



Max-Planck-Institut für demografische Forschung
Max Planck Institute for Demographic Research
Konrad-Zuse-Strasse 1 · D-18057 Rostock · GERMANY
Tel +49 (0) 3 81 20 81 - 0; Fax +49 (0) 3 81 20 81 - 202;
<http://www.demogr.mpg.de>

MPIDR WORKING PAPER WP 2013-009
JUNE 2013

**Geschlechtsspezifische Arbeitsmarkt-
segregation und Geburtenverhalten:
Neue Befunde auf Basis der „Biografie-
daten ausgewählter Sozialversicherungs-
träger in Deutschland“ (BASiD)**

Michaela Kreyenfeld (kreyenfeld@demogr.mpg.de)
Anja Vatterrott (vatterrott@demogr.mpg.de)

© Copyright is held by the authors.

Working papers of the Max Planck Institute for Demographic Research receive only limited review. Views or opinions expressed in working papers are attributable to the authors and do not necessarily reflect those of the Institute.

Sex Segregation of the Labor Market and Fertility: New Evidence based on German Register Data

Michaela Kreyenfeld (Max Planck Institute for Demographic Research)¹

Anja Vatterrott (Max Planck Institute for Demographic Research)²

English Abstract

This paper uses recently available data from linked pension and employment registers for Germany, which contain complete fertility histories of women as well as longitudinal information of firm-specific characteristics where these women have been employed. It is examined how occupational sex segregation of the labor market (measured by the share of female employees in a firm) is related to first, second and third birth risks. In line with previous research, we find a strong sex segregation of the German labor market. We also find strong support for a close relationship of occupational sex segregation and fertility behavior. Women who are employed in female-dominated firms have substantially higher first, second and third birth risks than other women.

¹ Email: kreyenfeld@demogr.mpg.de

² Email: vatterrott@demogr.mpg.de

Geschlechtsspezifische Arbeitsmarktsegregation und Geburtenverhalten: Neue Befunde auf Basis der „Biografiedaten ausgewählter Sozialversicherungsträger in Deutschland“ (BASiD)

Michaela Kreyenfeld (Max-Planck-Institut für demografische Forschung)

Anja Vatterrott (Max-Planck-Institut für demografische Forschung)

Deutsche Zusammenfassung

Dieser Artikel basiert auf neu verfügbaren Registerdaten der deutschen Rentenversicherung, die mit Daten der Bundesagentur für Arbeit verknüpft wurden und neben Fertilitätsbiografien von Frauen Längsschnittinformationen über Betriebe, in denen Frauen beschäftigt waren, enthalten. Im Zentrum des Beitrags steht die Frage des Einflusses der geschlechtsspezifischen Segregation auf der Betriebsebene (gemessen am Anteil weiblicher Beschäftigter im Betrieb) auf den Übergang zum ersten, zweiten und dritten Kind. Im Einklang mit der bisherigen Forschung bestätigen die vorliegenden Analysen eine starke geschlechtsspezifische Segregation auf dem deutschen Arbeitsmarkt. Auch ein starker Zusammenhang zwischen geschlechtsspezifischer Segregation und Geburtenraten kann festgestellt werden. Frauen in Betrieben mit einem hohen Frauenanteil unter den Beschäftigten weisen erheblich höhere Geburtenraten auf als andere. Dies gilt für Familiengründungen wie auch für Zweit- und Drittgeburten.

1 Einleitung

Für die Analysen des Fertilitäts- und Familienverhaltens stehen für Deutschland derzeit eine Vielzahl von aktuellen familienbezogenen Befragungsdaten, wie das Beziehungs- und Familienpanel (pairfam), die Studie „Aufwachsen in Deutschland: Alltagswelten“ (AID:A) oder das Generations and Gender Survey (GGS) zur Verfügung. Zudem können auch Mehrzweckbefragungen, wie das Sozio-Oekonomische Panel (SOEP) oder der Datensatz „Arbeiten und Lernen im Wandel“ (ALWA) genutzt werden, um familiales Verhalten darzustellen (für einen ausführlichen Überblick siehe Kreyenfeld et al. 2012). Prinzipiell bieten diese Befragungsdaten die Möglichkeiten die Determinanten demografischen Verhaltens in Deutschland zu bestimmen. Da es sich bei demografischen Phänomenen um Lebensverlaufsereignisse handelt, die, wie dies bspw. bei der Geburt von Kindern der Fall ist, nur relativ selten im Lebenslauf vorkommen, liefern Befragungsdatensätze jedoch zumeist zu geringe Fallzahlen, um Prozesse umfassend beurteilen zu können. Zudem stellen die hohe Verweigerungsrate und die selektive Teilnahme an Befragungen, die vor allem familienbezogene Befragungen betreffen, ein gewisses Problem dar. Registerdaten, die in den nordischen Ländern häufig für die Analyse demografischer Prozesse zum Einsatz kommen, standen für Deutschland bislang kaum zur Verfügung. Zwar sind für die Zeit ab 1991 die Geburtenregister der amtlichen Statistik als Scientific Use Files verfügbar gemacht worden, jedoch können diese Daten nicht mit anderen Registerdaten verknüpft werden. Dies hat nicht nur zur Folge, dass wesentliche Kovariaten, die für die Analysen des Geburtenverhaltens von Interesse sind, nicht verwendet werden können. Darüber hinaus können auf Basis der amtlichen Geburtenregister überhaupt keine Geburtenraten berechnet werden, da in

den Registern nur Frauen enthalten sind, die Kinder bekommen haben. Zur Berechnung von Geburtsraten wird jedoch die gesamte *Risikopopulation* benötigt, also auch jene Frauen, die keine Kinder bekommen haben. Vor diesem Hintergrund stellen die Daten der gesetzlichen Rentenversicherung bislang die einzige Möglichkeit dar, um auf Basis von Registerdaten Fertilitätsanalysen für Deutschland durchzuführen. Da alle Frauen und damit auch kinderlose in den Rentenregistern enthalten sind, können, im Unterschied zur amtlichen Geburtenstatistik, Geburtenraten auf Basis einer Datenquelle berechnet und somit fundierte demografische Analysen durchgeführt werden.³

Die Fertilitätsstudien, die bislang auf Basis der Daten der deutschen Rentenversicherung vorgelegt worden sind, basieren entweder auf den Daten der Versicherungskontenstichprobe (VSKT) oder auf dem Datensatz „Vollendete Versichertenleben“ (siehe bspw. Andersson et al. 2009; Bredtmann et al. 2009; Kreyenfeld und Mika 2006, 2008). Die Vorteile dieser Daten stellen neben der Stichprobengröße vor allem die detaillierten Informationen zur Erwerbssituation und zum Einkommen (gemessen in Entgeltpunkten) dar. Allerdings liegen kaum darüber hinausgehende Informationen zu berufs- und erwerbsbezogenen Merkmalen vor. Aspekte wie die Branchenzugehörigkeit und der Anteil an weiblichen Beschäftigten in einem Betrieb, welche in internationalen Studien als relevante erwerbsbezogene Determinanten der Fertilität identifiziert wurden (Andersson und Neyer 2012; Begall

³ Zwar können auch auf Basis der amtlichen Geburtenstatistik Geburtenraten berechnet werden, indem Angaben aus der Bevölkerungsfortschreibung verwendet werden, um die Risikopopulation zu bestimmen. Allerdings können diese Daten nicht nach Teilpopulationen, wie bspw. nach Parität oder Bildung differenziert werden.

und Mills 2012; Dinkel 1952; Durham und Barakat 2012; Martín García 2010; Maul 2012), konnten bislang nicht mit den Rentendaten untersucht werden.

Der Datensatz „Biografiedaten ausgewählter Sozialversicherungsträger in Deutschland“ (BASiD) schließt nun diese Lücke. Ausgangspunkt dieser Daten ist die Versicherungskontenstichprobe der deutschen Rentenversicherung (VSKT), die mit weiteren monatsgenauen Längsschnittinformationen zum Erwerbsverlauf, die aus den Daten der Bundesagentur für Arbeit gewonnen wurden, verknüpft wurden (Lange et al. 2011). Ziel dieses Beitrags ist es, exemplarisch darzustellen, wie die erwerbsbezogenen Längsschnittinformationen, die BASiD bereit hält, für Fertilitätsanalysen verwendet werden können. Insbesondere gilt das Augenmerk dem Einfluss des *Frauenanteils im Betrieb* auf die Übergangsrate zum ersten, zweiten und dritten Kind im Ost-West-Vergleich.

