

Ökonomische Unsicherheit und Fertilität. Die Wirkung von Beschäftigungsunsicherheit und Arbeitslosigkeit auf die Familiengründung in Ost- und Westdeutschland

Economic Insecurity and Fertility. The Effects of Job Insecurity and Unemployment on Family Formation in East and West Germany

Michael Gebel

Universität Mannheim, Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung (MZES), 68131 Mannheim, Germany
E-Mail: michael.gebel@mzes.uni-mannheim.de

Johannes Giesecke

Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung (WZB), Reichpietschufer 50, 10785 Berlin, Germany
E-Mail: johannes.giesecke@wzb.eu

Zusammenfassung: Vor dem Hintergrund der jüngsten, teils kontroversen wissenschaftlichen Debatte zur Auswirkung ökonomischer Unsicherheit auf die Familiengründung analysieren wir in diesem Beitrag die Fertilitätskonsequenzen der zwei wohl wichtigsten Indikatoren ökonomischer Unsicherheit – befristeter Beschäftigungsverhältnisse und Arbeitslosigkeit – in Ost- und Westdeutschland. Basierend auf Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) der Jahre 1995–2007 können wir weder für ost- noch für westdeutsche Frauen nachweisen, dass befristete Arbeitsverhältnisse zu einem Aufschub der ersten Mutterschaft führen. Ebenfalls lassen sich keine Wirkungsunterschiede befristeter Beschäftigung nach individuellem Bildungsniveau, dem Qualifikationsgrad der beruflichen Position oder dem Wirtschaftssektor feststellen. Phasen von Arbeitslosigkeit hingegen führen sowohl in Ost- als auch in Westdeutschland zu einer Verschiebung der ersten Geburt. Allerdings unterscheiden sich die Fertilitätsmuster zwischen Ost- und Westdeutschland dahingehend, dass in Westdeutschland Familiengründungen häufig dann verschoben werden, wenn der männliche Partner von Arbeitslosigkeit betroffen ist, während der Prozess der Familiengründung in Ostdeutschland weniger von der Erwerbssituation des männlichen Partners als vielmehr von der Arbeitsmarktlage der Frau betroffen zu sein scheint.

Summary: Against the background of recent scientific discussions about the impact of economic insecurity on family formation, we have analyzed the fertility consequences of two very important indicators of economic insecurity – limited contracts and unemployment – in East and West Germany. Based on data from the German Socio-Economic Panel (1995–2007) our results show that for women limited contracts do not lead to postponement of reproduction. Also, the effects of limited contracts do not differ across educational level, qualification level of the occupational position, or economic sector. In contrast to these results, periods of unemployment seem to increase the risk of postponement of reproduction both in East and in West Germany. However, these fertility patterns turn out to be rather different between East and West Germany: While in West Germany family formation is postponed especially when the male partner is unemployed, the process of family formation in East Germany is above all influenced by the employment situation of the woman and not so much by that of her partner.

1. Einleitung

Sinkende bzw. anhaltend niedrige Geburtenraten in Ost- und Westdeutschland haben nicht zuletzt aufgrund ihrer immensen Folgen für die Finanzierbarkeit des deutschen Wohlfahrtsstaats seit geraumer Zeit sowohl seitens der Politik als auch seitens der Wissenschaft Fragen zu den Einflussfaktoren von Fertilitätsentscheidungen aufgeworfen. Aus demografischen Studien ist bekannt, dass das Fertilitätsmuster in Deutschland während der letzten Jahre

insbesondere durch einen Aufschub der ersten Elternschaft in spätere Phasen des Lebenslaufs sowie durch die Zunahme der Kinderlosigkeit geprägt ist (z. B. Konietzka/Kreyenfeld 2007, Kreyenfeld/Konietzka 2008a). Zur Erklärung dieses Musters wurden neben einem Wandel kultureller Werte vor allem die zunehmende Bildung und die steigende Arbeitsmarktbeteiligung von Frauen herangezogen (z. B. Blossfeld/Huinink 1991, Klein/Lauterbach 1994, Kreyenfeld/Konietzka 2008b, Schröder/Brüderl 2008).

Trotz einer gewissen Fokussierung auf ökonomische Einflussfaktoren der Fertilität wurde die Wirkung ökonomischer Unsicherheit auf die Familiengründung, hervorgerufen etwa durch unsichere Beschäftigungsverhältnisse oder gar durch Arbeitslosigkeit, jedoch erst in jüngster Zeit untersucht (Düntgen/Diewald 2008, Kreyenfeld 2005, 2008, Kurz 2005, Kurz et al. 2005, Schmitt 2008, Tölke/Diewald 2003a, 2003b). Die gestiegene Relevanz ökonomischer Unsicherheit als Thema für die Fertilitätsforschung erklärt sich insbesondere vor dem Hintergrund verschärfter Arbeitsmarktrisiken sowie des grundlegenden Transformationsprozesses, den der deutsche Arbeitsmarkt seit der Wiedervereinigung erfuhr. So wurde etwa der Einsatz befristeter Beschäftigungsverhältnisse zunehmend flexibilisiert, während der Kündigungsschutz des sogenannten Normalarbeitsverhältnisses in Form unbefristeter Verträge nahezu unverändert blieb. Eine solche partielle Deregulierung birgt jedoch die Gefahr, dass sich die Spaltung des Arbeitsmarktes und die damit verbundene soziale Ungleichheit aufgrund von Marginalisierungsprozessen vor allem am Rande verfestigt (DiPrete et al. 2006, Giesecke 2006). Zahlreiche Studien konnten für Deutschland nachweisen, dass insbesondere jüngere Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer von gesteigener Unsicherheit betroffen sind (Blossfeld et al. 2005, Buchholz/Kurz 2008, Kurz et al. 2005, McGinnity et al. 2005, Scherer 2004). Da sich die Entscheidung zur Familiengründung gewöhnlich in relativ jungen Lebensjahren stellt, ist zu vermuten, dass solche Unsicherheiten durchaus einen Einfluss auf individuelle Fertilitätsentscheidungen ausüben.

