelse(!is.na(datawb$wberuf.1995), datawb$wberuf.1995,
      ifelse(!is.na(datawb$wberuf.2004), datawb$wberuf.2004, NA))))

datawb <- reshape(datawb, idvar = "pid", timevar = "syear", direction = "long",
  varying = c("wberuf.1985", "wberuf.1986", "wberuf.1987", "wberuf.1988", "wberuf.1989", "wberuf.1990",
"wberuf.1991", "wberuf.1992", "wberuf.1993", "wberuf.1994", "wberuf.1995", "wberuf.1997", "wberuf.1998", "wberuf.1999", "wberuf.2000", "wberuf.2001", "wberuf.2002", "wberuf.2003", "wberuf.2004", "wberuf.2005", "wberuf.2006"))

datawb <- subset(datawb, select = c(pid, syear, wb))

data_rep <- merge(x = data_rep, y = datawb, all.x = TRUE)

data_rep$wb <- set_labels(data_rep$wb,
  labels = c("sehr wichtig" = 1, "wichtig" = 2, "weniger wichtig" = 3))

rm(datawb)

#Wichtigkeit für andere da sein
data_rep$wandere[data_rep$wandere < 0] <- NA
data_rep$wandere <- car::recode(data_rep$wandere, "4 = 3")
data_rep$wandere[data_rep$agekid != 0] <- NA

datawa <- subset(data_rep, select = c(pid, syear, wandere))

datawa <- reshape(datawa, timevar = "syear", idvar = "pid", direction = "wide")

datawa$wa <- ifelse(!is.na(datawa$wandere.1990), datawa$wandere.1990,
  ifelse(!is.na(datawa$wandere.1992), datawa$wandere.1992,
    ifelse(!is.na(datawa$wandere.1995), datawa$wandere.1995,
      ifelse(!is.na(datawa$wandere.2004), datawa$wandere.2004, NA))))

datawa <- reshape(datawa, idvar = "pid", timevar = "syear", direction = "long",
  varying = c("wandere.1985", "wandere.1986", "wandere.1987", "wandere.1988", "wandere.1989", "wandere.1990", "wandere.1991", "wandere.1992", "wandere.1993", "wandere.1994", "wandere.1995", "wandere.1997", "wandere.1998", "wandere.1999", "wandere.2000", "wandere.2001", "wandere.2002", "wandere.2003", "wandere.2004", "wandere.2005", "wandere.2006"))

datawa <- subset(datawa, select = c(pid, syear, wa))

data_rep <- merge(x = data_rep, y = datawa, all.x = TRUE)

data_rep$wa <- set_labels(data_rep$wa,
  labels = c("sehr wichtig" = 1, "wichtig" = 2, "weniger wichtig" = 3))

rm(datawa)

#Wichtigkeitsrelation
data_rep |>
mutate(data_rep, wrelation = case_when(
  wb > wa ~ 1,
  wb == wa ~ 0,
  wb < wa ~ 2)) ->
data_rep
```

```

data_rep$wrelation <- set_labels(data_rep$wrelation,
                                labels = c("für andere da sein wichtiger" = 1, "beides gleich wichtig" = 0, "Beruf wichtiger" = 2))

data_rep$wb <- as.factor(data_rep$wb)
data_rep$wa <- as.factor(data_rep$wa)
data_rep$wrelation <- as.factor(data_rep$wrelation)

#Vaterschaft
data_rep$skid <- ifelse(data_rep$agekid == 0, 0, 1)

data_rep$skid <- as.factor(data_rep$skid)

data_rep$skid <- set_labels(data_rep$skid,
                            labels = c("keine Kinder" = 0,
                                         "jüngstes Kind unter 18 Jahre" = 1))

saveRDS(data_rep2, file = "Daten/Daten_neu/data_rep2.rds")

#Westdeutschland
#####
data_west <- readRDS("Daten/Daten_neu/data_west.rds")
data_west <- data_west[order(data_west$pid, data_west$year),]

