

Luise Görges

Der Einfluss institutioneller Rahmenbedingungen auf die individuelle Einschätzung der Wichtigkeit von Familie

Zusammenfassung: Die vorliegende Expertise verfolgt die Frage, inwiefern Familienpolitik individuelle Präferenzen für Familie rahmt. Die historischen Ereignisse der deutsch-deutschen Teilung und Wiedervereinigung dienen als natürliches Experiment, durch das die Erfahrungen der Menschen mit familienpolitischen Maßnahmen regional variierte. Vor diesem Hintergrund zielen mikroökonomische Analysen von Befragungsdaten (aus dem *ALLBUS* und dem *EVS*) über einen Zeitraum von kurz nach der Wiedervereinigung in 1991 bis 2017 darauf ab, mögliche Auswirkung dieser unterschiedlichen Erfahrungen auf die Präferenzen für Familie aufzudecken. Die Befunde deuten auf eine bedeutsame Rolle von Familienpolitik hin, die nicht nur Möglichkeiten zum Engagement in der Familie für beide Geschlechter schaffen, sondern auch die Entfaltung von dahingehenden Präferenzen ermutigen kann.

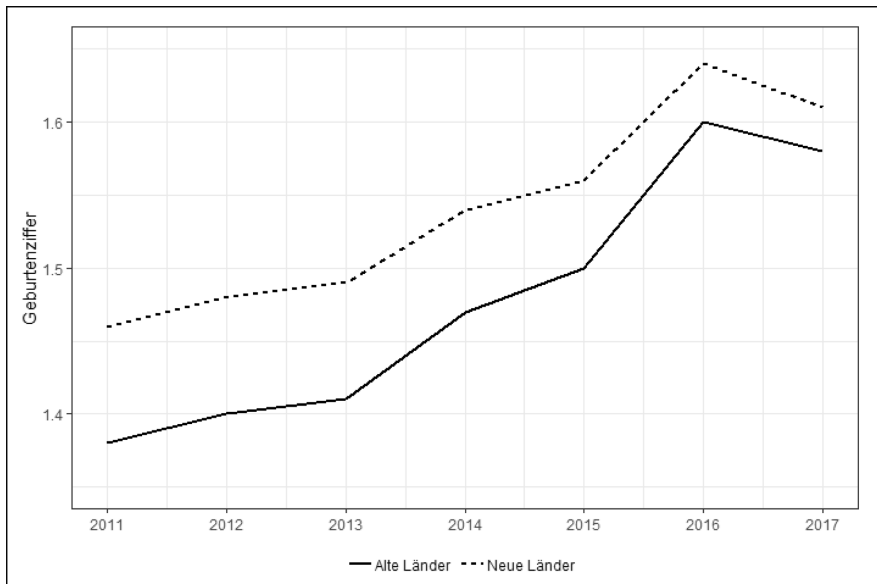
Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	209
2	Historischer Hintergrund	210
2.1	Deutsch-deutsche Teilung als natürliches Experiment	211
2.2	Familienpolitik in BRD und DDR: Boden für unterschiedliche Präferenzen für Familie?	213
3	Methodik	216
3.1	Datengrundlage und Sample	216
3.2	Geschätztes Modell und Variablen	217
4	Ergebnisse	219
4.1	Wichtigkeit von Familie in Ost und West von 1991 bis 2017	219
4.2	Kohortenanalyse	223
5	Zusammenfassung	228
	Literaturverzeichnis	230
A	Appendix	233
	Abbildungsverzeichnis	
1	Geburtenziffer in Deutschland (ohne Berlin), 2011–2017	209
2	Geburten und Eheschließungen pro 1000 Einwohner in Deutschland, 1950–2010	214
3	Wichtigkeit von Familie: Einfache und bedingte Mittelwerte	222
4	Wichtigkeit von Familie: Bedingte Mittelwerte nach Kohorten	226
	Tabellenverzeichnis	
1	Anteil der Personen, die einen Lebensbereich wichtig finden	218
2	Wichtigkeit von Familie	221
3	Kohortenanalyse: Sampleinteilung	224
A.1	Wichtigkeit von Familie: Ungekürzter Output	233
A.2	Wichtigkeit von Familie: Kohortenanalyse	235
A.3	Wichtigkeit von Familie: Rolle einzelner Makrovariablen	237

1 Einleitung

Die Geburtenziffer in Deutschland lag in 2017 bei rund 1,57 Kindern pro Frau und somit wieder leicht unter dem Wert des Vorjahres, in dem der höchste Stand seit 1973 verzeichnet wurde (Destatis, 2019). Im Europäischen Vergleich liegt sie nahe dem Durchschnitt von 1,59 – deutlich hinter dem erstplatzierten Frankreich (1,9) und vor dem Schlusslicht Malta (1,26) (Eurostat, 2019). Aber nicht nur zwischen den Ländern Europas offenbaren sich bemerkenswerte Unterschiede, auch zwischen den Bundesländern Deutschlands variierte die Geburtenziffer in 2017 zwischen 1,48 in Berlin und 1,64 in Brandenburg (Destatis, 2018). Insgesamt lag sie in den neuen Bundesländern in den vergangenen Jahren im Durchschnitt leicht über dem für die alten Bundesländer errechneten Wert, auch wenn hier das Wachstum der vergangenen Jahre etwas stärker ausfiel und sich die Lücke somit verkleinert hat (siehe Abbildung 1).

Abbildung 1: Geburtenziffer in Deutschland (ohne Berlin), 2011–2017



Hinweis: Eigene Darstellung auf Basis der von Destatis (2018) berechneten zusammengefassten Geburtenziffer (addierte altersspezifische Geburtenhäufigkeiten des beobachteten Jahres für die Frauen im Alter von 15 bis 49 Jahren).

Die Ursachen für die unterschiedlichen Geburtenziffern in den alten und neuen Bundesländern sind nicht leicht bestimmbar. Zwar lassen sich die höheren Geburtenraten in der

ehemaligen DDR *während* der deutsch-deutschen Teilung auf staatliche Anreize zurückführen (Details in Kapitel 2), seit der Wiedervereinigung aber leben die Menschen in beiden Regionen unter den gleichen institutionellen Rahmenbedingungen. Dennoch bleibt eine Lücke. Die vorliegende Expertise untersucht mögliche Unterschiede in den individuellen Einstellungen zu Familie, da diese potenziell das Verhalten beeinflussen und somit Unterschiede in der Fertilität erklären können. Einen solchen kausalen Einfluss von Präferenzen auf Verhalten legen bspw. die Studien von Fortin (2008) und Humlum *et al.* (2012) für den Zusammenhang von geschlechtsspezifischen Präferenzen für bestimmte Berufseigenschaften und geschlechtsspezifischer Berufswahl nah.

Jüngste Erkenntnisse aus der ökonomischen Forschung zeigen, dass individuelle Einstellungen und Wünsche in Bezug auf zukünftige Kinder (und insbesondere Einigkeit darüber im Paar) ein wichtiger Prädiktor für realisierte Geburten sind (Hener, 2015; Doepke & Kindermann, 2019). Individuelle Präferenzen für Familie und Kinder nehmen somit eine wichtige Rolle bei der Familienplanung ein und gehen möglicherweise auch mit realisierten Unterschieden in der Fertilität einher. Inwiefern familienpolitische Maßnahmen diese Präferenzen rahmen, und ob ihr potenzieller Einfluss auch dann noch nachwirkt, wenn sich die institutionellen Rahmenbedingungen ändern, ist vor diesem Hintergrund eine wichtige Frage. Die vorliegende Expertise nähert sich ihrer Beantwortung über die Analyse von Befragungsdaten zur individuellen Bewertung der Wichtigkeit von Familie. Die Einstellungen von Befragten in Ost und West, die während der Teilung sehr unterschiedliche familienpolitische Instrumente erlebten, über einen Zeitraum von 25 Jahren nach der Wiedervereinigung zu vergleichen, verspricht Erkenntnisse zur Rolle von Familienpolitik in der Entwicklung von individuellen Präferenzen.

Die folgenden Kapitel der Expertise geben zunächst einen Überblick über den relevanten historischen und politischen Kontext in DDR und BRD während der deutsch-deutschen Teilung (Kapitel 2), erläutern die methodische Vorgehensweise (Datengrundlage, Sampleauswahl, ökonometrisches Modell und Variablen, Kapitel 3) und präsentieren schließlich die Ergebnisse der Analysen (Kapitel 4). Die Expertise schließt in Kapitel 5 mit einer Zusammenfassung der gewonnenen Erkenntnisse.

2 Historischer Hintergrund

Das folgende Kapitel gibt einen knappen Überblick über den historischen Hintergrund der deutsch-deutschen Teilung, auf dem die nachfolgenden quantitativen Analysen aufbauen. Zunächst erläutert Abschnitt 2.1, wie das historische Ereignis der deutschen Teilung und Wiedervereinigung als natürliches Experiment genutzt werden kann, um die Wirkung von politischen Maßnahmen auf individuelle Einstellungen und Präferenzen zu untersuchen. Abschnitt 2.2 widmet sich anschließend der konkreten Frage, inwiefern sich Familienpolitik in DDR und BRD während der Teilung unterschieden haben und welche Effekte auf individuelle Präferenzen von Familie vor diesem Hintergrund erwartbar sind.

2.1 Deutsch-deutsche Teilung als natürliches Experiment

In der ökonomischen Literatur gibt es inzwischen zahlreiche Studien zur Auswirkung der Teilungserfahrung auf individuelle Einstellungen und Präferenzen. Eine der ersten Untersuchungen stammt von Torgler (2003) zu Ost-West Unterschieden in der Steuermoral. Regionale Unterschiede finden auch Alesina & Fuchs-Schündeln (2007) in den Präferenzen für Umverteilung, Rainer & Siedler (2009) im Vertrauen in andere und staatliche Institutionen, Brosig-Koch *et al.* (2011) in der Solidarität mit anderen, Kuhn (2013) in der Ungleichheitswahrnehmung, Friehe & Mechtel (2014) in ‚demonstrativem‘ Konsum und Friehe & Pannenberg (2017) in Zeitpräferenzen. Auch für Unterschiede in Geschlechterrollenbildern und in dem Zusammenhang Unterschiede in geschlechterstereotypem Verhalten und Präferenzen finden sich zahlreiche Belege (Bauernschuster & Rainer, 2011; Beblo & Görge, 2018; Beblo & Korn, 2018; Campa & Serafinelli, 2019; Lippmann & Senik, 2018; Lippmann *et al.*, Im Erscheinen).

Gemeinsam ist diesen Studien, dass sie die deutsch-deutsche Teilung als „natürliches Experiment“ behandeln,¹ das die Ermittlung eines kausalen Effektes der Teilungserfahrung auf die jeweils interessierenden Einstellungen erlaubt. Die Experimentallogik fußt auf der Annahme, dass das Erleben des DDR-Staates, der 1949 innerhalb der Grenzen der sowjetischen Besatzungszone gegründet wurde und bis zu seiner Auflösung in 1990 existierte, ein exogenes ‚Treatment‘ darstellt. Das bedeutet, dass die Treatment Gruppe (Bevölkerung der DDR) eine zufällig gewählte Teilmenge der Vergleichsgruppe darstellt (der gesamtdeutschen Bevölkerung, von der sie sich ursprünglich nicht unterscheidet), die ihren Treatment Status (in der DDR lebend) nicht selbst beeinflusst hat. Diese Annahme ist wichtig, weil sie impliziert, dass alle beobachtbaren Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschen auf die Erfahrungen mit unterschiedlichen Institutionen während der Teilung zurückgehen und nicht dadurch erklärt werden können, dass die Menschen bereits vor der Teilung in ihren Präferenzen unterschiedlich waren.