Allerdings kommen die bisherigen Studien zu den Konsequenzen der zwei wohl wichtigsten Indikatoren ökonomischer Unsicherheit – befristeter Beschäftigungsverhältnisse und Arbeitslosigkeit – zu widersprüchlichen Ergebnissen. Ziel dieses Beitrags soll es daher sein, die existierenden Fertilitätsstudien durch eine detaillierte Analyse der Wirkung von Beschäftigungsunsicherheit und Arbeitslosigkeit auf den Zeitpunkt der Geburt des ersten Kindes in mindestens drei wichtigen Punkten zu ergänzen. Erstens versuchen wir, die Heterogenität dieser Zustände ökonomischer Unsicherheit stärker zu berücksichtigen. So konnten etwa die umfangreichen Studien zu den sozioökonomischen Konsequenzen befristeter Beschäftigungsverhältnissen unterschiedliche Wirkungen in Abhängigkeit von Qualifikations- bzw. Arbeitsmarktsegmenten feststellen (z. B. Giesecke/Groß 2004, Mertens et al. 2007, Mertens/McGinnity 2005). Da sich nicht nur Unterschiede im Fertilitätsverhalten zwischen Ost- und West-

deutschland, sondern auch in der Wirkung unsicherer Arbeitsmarktpositionen erwarten lassen (z. B. Tölke/Diewald 2003a), führen wir zweitens die Analysen systematisch getrennt für beide Landesteile durch. Drittens berücksichtigen wir neben der Beschäftigungssituation von Frauen auch umfassend die Situation des im Haushalt lebenden Partners (sofern ein solcher vorhanden ist). Der Einfluss von Partnermerkmalen in die Analyse der Effekte von Beschäftigungsunsicherheiten und Arbeitslosigkeit auf die Familiengründung scheint dringend notwendig, da die Entscheidung für oder gegen ein Kind in aller Regel eine gemeinsame Entscheidung beider Partner darstellt (Klein 2003).¹

Zur Analyse der Wirkungen unsicherer Beschäftigungsverhältnisse bzw. von Arbeitslosigkeitsphasen verwenden wir Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) der Jahre 1995 bis 2007. Auch damit unterscheidet sich unsere Studie von Vorgängerstudien auf Basis des SOEP, in denen die Befristungsinformation für die Jahre von 1984 bis 1994 verwendet wurde, jedoch mit einem hohen Anteil fehlender bzw. falsch klassifizierter Angaben zum Befristungsstatus.²

Unser Beitrag strukturiert sich folgendermaßen: In Kapitel 2 leiten wir aus theoretischen Überlegungen unsere Forschungshypothesen zur Wirkung der Beschäftigungsunsicherheit auf die Familiengründung ab. Kapitel 3 beschreibt das Untersuchungsdesign in Form der analysierten Daten, Variablendefinitionen und Analysemethoden. In Kapitel 4 präsentieren und diskutieren wir die Ergebnisse unserer empirischen Analysen. Kapitel 5 fasst schließlich die zentralen Ergebnisse unserer Studie zusammen.

2. Theoretischer Hintergrund und bisherige empirische Evidenz

Während eine Vielzahl von kulturellen und ökonomischen Determinanten der Fertilitätsentscheidung bekannt ist, fokussieren wir unsere Theoriediskussion genauer auf die Rolle unsicherer Beschäfti-

¹ Unsere Analysen beschränken sich auf die Fertilität von Frauen. Obwohl wir Informationen über den im Haushalt lebenden männlichen Partner mit berücksichtigen, sind die empirischen Ergebnisse daher nur eingeschränkt mit solchen aus Studien zur ersten Vaterschaft vergleichbar.

² Die Beschränkung auf die SOEP-Wellen ab 1995 scheint dringend geboten, da die Befristungsinformation erst für diese Jahre nach 1994 vollständig und korrekt vorliegt. Für mehr Details zu dieser Problematik siehe Abschnitt 3.1.

ungsverhältnisse sowie auf Phasen der Arbeitslosigkeit. Als unsichere Beschäftigungsverhältnisse verstehen wir dabei im Folgenden solche Arbeitsverhältnisse, die auf befristeten Verträgen beruhen. Zahlreiche empirische Studien konnten nachweisen, dass befristete Arbeitsverträge im Vergleich zu unbefristeten Beschäftigungsverhältnissen häufiger mit inferiorer Arbeitsmarktpositionen und unsicheren Karrierechancen verbunden sind. Befristete Beschäftigungsverhältnisse sind im Durchschnitt geringer entlohnt, bieten schlechtere Chancen für Einkommenszuwächse und sind mit hohen Einkommensfluktuationen verbunden (Giesecke 2006, Giesecke/Groß 2002, 2003, Hagen 2004, Mertens/McGinnity 2004, 2005). Darüber hinaus haben befristete Beschäftigte eine höhere Wahrscheinlichkeit, Arbeitslosigkeit zu erfahren bzw. wiederholt in unsichere Beschäftigungsverhältnisse zu wechseln (Giesecke 2006, Giesecke/Groß 2002, 2003). Allgemein ist damit die Stabilität der Erwerbskarriere von befristet Beschäftigten niedriger als von unbefristet Beschäftigten. Folglich implizieren befristete Vertragsverhältnisse insgesamt ein höheres Maß an zeitlicher und ökonomischer Unsicherheit, insbesondere im Vergleich zu Beschäftigten mit unbefristeten Arbeitsverträgen.