2 Aufbereitung der Daten für die Längsschnittanalyse

2.1 Die Fertilitätsbiografie

2.1.1 Selektion der Stichprobe

Da die Versicherungskontenstichprobe (VSKT) Ausgangspunkt der BASiD-Daten ist, unterscheidet sich die Untersuchungspopulation in VSKT und BASiD nicht voneinander. Entsprechend ist in den Daten nicht die gesamte Wohnbevölkerung Deutschlands enthalten, sondern nur jene Personen, die rentenrechtlich relevante Zeiten akkumuliert haben. Spezifische Berufsgruppen, wie Landwirte, Beamte, Rechtsanwälte oder Ärzte, für die berufsständige Versicherungen existieren, werden

nicht erfasst (im Detail siehe Kreyenfeld und Mika 2008). Im Scientific Use File des BASiD-Datensatzes wurde zudem die ausländische Population ausgeschlossen.⁴

Analysiert man mit den VSKT- bzw. den BASiD-Daten das Geburtenverhalten, müssen zudem bestimmte Personengruppen gelöscht werden. In den Rentendaten werden die Geburtsdaten der Kinder in erster Linie deshalb erfasst, weil die Erziehung von Kindern einen rentenrechtlich relevanten Tatbestand darstellt. Allerdings können die Kinder nur einem Elternteil, in der Regel der Mutter, zugeordnet werden. Entsprechend kann zwar das Geburtenverhalten von Frauen relativ gut mit den Daten abgebildet werden, es kann jedoch nicht das Fertilitätsverhalten aus der männlichen Perspektive dargestellt werden.⁵ Letztendlich bedeutet dies, dass die VSKT- bzw. die BASiD-Daten nur das Verhalten eines bestimmten Teils der Wohnbevölkerung in Deutschland abbilden. Vergleiche mit amtlichen Geburtendaten zeigen jedoch, dass sie dennoch den allgemeinen Geburtentrend in Deutschland relativ gut wiedergeben (Kreyenfeld und Mika 2008).

⁴ Kinder von Personen mit nicht-deutscher Staatsangehörigkeit, die im Ausland geboren wurden, sind rentenrechtlich nicht relevant und tauchen somit nicht in den Rentenkonto auf, sodass das Geburtenverhalten von Ausländerinnen mit den Daten nicht untersucht werden kann.

⁵ Ein besonderes Problem ergibt sich daraus, dass Kinder von Frauen, die von der so genannten „Heiratsersatzung“, die bis Ende 1967 in Anspruch genommen werden konnte, nicht erfasst werden. Dieser Aspekt trifft jedoch in erster Linie die Kohorten, die vor 1945 geboren wurden. Es liegen keine Schätzungen zum Anteil der Frauen vor, die von der Heiratsrückerstattung Gebrauch gemacht haben. Jedoch wird in den Rentendaten dokumentiert, falls Frauen von der Möglichkeit der Beitragsnachzahlung Gebrauch gemacht haben. In den Kohorten 1940-1944 waren es neun Prozent aller Frauen, die von dieser Regelung Gebrauch gemacht haben, in den Kohorten 1945-49 waren es zwei Prozent. Für jüngere Kohorten sind keine Fälle in den BASiD-Daten verzeichnet, die die Möglichkeit der Beitragsnachzahlung in Anspruch genommen hätten.

Der besondere Vorteil der VSKT- und der BASiD-Daten ergibt sich daraus, dass genaue Angaben zum Zeitpunkt der Geburt von Kindern vorliegen, die mit den Informationen aus der Erwerbsbiografie von Frauen verknüpft werden können. Damit stellen die VSKT- und vor allem die BASiD-Daten eine wichtige Datenquelle dar, die es erlaubt, die ökonomischen Determinanten des Geburtenverhaltens zu eruieren.

Als Methode zur Analyse des Zusammenhangs von ökonomischer Situation und fertilem Verhalten bietet sich die Ereignisdatenanalyse an (Blossfeld 2010). Um ereignisanalytische Modelle anzuwenden, ist es zum einen notwendig, dass sich Ereignisse in der Zeit präzise verorten lassen. Zum anderen muss die Risikozeit, d.h. die Zeit, in der Personen dem Risiko ausgesetzt sind, ein Ereignis zu erfahren, klar definiert sein. Dies beinhaltet u.a., dass Informationen zum *Zensierungszeitpunkt*, also zum Zeitpunkt, bis zu dem Geburteninformationen über eine Person vorliegen, vorhanden sein müssen. Nur bis zu diesem Zeitpunkt können aussagekräftige Analysen durchgeführt werden.

In den VSKT- wie auch in den BASiD-Daten stellt der Zeitpunkt der *Kontenklärung* den Zensierungszeitpunkt dar, da nur bis zu diesem Zeitpunkt sichergestellt werden kann, dass die Informationen zur Anzahl und zum Zeitpunkt der Geburt der Kinder komplett erfasst worden sind. Personen, für die noch keine Kontenklärung oder für die die Kontenklärung nur maschinell ohne Mitwirkung der Versicherten durchgeführt wurde, müssen entsprechend aus den Analysen ausgeschlossen werden. In den meisten Fällen ist das Jahr der Kontenklärung erfasst worden.⁶ Unglücklicherweise

⁶ In den Daten wird das Jahr der Kontenklärung vermerkt. Da Geburtenanalysen auf Basis von Monatsdaten durchgeführt werden, müssen Annahmen dazu gemacht werden, in welchem Monat die Kontenklärung durchgeführt wurde. In den folgenden Analysen wird der

liegt für einige Fälle nur die Information vor, dass „vor 2003“ die Kontenklärung stattgefunden hat. Auch diese Fälle müssen aus der Untersuchung ausgeschlossen werden, da unklar ist, bis zu welchem Zeitpunkt verlässliche Fertilitätsinformationen vorliegen. Letztendlich verbleiben 16 964 Frauen in der Stichprobe (siehe Tabelle 1).

Tabelle 1: Stichprobenauswahl für die Analyse des Geburtenverhaltens mit den BASiD-Daten

	Verbleibende Fälle	Ausgeschlossene Fälle
Ausgangspopulation	60809	
Nach Ausschluss der Männer	32977	27832
Nach Ausschluss Personen ohne Kontenklärung	30138	2839
Nach Ausschluss Personen mit Kontenklärung vor 2003	24189	5949
Nach Ausschluss Personen mit maschineller Kontenklärung	16973	7216
Nach Ausschluss Personen mit Erstgeburt vor Alter 14	16964	9

Quelle: FDZ-RV - SUFBASiD07

2.1.2 Zensierungszeitpunkt

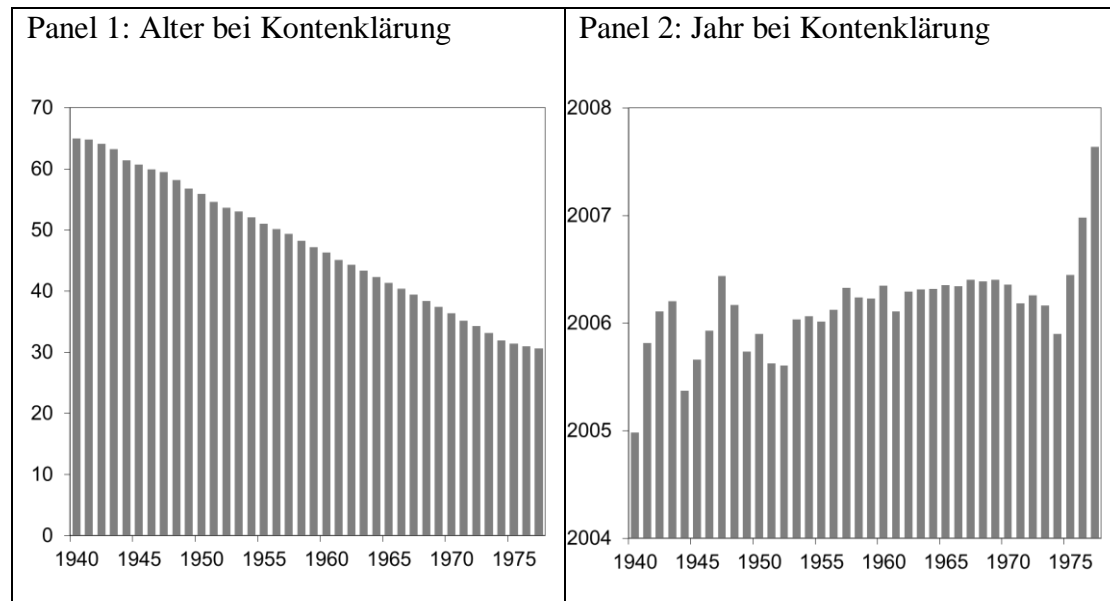
Betrachtet man das Alter bei Zensierung (Kontenklärung), so sinkt dieses sukzessive mit dem Geburtsjahrgang (Abbildung 1, Panel 1). Der jüngste Jahrgang (1977) ist im Durchschnitt im Alter von 31 Jahren zensiert, also deutlich vor dem Erreichen der biologischen Grenze der Fertilität. Die Kontenklärung findet in der von uns ausgewählten Stichprobe in den Jahren 2004-2008 statt, sodass Aussagen zum

frühestmögliche Zeitpunkt, d.h. der Januar des jeweiligen Jahres, als Zensierungsmonat verwendet.