#Wichtigkeit Erfolg im Beruf
data_west$wberuf[data_west$wberuf < 0] <- NA
data_west$wberuf <- car::recode(data_west$wberuf, "4 = 3")
data_west$wberuf[data_west$agekid != 0] <- NA

datawb <- subset(data_west, select = c(pid, year, wberuf))

datawb <- reshape(datawb, timevar = "year", idvar = "pid", direction = "wide")

datawb$wb <- ifelse(!is.na(datawb$wberuf.1992), datawb$wberuf.1992,
                  ifelse(!is.na(datawb$wberuf.1995), datawb$wberuf.1995,
                        ifelse(!is.na(datawb$wberuf.2004), datawb$wberuf.2004,
                              ifelse(!is.na(datawb$wberuf.2008), datawb$wberuf.2008,
                                    ifelse(!is.na(datawb$wberuf.2010), datawb$wberuf.2010,
                                          ifelse(!is.na(datawb$wberuf.2012), datawb$wberuf.2012,
                                                ifelse(!is.na(datawb$wberuf.2016), datawb$wberuf.2016, NA)))))))

datawb <- reshape(datawb, idvar = "pid", timevar = "year", direction = "long",
                  varying = c("wberuf.1991", "wberuf.1992", "wberuf.1993", "wberuf.1994", "wberuf.1995", "wberuf.1997",
                               "wberuf.1998", "wberuf.1999", "wberuf.2000", "wberuf.2001", "wberuf.2002", "wberuf.2003", "wberuf.2004", "wberuf.2005",
                               "wberuf.2006", "wberuf.2007", "wberuf.2008", "wberuf.2009", "wberuf.2010", "wberuf.2011", "wberuf.2012",
                               "wberuf.2013", "wberuf.2014", "wberuf.2015", "wberuf.2016", "wberuf.2017", "wberuf.2018", "wberuf.2019"))

datawb <- subset(datawb, select = c(pid, year, wb))

data_west <- merge(x = data_west, y = datawb, all.x = TRUE)

data_west$wb <- set_labels(data_west$wb,
                           labels = c("sehr wichtig" = 1, "wichtig" = 2, "weniger wichtig" = 3))

rm(datawb)

#Wichtigkeit für andere da sein
data_west$wandere[data_west$wandere < 0] <- NA
data_west$wandere <- car::recode(data_west$wandere, "4 = 3")
data_west$wandere[data_west$agekid != 0] <- NA

datawa <- subset(data_west, select = c(pid, year, wandere))

datawa <- reshape(datawa, timevar = "year", idvar = "pid", direction = "wide")

datawa$wa <- ifelse(!is.na(datawa$wandere.1992), datawa$wandere.1992,

```

```

        ifelse(!is.na(dataawa$wandere.1995), dataawa$wandere.1995,
              ifelse(!is.na(dataawa$wandere.2004), dataawa$wandere.2004,
                    ifelse(!is.na(dataawa$wandere.2008), dataawa$wandere.2008,
                          ifelse(!is.na(dataawa$wandere.2010), dataawa$wandere.2010,
                                ifelse(!is.na(dataawa$wandere.2012), dataawa$wandere.2012,
                                      ifelse(!is.na(dataawa$wandere.2016), dataawa$wandere.2016, NA)))))))))

dataawa <- reshape(dataawa, idvar = "pid", timevar = "syear", direction = "long",
                  varying = c("wandere.1991", "wandere.1992", "wandere.1993", "wandere.1994", "wandere.1995", "wan-
dere.1997", "wandere.1998", "wandere.1999", "wandere.2000", "wandere.2001", "wandere.2002", "wandere.2003", "wan-
dere.2004", "wandere.2005", "wandere.2006", "wandere.2007", "wandere.2008", "wandere.2009", "wandere.2010", "wan-
dere.2011", "wandere.2012", "wandere.2013", "wandere.2014", "wandere.2015", "wandere.2016", "wandere.2017", "wan-
dere.2018", "wandere.2019"))

dataawa <- subset(dataawa, select = c(pid, syear, wa))

data_west <- merge(x = data_west, y = dataawa, all.x = TRUE)

data_west$wa <- set_labels(data_west$wa,
                          labels = c("sehr wichtig" = 1, "wichtig" = 2, "weniger wichtig" = 3))

rm(dataawa)