In familienökonomischen Modellen wird die Entscheidung zur ersten Elternschaft als langfristiges Investitionskalkül modelliert (Becker 1981). Die Geburt eines Kindes versteht sich dabei als langfristige Investition, die voraussetzt, dass genügend und auch dauerhaft Ressourcen vorhanden sind, um die mit der Erziehung verbundenen Kosten zu tragen. Daher fließen nicht nur die Merkmale einer gegenwärtigen ökonomischen Situation in das Entscheidungskalkül ein, sondern auch Erwartungen über die Zukunft. Die individuelle Arbeitsmarktposition ist dabei eine zentrale Determinante der gegenwärtigen und zukünftigen ökonomischen Situation und Planungssicherheit. Allgemein kann man annehmen, dass die Unsicherheit einer befristeten Beschäftigung auch die Unsicherheit der Entscheidung zur Familiengründung erhöht. In solchen Situationen fehlt die Planungssicherheit, um langfristige Verpflichtungen wie z. B. eine erste Elternschaft einzugehen (Blossfeld et al. 2005, Oppenheimer 1988). Die mit der Befristung eines Arbeitsvertrags einhergehenden Einkommens- und Karriereunsicherheiten wirken der notwendigen Sicherheit entgegen, die die Entscheidung für ein (erstes) Kind verlangt. Insbesondere in jungen Karrierejahren kann es demnach eine Strategie sein, sich erst dann für ein Kind zu entscheiden, wenn eine sichere Arbeitsmarktposition erreicht wurde (Mills/Blossfeld

2005). Demnach ist das Ziel der Familiengründung dem Ziel des Erreichens einer stabilen Arbeitsmarktposition untergeordnet. Aus dieser Perspektive ist daher zu erwarten, dass befristete Stellen im Vergleich zu unbefristeten Vertragsverhältnissen eine Verschiebung der Geburt des Kindes verursachen.

Die bisherige empirische Evidenz zum Effekt befristeter Beschäftigung auf den Prozess der Familiengründung ist widersprüchlich. Beispielsweise untersuchen Tölke und Diewald (2003b) den Zusammenhang zwischen unsicheren Startpositionen beim Arbeitsmarkteintritt und der ersten Vaterschaft mit Daten des Deutschen Familiensurveys 2000 in Westdeutschland. Sie finden keinen Effekt von befristeten Verträgen innerhalb der ersten vier Jahre der Arbeitsmarktkarriere. Kurz (2005) nutzt gesamtdeutsche SOEP-Daten der Jahre 1984–2002 und beobachtet, dass befristete Verträge den Übergang zur ersten Vaterschaft nicht beeinflussen. In einer ähnlichen Studie finden Kurz et al. (2005) für die Periode 1984–1998, dass weder Frauen noch Männer, die ihre Arbeitsmarktkarriere in befristeten Verträgen starten, eine geringere Wahrscheinlichkeit der ersten Elternschaft haben als Personen, die ihre Karriere in unbefristeten Beschäftigungsverhältnissen beginnen. Kreyenfeld (2005) kommt unter Verwendung von Daten des SOEP der Jahre 1984–2004 zu dem ähnlichen Schluss, dass die Entscheidung zur Elternschaft durch befristete Beschäftigungsverhältnisse nicht beeinflusst wird, und dies sowohl für westdeutsche Frauen als auch für ihre männlichen Partner. Hingegen zeigt Kreyenfeld (2008) in einer weiteren Studie mit SOEP-Daten von 1984–2005, dass Befristungen einen signifikant negativen Effekt auf die erste Mutterschaft in Westdeutschland haben. Auch Schmitt (2008) kann mit gesamtdeutschen SOEP-Daten der Jahre 1991–2005 einen signifikant negativen Effekt der Befristung bei Frauen nachweisen. Ebenso bestätigen Düntgen und Diewald (2008) basierend auf SOEP-Daten der Jahre 1984–2003 einen signifikant negativen Befristungseffekt für westdeutsche als auch ostdeutsche Frauen, jedoch nicht für Männer. Die berichteten Ergebnisse der auf dem SOEP basierenden Studien sind allerdings insofern als potenziell fehlerhaft einzustufen, als sie die teilweise invaliden Informationen zum Befristungsstatus in den Jahren vor 1995 nutzen (siehe dazu auch Abschnitt 3.1).

Wie von einigen Autoren bereits vermutet, können sich indes hinter einer reinen Durchschnittsbetrachtung des Effekts befristeter Beschäftigungsverhältnisse erhebliche Effektheterogenitäten verbergen (z. B. Kurz et al. 2005, Tölke/Diewald 2003b). So