Geburtenverhalten bis maximal zu diesen Jahren gemacht werden können. Neuere Entwicklungen im Geburtenverhalten, die bspw. durch die Einführung des Elterngeldes bedingt waren, können jedoch nicht abgebildet werden, da zu wenige Personen im Jahr 2007 oder 2008 zensiert wurden (siehe Abbildung 1, Panel 2). Generell können mit den BASiD-Daten periodenspezifische Analysen der Fertilität, also Veränderungen des Geburtenverhaltens über die Kalenderzeit, ohnehin nur bedingt durchgeführt werden, da es sich um eine Kohortenstichprobe handelt.

Für Analysen des Wandels des Geburtenverhaltens nach Geburtskohorten stellt der BASiD-Datensatz jedoch eine ideale Datenquelle dar, die es erlaubt das Geburtenverhalten seit den 1940er-Jahrgängen zu untersuchen. Die 1940er-Jahrgänge haben zum Teil ihre Kinder in den 1960ern bekommen, sodass der Datensatz zum einen in der Lage ist, das generative Verhalten seit dem so genannten „zweiten demografischen Übergang“ abzubilden (Lesthaeghe 1992). Da BASiD zum anderen auch die jüngeren Jahrgänge, d.h. Frauen die bis 1977 geboren wurden, erfasst, kann das reproduktive Verhalten sowohl vor als auch nach der Wiedervereinigung abgebildet werden.

Abbildung 1: Alter und Jahr bei Kontenklärung nach Geburtsjahrgängen
(arithmetisches Mittel)



Quelle: FDZ-RV - SUFBASiD07

2.1.3 Das Geburtenverhalten im Spiegel der BASiD-Daten

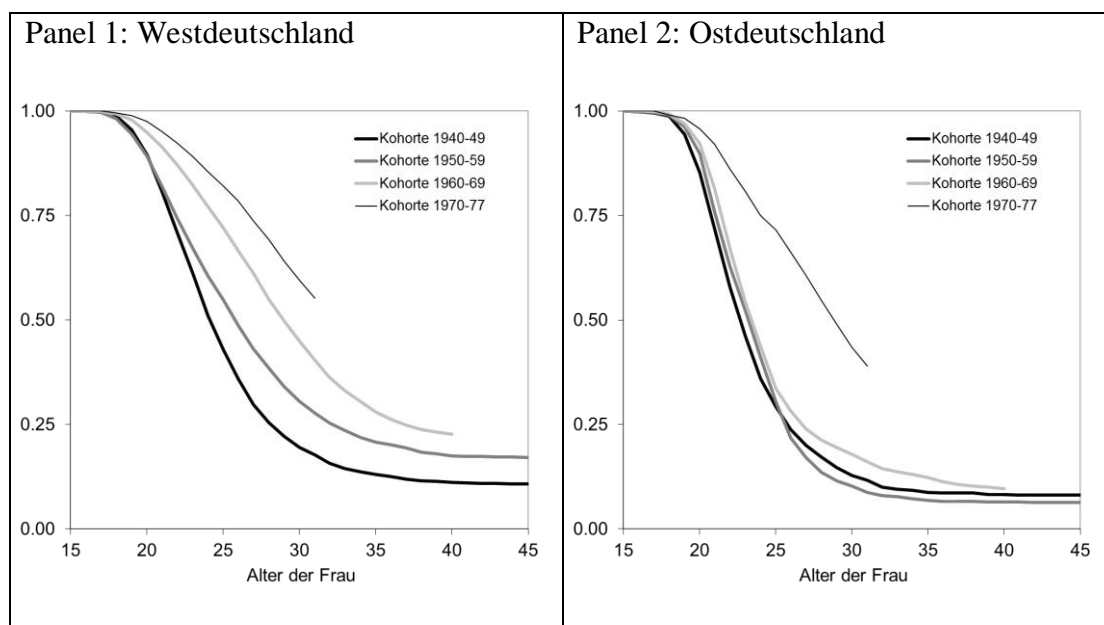
Abbildung 2 gibt Aufschluss über die Übergangsmuster zum ersten Kind auf Basis der BASiD-Daten. Da das Geburtenverhalten für die hier betrachteten Kohorten in Ost- und Westdeutschland noch sehr unterschiedlich verläuft (Arránz Becker et al. 2010; Goldstein und Kreyenfeld 2011), wurden die Berechnungen separat für Ostdeutschland (ohne West-Berlin) und Westdeutschland (mit West-Berlin) durchgeführt, wobei die regionale Zuordnung auf Basis der Region zum Zeitpunkt der Kontenklärung erfolgte.

Panel 1, in dem der Übergang westdeutscher Frauen zum ersten Kind dargestellt wird, zeigt das für Westdeutschland bekannte Muster des Aufschubs der Familiengründung (Huinink 1995, 2000). Lag der Median des Übergangs zum ersten Kind bei den Kohorten 1940-1949 noch bei 23,2 Jahren, verschob er sich sukzessive für die nachfolgenden Kohorten. Bei den Jahrgängen 1960-69 lag er bereits bei 28,0 Jahren

und bei den jüngeren Jahrgängen wird er mehr als 30 betragen. Mit dem Anstieg des Alters bei Familiengründung war auch ein Anstieg der lebenslangen Kinderlosigkeit verbunden. Während nur 11 Prozent der 1940er-Jahrgänge kinderlos blieben, waren es bei den 1950er-Jahrgängen 17 Prozent. Diese Werte liegen im Rahmen der Schätzungen zur Kinderlosigkeit, die auf Basis des Mikrozensus 2008 generiert wurden (Statistisches Bundesamt 2009).

Betrachtet man das Erstgeburtsverhalten in Ostdeutschland (Abbildung 2, Panel 2), erkennt man deutlich, wie der Systemwandel das Geburtenverhalten geprägt hat. Während die 1940er- und 1950er-Kohorten noch früh Mutter wurden – der Median liegt für diese Jahrgänge bei etwa 22 Jahren – haben die darauf folgenden Kohorten, vor allem die 1970er-Jahrgänge, die nach der Wiedervereinigung in das reproduktive Alter getreten sind, die Familiengründung auf einen späteren Zeitpunkt im Lebenslauf verlegt. Der Median dieser Jahrgänge liegt mittlerweile bei etwa 28 Jahren. Damit sind ostdeutsche Frauen der 1970er-Jahrgänge zwar immer noch etwas jünger als vergleichbare westdeutsche Frauen, wenn sie ihr erstes Kind bekommen, jedoch haben sich Ost und West im Hinblick auf das „Timing der ersten Mutterschaft“ angenähert.