Dass Treatment- und Kontrollgruppe, also die Bürgerinnen und Bürger in Ost- und Westdeutschland, sich vor Einsetzen des Treatments nicht in ihren Präferenzen unterscheiden haben, lässt sich kaum zweifelsfrei beweisen, da es aus dieser Zeit keine Befragungsdaten gibt. Solche Unterschiede zwischen den Gruppen können aus zwei Gründen denkbar sein: Präferenzen für Familie könnten sich bereits vor der Teilung systematisch unterscheiden haben, etwa weil die Bevölkerung in den ostdeutschen Ländern eher protestantisch als katholisch war.² Des Weiteren könnte eine freiwillige Selektion in die DDR bzw. alte BRD dazu geführt haben, dass Menschen mit systematisch unterschiedlichen Präferenzen für Familie sich in dem deutschen Staat niedergelassen haben, dessen Familienpolitik sie bevorzugten. Beide Sorgen lassen sich jedoch anhand historischer Evidenz abmildern.

¹ Der Begriff ‚natürlich‘ heißt in diesem Zusammenhang nicht, dass es sich um ein Naturereignis handelt, sondern dass Forscherinnen und Forscher ein in der Geschichte auftretendes Ereignis als Experiment zum Zwecke der Untersuchung ihrer Fragestellung nutzen, das nicht als solches konzipiert wurde.

² Der bundeslandspezifische Anteil von protestantischen an allen Kirchenmitgliedern geht deshalb als Kontrollvariable in die im weiteren Verlauf präsentierten mikroökonomischen Analysen mit ein.

Das Selektionsargument hält einer Betrachtung der historischen Wanderungsbewegungen nicht stand. Zwar war Migration zwischen den beiden deutschen Staaten bis 1961 prinzipiell legal möglich. In der Praxis fanden Wanderungen von West nach Ost jedoch kaum statt (Fassmann & Munz, 1994) und Wanderungsmöglichkeiten in die umgekehrte Richtung waren bereits seit 1954 durch das Pass-Gesetz der DDR stark eingeschränkt, das für die Ausreise ohne offizielle Genehmigung sowie für das Nichteinhalten genehmigter Reise-fristen Haftstrafen von bis zu drei Jahren vorsah (§ 8 Passgesetz-DDR, 1954). Ab der Errichtung der Mauer in 1961 bis zu deren Fall in 1989 gelang es nur rund 800.000 DDR Bürgerinnen und Bürgern, auf legalem Wege in die BRD auszuwandern (Fassmann & Munz, 1994).

Die Sorge über Unterschiede in den Präferenzen, die bereits vor der Teilung existiert haben könnten, lässt sich ebenfalls mithilfe historischer Quellen abmildern. So zeigen beispielsweise Beblo & Görges (2018) anhand von preußischen Datensätzen aus den 1840er und 1880er Jahren, die vom *ifo*-Institut aufbereitet wurden (Becker *et al.*, 2012), dass sich zumindest die Regionen Preußens, die später Teil von DDR und BRD werden würden, kaum unterschieden hinsichtlich bestimmter Indikatoren zu Wirtschaftsaktivität, Geschlechterunterschieden und Familienbildung. Anhand von Daten des statistischen Reichsamtes zeigen die Autorinnen außerdem, dass es 1934 auch für Gesamtdeutschland keine Hinweise auf systematische Unterschiede in diesen Dimensionen gibt (vgl. Tabelle 2, S. 24 in Beblo & Görges, 2018). Unter der Annahme, dass die in diesen Quellen dokumentierten ähnlichen Verhaltensweisen auf Präferenzen fußen, kann man also davon ausgehen, dass sich auch Einstellungen vor der Teilung nicht systematisch zwischen Ost- und Westdeutschland unterschieden haben.³

Vor dem Hintergrund der historischen Evidenz dafür, dass die Voraussetzungen für ein natürliches Experiment im Falle der deutsch-deutschen Teilung wahrscheinlich erfüllt sind, formulieren die oben zitierten empirischen Studien typischerweise Hypothesen, die Ost-West Unterschiede in Einstellungen und Präferenzen direkt nach der Wiedervereinigung sowie eine Schrumpfung dieser Unterschiede im Zeitverlauf postulieren.⁴ Diese Überlegungen fußen auf der Annahme, dass a) Erfahrungen während der Teilung, etwa von bestimmten politischen Anreizinstrumenten, für die Entwicklung der interessierenden Einstellungen und Präferenzen relevant waren; dass sich b) diese Erfahrungen zum Zeitpunkt der Wiedervereinigung am deutlichsten unterscheiden; und c) durch die nunmehr einheitlichen Institutionen im wiedervereinigten Deutschland mit zunehmender Zeit immer ähnlicher werden. Für die vorliegende Studie ist damit zunächst zu klären, ob Erfahrungen, die für die Präferenz für Familie relevant sein könnten, in BRD und DDR während der Teilung

³ Diese Auffassung wird auch von den oben zitierten ökonomischen Studien geteilt, deren empirische Identifikationsstrategie darauf beruht, die deutsche-deutsche Teilung als natürliches Experiment zu behandeln. Allerdings gibt es durchaus auch kritische Stimmen, die regionale Unterschiede in bestimmten Verhaltensweisen als weitaus ältere, der Teilung vorausgehende Phänomene betrachten wie etwa die im Osten höhere Inzidenz von außereheliche Geburten (Klüsener & Goldstein, 2016) und Frauenerwerbstätigkeit (Wyrwich, 2019).

⁴ In Bezug auf die Konvergenz-Hypothese sind die Ergebnisse der Literatur am stärksten gemischt.

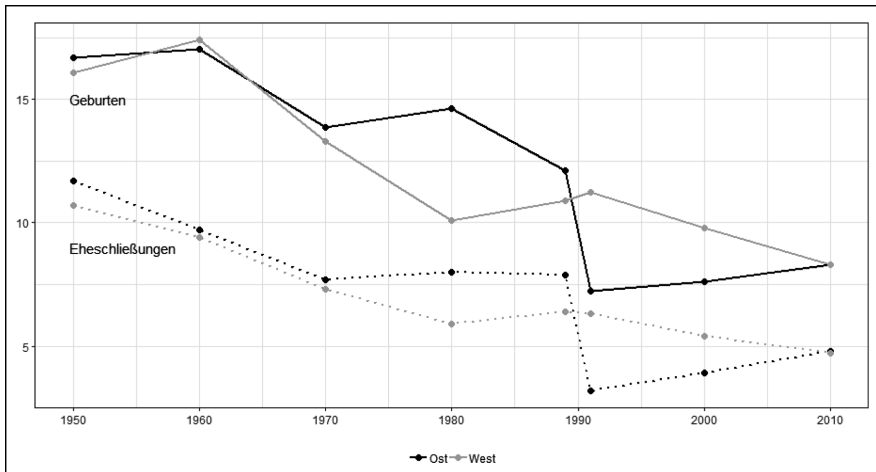
lung hinreichend unterschiedlich waren, sodass man eine Auswirkung auf Präferenzen erwarten könnte. Der folgende Abschnitt liefert hierzu einen Überblick.

2.2 Familienpolitik in BRD und DDR: Boden für unterschiedliche Präferenzen für Familie?

Die DDR und BRD verfolgten seit Mitte des zwanzigsten Jahrhunderts erkennbar unterschiedliche familienpolitische Strategien. Die der BRD folgte dem Leitbild der „Versorger-Ehe“; hier war es Ehefrauen erst seit 1958 gesetzlich erlaubt, erwerbstätig sein und auch nur soweit sie dadurch ihre „Pflichten in Ehe und Familie“ nicht vernachlässigten (§ 1354 BGB, 1896). Erst seit 1977 waren beide Eheleute vor dem Gesetz in gleicher Weise berechtigt, einer Erwerbsarbeit nachzugehen (Holst & Maier, 1998). Allerdings förderte der Staat die Versorger-Ehe und somit traditionelle Geschlechterrollen durch zahlreiche Anreize im Steuer- und Sozialsystem weiterhin, wie etwa durch das Ehegattensplitting (Gerhard, 1992). Auch die nur eingeschränkte Verfügbarkeit öffentlicher Kinderbetreuung war nicht auf eine gleichberechtigte Teilnahme beider Eltern am Erwerbsleben ausgelegt. Bis in die 1990er Jahre waren Betreuungsmöglichkeiten für Kinder im Vorschulalter so gut wie nicht verfügbar und auch die Betreuung in Grundschulen deckte in der Regel nicht mehr als den Vormittag ab (Ostner, 1993).

In der DDR hingegen garantierte das „Gesetz über den Mutter- und Kinderschutz und die Rechte der Frau“ bereits seit 1950 die Verfügbarkeit öffentlicher Kinderbetreuung, Mutterschaftsurlaub und bezahlte Abwesenheitstage, um kranke Kinder zu versorgen (Cooke, 2006). Die Gleichheit von Eheleuten war ebenfalls bereits seit Mitte der 1960er Jahre im Familiengesetzbuch gesetzlich verankert. Diese Maßnahmen verfolgten das Ziel, Frauen im gleichen Maße wie Männern die Erwerbstätigkeit in Vollzeit zu ermöglichen (Duggan, 1995), wozu sie vor dem Gesetz auch verpflichtet waren. „Arbeitsvermeidung“ galt als asozial und war für beide Geschlechter mit Haft strafbar (§ 249 StGB-DDR, 1968). Diese deutlichen Unterschiede in der politischen Förderung der Frauenerwerbstätigkeit schlugen sich in der Entwicklung der Frauenerwerbsquoten wieder. Während sie kurz nach der Teilung in 1950 in der DDR mit 52,4% nur acht Prozentpunkte über der im Westen gemessenen Quote lag, hatte sich die Differenz zehn Jahre später bereits mehr als verdoppelt und bewegte sich in den 1970er und 1980er Jahren in einer Größenordnung von über 30 Prozentpunkten (rund 50% in der BRD, über 80% in der DDR, vgl. Tabelle 1, S. 22 in Beblo & Görge, 2018).

Abbildung 2: Geburten und Eheschließungen pro 1000 Einwohner in Deutschland, 1950–2010



Hinweis: Eigene Darstellung auf Basis von Bevölkerungsdaten des statistischen Bundesamtes: Destatis (2016), S. 7, Tabelle 1.6 (West), S. 6, Tabelle 1.5 (Ost).

Ab den 1970er Jahren verstärkte die DDR zudem Maßnahmen, die darauf zielten, rückläufige Trends in Geburten- und Eheschließungszahlen umzukehren, oder zumindest aufzuhalten. Dazu zählten starke ökonomische Anreize: Unter anderem gab es staatliche Kredite von 5000, später 7000 Mark für junge Ehepaare bei Heirat unter 26 Jahren. Die Rückforderung reduzierte sich stufenweise pro neugeborenem Kind und wurde beim dritten Kind vollständig erlassen (Trappe, 1995, S. 44). Außerdem gab es zusätzliche finanzielle Beihilfen für Neugeborene und großzügigere Urlaubsansprüche für junge Eltern (Kornietzka & Kreyenfeld, 2002; Heisig & Zierow, 2019). Abbildung 2 lässt den Erfolg dieser Maßnahmen erkennen: Vor ihrer Einführung folgten die Zahl der Geburten- und Eheschließungen pro tausend Einwohner*innen in beiden deutschen Staaten einem parallelen Abwärtstrend, von einem nahezu identischen Ausgangsniveau in 1950. Die Einführung der oben skizzierten Maßnahmen schien diesen Trend in der DDR jedoch aufzuhalten. Anders als in der BRD, wo sie weiter fielen, blieben die Zahlen in der DDR von 1970 bis 1980 konstant und lagen auch 1989, dem letzten Messungspunkt vor dem Mauerfall, noch deutlich über Westniveau. Im Zuge der Wiedervereinigung brachen sowohl die Zahl der Eheschließungen als auch die der Geburten im Osten dramatisch ein und fielen weit unter das Westniveau. Dieser starke Rückgang dürfte wesentlich der wirtschaftlichen Unsicherheit dieser Jahre geschuldet sein, aufgrund derer viele junge Ostdeutsche die Familiengründung aus Sorge um die Zukunft auf Eis legten (Witte & Wagner, 1995; Chevalier & Marie, 2017). In den Folgejahren stiegen jedoch sowohl die Rate der Geburten als auch der Eheschließungen wieder, bis sie sich schließlich in 2010 wieder auf Westniveau befanden.