#Wichtigkeitsrelation
data_west |>
  mutate(data_west, wrelation = case_when(
    wb > wa ~ 1,
    wb == wa ~ 0,
    wb < wa ~ 2)) ->
  data_west

data_west$wrelation <- set_labels(data_west$wrelation,
                                  labels = c("für andere da sein wichtiger" = 1, "beides gleich wichtig" = 0, "Beruf wichtiger" = 2))

data_west$wb <- as.factor(data_west$wb)
data_west$wa <- as.factor(data_west$wa)
data_west$wrelation <- as.factor(data_west$wrelation)

#Vaterschaft
data_west$skid <- ifelse(data_west$agekid == 0, 0, 1)

data_west$skid <- as.factor(data_west$skid)

data_west$skid <- set_labels(data_west$skid,
                             labels = c("keine Kinder" = 0,
                                           "jüngstes Kind unter 18 Jahre" = 1))

saveRDS(data_west2, file = "Daten/Daten_neu/data_west2.rds")

#Ostdeutschland
#####
data_ost <- readRDS("Daten/Daten_neu/data_ost.rds")
data_ost <- data_ost[order(data_ost$pid, data_ost$syear),]

#Wichtigkeit Erfolg im Beruf
data_ost$wberuf[data_ost$wberuf < 0] <- NA
data_ost$wberuf <- car::recode(data_ost$wberuf, "4 = 3")
data_ost$wberuf[data_ost$agekid != 0] <- NA

dataawb <- subset(data_ost, select = c(pid, syear, wberuf))

dataawb <- reshape(dataawb, timevar = "syear", idvar = "pid", direction = "wide")

dataawb$wb <- ifelse(!is.na(dataawb$wberuf.1992), dataawb$wberuf.1992,
                   ifelse(!is.na(dataawb$wberuf.1995), dataawb$wberuf.1995,
                         ifelse(!is.na(dataawb$wberuf.2004), dataawb$wberuf.2004,

```

```

        ifelse(!is.na(dataawb$wberuf.2008), dataawb$wberuf.2008,
              ifelse(!is.na(dataawb$wberuf.2010), dataawb$wberuf.2010,
                    ifelse(!is.na(dataawb$wberuf.2012), dataawb$wberuf.2012,
                          ifelse(!is.na(dataawb$wberuf.2016), dataawb$wberuf.2016, NA))))))

dataawb <- reshape(dataawb, idvar = "pid", timevar = "syear", direction = "long",
                  varying = c("wberuf.1991", "wberuf.1992", "wberuf.1993", "wberuf.1994", "wberuf.1995", "wberuf.1997",
                              "wberuf.1998", "wberuf.1999", "wberuf.2000", "wberuf.2001", "wberuf.2002", "wberuf.2003", "wberuf.2004", "wberuf.2005",
                              "wberuf.2006", "wberuf.2007", "wberuf.2008", "wberuf.2009", "wberuf.2010", "wberuf.2011", "wberuf.2012",
                              "wberuf.2013", "wberuf.2014", "wberuf.2015", "wberuf.2016", "wberuf.2017", "wberuf.2018", "wberuf.2019"))

dataawb <- subset(dataawb, select = c(pid, syear, wb))

data_ost <- merge(x = data_ost, y = dataawb, all.x = TRUE)

data_ost$wb <- set_labels(data_ost$wb,
                        labels = c("sehr wichtig" = 1, "wichtig" = 2, "weniger wichtig" = 3))

rm(dataawb)

#Wichtigkeit für andere da sein
data_ost$wandere[data_ost$wandere < 0] <- NA
data_ost$wandere <- car::recode(data_ost$wandere, "4 = 3")
data_ost$wandere[data_ost$agekid != 0] <- NA

dataawa <- subset(data_ost, select = c(pid, syear, wandere))

dataawa <- reshape(dataawa, timevar = "syear", idvar = "pid", direction = "wide")

dataawa$wa <- ifelse(!is.na(dataawa$wandere.1992), dataawa$wandere.1992,
                  ifelse(!is.na(dataawa$wandere.1995), dataawa$wandere.1995,
                        ifelse(!is.na(dataawa$wandere.2004), dataawa$wandere.2004,
                              ifelse(!is.na(dataawa$wandere.2008), dataawa$wandere.2008,
                                    ifelse(!is.na(dataawa$wandere.2010), dataawa$wandere.2010,
                                          ifelse(!is.na(dataawa$wandere.2012), dataawa$wandere.2012,
                                                ifelse(!is.na(dataawa$wandere.2016), dataawa$wandere.2016, NA)))))))))