ist etwa anzunehmen, dass die Wirkung befristeter Verträge auf die Geburt des ersten Kindes in Abhängigkeit vom Bildungsniveau sowie von bestimmten Charakteristika der beruflichen Position variiert. Frühere Studien zu den arbeitsmarktbezogenen Konsequenzen befristeter Beschäftigung konnten beispielsweise feststellen, dass „Befristungsketten“ und damit einhergehenden Persistenzen von Unsicherheiten insbesondere im öffentlichen Dienst auftreten (Giesecke 2006). Der Grad an Unsicherheit und Prekarität ist zudem höher für Personen mit niedriger Bildung bzw. für solche auf befristeten Stellen mit geringem Qualifikationsprofil (Mertens et al. 2007, Mertens/McGinnity 2005), da solche Stellen eher als „Pufferbestand“ zur kostengünstigen Absicherung gegen kurzfristige Nachfrageschwankungen angelegt sind. Ein anschließender Wechsel in die Arbeitslosigkeit oder ein weiteres unsicheres Beschäftigungsverhältnis ist daher wahrscheinlich. Angesichts der unsicheren Karriereentwicklung bietet sich die Option der Hausfrauen- und Mutterrolle insbesondere für niedrig qualifizierte Frauen an. Im Gegensatz dazu sind befristete Verträge oft genuiner Bestandteil von Karrieren Hochqualifizierter, etwa in Form von zeitlich befristeter Projektarbeit. Befristete Stellen dienen im hohen bzw. mittleren Qualifikationssegment häufig aber auch als Einstiegsweg für eine weitere Karriere in sicheren Beschäftigungsverhältnissen. Allerdings mag eine zeitliche Verzögerung des Einstiegs dann auch einen Aufschub der ersten Elternschaft bewirken. Die einzige bisherige empirische Studie zum Zusammenhang von Bildung, befristeter Beschäftigung und dem Prozess der Familiengründung kann für Westdeutschland allerdings keine bildungsspezifischen Befristungseffekte nachweisen (Kreyenfeld 2008).

Für eine umfassende Bewertung möglicher Wirkungen befristeter Beschäftigungsverhältnisse auf die Familiengründung scheint es allerdings auch sinnvoll, diese Effekte nicht nur mit dem Zustand eines unbefristeten Normalarbeitsverhältnisses, sondern auch mit dem alternativen Zustand der Arbeitslosigkeit zu vergleichen, der die wohl prekärste Arbeitsmarktlage repräsentiert. Phasen von Arbeitslosigkeit müssen als erhebliche Hindernisse für die Familiengründung angesehen werden, sind sie doch mit hohen Einkommensausfällen sowie mit unsicheren Zukunftsaussichten assoziiert. Zudem erweist sich die Reintegration in den Arbeitsmarkt häufig insofern als schwierig, als sie mit langfristigen negativen Effekten für die Einkommens- und Karriereentwicklung verbunden sein kann (Gangl 2004a, 2004b). Folglich ist zu vermuten, dass Pha-

sen von Arbeitslosigkeit die Ausbildung einer sicheren ökonomischen Basis für die Familiengründung in einem stärkeren Maße erschweren als befristete Beschäftigungsverhältnisse, die zwar auch mit bestimmten sozioökonomischen Risiken verbunden sein mögen, aber doch zumindest zeitweise eine Position auf dem Arbeitsmarkt bereitstellen. Eine zentrale Forschungsfrage ist deshalb nicht nur, wie befristete Arbeitsverträge im Vergleich zum Normalarbeitsverhältnis wirken, sondern auch ob die Beschäftigungsunsicherheit befristeter Verträge schwächere Konsequenzen hat als die fehlende Integration in den Arbeitsmarkt im Falle von Arbeitslosigkeit. Zu berücksichtigen ist hier allerdings auch, dass für arbeitslose Frauen die mögliche Alternativoption der Mutterrolle immer dann mit geringeren Opportunitätskosten verbunden ist, Familiengründungen somit wahrscheinlicher werden, wenn die Chancen zur Rückkehr in den Arbeitsmarkt eher gering ausfallen (Kurz et al. 2005, Openheimer 1988). Insofern ist anzunehmen, dass sich Phasen der Arbeitslosigkeit in Abhängigkeit vom Bildungsniveau der Frau unterschiedlich auf den Übergang zum ersten Kind auswirken. Das Reintegrationsszenario und damit ein Aufschub der Erstgeburt erscheinen für Frauen mit hoher Bildung als wahrscheinlicher, während eine Spezialisierung auf die Mutterrolle eher für niedrig qualifizierte Frauen erwartet werden kann.

Die bisherige empirische Evidenz zur Wirkung von Arbeitslosigkeit auf Fertilität ist widersprüchlich. Einen negativen Effekt der Arbeitslosigkeit auf die erste Geburt finden Tölke und Diewald (2003b) für westdeutsche Männer. In der Analyse von Kreyenfeld (2005) finden sich Anzeichen für eine Verschiebung der ersten Geburt für hoch gebildete arbeitslose Frauen, gleichzeitig jedoch eine höhere Übergangsrate zum ersten Kind für niedrig gebildete arbeitslose Frauen in Westdeutschland. In einer ähnlichen Analyse bestätigt Kreyenfeld (2008) nur den Aufschiebeeffekt für hoch gebildete arbeitslose Frauen. Kurz et al. (2005) und Kurz (2005) können im gesamtdeutschen Vergleich keinen signifikanten Arbeitslosigkeitseffekt für Frauen nachweisen, allerdings einen signifikant negativen Effekt für Männer. Gemäß den Analysen von Düntgen und Diewald (2008) verzögert Arbeitslosigkeit weder bei Frauen noch bei Männern in West- und Ostdeutschland die erste Elternschaft. Schmitt (2008) kann keinen allgemeinen Effekt der Arbeitslosigkeit feststellen, findet jedoch signifikant negative Effekte für Langzeitarbeitslosigkeit sowohl bei Männern als auch bei Frauen in Gesamtdeutschland. Die Ergebnisse von Kreyenfeld (2001) hingegen deuten

darauf hin, dass sich Arbeitslosigkeitsphasen von Frauen sowohl in West- als auch Ostdeutschland positiv auf die erste Geburt auswirken, während die Arbeitslosigkeit des männlichen Partners keinen Effekt hat.