Obwohl Abbildung 2 eine starke Auswirkung der unterschiedlichen Familien- und Gleichstellungspolitik während der Teilung auf die Arbeits- und Familiengestaltung der in BRD und DDR lebenden Bevölkerung nahelegt, muss damit nicht unbedingt auch eine Veränderung der zugrunde liegenden Präferenzen für Familie einhergehen. Denkbar ist, dass Präferenzen konstant sind und Politikmaßnahmen lediglich auf die Beschränkungen wirken, unter denen Individuen ihre Familiengestaltung optimieren. Möglich ist aber auch, dass unterschiedliche Erfahrungen, die Politik ermöglicht, auch Einstellungen und Präferenzen verändern (siehe bspw. Beblo & Görges, 2018, die zeigen, dass der Unterschied in der Erfahrung von Erwerbstätigkeit zwischen Ost- und Westfrauen auch eine höhere Präferenz der Ostfrauen für Erwerbsarbeit zur Folge hatte). Die nachfolgende empirische Analyse soll aufdecken, inwiefern diese unterschiedlichen Maßnahmen tatsächlich auf die Präferenzen für Familie gewirkt haben und wie nachhaltig eine solche mögliche Wirkung auch unter den neuen, einheitlichen Institutionen der BRD nach der Wiedervereinigung erhalten bleiben.

Welche Änderungen in der Präferenz für Familie wären also denkbar? Die starken familienpolitischen Anreize zur (frühen) Familiengründung im Osten könnten sich in einer höheren Präferenz für Familie niederschlagen. Da die Verantwortung für Familie, trotz hoher Frauenerwerbstätigkeit im Osten auch hier primär bei den Frauen lag (Geist, 2009), scheint es darüber hinaus plausibel, dass die Familie in beiden Teilen Deutschlands von Frauen als wichtiger wahrgenommen wird als von Männern. Allerdings könnten sich Geschlechterunterschiede auch zwischen den Regionen unterscheiden. Obwohl die Familienpolitik in BRD und die DDR ein ähnliches Ziel verfolgte – Familie zu ermöglichen – taten sie dies mit stark unterschiedlichen Strategien. In der BRD verschärften die staatlichen Anreize zur intrafamilialen Arbeitsteilung, und damit zur Spezialisierung der Männer in Markt- und der Frauen in Familienarbeit, den Zielkonflikt zwischen Familiengründung und beruflicher Teilhabe für Frauen. Die Strategie der DDR setzte dagegen eher auf eine Abmilderung dieses Zielkonfliktes. Vor diesem Hintergrund ist es denkbar, dass Geschlechterunterschiede in den Präferenzen für Familie im Osten weniger stark ausgeprägt sind als im Westen. Auch wenn oft kritisiert wird, dass die DDR Strategie die Beteiligung beider Geschlechter nicht in gleichem Maße für die Familienarbeit gefördert hat, wie sie es für die Erwerbsarbeit tat (vgl. hierzu den Überblick in Trappe, 1995, S. 33), war die Beteiligung der Männer an der Erziehungsarbeit höher als im Westen (Rosenfeld *et al.*, 2004). Mit zunehmender Zeit seit der Wiedervereinigung und damit einer einheitlichen Familienpolitik, ließe sich erwarten, dass potentielle Ost-West-Unterschiede kleiner werden, sofern sie denn tatsächlich auf der unterschiedlichen Familienpolitik in DDR und (alter) BRD beruhen. Allerdings könnten regionale Unterschiede, wie bspw. die höhere Verfügbarkeit öffentlicher Kinderbetreuung im Osten, auch das Fortbestehen von Unterschieden in Präferenzen begünstigen. Aufschluss darüber sollen im Folgenden Daten zu individuellen Präferenzen für Familie geben. Das nachfolgende Kapitel erläutert das methodische Vorgehen, anschließend werden die empirischen Ergebnisse im Lichte der hier angestellten Überlegungen geprüft.

3 Methodik

Dieses Kapitel gibt zunächst einen Überblick über die für die Analyse verwendeten Daten und die Auswahl des Samples (Abschnitt 3.1). Es folgen Erläuterungen zum mikroökonomischen Modell und den dafür genutzten Variablen (Abschnitt 3.2).

3.1 Datengrundlage und Sample

Als Grundlage für die Analyse dienen Befragungsdaten der Allgemeine Bevölkerungsumfrage (*ALLBUS*, herausgegeben vom Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften, GESIS, 2018) und der European Value Study (*EVS*, 2018). Beide Umfragen werden in regelmäßigem Rhythmus mit wechselnden Teilnehmerinnen und Teilnehmern durchgeführt, sodass repräsentative, unabhängige Beobachtungen aus unterschiedlichen Zeitpunkten vorliegen.⁵ Für die im Folgenden präsentierten Analysen wurden die Querschnitte der Jahre 1991, 1998 und 2012 aus dem *ALLBUS* und 2017 aus dem *EVS* genutzt. Die Auswahl der Querschnitte ergibt sich aus der Verfügbarkeit der abhängigen Variable, die nicht in allen Wellen erhoben wurde, und erlaubt die Untersuchung eines bedeutsamen Zeithorizontes, der zweieinhalb Jahrzehnte nach der Wiedervereinigung umspannt.

Vor dem Hintergrund der Forschungsfrage sind einige weitere Einschränkungen des Samples sinnvoll. So gehen nur Personen in die Analyse ein, die im Besitz der deutschen Staatsbürgerschaft⁶ und zwischen 18 und 45 Jahren alt⁷ sind. Da der *EVS*, anders als der *ALLBUS*, nicht zwischen Ost- und Westberlin unterscheidet, schließe ich Befragte aus Berlin aus der Analyse aus. Das finale Sample umfasst insgesamt 4.242 Personen für die die abhängige Variable vorliegt, wovon 3.805 (437) aus den Querschnitten des *ALLBUS* (*EVS*) entstammen. Ergänzt werden die Befragungsdaten durch Daten der amtlichen Statistik, herausgegeben von Bund und Ländern, die wirtschaftliche und institutionelle Gegebenheiten in den Bundesländern zu den jeweiligen Untersuchungszeitpunkten abbilden.

⁵ Im Rahmen des *ALLBUS* zieht das GESIS-Institut alle zwei Jahre ein zufällige Stichprobe der deutschen Bevölkerung und befragt diese Personen zu ihren Einstellungen zu einer Vielzahl von politischen und gesellschaftlichen Themen. Bei den seit 1980 gezogenen Stichproben handelt es sich um unabhängige Querschnitte der westdeutschen Bevölkerung, seit 1991 wurde auch die Bevölkerung der neuen Bundesländer mit einbezogen (Terwey, 2000).

⁶ Diese Einschränkung hat zum Ziel, etwaige Verzerrungen in der Schätzung von Ost-West-Unterschieden zu vermeiden, die entstehen könnten, da sich Art und Umfang von Zuwanderung in ost- und westdeutsche Regionen unterscheidet.

⁷ Alle Befragten im *ALLBUS* und *EVS* sind mindestens 18 Jahre alt. Für den Ausschluss von Befragten über 45 Jahren spricht, dass ab diesem Alter die Fertilitätsphase für die meisten Personen abgeschlossen ist.

3.2 Geschätztes Modell und Variablen

Zur Analyse der Präferenzen für Familie unter ost- und westdeutschen Männern und Frauen über den Zeitraum von 1991 bis 2017 dient das folgende ökonomische Modell:

$$\begin{aligned}
 F_{is} = & \Theta_{1991} + East_i \Gamma_{1991} + Fem_i \Phi_{1991} + (East_i \times Fem_i) \Pi_{1991} + \\
 & \sum_{j \in J} \left(\Theta_j Y_i^j + (Y_i^j \times East_i) \Gamma_j + (Y_i^j \times Fem_i) \Phi_j + (Y_i^j \times East_i \times Fem_i) \Pi_j \right) + \\
 & P_i \Psi + X_i \Xi + Z_{is} \Lambda + \epsilon_{is}, \text{ mit } J = \{1998, 2012, 2017\}
 \end{aligned} \tag{1}$$

Abhängige Variable. Die Variable F_{is} misst, ob eine in Bundesland s befragte Person i eine hohe Präferenz für die Familie hat. Grundlage für das Maß bildet das Modul „Wichtigkeit von Lebensbereichen“ im ALLBUS bzw. EVS, in dem Befragte die Wichtigkeit verschiedener Lebensbereiche auf einer vier- (EVS) bzw. siebenstufigen (ALLBUS) Likert-Skala bewerten. Im Falle des Lebensbereiches Familie bezieht sich der genaue Wortlaut auf die Wichtigkeit von „eigener Familie und Kindern“ (ALLBUS) bzw. von „Familie im Leben“ (EVS). Um die Maße trotz unterschiedlicher Skalierung in einer gemeinsamen Schätzung verwenden zu können, berechne ich einen Indikator, der den Wert 1 annimmt, wenn eine befragte Person Familie als „sehr wichtig“ einstuft, also ihm den höchsten Wert 4 im EVS oder mindestens den zweithöchsten Wert 6 im ALLBUS zuweisen. Es handelt sich demnach bei dem in Gleichung 1 abgebildeten Modell um ein lineares Wahrscheinlichkeitsmodell, das mit der Methode der kleinsten Quadrate (OLS) geschätzt wird.⁸ Tabelle 1 zeigt die Anteile der Personen, die einen Lebensbereich als wichtig einstufen für alle vier Querschnitte.

⁸ Die Ergebnisse ändern sich qualitativ nicht, wenn sie stattdessen mit einem Probit-Modell geschätzt werden, sind aber weniger leicht interpretierbar, insbesondere die interessierenden Interaktionseffekte (Ai & Norton, 2003). Die Verwendung eines linearen Wahrscheinlichkeitsmodells folgt der Empfehlung von Angrist & Pischke (2008). Danach ist OLS auch für binäre abhängige Variablen geeignet, wenn das Forschungsanliegen ist, Unterschiede in Gruppenmittelwerten zu ermitteln.

Tabelle 1: Anteil der Personen, die einen Lebensbereich wichtig finden

Lebensbereich	1991	1998	2012	2017
Familie	0.84	0.74	0.85	0.88
Arbeit	0.76	0.73	0.70	0.48
Freizeit	0.69	0.60	0.63	0.44
Freunde, Bekannte	0.63	0.63	0.66	0.62
Politik	0.26	0.15	0.12	0.10
Religion	0.14	0.12	0.11	0.07
N	1414	1233	1159	437

Befragte werden der Gruppe von Personen zugerechnet, die einen Lebensbereich wichtig finden, wenn sie dem Bereich die höchste Wichtigkeitsstufe auf einer 4stufigen Skala (EVS, 2017) oder mindestens die zweithöchste Wichtigkeitsstufe auf einer 7-stufigen Skala (ALLBUS, 1991–2012) zuweisen. N bezieht sich auf die Anzahl der Befragten, für die ein gültiger Wert für die Wichtigkeit von Familie vorliegt, für die anderen Lebensbereiche können die Zahlen aufgrund fehlender Werte leicht variieren.

Gruppenindikatoren. Das Hauptinteresse der vorliegenden Studie gilt der unabhängigen Variable ER_i , die ebenfalls eine Indikatorvariable ist. Sie nimmt den Wert 1 an, wenn eine Person i in einem ostdeutschen Bundesland befragt wurde und andernfalls den Wert 0. In einer univariaten Schätzung gäbe der Koeffizient dieser Variable an, um wie viel wahrscheinlicher eine in Ostdeutschland lebende Befragungsperson Familie sehr wichtig findet, verglichen mit der Referenzgruppe der in Westdeutschland lebenden Befragten. Wie Gleichung 1 zeigt, handelt es sich bei der durchgeführten Schätzung jedoch um ein multivariates Modell, das neben verschiedenen Kontrollvariablen, die im Folgenden noch näher erläutert werden, eine Reihe weiterer bedeutender Dummy-Variablen enthält: einem Indikator für das Geschlecht einer befragten Person (Fem_i , Männer bilden die Referenz), und drei Indikatoren für die Welle, in der i befragt wurde (Y_i^{1998} , Y_i^{2012} , Y_i^{2017} ; das Jahr 1991 bildet die Referenz). Die Schätzung umfasst außerdem alle sich aus den Dummies für Jahr und Geschlecht ergebenden zweifach- und dreifach-Interaktionen mit dem Indikator ER_i und erlaubt somit die Analyse regions- und geschlechtsspezifische Zeittrends. Die Konstante Φ_{1991} misst demnach die Wahrscheinlichkeit, mit der ein (zufällig gezogener) männlicher Befragter in Westdeutschland im Jahr 1991 den Lebensbereich Familie als sehr wichtig einstuft (unter der Annahme, dass alle in X_i und Z_i enthaltenen Kontrollvariablen gleich Null sind). Alternativ lässt sich der Wert auch interpretieren als der (auf die Kontrollvariablen bedingte) Anteil der in 1991 in Westdeutschland lebenden Männer, die den Lebensbereich Familie als sehr wichtig einstufen.