dataawa <- reshape(dataawa, idvar = "pid", timevar = "syear", direction = "long",
                  varying = c("wandere.1991", "wandere.1992", "wandere.1993", "wandere.1994", "wandere.1995", "wandere.1997",
                              "wandere.1998", "wandere.1999", "wandere.2000", "wandere.2001", "wandere.2002", "wandere.2003", "wandere.2004",
                              "wandere.2005", "wandere.2006", "wandere.2007", "wandere.2008", "wandere.2009", "wandere.2010", "wandere.2011",
                              "wandere.2012", "wandere.2013", "wandere.2014", "wandere.2015", "wandere.2016", "wandere.2017", "wandere.2018",
                              "wandere.2019"))

dataawa <- subset(dataawa, select = c(pid, syear, wa))

data_ost <- merge(x = data_ost, y = dataawa, all.x = TRUE)

data_ost$wa <- set_labels(data_ost$wa,
                        labels = c("sehr wichtig" = 1, "wichtig" = 2, "weniger wichtig" = 3))

rm(dataawa)

#Wichtigkeitsrelation
data_ost |>
  mutate(data_ost, wrelation = case_when(
    wb > wa ~ 1,
    wb == wa ~ 0,
    wb < wa ~ 2)) ->
  data_ost

data_ost$wrelation <- set_labels(data_ost$wrelation,
                              labels = c("für andere da sein wichtiger" = 1, "beides gleich wichtig" = 0, "Beruf wichtiger" = 2))

data_ost$wb <- as.factor(data_ost$wb)
data_ost$wa <- as.factor(data_ost$wa)

```

```

data_ost$wrelation <- as.factor(data_ost$wrelation)

#Vaterschaft
data_ost$skid <- ifelse(data_ost$agekid == 0, 0, 1)

data_ost$skid <- as.factor(data_ost$skid)

data_ost$skid <- set_labels(data_ost$skid,
                           labels = c("keine Kinder" = 0,
                                       "jüngstes Kind unter 18 Jahre" = 1))

saveRDS(data_ost2, file = "Daten/Daten_neu/data_ost2.rds")

#Analyse Replikation
#####
#Modelle 1 bis 5
data_rep <- readRDS("Daten/Daten_neu/data_rep.rds")
data_rep <- data_rep[order(data_rep$pid, data_rep$year),]

data_rep <- subset(data_rep,
                  !is.na(erwp) &
                  !is.na(incp_00) &
                  !is.na(bilhetero) &
                  !is.na(gaz))

data_rep$dwage_20x <- NULL
data_rep$incp_20 <- NULL

#Deskription
prop.table(table(data_rep$agekid))
prop.table(table(data_rep$mig))
summary(data_rep$bilzeit)
sd(data_rep$bilzeit, na.rm = TRUE)
summary(data_rep$exp)
sd(data_rep$exp, na.rm = TRUE)
summary(data_rep$dwage_00x)
sd(data_rep$dwage_00x, na.rm = TRUE)
prop.table(table(data_rep$oeffd))
prop.table(table(data_rep$allbet))
prop.table(table(data_rep$selbst))
prop.table(table(data_rep$erwp))
prop.table(table(data_rep$incp_00))
prop.table(table(data_rep$bilhetero))

#Random Effects Modelle
p.data_rep <- pdata.frame(data_rep, index = c("pid", "syear"))

model1 <- plm(gaz ~ agekid + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_00x + oeffd + allbet + selbst + welle,
              data=p.data_rep,
              model="random")
summary(model1)

model2 <- plm(gaz ~ agekid*trend + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_00x + oeffd + allbet + selbst,
              data=p.data_rep,
              model="random")
summary(model2)

model3 <- plm(gaz ~ agekid*incp_00 + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_00x + oeffd + allbet + selbst + welle,
              data=p.data_rep,
              model="random")
summary(model3)

model4 <- plm(gaz ~ agekid*erwp + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_00x + oeffd + allbet + selbst + welle,
              data=p.data_rep,
              model="random")
summary(model4)

```



```

p.data_rep$bilhetero <- relevel(p.data_rep$bilhetero, ref = 2)
model5 <- plm(gaz ~ agekid*bilhetero + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_00x + oeffd + allbet + selbst + welle,
  data=p.data_rep,
  model="random")
summary(model5)