Da die Entscheidung für oder gegen die Geburt des ersten Kindes gewöhnlich eine gemeinsame Entscheidung des Paares darstellt (Klein 2003), ist neben der Erwerbssituation von Frauen die Berücksichtigung der Arbeitsmarktlage des männlichen Partners erforderlich. Dabei ist gemäß der familienökonomischen Denkweise auch zu erwarten, dass der Effekt unsicherer Beschäftigungsverhältnisse auf die Familiengründung zwischen Frauen und deren männlichen Partnern variiert, da die Optionen der Kombination von Beruf und Familie unterschiedlich für die Geschlechter ausfallen. Dies gilt insbesondere in Deutschland, einem Land, in dem das konservative Familienmodell immer noch von großer Bedeutung ist. Ein solches Modell ist nach Becker (1981) durch Prozesse rationaler Spezialisierung gekennzeichnet, wonach sich Frauen auf die Kindererziehung spezialisieren, während Männer für die Sicherung der ökonomischen Basis durch Arbeitsmarktpartizipation verantwortlich sind. Zwar haben sich die Erwerbsbeteiligungen von Männern und Frauen im Laufe der Zeit immer stärker einander angeglichen, die Entscheidungsoptionen jedoch variieren immer noch zwischen den Geschlechtern. Aus dieser Perspektive erscheint es beispielsweise für eine Frau in einem befristeten Arbeitsverhältnis oder gar in Arbeitslosigkeit als durchaus rational, sich eher für den Ausstieg aus dem Arbeitsmarkt und die Hinwendung zur Kindererziehung zu entscheiden. Für die männlichen Partner hingegen wächst in Zeiten gestiegener Arbeitsmarktunsicherheit der Druck, eine sichere ökonomische Erwerbsbasis zu finden. Daher lässt sich erwarten, dass die negativen Effekte befristeter Arbeitsverträge sowie von Phasen der Arbeitslosigkeit für die männlichen Partner stärker ausfallen, da sie es sind, die die ökonomische Basis der Partnerschaft sichern bzw. sich zumindest dafür zuständig fühlen. Die empirischen Befunde zu den Effekten der Erwerbssituation der männlichen Partner müssen leider als unzureichend bezeichnet werden, da in denjenigen Studien, die den Einfluss von Partnernvariablen modellieren, die Bildungs- und Beschäftigungssituation der Partner insgesamt nur sehr begrenzt abgebildet sind (Klein 2003, Kreyenfeld 2001, 2005, Kreyenfeld/Konietzka 2008b, Kurz 2005, Schmitt 2008).

Schließlich ist davon auszugehen, dass sich die Wirkungen von befristeten Arbeitsverträgen und Arbeitslosigkeit auf die Familiengründung zwischen

West- und Ostdeutschland unterscheiden. Insgesamt drei Gründe sprechen für eine solche Annahme. Erstens bestehen nach wie vor unterschiedliche Fertilitätsregime in West- und Ostdeutschland, mit z.B. niedrigerem Alter bei der Erstgeburt und höheren Anteilen alleinerziehender Mütter in Ostdeutschland (Kreyenfeld 2004, Kreyenfeld/Konietzka 2008a). Zweitens ist zu vermuten, dass geschlechtsspezifische Differenzen in Ostdeutschland geringer ausgeprägt sind als in Westdeutschland, da ostdeutsche Frauen stärker in den Arbeitsmarkt integriert sind und eine insgesamt höhere Erwerbsorientierung aufweisen (Kreyenfeld/Konietzka 2008a). Die höhere Arbeitsmarktpartizipation ostdeutscher Frauen wird dabei unter anderem durch die umfangreicheren Angebote an frühkindlichen Erziehungseinrichtungen erleichtert (Kreyenfeld 2004). Drittens stellt sich die Arbeitsmarktlage in Ostdeutschland in Folge des Transformationsprozesses im Vergleich zur Situation in Westdeutschland als unsicherer dar. Es ist anzunehmen, dass aufgrund der angespannteren Lage auf dem ostdeutschen Arbeitsmarkt das Integrationsszenario in sichere Karrieren für befristet Beschäftigte weniger gültig ist. Ähnliche Unterschiede sind auch für die Wirkungen von Arbeitslosigkeit zu vermuten. Gleichzeitig könnte jedoch die stärkere Verbreitung von unsicheren Beschäftigungsverhältnissen und Arbeitslosigkeit in Ostdeutschland die Wahrnehmung und Bewertung dieser als in besonderer Weise prekäre Situationen unterminiert haben. Die wenigen Studien, die explizit Ost-West-Unterschiede für die Effekte befristeter Beschäftigung bzw. von Arbeitslosigkeitsphasen für die Familiengründung untersuchen, finden keine Wirkungsunterschiede in den beiden Landesteilen (Düntgen/Diewald 2008, Kreyenfeld 2001).