Individuelle Kontrollen. Die Vektoren P_i und X_i enthalten individuelle Kontrollvariablen, die aus den Antworten der Befragungsperson i im ALLBUS bzw. EVS konstruiert sind. P_i umfasst Präferenzindikatoren, die messen, welche weiteren Lebensbereiche eine befragte Person als sehr wichtig einstuft. Dazu zählen die Bereiche „Arbeit“, „Freizeit“, „Freunde

und Bekannte“, sowie „Politik“ und „Religion“. ⁹ Tabelle 1 zeigt jeweils den Anteil der Befragten, die einen Lebensbereich als sehr wichtig einstuft. X_i enthält weitere Kontrollen für spezifische Eigenschaften einer Befragungsperson: ihr Alter (und Alter zum Quadrat), Indikatoren zu ihrem Bildungsniveau¹⁰ und dem Erwerbstätigkeitsstatus des Vaters in ihrer Jugend, als die befragte Person 14 Jahre alt war.¹¹ Einkommen, Erwerbstätigkeits- und Familienstatus der befragten Person selber sind hingegen nicht Teil der Schätzung, da sie alle potenziell endogen zur Präferenz für Familie sein und somit ein „Problem schlechter Kontrollen“ (vgl. zum „bad control problem“ Angrist & Pischke, 2008) hervorrufen können.

Makrokontrollen. Der Vektor Z_{is} enthält eine Reihe von Makrokontrollen, die die spezifischen Gegebenheiten in einem Bundeslands abbilden, zum Zeitpunkt der Befragung von Person i . Dazu zählen das Bruttoinlandsprodukt pro Kopf¹², geschlechtsspezifische Arbeitslosen- und Erwerbsquoten, ein Maß für die Verfügbarkeit von öffentlicher Kinderbetreuung,¹³ der Anteil von Kirchenmitgliedern sowie deren Anteil an der protestantischen Kirche. Alle Makrokontrollen wurden im Rahmen eines Forschungsprojektes der Autorin (Beblo & Görge, 2018) bei den statistischen Ämtern (des Bundes oder der Länder) angefragt oder aus deren Publikationen zusammengestellt.¹⁴

Z_{is} (Indizes
gleicher
Ebene)

4 Ergebnisse

Die Darstellung der Ergebnisse erfolgt in zwei Schritten. Abschnitt 4.1 präsentiert die Ergebnisse der Hauptanalyse für das gesamte Sample. Die Befunde aus separaten Analysen für verschiedene Kohorten folgen in Abschnitt 4.2.

4.1 Wichtigkeit von Familie in Ost und West von 1991 bis 2017

Tabelle 2 zeigt die Ergebnisse der OLS-Schätzungen des in Gleichung 1 dargestellten Modells. Spalte (1) bildet das Basismodell ab, das keine Kontrollen für Präferenzen (P_i), indi-

⁹ Der ALLBUS fragt darüber hinaus noch nach der Wichtigkeit von „Verwandten“ und „Nachbarn“. Da diese Variablen jedoch nicht im EVS enthalten sind, gehen sie nicht in die Schätzung ein.

¹⁰ Die Schätzung enthält jeweils drei Indikatoren für das Bildungsniveau, wobei das Sekundärniveau die Referenz bildet: „primär, tertiär und fehlender Wert“, um keine Beobachtungen zu verlieren.

¹¹ Die Schätzung enthält zwei Dummies, wobei „erwerbstätig“ die Referenz bildet: „nicht erwerbstätig“, was u. a. Hausmänner, Arbeitslose und Rentner einschließt und „fehlender Wert“, für Befragte, die bspw. ihren Vater nicht kennen oder deren Vater in ihrer Jugend bereits verstorben oder aus anderen Gründen abwesend war. Ideal wäre es, auch für den Erwerbstatus der Mutter in der Jugend von i sowie das Bildungsniveau beider Eltern kontrollieren zu können. Alle drei Variablen fehlen jedoch in den ALLBUS-Querschnitten 1991 und 1998.

¹² Die pro-Kopf BIPs der Länder sind auf Basis der Bundesland-spezifischen Verbraucherpreisindices deflationiert, wobei Bayern im Jahr 2017 die Basis bildet.

¹³ Das Maß berechnet sich als Quote aus der Zahl der öffentlichen Betreuungsplätze für Kinder unter sieben Jahren und der Anzahl der im gleichen Bundesland lebenden Kinder in der gleichen Alterskategorie.

¹⁴ Den im Jahr 2017 befragten Personen aus dem EVS wurden die Makroindikatoren aus dem Jahr 2016 zugewiesen, da viele zum Zeitpunkt der Analysen noch nicht für spätere Jahre vorlagen.

* „primär“, „tertiär“ und „fehlender Wert“

viduelle Charakteristika (X_i) und Makrobedingungen (Z_{is}) enthält. In den Spalten (2)–(4) werden diese Kontrollen sukzessive hinzugefügt. Da sie keine weiteren Kontrollen enthält, lässt sich Spalte (1) am einfachsten exemplarisch interpretieren. Die Konstante offenbart, dass der Anteil der Männer, die Familie als sehr wichtig einstufen, kurz nach der Wiedervereinigung in 1991 im Westen bei rund 74% liegt. Der Koeffizient der Variable *Ost* zeigt an, dass dieser Anteil bei den Männern im Osten im gleichen Jahr um fast 14%-Punkte höher liegt, d.h. im Durchschnitt gibt es dort relativ mehr Männer, denen Familie sehr wichtig ist. Der Koeffizient der Variable *Frau* erlaubt einen direkten Vergleich zwischen Frauen im Westen mit den dort befragten Männern: Auch sie neigen häufiger dazu, Familie als sehr wichtig einzustufen, ihr Anteil liegt um 12 Prozentpunkte über dem der Westmänner. Für die Frauen im Osten liegt der Anteil sogar fast 18 Prozentpunkte über dem der Westmänner (die Differenz ergibt sich aus der linearen Kombination von *Ost*, *Frau* und $Ost \times Frau$).

Abbildung 3 zeigt die geschätzten Anteile für alle vier Subgruppen (Männer und Frauen in Ost und West) über alle Querschnitte (1991–2017). Die obere Reihe bildet die geschätzten Mittelwerte aus Schätzung (1) in Tabelle 2 ab, hier sehen wir also die durchschnittlichen Unterschiede zwischen den Gruppen ohne Berücksichtigung möglicher Unterschiede in ihrer Zusammensetzung hinsichtlich ihrer Bewertung der Wichtigkeit von anderen Lebensbereichen, Alter, Bildungsniveau, sowie der Makrobedingungen im Bundesland der Befragten. Die untere Reihe zeigt die geschätzten Mittelwerte aus Schätzung (4) in Tabelle 2, berücksichtigt also alle Kontrollvariablen. Die Berechnung der bedingten Mittelwerte für die vier Gruppen erfolgte unter Konstanthaltung aller anderen Kontrollen auf ihrem Mittelwert.

Geschlechterunterschiede. Die Graphik zeigt, dass der Anteil der Frauen (grüne Balken), denen Familie sehr wichtig ist, sowohl im Osten als auch im Westen für alle Jahre über dem der Männer (graue Balken) liegt. Die Geschlechterunterschiede sind sowohl in den einfachen als auch in den bedingten Mittelwerten über fast den gesamten Beobachtungszeitraum mindestens auf dem 10%-Niveau signifikant (siehe p-Werte in den weißen Boxen am Fuße eines jeden Frauen-Männer Balkenpaares); einzige Ausnahme bilden die Befragten im Westen in 2017 ($p = .21$). Hier ist ein Rückgang in den Geschlechterunterschieden zu beobachten, der auf einem relativ starken Anstieg bei den Männern beruht. Zwar ist der Anteil der Personen, die Familie als sehr wichtig einstufen (nach einem vorübergehenden Rückgang gegenüber dem 1991er-Ausgangsniveau im Jahr 1998) im Zeitverlauf tendenziell für alle Gruppen gestiegen, am stärksten fiel dieser Anstieg jedoch für die Männer im Westen aus.

Tabelle 2: Wichtigkeit von Familie

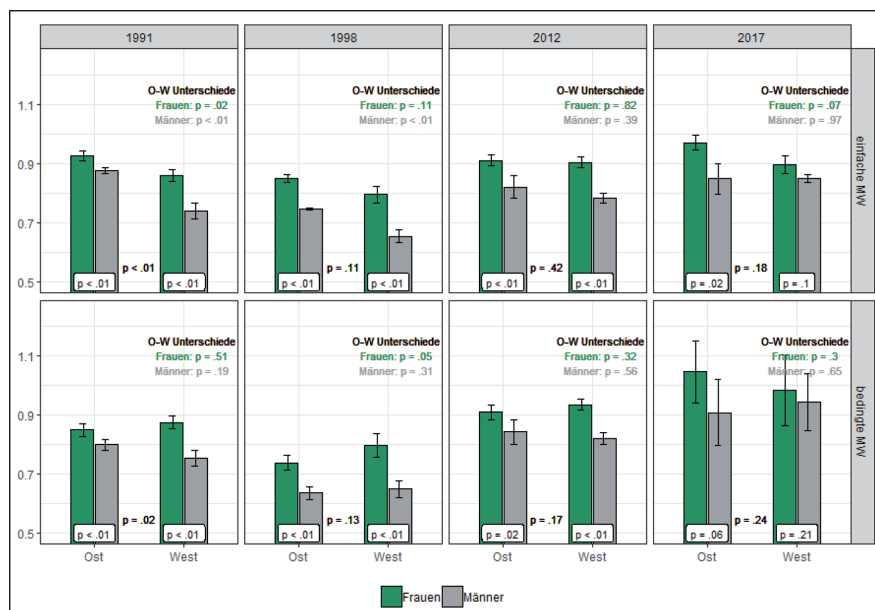
	(1)	(2)	(3)	(4)
Ost	0.137*** (0.0277)	0.125*** (0.0285)	0.113*** (0.0260)	0.0471 (0.0326)
Frau	0.121*** (0.0159)	0.131*** (0.0167)	0.126*** (0.0171)	0.122*** (0.0185)
Ost x Frau	-0.0717** (0.0229)	-0.0778** (0.0212)	-0.0745** (0.0218)	-0.0727** (0.0239)
1998	-0.0852** (0.0236)	-0.0740** (0.0240)	-0.0820** (0.0238)	-0.104** (0.0341)
Ost x 1998	-0.0448 (0.0274)	-0.0454 (0.0294)	-0.0346 (0.0276)	-0.0599 (0.0342)
Frau x 1998	0.0207 (0.0245)	0.0169 (0.0253)	0.0253 (0.0224)	0.0265 (0.0238)
Ost x Frau x 1998	0.0326 (0.0262)	0.0323 (0.0257)	0.0252 (0.0233)	0.0261 (0.0253)
2012	0.0438 (0.0371)	0.0585 (0.0375)	0.0584 (0.0346)	0.0679 (0.0438)
Ost x 2012	-0.0994 (0.0591)	-0.0872 (0.0614)	-0.0768 (0.0566)	-0.0252 (0.0695)
Frau x 2012	0.000289 (0.0283)	-0.0154 (0.0309)	-0.0134 (0.0326)	-0.00825 (0.0349)
Ost x Frau x 2012	0.0397 (0.0312)	0.0364 (0.0369)	0.0282 (0.0390)	0.0255 (0.0409)
2017	0.111** (0.0304)	0.158*** (0.0266)	0.147*** (0.0272)	0.192 (0.111)
Ost x 2017	-0.139+ (0.0668)	-0.148* (0.0683)	-0.137+ (0.0713)	-0.0834 (0.0726)
Frau x 2017	-0.0752* (0.0274)	-0.0931** (0.0248)	-0.0861* (0.0289)	-0.0823* (0.0306)
Ost x Frau x 2017	0.148* (0.0611)	0.172* (0.0705)	0.172* (0.0793)	0.170+ (0.0810)
Konstante	0.739*** (0.0255)	0.633*** (0.0236)	0.323** (0.102)	0.201 (0.366)
Präferenzkontrollen		✓	✓	✓
Individ. Kontrollen			✓	✓
Makrokontrollen				✓
Korrigiertes R ²	0.041	0.061	0.079	0.080
Beobachtungen	4242	4203	4203	4203

Hinweis: Standardfehler (in Klammern) sind auf Bundeslandebene geclustert.
Signifikanzniveaus: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, **** $p < 0.001$.