Abbildung 2: Übergang zum ersten Kind (Kaplan-Meier-Survival-Funktionen)



Die Verhaltensanpassung, die prinzipiell für den Übergang zum ersten Kind für die ost- und westdeutschen „Nachwendekohorten“ (Kohorten 1970-77) konstatiert werden kann, trifft jedoch nicht auf den Übergang zu den höheren Geburtsordnungen zu. In Tabelle 2 sind die Übergangswahrscheinlichkeiten zum zweiten Kind nach Alter des ersten Kindes wiedergegeben.⁷ In Westdeutschland liegt die bedingte Übergangsrate zum zweiten Kind bei mehr als 0.7, d.h. mehr als 70 Prozent der Frauen, die ein erstes Kind bekommen haben, bekommen auch ein zweites Kind. Nur die Jahrgänge 1950-59 scheinen eine tendenziell niedrigere Neigung aufzuzeigen, ein zweites Kind bekommen zu bekommen. Für Ostdeutschland zeigen sich vor allem für

⁷ Zwillingengeburt werden normalerweise in Kaplan-Meier-Survivalfunktionen nicht berücksichtigt. Da der Abstand zwischen den Kindern „null“ Monate beträgt, gehen Zwillingengeburt nicht in die Analyse des Übergangs zum zweiten Kind ein. Um diese Fälle dennoch zu berücksichtigen, wurde bei Zwillingengeburt für das zweite in den Daten vermerkte Kind ein Monat zusätzlich berücksichtigt.

die 1960er- und 1970er-Jahrgänge auffällig niedrige Übergangswahrscheinlichkeiten zum zweiten Kind. Dort liegt die Progressionsrate nur bei etwa 0.6, d.h. 10 Jahre nach Geburt des ersten Kindes haben gerade einmal 60 Prozent der Frauen ein zweites Kind geboren.

Betrachtet man das Drittgeburtverhalten (Tabelle 3), ergeben sich noch größere Unterschiede zwischen den beiden Landesteilen. Generell gilt zwar für beide Landesteile, dass die Übergangswahrscheinlichkeit für die 1940er-Jahrgänge am höchsten war und danach markant zurückgegangen ist. Der Rückgang war jedoch für die ostdeutschen Kohorten viel deutlicher ausgeprägt. Für die Jahrgänge, die in den 1960er-Jahren geboren wurden, liegt die Progressionsrate zum dritten Kind für Westdeutschland bei etwa 0.3. In Ostdeutschland liegt sie bei nur 0.16, was bedeutet, dass nur eine kleine Minderheit von 16 Prozent der ostdeutschen Frauen dieser Jahrgänge, die ein zweites Kind hatten, auch ein weiteres Kind bekommen haben. Für die jüngeren Jahrgänge (1970-77) sind die Übergangswahrscheinlichkeiten zum dritten Kind nicht dargestellt, da diese Jahrgänge zum Zeitpunkt der Kontenklärung etwa 33 alt waren und zum Teil noch kein zweites Kind bekommen hatten. Entsprechend sind Frauen dieser Jahrgänge, die bereits dem Risiko ausgesetzt waren ein drittes Kind zu bekommen, eher selektiv.

Tabelle 2: Übergang zum zweiten Kind (Kaplan-Meier-Survival-Funktionen nach Alter des ersten Kindes)

	Westdeutschland				Ostdeutschland			
	1940-49	1950-59	1960-69	1970-77	1940-49	1950-59	1960-69	1970-77
0	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
1	0.97	0.98	0.99	0.99	0.97	0.98	0.99	1.00
2	0.77	0.84	0.84	0.85	0.80	0.88	0.92	0.90
3	0.61	0.67	0.63	0.64	0.67	0.74	0.79	0.80
4	0.49	0.55	0.48	0.50	0.57	0.61	0.67	0.71
5	0.41	0.48	0.40	0.43	0.50	0.53	0.58	0.62
6	0.37	0.43	0.36	0.37	0.46	0.45	0.51	0.54
7	0.34	0.39	0.33	0.33	0.43	0.39	0.47	0.49
8	0.32	0.37	0.31	0.31	0.40	0.36	0.44	0.43
9	0.30	0.35	0.29	0.29	0.38	0.34	0.41	0.41
10	0.29	0.34	0.28	0.26	0.36	0.32	0.40	0.40

Quelle: FDZ-RV - SUFBASiD07

Tabelle 3: Übergang zum dritten Kind (Kaplan-Meier-Survival-Funktionen nach Alter des zweiten Kindes)

	Westdeutschland			Ostdeutschland		
	1940-49	1950-59	1960-69	1940-49	1950-59	1960-69
0	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
1	0.98	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99
2	0.88	0.93	0.94	0.90	0.97	0.98
3	0.80	0.88	0.88	0.83	0.94	0.96
4	0.75	0.84	0.83	0.79	0.90	0.94
5	0.71	0.80	0.80	0.76	0.87	0.91
6	0.67	0.77	0.77	0.74	0.85	0.90
7	0.66	0.75	0.75	0.72	0.83	0.88
8	0.64	0.73	0.73	0.70	0.81	0.87
9	0.62	0.72	0.72	0.69	0.79	0.86
10	0.62	0.71	0.71	0.68	0.79	0.84

Quelle: FDZ-RV - SUFBASiD07

2.2 Verknüpfung der Fertilitäts- und Erwerbsbiografie

Um die ökonomischen Determinanten der Fertilität untersuchen zu können, müssen die Informationen zum Zeitpunkt der Geburt mit den Erwerbsinformationen verknüpft werden. Diese liegen in den BASiD-Daten monatsgenau ab Januar des Jahres, in dem die Person das Alter 14 erreicht hat, vor. Problematisch ist, dass die Erwerbsinformationen im „wide format“ abgespeichert sind, jedoch für die Ereignisdatenanalyse in *spell format* gebracht werden müssen. Um diesen Sachverhalt darzulegen, haben wir im Folgenden einen Fall (case 120) herausgegriffen, an dem sich die Strategie, mit der wir die Fertilitäts- und Erwerbsbiografien verknüpft haben, erläutern lässt.

Abbildung 2 enthält einen Ausschnitt des Verlaufs der sozialen Erwerbssituation des Falles „Nr. 120“. Die soziale Erwerbssituation, die in den Originaldaten im „wide format“ abgespeichert ist, haben wir in einem ersten Schritt ins „long format“ transformiert. Das „long-format“ erlaubt es sodann über den Monat und die Identifikationsnummer (case) verschiedene biografische Informationen, wie bspw. Informationen zum Wirtschaftszweig, zur Betriebsgröße oder zum Anteil der Frauen im Betrieb in einer Datei zusammenzubringen.

Abbildung 3: Biografische Informationen zur sozialen Erwerbssituation (SES)

Wide format (Originaldatensatz)															
case	ses_66	ses_67	ses_68	ses_69	ses_70	ses_71	ses_72	ses_73	ses_74	ses_75	ses_76	ses_77	ses_78	ses_79	ses_80
120	2	2	13	13	13	5	5	13	5	5	5	5	5	5	5

Long format		
case	Monat	SES
120	66	2
120	67	2
120	68	13
120	69	13
120	70	13
120	71	5
120	72	5
120	73	13
120	74	5
120	75	5
120	76	5
120	77	5
120	78	5
120	79	5
120	80	5

Quelle: FDZ-RV - SUFBASiD07

Um aus den Daten einen Spelldatensatz zu generieren, haben wir in einem nächsten Schritt zwei Variablen generiert, die den Anfang und das Ende eines Monats angeben, auf den sich die soziale Erwerbssituation bezieht (BEGIN und END).⁸ In einem

⁸ Letztendlich handelt es sich bei der Variablen END um die Information zum Monat, auf den sich die Erwerbssituation bezieht und BEGIN entspricht dem Vormonat. Die Monatsangaben in den BASiD-Daten beziehen sich auf den Januar des Jahres, in dem die Person 14 Jahre alt geworden ist. Da dies einen eher künstlichen Zeitpunkt darstellt, haben wir die Zeitvariablen in einem finalen Schritt umkodiert und verwenden die Dauer seit dem 14. Geburtstag als Prozesszeit.

letzten Schritt haben wir schließlich die Informationen zum Zeitpunkt der Geburt der Kinder dazugespielt. Tabelle 4 macht diesen Sachverhalt deutlich:

Die Person mit der Identifikationsnummer 120 hat ihr erstes Kind im Mai 1976 bekommen und wurde selbst im Januar 1956 geboren. Im Januar des Jahres 1970 beginnt die Aufzeichnung der biografischen Informationen, die in den BASiD-Verlaufsdaten im Januar des Jahres beginnt, in dem die Person 14 Jahre alt wird. Im Mai 1976, also sechs Jahre und fünf Monate später (und damit im 77. Monat nach dem Zeitpunkt, ab dem biografische Informationen vorliegen) bekommt die Person ihr erstes Kind (siehe Variable „BIR“ in Tabelle 4). Die Variable SES gibt die soziale Erwerbssituation an, die darauf verweist, dass die Person bis zu Beginn der Schwangerschaft zunächst in beruflicher Ausbildung (SES=2) und danach erwerbstätig war (SES=13), aber während der Schwangerschaft arbeitsunfähig wurde (SES=5). Um in den empirischen Analysen dem Umstand gerecht zu werden, dass sich der Erwerbsstatus auf Grund einer Schwangerschaft verändert, haben wir in den Analysen den Zeitpunkt der Geburt der Kinder um neun Monate zurückdatiert. Zudem werden nur Frauen bis zum Alter 45 betrachtet, da ab diesem Zeitpunkt die Wahrscheinlichkeit sehr gering ist, dass Frauen Kinder zur Welt bringen.