3. Untersuchungsdesign

3.1 Datengrundlage

Unsere empirischen Analysen basieren auf Längsschnittdaten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) der Periode 1995 bis 2007. Das SOEP enthält detaillierte monatsgenaue Geburtsinformationen für Frauen, die auch retrospektiv für die Zeit vor dem Eintritt in die Befragung erhoben werden. Wir beschränken die Untersuchungsstichprobe auf alle zunächst kinderlosen Frauen im Alter zwischen 17 und 45 Jahren (N=5721). Während die Geburt des ersten Kindes das zentrale Ereignis unserer Analyse repräsentiert, werden alle Beobachtungen derjeni-

gen Frauen, die keine Kinder im Analysezeitraum bekamen, als rechtszensierte Fälle behandelt.³ Wie in der Fertilitätsforschung üblich, wurde das Ereignis der Geburt des ersten Kindes um neun Monate rückdatiert, um den ungefähren Zeitpunkt des Schwangerschaftsbeginns zu identifizieren. Diese Rückdatierung soll insbesondere das Problem der umgekehrten Kausalität zwischen Fertilitätsereignissen und Arbeitsmarktverhalten vermindern. Um nun den Einfluss von Beschäftigungsunsicherheiten bzw. von Phasen der Arbeitslosigkeit auf die Familiengründung zu erfassen, nutzen wir die jeweiligen Informationen aus dem letzten Interview vor dem Zeitpunkt der Schwangerschaft. Da die jährlichen Interviews in unserer Stichprobe durchschnittlich rund 5 Monate vor dem von uns berechneten Zeitpunkt der Schwangerschaft liegen, ist zusätzlich gewährleistet, dass die Information zum Erwerbsstatus der Frauen sowie ihrer Partner möglichst unbeeinflusst von dem Ereignis der kommenden Geburt des ersten Kindes ist. Im Gegensatz zu früheren SOEP-basierten Studien zu diesem Thema beschränken wir unseren Untersuchungszeitraum auf die Jahre nach 1994, da erst ab diesem Zeitpunkt die jährliche Information zur Befristung des Arbeitsvertrages für alle Beschäftigungsverhältnisse in valider Form vorliegt. Die Befristungsinformation ist, wie andere arbeitsplatzbezogene Merkmale auch, nicht für die retrospektive Beschäftigungshistorie verfügbar. Eine monatsgenaue Zuordnung des Vertragsstatus zu den individuellen Erwerbsverläufen ist deshalb nicht möglich. Darüber hinaus wird in den Jahren von 1985 (dem ersten Erhebungsjahr des Vertragsstatus) bis 1994 in der Regel nur die Befristungsinformation für diejenigen Befragten erhoben, die angeben, seit Beginn des letzten Jahres einen Stellenwechsel erfahren bzw. eine Stelle neu aufgenommen zu haben. Für diejenigen Befragten, die die Umwandlung eines befristeten in einen unbefristeten Arbeitsvertrag beim selben Arbeitgeber nicht als Stellenwechsel deklarieren, ist der veränderte Vertragsstatus dann jedoch nicht korrekt erfasst worden.⁴ Gemäß diesen Restriktionen ver-

zeichnet unsere Analysestichprobe 868 erste Geburten, davon 660 in Westdeutschland und 208 in Ostdeutschland.

3.2 Variablen

Für das zeitlich variierende Merkmal „Erwerbsstatus“, das unsere zentrale Variable in den nachfolgenden Analysen darstellt, unterscheiden wir insgesamt sechs Kategorien: unbefristete Beschäftigung, befristete Beschäftigung, selbstständig, arbeitslos, inaktiv und in Ausbildung (wobei diese letzte Kategorie auch Lehrausbildungen subsumiert).⁵ Während die Befristung des Arbeitsverhältnisses konkret die Unsicherheit eines existierenden Beschäftigungsverhältnisses misst, repräsentiert Arbeitslosigkeit den wohl prekärsten Zustand der Unsicherheit, sind mit ihr doch erhebliche Einkommenseinbußen und schwindende Chancen einer Reintegration in den Arbeitsmarkt verbunden. Wie im theoretischen Teil beschrieben, lässt sich jedoch argumentieren, dass durch die einfache dichotome Messung der Befristung eines Arbeitsverhältnisses bzw. von Phasen der Arbeitslosigkeit erhebliche Heterogenität überdeckt wird. So ist beispielsweise zu vermuten, dass befristete Stellen nicht immer bloß mit prekären Lagen im inferioren sekundären Arbeitsmarkt verbunden sind, sondern auch Einstiegswege in langfristige Beschäftigungsverhältnisse mit attraktiven Karrierechancen repräsentieren können. Um einem gewissen Maß an Heterogenität Rechnung zu tragen, sollen auch Modelle mit Interaktionseffekten geschätzt werden, die mögliche Effektheterogenitäten für Phasen der Arbeitslosigkeit sowie für befristete Beschäftigungsverhältnisse in Abhängigkeit vom Bildungsniveau der Befragten abbilden. Zusätzlich sollen für den Effekt der Befristung Interaktionen mit dem Qualifikationsniveau der beruflichen Position sowie mit dem Wirtschaftssektor spezifiziert werden.⁶

Um die spezifische Zusammensetzung der Gruppe der befristet Beschäftigten sowie der Gruppe der Arbeitslosen in den Analysen zu berücksichtigen, verwenden wir eine Reihe zeitlich variierender individueller Merkmale und, falls eine Erwerbstätigkeit vorliegt, arbeitsplatzbezogener Charakteristika als

³ Rechtszensierungen können damit auftreten, wenn eine Frau vorzeitig aus dem SOEP ausscheidet, das Alter von 45 Jahren erreicht oder der momentane Endzeitpunkt des SOEP vorliegt.

⁴ Die Problematik dieses Phänomens zeigt sich unter anderem in der deutlichen Überschätzung der Befristungsquote in den Jahren vor 1995 bzw. einer Unterschätzung des Übergangs von befristeten in unbefristete Beschäftigungsverhältnisse. Vor diesem Hintergrund sind die Ergebnisse früherer Analysen, die auch die vor 1995 erhobenen Vertragsinformationen nutzen, als problematisch anzusehen.