Regionale Unterschiede. Bei den regionalen Unterschieden erweist sich die Unterscheidungen zwischen einfachen und bedingten Mittelwerten als bedeutsam: Ohne Berücksichtigung der Kontrollen zeigt sich in der oberen Zeile der Graphik, dass sowohl Männer als auch Frauen im Osten Familie im Durchschnitt häufiger sehr wichtig finden als ihre jewei-

ligen Pendants im Westen. Während sich die Unterschiede zwischen den Männern im Zeitverlauf zu schließen scheinen und in den späteren Querschnitten 2012 und 2017 nicht mehr statistisch signifikant sind (p -Werte in grau am rechten oberen Bildrand), scheinen sie bei den Frauen eher erhalten zu bleiben, mit Ausnahme des 2012er Querschnitts ($p = .82$; grüne p -Werte am rechten oberen Bildrand). Dieses Bild ändert sich jedoch unter Berücksichtigung aller Kontrollen, nachvollziehbar in der unteren Zeile von Abbildung 3. Hier zeigt sich, dass nahezu keiner der Ost-Westunterschiede unter Berücksichtigung der Kontrollvariablen statistisch signifikant ist (einzige Ausnahme: Frauen in 1998), also vollständig durch die unterschiedliche Zusammensetzung der Gruppen erklärt wird.

Abbildung 3: Wichtigkeit von Familie: Einfache und bedingte Mittelwerte



Hinweis: Einfache (bedingte) Mittelwerte berechnet aus Schätzung 1 (4) in Tabelle 2. Bedingte Mittelwerte wurden unter Konstanthaltung aller Kontrollvariablen auf ihrem Mittelwert errechnet. p -Werte für die Mittelwertunterschiede zwischen einzelnen Gruppen wurden anhand von F-Tests ermittelt, die die statistische Signifikanz der relevanten linearen Kombinationen testen. p -Werte in den weißen Boxen die über den Säulen von Frauen und Männern in einer gegebenen Region und einem gegebenen Jahr liegen, geben die Signifikanz des Geschlechterunterschiedes in dieser Gruppe an. p -Werte zwischen den Balken geben die Signifikanz der regionalen Unterschiede zwischen den Geschlechterunterschieden an (Diff-in-Diff). p -Werte rechts oben beziehen sich auf die Ost-West-Unterschiede innerhalb einer Geschlechtergruppe, in grün (grau) für die Frauen (Männer).

Rolle der Kontrollen für Gruppenunterschiede. Der Blick in Tabelle 2 zeigt, dass der Koeffizient der Variable *Ost*, der den Niveauunterschied zwischen Ost und West misst, erst in Spalte (4) deutlich an Signifikanz verliert, wenn zusätzlich zu den Präferenz- und individuellen Kontrollen auch Makrokontrollen berücksichtigt werden. Appendix-Tabelle A.3 zeigt deshalb Sensitivitätsanalysen für die Gruppe der Makrokontrollen. Ausgehend von dem Modell (3) in Tabelle 2, das Präferenz und Individualkontrollen enthält, werden unterschiedliche Makrokontrollen einzeln hinzugefügt. Wie die Spalten (2) bis (6) von Appendix-Tabelle A.3 zeigen, ändert sich der Koeffizient der Variable *Ost* durch das Hinzufügen des deflationierten pro-Kopf-Bruttoinlandsproduktes kaum. Alle anderen Makrokontrollen reduzieren den Koeffizienten jedoch erkennbar; er verliert sowohl an geschätzter Höhe als auch an statistischer Signifikanz. Am stärksten ist dieser Rückgang, wenn das Modell um die Makro-Variablen ergänzt wird, die die Verfügbarkeit von öffentlicher Kinderbetreuung misst (Spalte 5). Interessant ist auch, dass die Makrovariablen vor allem das höhere *Niveau* in der Präferenz für Familie zu beeinflussen scheinen, nicht aber die Tatsache, dass der Geschlechterunterschied im Osten, zumindest direkt nach der Wiedervereinigung, kleiner ist (der negative Koeffizient der Variable $Ost \times Frau$ bleibt in Größe und Signifikanz von den Makrovariablen unbeeinflusst). Das zeigt sich auch in der Abbildung 3: Die Ost-West Unterschiede in der Geschlechterlücke sind auch in den bedingten Mittelwerten signifikant ($p = .02$; p-Werte zwischen den Balken) im Jahr 1991. Auch in den anderen Jahren sind sie vergleichsweise „nah“ am Signifikanzniveau von 10 %, was bedeuten könnte, dass die Samplegröße nicht ausreicht, um möglicherweise tatsächlich vorhandene Unterschiede aufzudecken oder dass es verdeckte Effekt-Heterogenität in bestimmten Subgruppen geben könnte (siehe Kohortenanalyse im Folgenden). Bezeichnenderweise hat sich diese regionale Lücke in der Geschlechterlücke über den Zeitverlauf von 1991 bis 2017 umgekehrt (auch erkennbar am statistisch signifikanten Koeffizienten der Dreifachinteraktion $Ost \times Frau \times 2017$): Tendenziell ist der Geschlechterunterschied im Osten größer und im Westen kleiner geworden.

4.2 Kohortenanalyse

Eine Kohortenanalyse kann tiefere Einblicke in die Mechanismen gewähren, die hinter den Unterschieden stecken, die im Gesamtsample zum Vorschein treten und Aufschluss darüber geben, ob solche Unterschiede tatsächlich durch Erfahrungen mit unterschiedlicher Familienpolitik bedingt sein können.

Vorbemerkung zur Sampleeinteilung

Das Ziel der Sampleeinteilung ist einerseits, möglichst gleich große Gruppen zu konstruieren und andererseits, die Altersspanne über die Kohorten konstant zu halten. Darüber hinaus ist es wünschenswert, möglichst viele Kohorten zu konstruieren, die über mehrere

Zeitpunkte beobachtet werden können und dass die Alter unterschiedlicher Kohorten in unterschiedlichen Querschnitten möglichst ähnlich sind. Das gleichzeitige Erreichen dieser Ziele wird durch die Datenlage insofern erschwert, als dass zwischen den beobachteten Zeitpunkten keine einheitlichen Zeitintervalle liegen; zwischen dem ersten und zweiten Querschnitt sind es sieben, zwischen dem zweiten und dritten vierzehn und zwischen dem dritten und vierten nur fünf Jahre. Tabelle 3 zeigt die vor diesem Hintergrund vorgenommene Einteilung in fünf Kohorten.

Da das Gesamtstichprobe auf Personen im Alter von 18 bis 45 Jahre begrenzt ist, ist die älteste Person im Jahr 1946 geboren und somit im Jahr 1991 45 Jahre alt.¹⁵ Mit dem Jahr 1946 als Ausgangspunkt ergeben sich fünf Kohorten, die je zehn Geburtenjahrgänge umfassen, abgebildet in der ersten Spalte in Tabelle 3. Die jüngste (Jahrgänge 1986–1995) und die älteste (1946–1955) Kohorte umfassen die geringste Zahl an Beobachtungen und sind auch nur zu maximal zwei Zeitpunkten beobachtbar, die älteste in 1991 und die jüngste in 2012 und 2017. Auch die zweitjüngste Kohorte (1976–1985) ist relativ klein, was vor allem daran liegt, dass in 1998 nur die ältesten vier der zehn Jahrgänge beobachtet werden können, der Rest ist noch unter 18.¹⁶ Am größten sind die zweite und die dritte Kohorte (Jahrgänge 1956–65 und 1966–75).

Tabelle 3: Kohortenanalyse: Sampleinteilung

Kohorte	N	1991	1998	2012	2017
1946–1955	496	36–45	(43–52)		
1956–1965	1118	26–35	33–42	(47–56)	
1966–1975	1148	18–25	23–32	37–45	(42–51)
1976–1985	651		18–22	27–36	32–41
1986–1995	519			18–26	23–31

Hinweis: Gruppen in Klammern überschreiten entweder ganz oder teilweise das maximale Sample-Alter von 45 Jahren. Sie sind aufgrund der geringen Größe der Zellen nicht Teil der im Folgenden präsentierten Schätzungen.

Diese Einteilung erlaubt es zum einen, Ost-West Unterschiede zu einem gegebenen Zeitpunkt für unterschiedliche Geburtenjahrgänge zu vergleichen, in dem man beispielsweise im Jahr 1991 die Ergebnisse für die drei Kohorten vergleicht, die zu diesem Zeitpunkt beobachtet werden (siehe Spalte „1991“ in Tabelle 3. Zweitens lässt sich eine gegebene Kohorte zu verschiedenen Zeitpunkten betrachten, im Falle der mittleren und zweitjüngsten

¹⁵ Die jüngste Person wurde demzufolge im Jahr 1998 geboren. Allerdings gehen in die in diesem Abschnitt präsentierten Kohortenanalysen nur Personen ein, die bis 1995 geboren wurden, um die Altersspanne über alle Kohorten konstant zu halten. Zudem sind Personen, die nach 1995 geboren sind, in 2012 noch nicht im Sample, was den Vergleich mit 2017 erschweren würde, wenn man sie dort hinzunimmt.

¹⁶ Außerdem umfasst der 2016er Querschnitt aus dem EVS nur rund ein Viertel der durchschnittlichen Beobachtungszahlen aus den drei ALLBUS Querschnitten, siehe Tabelle 1.