#Hausman Tests
model1f <- plm(gaz ~ agekid + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_00x + oeffd + allbet + selbst + welle,
  data=p.data_rep,
  model="within")

phptest(model1f, model1)

model2f <- plm(gaz ~ agekid*trend + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_00x + oeffd + allbet + selbst,
  data=p.data_rep,
  model="within")

phptest(model2f, model2)

model3f <- plm(gaz ~ agekid*incp_00 + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_00x + oeffd + allbet + selbst + welle,
  data=p.data_rep,
  model="within")

phptest(model3f, model3)

model4f <- plm(gaz ~ agekid*erwp + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_00x + oeffd + allbet + selbst + welle,
  data=p.data_rep,
  model="within")

phptest(model4f, model4)

model5f <- plm(gaz ~ agekid*bilhetero + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_00x + oeffd + allbet + selbst + welle,
  data=p.data_rep,
  model="within")

phptest(model5f, model5)

#Modelle 6 bis 8
data_rep2 <- readRDS("Daten/Daten_neu/data_rep2.rds")

data_rep2 <- subset(data_rep2,
  !is.na(erwp) &
  !is.na(incp_00) &
  !is.na(bilhetero) &
  !is.na(gaz) &
  !is.na(wb) &
  !is.na(wa) &
  !is.na(wrelation))

data_rep2$dwage_20x <- NULL
data_rep2$incp_20 <- NULL

#Deskription
#Analyse
prop.table(table(data_rep2$wb))
prop.table(table(data_rep2$wa))

#Random Effects Modelle
p.data_rep2 <- pdata.frame(data_rep2, index = c("pid", "syear"))

model6 <- plm(gaz ~ kid*wb + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_00x + oeffd + allbet + selbst + welle,
  data=p.data_rep2,
  model="random")
summary(model6)

```

```

model7 <- plm(gaz ~ kid*wa + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_00x + oeffd + allbet + selbst + welle,
             data=p.data_rep2,
             model="random")
summary(model7)

model8 <- plm(gaz ~ kid*wrelation + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_00x + oeffd + allbet + selbst + welle,
             data=p.data_rep2,
             model="random")
summary(model8)

#Hausman Tests
model6f <- plm(gaz ~ kid*wb + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_00x + oeffd + allbet + selbst + welle,
             data=p.data_rep2,
             model="within")

phtest(model6f, model6)

model7f <- plm(gaz ~ kid*wa + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_00x + oeffd + allbet + selbst + welle,
             data=p.data_rep2,
             model="within")

phtest(model7f, model7)

model8f <- plm(gaz ~ kid*wrelation + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_00x + oeffd + allbet + selbst + welle,
             data=p.data_rep2,
             model="within")

phtest(model8f, model8)

#Analyse Westdeutschland
#####
#Modelle 1 bis 5
data_west <- readRDS("Daten/Daten_neu/data_west.rds")
data_west <- data_west[order(data_west$pid, data_west$year),]

data_west <- subset(data_west,
                   !is.na(erwp) &
                   !is.na(incp_20) &
                   !is.na(bilhetero) &
                   !is.na(gaz))

data_west$dwage_00x <- NULL
data_west$incp_00 <- NULL

#Deskription
prop.table(table(data_west$agekid))
prop.table(table(data_west$mig))
summary(data_west$bilzeit)
sd(data_west$bilzeit, na.rm = TRUE)
summary(data_west$exp)
sd(data_west$exp, na.rm = TRUE)
summary(data_west$dwage_20x)
sd(data_west$dwage_20x, na.rm = TRUE)
prop.table(table(data_west$oeffd))
prop.table(table(data_west$allbet))
prop.table(table(data_west$selbst))
prop.table(table(data_west$erwp))
prop.table(table(data_west$incp_20))
prop.table(table(data_west$bilhetero))

#Random Effects Modelle
p.data_west <- pdata.frame(data_west, index = c("pid", "syear"))

model1 <- plm(gaz ~ agekid + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst + welle,
             data=p.data_west,
             model="random")

```