Tabelle 4: Transformation der Daten in Spellformat

CASE	BEGIN	END	BIR	SES
120	65	66	0	2
120	66	67	0	2
120	67	68	0	13
120	68	69	0	13
120	69	70	0	13
120	70	71	0	5
120	71	72	0	5
120	72	73	0	13
120	73	74	0	5
120	74	75	0	5
120	75	76	0	5
120	76	77	1	5
120	77	78	1	5
120	78	79	1	5
120	79	80	1	5

Anmerkung: SES=2 (berufliche Ausbildung); SES=13 (sozialversicherungspflichtig erwerbstätig); SES=5 (arbeitsunfähig/ Krankheit)

Quelle: FDZ-RV - SUFBASiD07

2.3 Forschungshypothese und Variablenbeschreibung

2.3.1 Forschungshypothese

Die zentrale Variable, die wir in den Analysen verwenden, ist der Frauenanteil im Betrieb, von dem wir annehmen, dass er einen positiven Einfluss auf die Fertilitätsentscheidung von Frauen ausübt. Die grundlegende Überlegung ist, dass in männerdominierten Branchen die Akzeptanz von kindbedingten Erwerbsunterbrechungen geringer ist. Angesichts der eher traditionellen Erwerbsmuster in Deutschland sind es in erster Linie Frauen, die nach der Geburt ihrer Kinder ihre Arbeitszeiten reduzieren. Betriebe mit einem hohen Frauenanteil dürften sich auf diese spezifischen Probleme, die die Vereinbarkeit einer Erwerbstätigkeit und der Erziehung von Kindern mit sich bringt, eingestellt haben. Zudem wird argumentiert, dass die Berufswahl bereits durch die Fertilitätspläne vorstrukturiert wird und Frauen mit einer hohen Familienorientierung tendenziell eher Berufe wählen, in denen der Frauenanteil hoch ist (Begall und Mills 2012).

Die Vereinbarkeit von Kind und Beruf hängt jedoch nicht nur von betriebsspezifischen Merkmalen ab, sondern auch von den gesellschaftlichen Bedingungen zur Vereinbarkeit von Kind und Beruf. Da sich diese in Ost- und Westdeutschland unterscheiden, würde man annehmen, dass dem Frauenanteil in den beiden Landesteilen eine unterschiedliche Bedeutung zukommt. Vor diesem Hintergrund testen wir nicht nur die Hypothese, ob der Frauenanteil im Betrieb die Fertilitätsentscheidung positiv beeinflusst. Wir vermuten auch, dass ein positiver Einfluss in erster Linie in Westdeutschland zu finden ist.

2.3.2 Frauenanteil im Betrieb im Ost-West und im Geschlechtervergleich

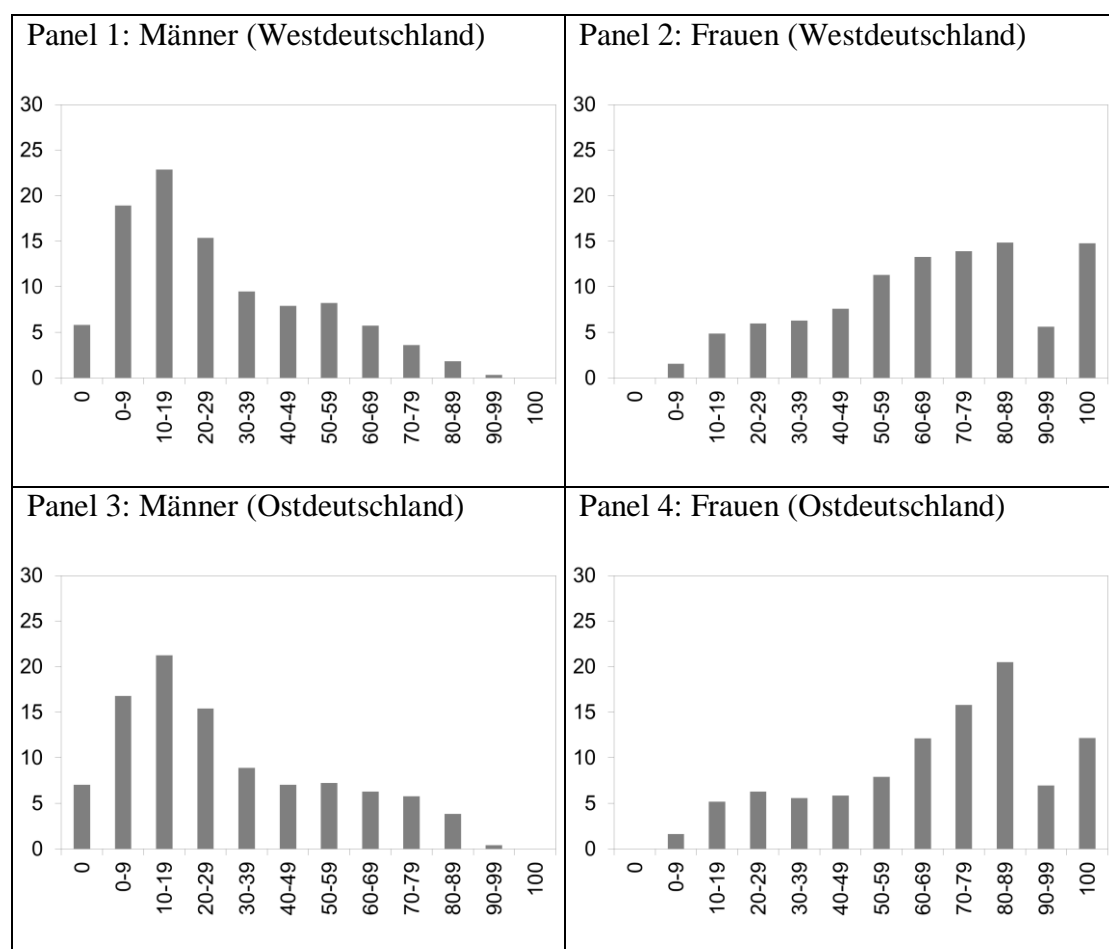
Im Folgenden wird die Verteilung der Beschäftigten nach dem Anteil der Frauen an den Beschäftigten im Betrieb beschrieben. Dazu werden alle Beschäftigten, die zwischen 14 und 45 Jahre alt sind, herangezogen. Der Frauenanteil an den Gesamtbeschäftigten im Betrieb kann im direkten Ost-West-Vergleich nur für die Jahre ab 1992 dargestellt werden, weil diese Informationen erst ab diesem Jahr für ostdeutsche Beschäftigte erfasst wurde, während sie für Westdeutschland bereits ab dem Jahr 1975 vorliegt. Da der Ost-West-Vergleich im Vordergrund der Analyse steht, beschränken wir uns in dieser Deskription auf die Zeit nach 1992.

Abbildung 4 gibt wieder, wie sich die Personenmonate, für die Informationen zum Frauenanteil im Betrieb vorliegen, im Ost-West und im Geschlechtervergleich verteilen. Es lassen sich, wie erwartbar, deutliche Unterschiede in den Frauenanteilen im Betrieb nach dem Geschlecht feststellen. Ost-West-Unterschiede scheinen jedoch wenig ausgeprägt. Jeweils etwa 25 Prozent der Männer und 20 Prozent der Frauen in West und Ost arbeiten in Betrieben, in denen mindestens 90 Prozent der Belegschaft dem eigenen Geschlecht angehören.⁹ Der überwiegende Anteil der Männer und Frauen in Ost- und Westdeutschland arbeiten in Betrieben, in denen mehr als die Hälfte der Beschäftigten dem eigenen Geschlecht angehört. Das sind etwa 80 Prozent der männlichen und gut 70 Prozent der weiblichen Beschäftigten. Auffällig ist der hohe Anteil an Frauen, die in Betrieben mit rein weiblicher Belegschaft arbeiten. Dies trifft auf 15 Prozent der westdeutschen und 12 Prozent der ostdeutschen Frauen zu,

⁹ Angemerkt sei, dass es sich bei der Darstellung nicht um Personen, sondern um Personenmonate handelt. Um die Lesbarkeit des Textes zu gewährleisten, sprechen wir hier vereinfachend von Personen.

während umgekehrt nur sechs Prozent der westdeutschen und sieben Prozent der ostdeutschen Männer in Betrieben mit rein männlicher Belegschaft angestellt sind. Diese Anteile sind damit bei den Frauen in West und Ost jeweils etwa doppelt so hoch wie die Prozente der Männer in rein männlichen Betrieben in der gleichen Region.