⁵ Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen wurden hier als Arbeitslosigkeit klassifiziert.

⁶ Aufgrund von Fallzahlproblemen haben wir hier zwischen insgesamt drei Bildungsniveaus bzw. drei Qualifikationsgrade der beruflichen Position (hoch, mittel, niedrig) sowie zwischen Stellen im öffentlichen Dienst und der Privatwirtschaft unterschieden.

Kontrollvariablen in unseren Modellen. Dabei fließen jedoch nur solche Variablen in die Analysen ein, die nicht selbst durch den Befristungsstatus oder durch Arbeitslosigkeit beeinflusst werden. Als individuelle Merkmale fungieren das Bildungsniveau, die Staatsangehörigkeit (deutsch versus nicht deutsch) sowie eine Variable, die anzeigt, ob die befragte Person 1989 in der ehemaligen DDR lebte. Das Bildungsniveau wird auf Basis der Angaben zum höchsten Schul- und Berufsabschluss gemessen. Die Berücksichtigung des Berufsabschlusses erscheint insbesondere in Deutschland sinnvoll, da das standardisierte und stratifizierte deutsche Bildungssystem durch einen hohen Grad an Berufsspezifität der Bildung charakterisiert ist (Müller/Shavit 1998). Allen Personen, die zum Befragungszeitpunkt noch im Bildungssystem verweilen, wird ihr höchster bisher erreichter Abschluss angerechnet, während sie für den Erwerbsstatus als „in Ausbildung“ kodiert werden. Arbeitsplatzbezogene Charakteristika werden über die Arbeitszeit (Voll- bzw. Teilzeit sowie geringfügige Beschäftigung), das Niveau der beruflichen Position (gemessen anhand des Klassenschemas nach Erikson und Goldthorpe 1992),⁷ die Betriebsgröße (drei Betriebsklassen: Groß- bzw. Kleinbetriebe sowie mittlere Unternehmen), die Branche (insgesamt fünf Branchen: Bau, Landwirtschaft, Industrie, Dienstleistung und öffentlicher Dienst) sowie eine Variable abgebildet, die erfasst, ob die aktuelle Stelle erst kürzlich angetreten wurde.

Da wir in unseren Analysen auch die Folgen untersuchen wollen, die befristete Beschäftigungsverhältnisse bzw. Phasen von Arbeitslosigkeit des männlichen Partners für die Familiengründung nach sich ziehen, werden nicht nur die zuvor beschriebenen Merkmale der befragten Frauen in den Modellen genutzt, sondern auch die entsprechenden Charakteristika des Partners – sofern ein solcher vorhanden ist.⁸ Hierbei erlaubt die Datenstruktur des SOEP jedoch nur die Berücksichtigung von im Haushalt lebenden Partnern. Außerhalb des Haus-

halts lebende Partner können deshalb leider nicht mit in die Analyse einbezogen werden.⁹ Allerdings hat das SOEP dank der haushaltsbasierten Befragung den Vorteil, dass sehr detaillierte Partnerinformationen vorliegen, wobei die Güte dieser Informationen zudem als besonders hoch einzustufen ist, da sie von dem jeweiligen Partner selbst bereitgestellt werden.

3.3 Methode

Als Analysemethode der Dauer bis zur ersten Geburt verwenden wir Modelle der Ereignisdatenanalyse, wobei die Prozesszeit das Alter der Frauen minus 17 darstellt. Da die Befristungsinformation und andere Beschäftigungsmerkmale lediglich auf jährlicher Basis vorliegen, zerlegen wir die Analysezeit in Jahresintervalle und spezifizieren die Ereignisdatenmodelle in diskreter Zeit.¹⁰ Diese Modelle sollen als semi-parametrische logistische Hazardratenmodelle geschätzt werden, wobei wir eine abschnittsweise Modellierung der Basishazardrate vornehmen. Während diese Modellierung häufig über ein Konstanthalten der Basishazardrate innerhalb bestimmter Zeitintervalle erfolgt (semi-parametrische piecewise-constant Modelle), verwenden wir hier eine auf so genannten Splines basierende Spezifikation. Dabei werden für die Altersintervalle 17 bis 20, 21 bis 25, 26 bis 30, 31 bis 35 und über 35 Jahre jeweils intervallspezifische Verläufe der Hazardraten erlaubt, die zwar linear, jedoch nicht unbe-

⁹ Folglich sind für alle von uns als Paare klassifizierten Frauen und Männer bereits zwei wichtige Entscheidungen bzw. Selektionen abgeschlossen: Zum einen handelt es sich um die Entscheidung, eine Partnerschaft einzugehen, zum anderen um die Entscheidung, mit diesem Partner auch in einem gemeinsamen Haushalt zusammen zu leben. Dies stellt sicherlich eine Positivselektion im Hinblick auf das Ereignis „Familiengründung“ dar, was daher bei der Interpretation der Ergebnisse entsprechend berücksichtigt werden sollte. Um die Relevanz dieser Selektion für die hier zentralen Effekte der befristeten Beschäftigung bzw. der Arbeitslosigkeit abschätzen zu können, haben wir unser Ausgangsmodell jeweils einmal mit und einmal ohne die Information zum Partnerschaftsstatus (kein Partner vorhanden, mit Partner kohabitierend oder mit Partner verheiratet) spezifiziert.