```

summary(model1)

model2 <- plm(gaz ~ agekid*trend + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst,
             data=p.data_west,
             model="random")
summary(model2)

model3 <- plm(gaz ~ agekid*incp_20 + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst + welle,
             data=p.data_west,
             model="random")
summary(model3)

model4 <- plm(gaz ~ agekid*erwp + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst + welle,
             data=p.data_west,
             model="random")
summary(model4)

p.data_west$bilhetero <- relevel(p.data_west$bilhetero, ref = 2)
model5 <- plm(gaz ~ agekid*bilhetero + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst + welle,
             data=p.data_west,
             model="random")
summary(model5)

#RE Modelle plus Alter und tatsächlicher Arbeitszeit
model1t <- plm(gaz ~ agekid + age + time2 + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst + welle,
             data=p.data_west,
             model="random")
summary(model1t)

model1t2 <- plm(gaz ~ agekid*time2 + age + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst + welle,
             data=p.data_west,
             model="random")
summary(model1t2)

model2t <- plm(gaz ~ agekid*trend + age + time2 + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst,
             data=p.data_west,
             model="random")
summary(model2t)

model3t <- plm(gaz ~ agekid*incp_20 + age + time2 + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst +
             welle,
             data=p.data_west,
             model="random")
summary(model3t)

model4t <- plm(gaz ~ agekid*erwp + age + time2 + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst +
             welle,
             data=p.data_west,
             model="random")
summary(model4t)

model5t <- plm(gaz ~ agekid*bilhetero + age + time2 + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst
             + welle,
             data=p.data_west,
             model="random")
summary(model5t)

#Modelle 6 bis 8
data_west2 <- readRDS("Daten/Daten_neu/data_west2.rds")

data_west2 <- subset(data_west2,
                   !is.na(erwp) &
                   !is.na(incp_20) &
                   !is.na(bilhetero) &
                   !is.na(gaz) &
                   !is.na(wb) &
                   !is.na(wa) &

```

```

!is.na(wrelation))

data_west2$dwage_00x <- NULL
data_west2$incp_00 <- NULL

#Deskription
prop.table(table(data_west2$wb))
prop.table(table(data_west2$wa))

#Random Effects Modelle
p.data_west2 <- pdata.frame(data_west2, index = c("pid", "syear"))

model6 <- plm(gaz ~ kid*wb + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst + welle,
              data=p.data_west2,
              model="random")
summary(model6)

model7 <- plm(gaz ~ kid*wa + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst + welle,
              data=p.data_west2,
              model="random")
summary(model7)

model8 <- plm(gaz ~ kid*wrelation + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst + welle,
              data=p.data_west2,
              model="random")
summary(model8)

#RE Modelle plus Alter und tatsächlicher Arbeitszeit
model6t <- plm(gaz ~ kid*wb + age + time2 + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst + welle,
              data=p.data_west2,
              model="random")
summary(model6t)

model7t <- plm(gaz ~ kid*wa + age + time2 + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst + welle,
              data=p.data_west2,
              model="random")
summary(model7t)

model8t <- plm(gaz ~ kid*wrelation + age + time2 + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst +
welle,
              data=p.data_west2,
              model="random")
summary(model8t)

#Analyse Ostdeutschland
#####
#Modelle 1 bis 5
data_ost <- readRDS("Daten/Daten_neu/data_ost.rds")
data_ost <- data_ost[order(data_ost$pid, data_ost$syear),]

data_ost <- subset(data_ost,
                  !is.na(erwp) &
                  !is.na(incp_20) &
                  !is.na(bilhetero) &
                  !is.na(gaz))

data_ost$dwage_00x <- NULL
data_ost$incp_00 <- NULL

#Deskription
prop.table(table(data_ost$agekid))
prop.table(table(data_ost$mig))
summary(data_ost$bilzeit)
sd(data_ost$bilzeit, na.rm = TRUE)
summary(data_ost$exp)
sd(data_ost$exp, na.rm = TRUE)

```

```

summary(data_ost$dwage_20x)
sd(data_ost$dwage_20x, na.rm = TRUE)
prop.table(table(data_ost$oeffd))
prop.table(table(data_ost$allbet))
prop.table(table(data_ost$selbst))
prop.table(table(data_ost$erwp))
prop.table(table(data_ost$incp_20))
prop.table(table(data_ost$bilhetero))