Abbildung 4: Anteil der Beschäftigten nach Anteil der Frauen an den Gesamtbeschäftigten im Betrieb in Prozent (Verteilung der Personenmonate ab 1992)



Anmerkung: Das Intervall 0-9 ist definiert als (0, 10). Es enthält entsprechend weder 0 noch 10. Das Intervall 10-19 ist definiert als [10, 20). Es enthält entsprechend 10, jedoch nicht 20.

Quelle: FDZ-RV - SUFBASiD07

2.3.3 Variablenbeschreibung

Die Variable, die im Mittelpunkt der Analysen steht, ist der Anteil der Frauen im Betrieb.¹⁰ Zudem berücksichtigen wir die Erwerbssituation. Prinzipiell besteht zwischen dem Anteil der Frauen im Betrieb und der Erwerbssituation ein enger Zusammenhang, da prinzipiell nur für erwerbstätige Personen betriebspezifische Informationen vorliegen sollten. Aus diesem Grund haben wir aus dem Erwerbsstatus und dem Anteil der Frauen im Betrieb eine Kombinationsvariable gebildet, die folgende Ausprägungen umfasst:

- In Ausbildung/Schule (insofern rentenrechtlich relevant)
- Arbeitslosigkeit
- Erwerbstätigkeit, Frauenanteil 0 bis unter 50%
- Erwerbstätigkeit, Frauenanteil 50 bis unter 90%
- Erwerbstätigkeit, Frauenanteil 90 bis unter 100%
- Erwerbstätigkeit, keine Angaben zum Frauenanteil
- Andere (rentenrechtlich nicht relevante Zeiten etc.)
- Kindererziehungszeiten

Zeitkonstante Kontrollvariablen sind die Geburtskohorte und die Regionszugehörigkeit. Die Geburtskohorten sind unterteilt in die Jahrgänge 1940-49, 1950-59, 1960-69 und 1970-77. Bei der Konstruktion der Regionszugehörigkeit

¹⁰ Wir berechnen die Modelle über den gesamten Zeitraum, obwohl die Information zum Frauenanteil an den Beschäftigten im Betrieb für ostdeutsche Beschäftigte erst ab 1992 vorliegt, und kontrollieren für diese fehlenden Angaben über die Kategorie „Erwerbstätigkeit, keine Angaben zum Frauenanteil“.

berücksichtigen wir neben der Unterteilung des Datensatzes in Personen, die zum Zeitpunkt der Kontenklärung in Ost- und Westdeutschland leben, zudem, ob es sich um Ost-West- bzw. West-Ost-Migrantinnen handelt. Diese Unterscheidung haben wir auf Basis der bis zur Kontenklärung erzielten Entgeltpunkte getroffen. Eine Ost-West-Migrantin ist demnach eine Person, die in Westdeutschland lebt, aber auch Entgeltpunkte in Ostdeutschland gesammelt hat. Eine West-Ost-Migrantin ist eine Person, die in Ostdeutschland lebt, jedoch Entgeltpunkte auch in Westdeutschland gesammelt hat. Für die Analyse der Übergänge zum zweiten und dritten Kind berücksichtigen wir zudem das Alter bei der Geburt des ersten Kindes, gruppiert in die Kategorien 14-20, 20-24, 24-28, 28-32, 32-36 und 36-45 (für einen Überblick zur Verteilung der Risikomonate auf die einzelnen Variablen, siehe Anhang).

Als Methode werden im Folgenden ereignisanalytische Modelle geschätzt, wobei wir zur Spezifikation des Baseline Hazard ein Cox-Modell verwenden (Kleinbaum und Klein 2005). Für die Analyse des Übergangs zum ersten Kind bildet das Alter der Frau (gemessen in Monaten seit dem 14. Geburtstag) die Prozesszeit. Das Ereignis ist definiert als der Zeitpunkt der ersten Schwangerschaft, die approximiert wird, indem neun Monate vom Geburtszeitpunkt abgezogen werden. Bei der Analyse des Übergangs zum zweiten Kind bildet die Dauer zwischen der Geburt des ersten Kindes und der Geburt des zweiten Kindes, zurückdatiert um neun Monate, die Prozesszeit. Analog dazu ist die Dauer zwischen der Geburt des zweiten Kindes und der Geburt des dritten Kindes, ebenfalls zurückdatiert um neun Monate, die für die Analysen der Drittgeburtenraten verwendete Prozesszeit.

3 Ergebnisse der multivariaten Analyse

3.1 Analysen der Kohorten 1940-1977

Tabelle 5 gibt die Ergebnisse für Westdeutschland wieder. Betrachtet man zunächst das Modell des Übergangs zum ersten Kind, ergeben die Kontrollvariablen das erwartbare Bild, was sich zum Teil auch schon in den deskriptiven Analysen gezeigt hat. Die Erstgeburtsrate sinkt sukzessive mit der Geburtskohorte. Die Geburtenrate der Kohorten 1970-77 liegt 58 Prozent unter der der Jahrgänge 1940-49. Hier zeigt sich erneut der Aufschub der Familiengründung im Lebenslauf. Die Indikatorvariable für „Ost-West-Migrantin“ zeigt an, dass jene Frauen, die von den ostdeutschen in die westdeutschen Bundesländer ziehen, tendenziell höhere Erstgeburtsraten aufweisen als „nicht mobile“ westdeutsche Frauen. Dieser Befund entspricht vorhergehenden Analysen auf Basis von Surveydaten (siehe auch Vatterrott 2011).

Die Ergebnisse für den Erwerbsstatus zeigen ebenfalls im Wesentlichen die bekannten Muster. Phasen der Ausbildung reduzieren die Übergangsrate zum ersten Kind deutlich, während Arbeitslosigkeit sowie „andere“ Tätigkeiten in einem eher positiven Zusammenhang mit dem Übergang zum ersten Kind stehen. Zwischen dem Frauenanteil im Betrieb und dem Übergang zum ersten Kind besteht ein statistisch signifikanter Zusammenhang. Personen, die in stark frauendominierten Betrieben (Frauenanteil über 90 Prozent) tätig sind, erfahren eine um 13 Prozent erhöhte Familiengründungsrate im Vergleich zu Frauen, die in Betrieben mit bis zu 50 Prozent Frauenanteil beschäftigt sind. Betrachtet man die Modelle für Zweitgeburten bestätigt sich dieses Bild. Personen in stark frauendominierten Betrieben haben eine um 20 Prozent erhöhte Zweitgeburtsrate im Vergleich zu Frauen, die in Betrieben arbeiten,

in denen der Frauenanteil unter 50 Prozent liegt. Für Drittgeburten ist das Muster eher uneinheitlich.

In Tabelle 6 sind die Ergebnisse für Ostdeutschland abgebildet. Hier zeigt sich erneut, dass es insbesondere die Jahrgänge sind, die nach 1970 geboren wurden, die ein deutlich anderes generatives Verhalten an den Tag legen als die Vorgängerkohorten. Für sie reduziert sich die Übergangsrate zum ersten Kind um 56 Prozent im Vergleich zu den 1940er und 1950er-Kohorten und immerhin noch um 47 Prozent im Vergleich zu den Jahrgängen, die in den 1960er-Jahren geboren wurden. Personen, die von West- nach Ostdeutschland gezogen sind, haben eine niedrigere Übergangsrate zum ersten Kind als „nicht mobile“ Ostdeutsche. Die zentrale Variable, der Anteil der Frauen im Betrieb, erhöht auch in Ostdeutschland die Übergangsrate zum ersten Kind. Frauen, die in einem Betrieb mit mindestens 90 Prozent Frauenanteil unter den Beschäftigten arbeiten, haben im Vergleich mit solchen, die in einem Betrieb mit weniger als der Hälfte Frauenanteil beschäftigt sind, eine um 55 Prozent erhöhte Zweitgeburt- und eine um 92 Prozent erhöhte Drittgeburtssrate. Allerdings sind die Ergebnisse für die Drittgeburten nicht signifikant.