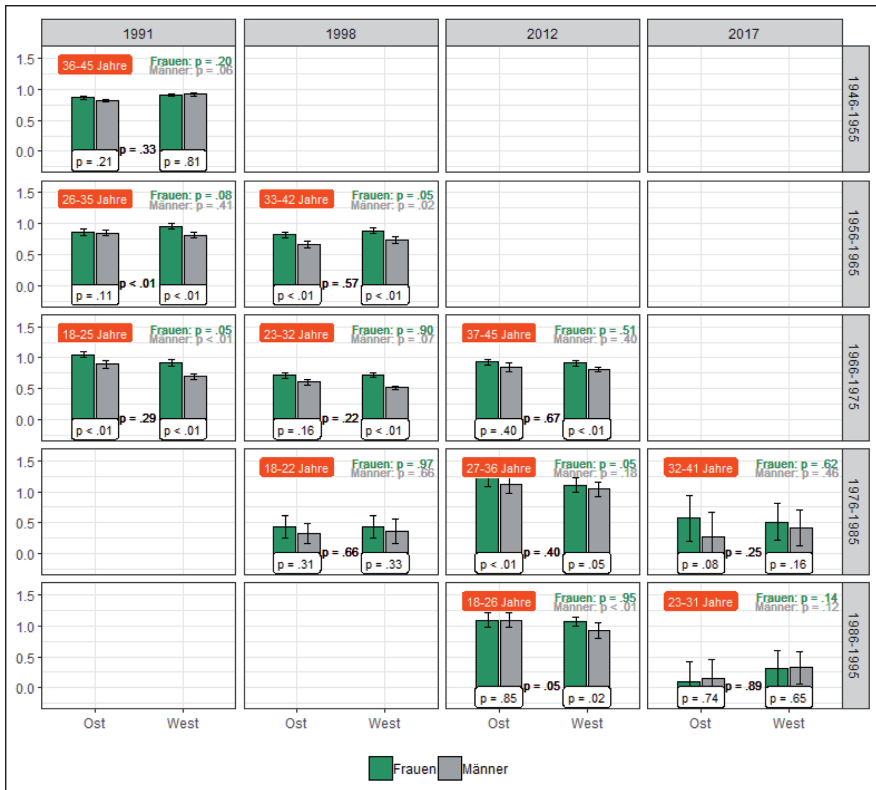
Kohorte sogar zu drei verschiedenen (siehe Zeilen „1966–1975“ und „1976–1985“). Die diagonale Betrachtung über die Querschnitte hinweg (exemplarisch von den roten Einträgen in Tabelle 3 illustriert) erlaubt es schließlich, unterschiedliche Kohorten in etwa gleichem Alter zu vergleichen. Wie Tabelle 3 jedoch auch verdeutlicht, sind manche Zellen recht klein, die Gruppen überlappen zum Teil im Alter (bspw. die jüngste Kohorte in 2012 und 2017) und die Altersspannen sind über die Diagonalen nicht exakt konstant, sodass sich Kohorten- und Alterseffekte nicht vollständig trennen lassen. Vor dem Hintergrund dieser Einschränkungen muss die Ausdeutung der Ergebnisse mit der gebotenen Vorsicht erfolgen.

Ergebnisse

Abbildung 4 zeigt die bedingten Mittelwerte, die sich aus den für jede Kohorte einzeln geschätzten, voll-interagierten Modellen mit allen Kontrollvariablen berechnen lassen. Die Ergebnisse der Regressionen finden sich in Appendix-Tabelle A.2. Die Abbildung folgt dem gleichen Aufbau wie Tabelle 3, das heißt jede Zeile zeigt die Ergebnisse für eine der fünf Kohorten, beginnend mit der ältesten Kohorte in Zeile 1.

In der **ältesten Kohorte**, die nur im Jahr 1991 beobachtet werden kann und dann zwischen 36–45 Jahren alt ist, findet sich weder im Osten noch im Westen ein Geschlechterunterschied in der Einschätzung der Wichtigkeit von Familie. Der Anteil der Personen, die Familie als sehr wichtig einstufen, scheint im Westen leicht höher zu liegen, aber diese regionalen Unterschiede sind allenfalls für Männer marginal signifikant ($p = .06$).

Abbildung 4: Wichtigkeit von Familie: Bedingte Mittelwerte nach Kohorten



Hinweis: Bedingte Mittelwerte berechnet aus dem voll-interagierten Modell mit allen Kontrollen, separat geschätzt für jede Kohorte. Die Ergebnisse der einzelnen Schätzungen finden sich in Appendix-Tabelle A.2. Bedingte Mittelwerte wurden unter Konstanthaltung aller Kontrollvariablen auf ihrem Mittelwert errechnet. p-Werte für die Mittelwertunterschiede zwischen einzelnen Gruppen wurden anhand von F-Tests ermittelt, die die statistische Signifikanz der relevanten linearen Kombinationen testen. p-Werte in den weißen Boxen die unter den Säulen von Frauen und Männern in einer gegebenen Region und einem gegebenen Jahr liegen, geben die Signifikanz des Geschlechterunterschiedes in dieser Gruppe an. p-Werte zwischen den Balken geben die Signifikanz der regionalen Unterschiede zwischen den Geschlechterunterschieden an (Diff-in-Diff). p-Werte rechts oben beziehen sich auf die Ost-West-Unterschiede innerhalb einer Geschlechtergruppe, in grün (grau) für die Frauen (Männer).

In der **zweitältesten Kohorte**, die im Jahr 1991 zwischen 26 und 35 Jahren alt ist, zeigt sich ein signifikanter Geschlechterunterschied im Westen, wo die Frauen Familie deutlich häufiger als sehr wichtig einstufen als die Männer. Im Osten hingegen findet sich kein signifikanter Unterschied, da die Ost-Frauen im Vergleich zu den West-Frauen Familie seltener als sehr wichtig einstufen und somit den Männern ähnlicher sind. Ost- und Westmänner liegen etwa gleich auf. Somit ergibt sich für diese Kohorte ein signifikanter regionaler

Unterschied in der Geschlechterlücke ($p < .01$), der auch in der Gesamtschätzung erkennbar war. Die Kohortenanalyse offenbart nun aber zusätzlich, dass dieser Unterschied vornehmlich durch die Geburtenjahrgänge 1956–65 getrieben wird, die in 1991 26–35 Jahre alt ist. Denkbar ist, dass diese Unterschiede in der Tat mit den unterschiedlichen politischen Strategien von BRD und DDR zur Ermöglichung von Familie zusammenhängen und reflektieren, dass diese in der BRD stärker auf geschlechtsspezifische Arbeitsteilung setzte als in der DDR. Dass ähnliche regionale Unterschiede in der Geschlechterlücke in der älteren Kohorte (1946–55) nicht erkennbar sind, könnte darauf hindeuten, dass Geschlechterunterschiede vor allem dann hervortreten, wenn sehr junge Kinder im Haushalt leben und die Rolle der familienpolitischen Rahmung, also *wie* Familie ermöglicht wird, dann besonders groß ist.

Interessant ist auch, dass in der zweitältesten Kohorte bereits in 1998 kein signifikanter regionaler Unterschied in der Geschlechterlücke mehr erkennbar ist ($p = .57$), weil nun in beiden Regionen eine statistisch signifikante Lücke besteht. Das überrascht mit Blick auf die ältere Kohorte, bei der es in 1991 in etwa ähnlichem Alter keine Geschlechterlücken gab. Möglicherweise gibt es in der jüngeren Kohorte in 1998 einen höheren Anteil von Familien mit kleinen Kindern unter den 33–42 Jährigen, als dies in der älteren Kohorte in 1991 der Fall war, da sie die Geburt des ersten Kindes verstärkt in ein höheres Alter verlegte.¹⁷ Da nun aber sowohl Ost- als auch Westdeutsche familienpolitische Anreize zur Spezialisierung erfahren, könnte dies die Ausprägung von Geschlechterunterschieden in beiden Regionen erklären.

In der **mittleren Kohorte** zeigen sich im 1991er Querschnitt Ost-West Unterschiede am deutlichsten, sowohl für Männer als auch für Frauen. Zu diesem Zeitpunkt, im Alter zwischen 18–25 Jahren, stufen beide Geschlechter im Osten Familie häufiger als sehr wichtig ein als im Westen. Dies könnte die Anreize reflektieren, die von der Familienpolitik der DDR gesetzt wurden, möglichst jung zu heiraten und Kinder zu kriegen. Mit fortschreitendem Alter (und zunehmender zeitlicher Distanz zur Erfahrung dieser Anreize), verschwinden die Ost-Westunterschiede in dieser Gruppe. Ebenfalls bemerkenswert ist, dass der Geschlechterunterschied mit zunehmenden Alter, anders als bei den älteren Kohorten in vergleichbarem Alter, im Osten insignifikant wird und im Westen signifikant bleibt.

Die Muster für die beiden **jüngsten Kohorten** sind vergleichsweise schwer zu deuten. In beiden Gruppen gibt es keine Personen im Osten, die im Erwachsenenalter die Familienpolitik der DDR direkt miterlebt haben. Indirekt haben sie sie durch das Verhalten der eigenen Mütter erfahren, die häufiger erwerbstätig waren als Mütter im Westen, erlebten aber selbst nur die Familienpolitik der BRD. Ost-Westunterschiede finden sich in der zweitjüngsten Kohorte kaum (mit Ausnahme bei den Frauen in 2012; hier geben Befragte in Ost häufiger an, Familie sehr wichtig zu finden als in West, $p = .05$). Geschlechterunterschiede sind in beiden Regionen in 2012 signifikant, als die Befragten zwischen 27–36 Jahren alt sind, also in einem Alter, in dem kleine Kindern vermutlich häufiger präsent sind als

¹⁷ Kurz nach der Wende haben viele ostdeutsche Bürgerinnen und Bürger das Kinderkriegen zunächst aufgeschoben (Witte & Wagner, 1995), aber auch im Westen stieg das Alter von Müttern bei der ersten Geburt.

in den anderen Querschnitten, in denen Befragte der gleichen Kohorte deutlich jünger (1998) bzw. älter (2017) sind. In der jüngsten Kohorte findet sich nur im Westen in 2012 ein signifikanter Unterschied ($p = .02$), die Befragten sind hier zwischen 18–26 Jahre alt. Während die Frauen im Westen Familie ähnlich häufig als wichtig einstufen wie Befragte beider Geschlechts im Osten, liegen West-Männer signifikant darunter ($p < .01$). Somit ergibt sich hier ein regionaler Unterschied in der Geschlechterlücke, der aber in 2017 nicht mehr erkennbar ist.

5 Zusammenfassung

Die vorliegende Expertise verfolgte die Frage, inwiefern Familienpolitik individuelle Präferenzen für Familie rahmen. Die historischen Ereignisse der deutsch-deutschen Teilung und Wiedervereinigung dienten als natürliches Experiment, durch das die Erfahrungen der Menschen mit familienpolitischen Maßnahmen regional variierte. Eine Übersicht zur Familienpolitik in DDR und (alter) BRD zeigte, dass beide Länder das Ziel der „Ermöglichung von Familie“ mit höchst unterschiedlichen Strategien verfolgten und dabei entweder auf gleichberechtigter Teilhabe beider Elternteile am Erwerbsleben (DDR) oder geschlechtsspezifischer Spezialisierung in Familien- und Marktarbeit (BRD) setzten. Vor diesem Hintergrund zielte die mikroökonomische Analyse von Befragungsdaten (aus dem *ALLBUS* und dem *EVS*) darauf ab, Unterschiede in den Präferenzen für Familie aufzudecken, die aus den unterschiedlichen Erfahrungen gewachsen sein könnten.

Die Befunde zeigten, dass Frauen über den gesamten Befragungszeitraum Familie häufiger als sehr wichtig einstufen als Männer. Diese Geschlechterunterschiede fanden sich sowohl im Osten als auch im Westen und reflektieren möglicherweise die Tatsache, dass Familienpolitik die Verantwortung für die Familienarbeit in erster Linie bei den Frauen verortet hat – nicht nur in der alten BRD, sondern auch in der DRR und im wiedervereinigten Deutschland. Allerdings deuteten die Ergebnisse aus dem Jahr 2017 darauf hin, dass eine verstärkte Einbindung von Vätern in die Familienarbeit, wie sie in jüngster Zeit von der Politik gefördert wurde, die Präferenz für Familie steigern kann: Zumindest im Westen schien die Geschlechterlücke durch einen Anstieg bei den Männern zuletzt geschlossen.

Des Weiteren zeigte sich, dass regionale Unterschiede in der Präferenz für Familie, die im Durchschnitt in den 1990er Jahren bestanden, statistisch nicht länger signifikant waren, sobald bundeslandspezifische Makrobedingungen berücksichtigt wurden. In einem einfachen Vergleich stuften sowohl Frauen als auch Männer im Osten Familie häufiger als sehr wichtig ein als Befragte gleichen Geschlechts im Westen. Diese Unterschiede wurden jedoch deutlich kleiner und statistisch insignifikant, wenn für die unterschiedlichen Bedingungen in dem Bundesland, in dem Befragte lebten, kontrolliert wurde. Insbesondere die Verfügbarkeit von öffentlicher Kinderbetreuung hatte einen stark dezimierenden Effekt auf die geschätzten Ost-West Unterschiede in den Präferenzen. Da die höhere Verfügbarkeit im Osten, die auf die familienpolitische Strategie der DDR zurückgeht, auch nach der

Wende erhalten blieb, kann dieser Befund als weiterer Beleg dafür gelten, dass familienpolitische Maßnahmen Präferenzen beeinflussen.