#Random Effects Modelle
p.data_ost <- pdata.frame(data_ost, index = c("pid", "syear"))

model1 <- plm(gaz ~ agekid + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst + welle,
  data=p.data_ost,
  model="random")
summary(model1)

model2 <- plm(gaz ~ agekid*trend + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst,
  data=p.data_ost,
  model="random")
summary(model2)

model3 <- plm(gaz ~ agekid*incp_20 + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst + welle,
  data=p.data_ost,
  model="random")
summary(model3)

model4 <- plm(gaz ~ agekid*erwp + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst + welle,
  data=p.data_ost,
  model="random")
summary(model4)

p.data_ost$bilhetero <- relevel(p.data_ost$bilhetero, ref = 2)
model5 <- plm(gaz ~ agekid*bilhetero + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst + welle,
  data=p.data_ost,
  model="random")
summary(model5)

#RE Modelle plus Alter und tatsächlicher Arbeitszeit
model1t <- plm(gaz ~ agekid + age + time2 + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst + welle,
  data=p.data_ost,
  model="random")
summary(model1t)

model1t2 <- plm(gaz ~ agekid*time2 + age + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst + welle,
  data=p.data_ost,
  model="random")
summary(model1t2)

model2t <- plm(gaz ~ agekid*trend + age + time2 + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst,
  data=p.data_ost,
  model="random")
summary(model2t)

model3t <- plm(gaz ~ agekid*incp_20 + age + time2 + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst +
welle,
  data=p.data_ost,
  model="random")
summary(model3t)

model4t <- plm(gaz ~ agekid*erwp + age + time2 + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst +
welle,
  data=p.data_ost,
  model="random")
summary(model4t)

model5t <- plm(gaz ~ agekid*bilhetero + age + time2 + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst

```

```

+ welle,
  data=p.data_ost,
  model="random")
summary(model5t)

#Modelle 6 bis 8
data_ost2 <- readRDS("Daten/Daten_neu/data_ost2.rds")

data_ost2 <- subset(data_ost2,
  !is.na(erwp) &
  !is.na(incp_20) &
  !is.na(bilhetero) &
  !is.na(gaz) &
  !is.na(wb) &
  !is.na(wa) &
  !is.na(wrelation))

data_ost2$dwage_00x <- NULL
data_ost2$incp_00 <- NULL

#Deskription
prop.table(table(data_ost2$wb))
prop.table(table(data_ost2$wa))

#Random Effects Modelle
p.data_ost2 <- pdata.frame(data_ost2, index = c("pid", "syear"))

model6 <- plm(gaz ~ kid*wb + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst + welle,
  data=p.data_ost2,
  model="random")
summary(model6)

model7 <- plm(gaz ~ kid*wa + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst + welle,
  data=p.data_ost2,
  model="random")
summary(model7)

model8 <- plm(gaz ~ kid*wrelation + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst + welle,
  data=p.data_ost2,
  model="random")
summary(model8)

#RE Modelle plus Alter und tatsächlicher Arbeitszeit
model6t <- plm(gaz ~ kid*wb + age + time2 + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst + welle,
  data=p.data_ost2,
  model="random")
summary(model6t)

model7t <- plm(gaz ~ kid*wa + age + time2 + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst + welle,
  data=p.data_ost2,
  model="random")
summary(model7t)

model8t <- plm(gaz ~ kid*wrelation + age + time2 + mig + bilzeit + exp + exp2 + dwage_20x + oeffd + allbet + selbst +
welle,
  data=p.data_ost2,
  model="random")
summary(model8t)

```

Corinna Lawitzky

ERKLÄRUNG

zur Vorlage beim Prüfungsausschuss des Instituts für Soziologie der Universität Leipzig

Bezüglich meiner Masterarbeit mit dem Thema:

Arbeitszeitpräferenzen von Vätern in Ost- und Westdeutschland - Replikation und Reproduktion einer Studie von Matthias Pollmann-Schult

erkläre ich hiermit, dass ich

1. die Arbeit selbständig verfasst habe,
2. keine anderen als die angegebenen Quellen und Hilfsmittel benutzt und alle wörtlich oder sinngemäß übernommenen Textstellen als solche kenntlich gemacht habe,
3. die Arbeit in keiner anderen Prüfung als Abschlussprüfung vorgelegt habe.

Leipzig, den

(Unterschrift)