Tabelle 5: Ergebnisse Cox-Modell, Westdeutschland, Relative Risiken

	Erstes Kind	Zweites Kind	Drittes Kind
Kohorte			
1940-49	1	1	1
1950-59	0.79 ***	0.92 ***	0.74 ***
1960-69	0.62 ***	1.12 ***	0.84 ***
1970-77	0.42 ***	0.94	0.96
Ost-West-Migrantin	1.51 ***	0.88 *	0.78 *
Erwerbsstatus			
In Ausbildung	0.34 ***	0.59 ***	0.89
Arbeitslosigkeit	1.35 ***	1.24 **	1.39 *
Andere	1.09 **	1.08	1.37 **
Kindererziehungszeiten	--	1.38 ***	1.34 **
Frauenanteil 0-50%	1	1	1
Frauenanteil 50-90%	1.10 **	1.13 *	1.17
Frauenanteil 90-100%	1.13 **	1.20 *	1.04
Frauenanteil k.A.	1.21 ***	1.11	1.57 ***
Alter bei Geburt 1. Kind			
14-20		1	1
20-24		0.94	0.76 ***
24-28		0.79 ***	0.53 ***
28-32		0.63 ***	0.33 ***
32-36		0.39 ***	0.40 ***
36-45		0.16 ***	0.09 **
Fallzahlen			
Personen	12.994	9.840	6.814
Personenmonate	2.078.508	780.215	856.042
Ereignisse	9.843	6.692	2.231
Log-Likelihood			
Nullmodell	-87.500	-57.931	-19.089
Finales Modell	-86.268	-57.647	-18.931

Anmerkung: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

Quelle: FDZ-RV - SUFBASiD07

Tabelle 6: Ergebnisse Cox-Modell, Ostdeutschland, Relative Risiken

	Erstes Kind	Zweites Kind	Drittes Kind
Kohorte			
1940-49	1	1	1
1950-59	1.05	1.01	0.68 ***
1960-69	0.91 **	0.90 *	0.53 ***
1970-77	0.44 ***	0.90	1.01
West-Ost-Migrantin	0.67 ***	1.00	1.21
Erwerbsstatus			
In Ausbildung	0.56 ***	1.17	2.62
Arbeitslosigkeit	0.97	1.39	2.43 **
Andere	1.17	1.65 ***	2.05 *
Kindererziehungszeiten	--	1.56 **	2.33 **
Frauenanteil 0-50%	1	1	1
Frauenanteil 50-90%	1.39 **	1.37	1.49
Frauenanteil 90-100%	1.33	1.55 *	1.92
Frauenanteil k.A.	0.83	1.66 **	1.92
Alter bei Geburt 1. Kind			
14-20		1	1
20-24		0.71 ***	0.54 ***
24-28		0.48 ***	0.29 ***
28-32		0.38 ***	0.36 ***
32-36		0.27 ***	0.25
36-45		0.06 ***	--
Fallzahlen			
Personen	3.970	3.468	2.235
Personenmonate	477.585	358.150	358.151
Ereignisse	3.466	2.207	551
Log-Likelihood			
Nullmodell	-26.253	-16.964	-4.143
Finales Modell	-25.933	-16.833	-4.069

Anmerkung: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

Quelle: FDZ-RV - SUFBASiD07

3.2 Die Nachwendekohorten 1970-1977

Da in den BASiD-Daten Informationen zum Anteil der Frauen an der Gesamtbeschäftigung im Betrieb für Ostdeutschland vor 1992 nicht vorliegen, haben wir die Berechnungen beispielhaft anhand der ersten Geburt noch einmal nur für die jüngeren Kohorten (1970-77) berechnet. In Tabelle 7 zeigt sich, dass der Effekt des Frauenanteils im Betrieb auf die Übergangsraten zum ersten Kind für die jüngsten Kohorten ausgeprägter ist als für die Gesamtheit. Westdeutsche Frauen, die in Betrieben mit mindestens 90 Prozent weiblichen Beschäftigten arbeiten, haben gegenüber Frauen, die in Betrieben mit weniger als der Hälfte weiblichen Beschäftigten arbeiten, eine um 31 Prozent erhöhte Erstgeburtsrate. Für ostdeutsche Frauen erhöht sich die Rate um 48 Prozent. Dabei gibt es kaum einen Unterschied zwischen Frauen, die in Betrieben mit 50-90 Prozent weiblichen Beschäftigten arbeiten und denen in Betrieben mit über 90 Prozent Frauenanteil.

Tabelle 7: Ergebnisse Cox-Modell, Kohorten 1970-77, Relative Risiken des Übergangs zum ersten Kind

	Westdeutschland	Ostdeutschland
Ost-West-Migrantin	1.00	
West-Ost-Migrantin		0.64 ***
Erwerbsstatus		
In Ausbildung	0.21 ***	0.30 ***
Arbeitslosigkeit	1.50 ***	1.08
Andere	0.87	1.11
Frauenanteil 0-50%	1	1
Frauenanteil 50-90%	1.20 **	1.44 *
Frauenanteil 90-100%	1.31 ***	1.48 *
Frauenanteil k.A.	1.00	0.78
Fallzahlen		
Personen	3.090	624
Personenmonate	540.080	96.873
Ereignisse	1.649	415
Log-Likelihood		
Nullmodell	-12.563	-2.468
Finales Modell	-12.384	-2.425

Anmerkung: * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

Quelle: FDZ-RV - SUFBASiD07

4 Zusammenfassung und Ausblick

Ziel dieses Beitrags war es auf Basis der BASiD-Daten erste Analysen zu den ökonomischen Determinanten der Fertilität zu präsentieren. Der BASiD-Datensatz bietet, ähnlich wie die VSKT, den Vorzug, dass es sich um einen Registerdatensatz mit einer Stichprobengröße handelt, die weit über die von Befragungsdaten hinausgeht. Dieser Sachverhalt ist für Fertilitätsanalysen von ganz entscheidender Bedeutung, da Geburten seltene Ereignisse darstellen und Befragungsdaten zumeist zu wenige Ereignisse (Geburten) liefern, um dezidierte Analysen durchführen zu können. Der BASiD-Datensatz stellt jedoch nicht nur in Bezug auf die

Stichprobengröße ein enormes Analysepotenzial dar. Zudem liefert er wichtige erwerbsbezogene Verlaufsinformationen, wie die Betriebsgröße, die Branche oder den Frauenanteil im Betrieb, die für das Verständnis des Geburtengeschehens in Deutschland relevant sein dürften.

Wir haben in diesem Beitrag den Fokus auf den *Frauenanteil im Betrieb* gelegt und Analysen des Übergangs zum ersten, zweiten und dritten Kind im Ost-West-Vergleich präsentiert. Diese betriebspezifische Größe, die in internationalen Studien als relevante Determinante der Fertilität identifiziert wurde, konnte bislang für Deutschland nicht verwendet werden, da keine adäquaten Daten zur Verfügung standen. Generell haben wir vermutet, dass der Frauenanteil im Betrieb in einem positiven Zusammenhang zum generativen Verhalten steht, da Betriebe mit einem erhöhten Anteil an weiblichen Beschäftigten vermutlich familienfreundlicher sind. Zudem haben wir angenommen, dass in Ostdeutschland auf Grund der weiterhin besseren Verfügbarkeit institutioneller Kinderbetreuung der Zusammenhang von betriebspezifischen Merkmalen und Geburtenverhalten nicht so deutlich ausgeprägt sein sollte wie in Westdeutschland.

Die Analysen zeigen, dass der Frauenanteil im Betrieb in einem positiven Zusammenhang mit dem Geburtenverhalten steht. Für Ostdeutschland, wo im Datensatz Informationen zum Frauenanteil im Betrieb nur für die Zeit ab 1992 vorliegen, zeigt sich ebenfalls dieser Zusammenhang. Damit konnte unsere generelle Vermutung bestätigt werden, dass der Frauenanteil im Betrieb eine wichtige Determinante des fertilen Verhaltens in Ost- und Westdeutschland ist.