Eine detaillierte Kohortenanalyse gab schließlich weitere Hinweise auf einen solchen Einfluss von Familienpolitik. Hier zeigte sich, dass Ost-West-Unterschiede vor allem von den älteren Kohorten getrieben wurden, die die Familienpolitik von DDR und alter BRD tatsächlich selbst erfahren hatten. Am stärksten ausgeprägt waren regionale Unterschiede in 1991 in der zu diesem Zeitpunkt jüngsten Kohorte. Die damals 18–25-Jährigen im Osten fanden Familie deutlich häufiger sehr wichtig als Gleichaltrige im Westen, Männer wie Frauen. Gerade in dieser Altersgruppe hatte die Familienpolitik der DDR seit den 1970er Jahren die frühe Familiengründung relativ stärker gefördert als die der BRD. Auch fanden sich in 1991 in der Kohorte der dann 26–35-Jährigen Hinweise darauf, dass die unterschiedlichen familienpolitischen Strategien, die in der DDR stärker auf eine Teilhabe beider Eltern an der Familienarbeit setzte als in der BRD, möglicherweise auch Geschlechterunterschiede in den Präferenzen begünstigt haben. In dieser Kohorte zeigte sich, dass der Unterschied zwischen Männern und Frauen im Westen signifikant höher war als im Osten.

Die vorgelegten Ergebnisse deuten darauf hin, dass familienpolitischen Maßnahmen eine wichtige Rolle zukommt bei der Stärkung von gleichberechtigtem Familienengagement für Männer und Frauen – nicht nur in der Ermöglichung, sondern auch in der Ermutigung, die eigene Präferenz dafür stärker zu entwickeln.

Literatur

- Ai, Chunrong, & Norton, Edward C. 2003. Interaction terms in logit and probit models. *Economics letters*, 80(1), 123–129.
- Alesina, Alberto, & Fuchs-Schündeln, Nicola. 2007. Good-bye Lenin (or not?): The effect of communism on people's preferences. *American economic review*, 97(4), 1507–1521.
- Angrist, Joshua D, & Pischke, Jörn-Steffen. 2008. *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton university press.
- Bauernschuster, Stefan, & Rainer, Helmut. 2011. Political regimes and the family: How sex-role attitudes continue to differ in reunified Germany. *Journal of population economics*, 25(1), 5–27.
- Beblo, Miriam, & Görges, Luise. 2018. On the nature of nurture: The malleability of gender differences in work preferences. *Journal of economic behavior & organization*, 151, 19–41.
- Beblo, Miriam, & Korn, Evelyn. 2018. Mütterliche Erwerbsbeteiligung – eine Glaubensfrage? *Sozialer Fortschritt*, 67(7), 525–548.
- Becker, Sascha O, Cinnirella, Francesco, Hornung, Erik, & Woessmann, L. 2012. iPEHD: The ifo prussian economic history database. *CEifo working paper: Economics of education*.
- BGB. 1896. *Bürgerliches Gesetzbuch vom 18. August 1896*. <https://lexetius.com/BGB/1354>.
- Brosig-Koch, Jeannette, Helbach, Christoph, Ockenfels, Axel, & Weimann, Joachim. 2011. Still different after all these years: Solidarity behavior in east and west germany. *Journal of public economics*, 95(11–12), 1373–1376.
- Campa, Pamela, & Serafinelli, Michel. 2019. Politico-economic regimes and attitudes: Female workers under state socialism. *Review of economics and statistics*, 101(2), 233–248.
- Chevalier, Arnaud, & Marie, Olivier. 2017. Economic uncertainty, parental selection, and children's educational outcomes. *Journal of political economy*, 125(2), 393–430.
- Cooke, Lynn P. 2006. Policy, preferences, and patriarchy: The division of domestic labor in East Germany, West Germany, and the United States. *Social politics: International studies in gender, state & society*, 13(1), 117–143.
- Destatis. 2016. *Bevölkerung und Erwerbstätigkeit. Zusammenfassende übersichten Eheschließungen, Geborene und gestorbene*. Online: https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/Bevoelkerung/Bevoelkerungsbewegung/ZusammenEheschliessungenGeboreneGestorbene5126102157004.pdf?__blob=publicationFile.
- Destatis. 2018. *Geburtenziffer 2017 leicht gesunken*. Pressemitteilung Nr. 420 vom 31. Oktober 2018. https://www.destatis.de/DE/Presse/Pressemitteilungen/2018/10/PD18_420_122.html (Zugriff 12. August, 2019).
- Destatis. 2019. *Zusammengefasste Geburtenziffern (je Frau): Deutschland, Jahre, Altersgruppen*. Tabelle 12612-0009. https://www-genesis.destatis.de/genesis/online/data;sid=A916C873C9CF7ACAD944417869D8A233.GO_1_1?operation=abrufabelleAbrufen&selectionname=12612-0009&levelindex=0&levelid=1565623441146&index=9 (Zugriff 12. August, 2019).
- Doepke, Matthias, & Kindermann, Fabian. 2019. Bargaining over babies: Theory, evidence, and policy implications. *American economic review*, 109(9), 3264–3306.
- Duggan, Lynn. 1995. Restacking the deck: Family policy and women's fall-back position in Germany before and after unification. *Feminist economics*, 1(1), 175–194.
- Eurostat. 2019. *Table: Fertility rates by age*. Dataset-code: demo_frate. http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?query=BOOKMARK_DS-051888_QID_67B70643_UID_-3F171EB8&layout=TIME,C,X,0;GEO,L,Y,0;AGE,L,Z,0;AGEDEF_L,Z,1;UNIT,L,Z,2;INDICATORS,C,Z,3;&zSelection=DS-051888_AGEDEF,COMPLET;DS-051888_AGE,TOTAL;DS-051888_INDICATORS,OBS_FLAG;DS-051888_UNIT,NR;&rankName1=UNIT_1_2_-1_2&rankName2=AGE_1_2_-1_2&rankName3=INDICATORS_1_2_-1_2&rankName4=AGEDEF_1_2_-1_2&rankName5=TIME_1_0_0_0&rankName6=GEO_1_2_0_1&sortC=ASC_-1_FIRST&rStp=&cStp=&tDCh=&cDCh=&rDM=true&cDM=true&footnes=false&empty=false&wai=false&time_mode=NONE&time_most_recent=false&lang=EN&cfo=%23%23%23%2C%23%23%23.%23%23%23 (Zugriff 12. August, 2019).
- EVS. 2018. *European Values Study 2017: Integrated Dataset (EVS 2017)*. GESIS Datenarchiv, Köln. ZA7500 Datenfile Version 2.0.0, doi:10.4232/1.13314.

- Fassmann, Heinz, & Munz, Rainer. 1994. European East-West migration, 1945–1992. *International migration review*, 520–538.
- Fortin, Nicole M. 2008. The gender wage gap among young adults in the United States. The importance of money versus people. *Journal of human resources*, 43(4), 884–918.
- Friche, Tim & Mechtel, Mario. 2014. Conspicuous consumption and political regimes: Evidence from East and West Germany. *European economic review*, 67, 62–81.
- Friche, Tim & Pannenberg, Markus. 2017. Time preferences and political regimes: Evidence from reunified Germany. *Journal of population economics*, 1–39.
- Geist, Claudia. 2009. One Germany, two worlds of housework? examining employed single and partnered women in the decade after unification. *Journal of comparative family studies*, 40(3), 415.
- Gerhard, Ute. 1992. German women and the social costs of unification. *German politics and society*, 24(25), 1991–92.
- ~~Gerhard, Ute. 1992. German women and the social costs of unification. *German politics and society*, 24(25), 1991–92.~~
- GESIS. 2018. *Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften ALLBUS-Kumulation 1980-2016*. GESIS Datenarchiv, Köln. ZA4586 Datenfile Version 1.0.0, doi: 10.4232/1.13029.
- Heisig, Katharina, & Zierow, Larissa. 2019. *The baby year parental leave reform in the GDR and its impact on children's long-term life satisfaction*. Online: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3467939 (Zugriff 9. November, 2019).
- Hener, Timo. 2015. Do couples bargain over fertility? *Annals of economics and statistics/Annales d'économie et de statistique*, 211–231.
- Holst, Elke, & Maier, Friederike. 1998. Normalarbeitsverhältnis und Geschlechterordnung. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 31(3), 506–518.
- Humlum, Maria K, Kleinjans, Kristin J, & Nielsen, Helena S. 2012. An economic analysis of identity and career choice. *Economic inquiry*, 50(1), 39–61.
- Klüsener, Sebastian, & Goldstein, Joshua R. 2016. A long-standing demographic East–West divide in Germany. *Population, space and place*, 22(1), 5–22.
- Konietzka, Dirk, & Kreyenfeld, Michaela. 2002. Women's employment and non-marital childbearing: A comparison between East and West Germany in the 1990s. *Population*, 57(2), 331–357.
- Kuhn, Andreas. 2013. Inequality perceptions, distributional norms, and redistributive preferences in East and West Germany. *German economic review*, 14(4), 483–499.
- Lippmann, Quentin, & Senik, Claudia. 2018. Math, girls and socialism. *Journal of comparative economics*, 46(3), 874–888.
- Lippmann, Quentin, Georgieff, Alexandre, & Senik, Claudia. Im Erscheinen. Undoing gender with institutions: Lessons from the German division and reunification. *The economic journal*.
- Ostner, I. 1993. Slow motion: Women, work and the family in Germany. *Pages 110–12 of: Lewis, Jane (ed), Women and social policies in Europe: Work, family and the state*. Edward Elgar Publishing Ltd.
- Passgesetz-DDR. 1954. *Paß-Gesetz der Deutschen Demokratischen Republik*. <http://www.verfassungen.de/ddr/passgesetz54.htm> (Zugriff 9. November, 2019).
- Rainer, Helmut, & Siedler, Thomas. 2009. Does democracy foster trust? *Journal of comparative economics*, 37(2), 251–269.
- Rosenfeld, Rachel A, Trappe, Heike, & Gornick, Janet C. 2004. Gender and work in Germany: Before and after reunification. *Annual review of sociology*, 30, 103–124.
- StGB-DDR. 1968. *Strafgesetzbuch der Deutschen Demokratischen Republik*. <http://www.verfassungen.de/de/ddr/strafgesetzbuch68.htm> (Zugriff 9. November, 2019).
- Terwey, Michael. 2000. ALLBUS: A German general social survey. *Schmollers Jahrbuch*, 120(151), 158.
- Torgler, Benno. 2003. Does culture matter? Tax morale in an East–West-German comparison. *Finanzarchiv: Public finance analysis*, 59(4), 504–528.
- Trappe, Heike. 1995. *Emanzipation oder Zwang?: Frauen in der DDR zwischen Beruf, Familie und Sozialpolitik*. Berlin: Akademie Verlag.

Witte, James C, & Wagner, Gerd G. 1995. Effects of employment on East German fertility after unification. *Pages 233–252 of*: Birg, H., & Flothmann, EJ (eds), *Abhandlungen des Demographischen Symposiums des Instituts für Bevölkerungsforschung und Sozialpolitik (IBS-Materialien)*, vol. 40.

Wyrwich, Michael. 2019. Historical and current spatial differences in female labour force participation: Evidence from Germany. *Papers in regional science*, 98(1), 211–239.