Ein wichtiger Aspekt, den wir in diesen ersten Analysen nicht berücksichtigen konnten, ist die Frage, inwiefern sich der positive Zusammenhang zwischen dem Frauenanteil und dem generativen Verhalten auf Selektionsprozesse zurückführen

lässt. Möglicherweise sind es gerade familienorientierte Frauen, die sich eher für Branchen entscheiden, in denen der Frauenanteil erhöht ist, weil sie dort eine bessere Vereinbarkeit von Familie und Erwerbstätigkeit erwarten. Um den kausalen Einfluss des Frauenanteils im Betrieb auf das fertile Verhalten zu eruieren, wären weitergehende Analysen notwendig, in denen diese Selektionsprozesse Berücksichtigung finden sowie weitere betriebsbezogene Informationen, wie Branche und Betriebsgröße, verwendet werden.

Literatur

Andersson, Gunnar, und Gerda Neyer, 2012: Gendering occupation and fertility. A comparison between women's and men's childbearing behavior by occupational branches. European Population Conference, Stockholm 2012.

Andersson, Gunnar, Michaela Kreyenfeld und Tatjana Mika, 2009: Welfare state context, female earnings and childbearing. MPIDR-WP-2009-026.

Arránz Becker, Oliver, Daniel Lois und Bernhard Nauck, 2010: Differences in fertility patterns between East and West German women. Disentangling the roles of cultural background and of the transformation process. Comparative Population Studies (Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft) 35(1): 7-34.

Begall, Katia, und Melinda C. Mills, 2012 (im Erscheinen): The influence of educational field, occupation, and occupational sex segregation on fertility in the Netherlands. European Sociological Review, doi: 10.1093/esr/jcs051.

Blossfeld, Hans-Peter, 2010: Survival- und Ereignisanalyse. In: Wolf, Christof, und Henning Best (Hg.), Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse. Wiesbaden: Verlag für Sozialwissenschaft, S. 995-1016.

Bredtmann, Julia, Jochen Kluge und Sandra Schaffner, 2009: Women's fertility and employment decisions under two political systems - Comparing East and West Germany before reunification. Ruhr economics Papers Nr. 149.

Dinkel, Robert M., 1952: Occupation and fertility in the United States. American Sociological Review 17(2): 178-183.

Durham, Rachel E., und Bilal F. Barakat, 2012: Unskilled mayors and graduate farmers: Educational fertility differentials by occupational status and industry in four European Countries. European Population Conference, Stockholm 2012.

Goldstein, Joshua R., und Michaela Kreyenfeld, 2011: Has East Germany overtaken West Germany? Recent trends in order-specific fertility. Population and Development Review 37: 453-472.

Huinink, Johannes, 1995: Warum noch Familie? Zur Attraktivität von Partnerschaft und Elternschaft in unserer Gesellschaft. Frankfurt/M.: Campus Verlag.

Huinink, Johannes, 2000: Bildung und Familienentwicklung im Lebensverlauf. Zeitschrift für Erziehungswissenschaften 3: 209-227.

Kleinbaum, David G., und Mitchel Klein, 2005: Survival Analysis: A Self-Learning Text. New York: Springer.

Kreyenfeld, Michaela, und Tatjana Mika, 2006: Analysemöglichkeiten der Biografiedaten des „Scientific Use Files VVL 2004“ im Bereich Fertilität und Familie. Deutsche Rentenversicherung 9-10: 583-608.

Kreyenfeld, Michaela, und Tatjana Mika, 2008: Erwerbstätigkeit und Fertilität: Analysen mit der Versicherungskontenstichprobe der deutschen Rentenversicherung. DRV-Schriften Band 79: 71-95.

Kreyenfeld, Michaela, Kryštof Zeman, Marion Burkimsher und Ina Jaschinski, 2012: Fertility data for German speaking countries: What is the potential? Where are the pitfalls? Comparative Population Studies (Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft) 36(2): 349-380.

Lange, Janine, Julia Schumilow und Michael Stegmann, 2011: BASiD - Biografiedaten ausgewählter Sozialversicherungsträger in Deutschland 2007.

Lesthaeghe, Ron, 1992: Der zweite demographische Übergang in den westlichen Ländern: Eine Deutung. Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft 18: 313-354.

Martín García, Teresa, 2010: The impact of occupational sex-composition on women's fertility in Spain. European Societies 12: 113-133.

Maul, Katharina, 2012: Der Einfluss der beruflichen Tätigkeit auf die Familiengründung. Würzburg: Ergon.

Statistisches Bundesamt, 2009: Mikrozensus 2008 - Neue Daten zur Kinderlosigkeit in Deutschland. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.

Vatterrott, Anja, 2011: The fertility behaviour of East to West German migrants. MPIDR-WP-2011-013.

Anhang

Tabelle 8: Verteilung der Stichprobe nach Personenmonaten und Ereignissen, Westdeutschland

	Erstes Kind		Zweites Kind		Drittes Kind	
	Exposure	Ereignis	Exposure	Ereignis	Exposure	Ereignis
Kohorte						
1940-49	508.407	3.403	301.481	2.476	353.706	1.011
1950-59	444.837	2.314	224.792	1.588	249.276	496
1960-69	585.184	2.478	177.528	1.752	204.378	501
1970-77	540.080	1.649	76.408	879	48.709	223
Region						
Westdeutschland	2.024.434	9.530	751.409	6.486	826.110	2.166
Ost-West-Migrantin	54.074	314	28.800	209	29.959	65
Erwerbsstatus						
In Ausbildung	368.203	564	8.839	53	4.110	6
Arbeitslosigkeit	43.186	294	32.562	283	25.811	57
Andere	398.147	3.103	115.914	1.110	87.057	270
Kindererziehungszeiten	--	--	271.853	3.719	349.983	1.433
Frauenanteil 0-50%	187.862	977	65.981	268	53.928	55
Frauenanteil 50-90%	300.980	1.721	115.638	540	111.453	137
Frauenanteil 90-100%	114.993	710	44.890	241	52.124	58
Frauenanteil keine Angaben	665.137	2.475	124.532	481	171.603	215
Alter bei Geburt 1. Kind						
14-20			148.909	1.351	198.474	646
20-24			268.157	2.507	349.611	952
24-28			208.323	1.780	212.486	471
28-32			104.959	817	79.301	127
32-36			38.741	211	14.392	34
36-45			11.120	29	1.805	1
Fallzahlen						
Personen	12.994		9.841		6.816	
Personenmonate	2.078.508		780.209		856.069	
Ereignisse	9.844		6.695		2.231	

Anmerkung: Die Spalte „Exposure“ gibt die Anzahl der Personenmonate wieder.

Quelle: FDZ-RV - SUFBASiD07

Tabelle 9: Verteilung der Stichprobe nach Personenmonaten und Ereignissen, Ostdeutschland

	Erstes Kind		Zweites Kind		Drittes Kind	
	Exposure	Ereignis	Exposure	Ereignis	Exposure	Ereignis
Kohorte						
1940-49	124.023	1.021	112.462	685	110.739	230
1950-59	120.881	1.026	109.758	714	130.996	171
1960-69	135.808	1.005	108.557	620	103.752	112
1970-77	96.873	415	27.385	188	12.113	38
Region						
Ostdeutschland	447.717	3.343	346.976	2.140	348.650	536
West-Ost-Migrantin	29.868	124	11.186	67	8.950	15
Erwerbsstatus						
In Ausbildung	116.028	561	4.820	43	1.048	3
Arbeitslosigkeit	13.549	71	22.291	87	27.743	33
Andere	160.881	2.281	188.092	1.408	171.783	313
Kindererziehungszeiten			42.410	373	37.474	126
Frauenanteil 0-50%	10.871	56	18.200	30	21.877	7
Frauenanteil 50-90%	28.568	200	37.598	94	48.317	25
Frauenanteil 90-100%	8.549	68	15.074	46	16.667	11
Frauenanteil keine Angaben	139.139	230	29.677	126	33.242	33
Alter bei Geburt 1. Kind						
14-20			75.548	679	113.792	260
20-24			177.358	1.100	189.788	241
24-28			75.950	325	44.966	38
28-32			21.462	85	8.527	11
32-36			5.455	17	1.050	1
36-45			1.182	1	28	0
Fallzahlen						
Personen	3.970		3.469		2.235	
Personenmonate	477.585		358.162		358.151	
Ereignisse	3.467		2.207		551	

Anmerkung: Die Spalte „Exposure“ gibt die Anzahl der Personenmonate wieder.

Quelle: FDZ-RV - SUFBASiD07