A Appendix

Tabelle A.1: Wichtigkeit von Familie: Ungekürzter Output

	(1)	(2)	(3)	(4)
Ost	0.137*** (0.0277)	0.125*** (0.0285)	0.113*** (0.0260)	0.0471 (0.0326)
Frau	0.121*** (0.0159)	0.131*** (0.0167)	0.126*** (0.0171)	0.122*** (0.0185)
Ost x Frau	-0.0717** (0.0229)	-0.0778** (0.0212)	-0.0745** (0.0218)	-0.0727** (0.0239)
1998	-0.0852** (0.0236)	-0.0740** (0.0240)	-0.0820** (0.0238)	-0.104** (0.0341)
Ost x 1998	-0.0448 (0.0274)	-0.0454 (0.0294)	-0.0346 (0.0276)	-0.0599 (0.0342)
Frau x 1998	0.0207 (0.0245)	0.0169 (0.0253)	0.0253 (0.0224)	0.0265 (0.0238)
Ost x Frau x 1998	0.0326 (0.0262)	0.0323 (0.0257)	0.0252 (0.0233)	0.0261 (0.0253)
2012	0.0438 (0.0371)	0.0585 (0.0375)	0.0584 (0.0346)	0.0679 (0.0438)
Ost x 2012	-0.0994 (0.0591)	-0.0872 (0.0614)	-0.0768 (0.0566)	-0.0252 (0.0695)
Frau x 2012	0.000289 (0.0283)	-0.0154 (0.0309)	-0.0134 (0.0326)	-0.00825 (0.0349)
Ost x Frau x 2012	0.0397 (0.0312)	0.0364 (0.0369)	0.0282 (0.0390)	0.0255 (0.0409)
2017	0.111** (0.0304)	0.158*** (0.0266)	0.147*** (0.0272)	0.192 (0.111)
Ost x 2017	-0.139+ (0.0668)	-0.148* (0.0683)	-0.137+ (0.0713)	-0.0834 (0.0726)
Frau x 2017	-0.0752* (0.0274)	-0.0931** (0.0248)	-0.0861* (0.0289)	-0.0823* (0.0306)
Ost x Frau x 2017	0.148* (0.0611)	0.172* (0.0705)	0.172* (0.0793)	0.170+ (0.0810)
Wicht. Arbeit		0.109*** (0.0147)	0.105*** (0.0143)	0.0987*** (0.0134)
Wicht. Freizeit		0.0269** (0.00722)	0.0265** (0.00648)	0.0276*** (0.00657)
Wicht. Freunde, Bekannte		-0.00878 (0.0152)	0.00552 (0.0151)	0.00598 (0.0149)
Wichtigkeit Religion		0.0796** (0.0213)	0.0753** (0.0205)	0.0809** (0.0209)
Wichtigkeit Politik		0.00138 (0.0201)	-0.00278 (0.0178)	-0.00207 (0.0175)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Alter			0.0142+ (0.00742)	0.0137+ (0.00728)
Alter2			-0.000134 (0.000118)	-0.000126 (0.000117)
Bildung: höher			0.0225 (0.0140)	0.0221 (0.0143)
Bildung: niedriger			0.0661* (0.0261)	0.0650* (0.0262)
Bildung: fehl. Wert			-0.0923 (0.0540)	-0.0903 (0.0539)
Vater: nicht beschäftigt			-0.0663 (0.0734)	-0.0676 (0.0731)
Vater: fehl. Wert			-0.0553 (0.0179)	-0.0581** (0.0180)
BIP Kopf				9.57e-08 (0.000000274)
ALQ Frauen				0.0120** (0.00320)
ALQ Männer				-0.00567 (0.00716)
EQ Frauen				-0.000260 (0.00239)
EQ Männer				0.00142 (0.00577)
Verfüg. Kinderbetreuung				-0.0216 (0.0218)
Anteil Kirchenmitglieder				0.0271 (0.0787)
Anteil protest. Kirchenmitg.				0.00855 (0.0264)
Konstante	0.739*** (0.0255)	0.633*** (0.0236)	0.323** (0.102)	0.201 (0.366)
Korrigiertes R2	0.041	0.061	0.079	0.080
Beobachtungen	4242	4203	4203	4203

Standardfehler (in Klammern) sind auf Bundeslandebene geclustert
Signifikanzniveaus: + $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Tabelle A.2: Wichtigkeit von Familie: Kohortenanalyse

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Ost	-0.100+ (0.049)	0.035 (0.043)	0.204 *** (0.044)	-0.035 (0.116)	0.164** (0.047)
Frau	-0.010 (0.041)	0.143*** (0.032)	0.226*** (0.037)	0.069 (0.055)	0.139* (0.061)
Ost x Frau	0.057 (0.056)	-0.133** (0.034)	-0.071 (0.061)	0.038 (0.132)	-0.139 (0.088)
1998		-0.080 (0.099)	-0.177** (0.056)		
Ost x 1998		-0.110+ (0.061)	-0.115 (0.071)		
Frau x 1998		0.008 (0.041)	-0.022 (0.054)		
Ost x Frau x 1998		0.140* (0.050)	-0.027 (0.094)		
2012		0.111 (0.073)	0.679* (0.233)		
Ost x 2012		-0.163 (0.092)	0.109 (0.149)		
Frau x 2012		-0.119** (0.038)	-0.003 (0.055)		
Ost x Frau x 2012		0.051 (0.102)	0.003 (0.141)		
2017				0.059 (0.400)	-0.607 (0.384)
Ost x 2017				-0.108 (0.236)	-0.348*** (0.078)
Frau x 2017				0.025 (0.096)	-0.159* (0.055)
Ost x Frau x 2017				0.160 (0.195)	0.116 (0.151)
Wicht. Arbeit	0.002 (0.032)	0.130*** (0.017)	0.107** (0.027)	0.080* (0.037)	0.072 (0.059)
Wicht. Freizeit	0.039 (0.031)	0.038 (0.040)	0.049+ (0.025)	0.029 (0.037)	0.001 (0.053)
Wicht. Freunde, Bekannte	-0.021 (0.030)	0.003 (0.022)	-0.037 (0.032)	0.021 (0.029)	0.079+ (0.042)
Wichtigkeit Religion	0.079+ (0.043)	0.016 (0.033)	0.094** (0.028)	0.175*** (0.035)	0.062 (0.064)
Wichtigkeit Politik	-0.034 (0.047)	0.012 (0.029)	0.020 (0.032)	-0.051 (0.034)	0.020 (0.061)
Alter	-0.133 (0.109)	0.011 (0.039)	0.043* (0.019)	-0.098 (0.061)	-0.043 (0.075)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Alter 2	0.002 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001* (0.000)	0.002 (0.001)	0.001 (0.002)
Bildung: höher	-0.030 (0.036)	0.029 (0.019)	0.004 (0.020)	0.056 (0.052)	0.033 (0.032)
Bildung: niedriger	0.117* (0.042)	-0.136 (0.286)	-0.212+ (0.099)	0.132+ (0.071)	0.141** (0.040)
Bildung: fehl. Wert	0.115* (0.047)	-0.369 (0.288)	0.145+ (0.074)	-0.123 (0.094)	-0.127+ (0.071)
Vater: nicht beschäftigt		0.233*** (0.028)	-0.179+ (0.098)	-0.000 (0.098)	-0.175 (0.146)
Vater: fehl. Wert	-0.058 (0.034)	-0.095+ (0.051)	-0.032 (0.021)	-0.011 (0.046)	-0.065 (0.053)
BIP p. Kopf	0.000** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000+ (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000** (0.000)
ALQ d. Frauen	0.028** (0.009)	0.002 (0.007)	0.011** (0.004)	0.030* (0.013)	-0.166*** (0.031)
ALQ d. Männer	-0.042*** (0.010)	-0.007 (0.015)	0.012 (0.008)	-0.012 (0.021)	0.107*** (0.024)
EQ d. Frauen	-0.018+ (0.009)	0.002 (0.008)	0.010* (0.003)	-0.015+ (0.008)	-0.032*** (0.006)
EQ Männer	0.035 (0.022)	-0.011 (0.021)	0.002 (0.012)	-0.009 (0.015)	0.004 (0.009)
Verfüg. Kinderbetreuung	-0.016 (0.024)	-0.030 (0.046)	0.071* (0.029)	-0.216 (0.129)	-0.132 (0.080)
Anteil Kirchenmitglieder	-0.651** (0.169)	-0.153 (0.283)	0.439*** (0.093)	0.239 (0.278)	-0.484* (0.224)
Anteil protest. Kirchenmitg.	-0.159** (0.047)	-0.021 (0.066)	0.055+ (0.030)	0.172* (0.069)	-0.119** (0.034)
Konstante	2.454 (2.295)	1.348 (1.280)	-1.621 (1.014)	3.310+ (1.692)	4.045* (1.621)
Korrigiertes R2	0.024	0.067	0.119	0.108	0.051
Beobachtungen	496	1118	1148	651	519

Standardfehler (in Klammern) sind auf Bundeslandebene geclustert.
Signifikanzniveaus + $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Tabelle A.3: Wichtigkeit von Familie: Rolle einzelner Makrovariablen

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ost	0.113*** (0.0260)	0.114*** (0.0249)	0.0723** (0.0237)	0.0836+ (0.0398)	0.0534 (0.0596)	0.0711* (0.0253)
Frau	0.126*** (0.0171)	0.126*** (0.0173)	0.123*** (0.0183)	0.126*** (0.0184)	0.124*** (0.0182)	0.125*** (0.0182)
Ost x Frau	-0.0745** (0.0218)	-0.0738** (0.0231)	-0.0724** (0.0230)	-0.0739** (0.0228)	-0.0724** (0.0229)	-0.0726** (0.0226)
1998	-0.0820** (0.0238)	-0.0817** (0.0235)	-0.0879** (0.0239)	-0.108** (0.0269)	-0.101** (0.0298)	-0.0874** (0.0238)
Ost x 1998	-0.0346 (0.0276)	-0.0365 (0.0261)	-0.0858** (0.0263)	-0.0552+ (0.0288)	0.000938 (0.0434)	-0.0365 (0.0259)
Frau x 1998	0.0253 (0.0224)	0.0253 (0.0224)	0.0265 (0.0235)	0.0260 (0.0238)	0.0263 (0.0233)	0.0265 (0.0234)
Ost x Frau x 1998	0.0252 (0.0233)	0.0245 (0.0241)	0.0253 (0.0242)	0.0249 (0.0245)	0.0242 (0.0242)	0.0242 (0.0242)
2012	0.0584 (0.0346)	0.0597+ (0.0334)	0.0815** (0.0266)	0.0165 (0.0519)	0.0362 (0.0451)	0.0443 (0.0337)
Ost x 2012	-0.0768 (0.0566)	-0.0791 (0.0547)	-0.0468 (0.0617)	-0.0666 (0.0632)	-0.0301 (0.0792)	-0.0754 (0.0549)
Frau x 2012	-0.0134 (0.0326)	-0.0132 (0.0329)	-0.00859 (0.0348)	-0.0121 (0.0354)	-0.0111 (0.0360)	-0.0107 (0.0359)
Ost x Frau x 2012	0.0282 (0.0390)	0.0275 (0.0402)	0.0251 (0.0406)	0.0274 (0.0407)	0.0262 (0.0413)	0.0257 (0.0412)
2017	0.147*** (0.0272)	0.149*** (0.0261)	0.177*** (0.0279)	-0.0491 (0.0828)	0.119** (0.0304)	0.128*** (0.0257)
Ost x 2017	-0.137+ (0.0713)	-0.140* (0.0652)	-0.101 (0.0708)	-0.124 (0.0740)	-0.103 (0.0787)	-0.122+ (0.0661)
Frau x 2017	-0.0861* (0.0289)	-0.0861* (0.0290)	-0.0829* (0.0289)	-0.0901** (0.0291)	-0.0845* (0.0290)	-0.0835* (0.0292)
Ost x Frau x 2017	0.172* (0.0793)	0.171+ (0.0803)	0.170+ (0.0792)	0.178* (0.0772)	0.170+ (0.0799)	0.166+ (0.0796)
Präferenzkontrollen	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Idivid. Kontrollen	✓	✓	✓	✓	✓	✓
BIP/Kopf		✓				
ALQm, ALQf			✓			
EWQm, EWQf				✓		
Verfüg. Kinderbet.					✓	
Kirchenmitgl.						✓
Korrigiertes R2	0.079	0.079	0.082	0.080	0.080	0.080
Beobachtungen	4203	4203	4203	4203	4203	4203

Standardfehler (in Klammern) sind auf Bundeslandebene geclustert.
 Signifikanzniveaus: + $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Kontaktdaten:
Prof. Dr. Luise Görges
Leuphana Universität Lüneburg
Institut für Volkswirtschaftslehre
Universitätsallee 1
21335 Lüneburg
E-Mail: luise.goerges@leuphana.de