¹⁰ Bei einigen Frauen liegt das Problem des „verspäteten Eintritts“ (delayed entry) vor: Während der Beginn der Prozesszeit als bekannt gilt, treten Frauen erst in späteren Lebensjahren in die Untersuchungsstichprobe ein, so dass sie in den ersten Jahren einer potenziellen Mutterschaft nicht beobachtet werden können. Wir beheben dieses Problem des verspäteten Eintritts durch die von Jenkins (1995) vorgeschlagene Datenreorganisation.

⁷ Für die Modelle, die eine Interaktion aus Befristung und dem Niveau der beruflichen Position spezifizieren, unterscheiden wir zwischen insgesamt drei auf dem EGP-Klassenschema basierenden Qualifikationsniveaus: die obere und untere Dienstklasse (EGP I+II) repräsentiert das höchste Niveau, nicht-manuelle Routinearbeiten (IIIb), un- und angelernte Arbeiter (VIIa) bzw. Landarbeiter (VIIb) werden dem niedrigsten Niveau und alle übrigen Klassen dem mittleren Niveau zugeordnet.

⁸ Alle Partnerinformationen werden als Interaktionseffekte mit der Dummyvariable „Partner vorhanden“ spezifiziert.

dingt konstant ausfallen müssen. Darüber hinaus werden die Hazardraten so geschätzt, dass sie an den jeweiligen Intervallgrenzen übereinstimmen. Eine solche Spezifikation wurde von uns vor allem verwendet, um eine möglichst sparsame aber dennoch realistische Modellierung der Basishazardrate zu erreichen. Darüber hinaus werden in den Modellen bildungsspezifische Verläufe der Hazardraten spezifiziert, um die bekannten bildungsbasierten Unterschiede im zeitlichen Muster („Timing“) des Fertilitätsverhaltens, insbesondere von hochqualifizierten Frauen, adäquat abzubilden (z. B. Blossfeld/Huinink 1991, Kreyenfeld 2007).¹¹

4. Empirische Ergebnisse

Die empirischen Analysen gliedern sich in zwei Teile. In einem kurzen deskriptiven Teil wird zunächst der Zusammenhang zwischen Erwerbsstatus und Familiengründung bivariat dargestellt. In dieser Darstellung, wie auch in allen nachfolgenden Untersuchungsschritten, werden die Ergebnisse jeweils für Ost- und Westdeutschland getrennt ausgewiesen. Daran anschließend soll mit Hilfe von Modellen der Ereignisdatenanalyse geprüft werden, ob und inwieweit sich unsichere Arbeitsmarktlagen wie befristete Beschäftigung oder Phasen der Arbeitslosigkeit auf das Fertilitätsverhalten auch unter Berücksichtigung relevanter individueller Merkmale sowie wichtiger arbeitsplatzbezogener Charakteristika auswirken.

4.1 Deskriptive Befunde zum Zusammenhang zwischen Erwerbstatus und Familiengründung

Für einen ersten allgemeinen Überblick soll der Zusammenhang zwischen dem Erwerbstatus einer Frau und der bedingten Wahrscheinlichkeit des Überganges zum ersten Kind bivariat und hauptsächlich deskriptiv dargestellt werden. Dazu sind in Tabelle 1, getrennt für West- und Ostdeutschland,

¹¹ Aufgrund der längeren Ausbildungszeiten von hochqualifizierten Frauen findet eine Familiengründung für diese Gruppe in der Regel in einer späteren Lebensphase statt. Gleichzeitig ist diese Verschiebung jedoch mit einem gewissen „Nachholeffekt“ verbunden, sodass sich die zeitlichen Verläufe des Ereignisses „Erstgeburt“ für Hochschulabsolventinnen deutlich von denen anderer Bildungsgruppen unterscheiden. In unseren Modellen spiegeln sich diese Effekte in erhöhten Übergangsraten für die Gruppe der 26- bis 30-jährigen (in Ostdeutschland) sowie der 31- bis 35-jährigen hochqualifizierten Frauen (in Westdeutschland) wider.

die relative Häufigkeit einer Erstgeburt je nach Erwerbsstatus (erste Spalte), die sich daraus ergebenden Wahrscheinlichkeitsverhältnisse (auch bezeichnet als Chancen oder Odds, zweite Spalte) sowie die relativen Chancenverhältnisse mit der Referenz „unbefristete Beschäftigung“ (Odds-Ratios, dritte Spalte) abgebildet. Da es sich bei den vorliegenden Daten um einen Episodendatensatz handelt, der wegen der Verwendung zeitlich variierender Variablen durch multiple Teilepisoden pro Frau gekennzeichnet ist, erweist sich insgesamt betrachtet der Übergang zum ersten Kind als ein eher seltenes Ereignis: Weniger als vier Prozent aller beobachteten Episoden münden in einer (um neun Monate versetzten) Erstgeburt. Mit Blick auf die nach dem Erwerbsstatus getrennt berechneten Übergangswahrscheinlichkeiten wird jedoch deutlich, dass das Ereignis „Geburt des ersten Kindes“ nicht gleichmäßig über die einzelnen Kategorien verteilt ist.

So ist zu erkennen, dass befristete Beschäftigungsverhältnisse sowie Phasen von Arbeitslosigkeit für westdeutsche Frauen mit einer insgesamt überdurchschnittlichen Wahrscheinlichkeit in einer Familiengründung münden, während sie in Ostdeutschland deutlich mit nur unterdurchschnittlichen Übergangsraten verbunden sind. In Relation zu dem Erwerbsstatus „unbefristet beschäftigt“ sind die Chancen (Odds) einer Erstgeburt für ostdeutsche Frauen in befristeten Beschäftigungsverhältnissen um ca. 40 Prozent, für arbeitslose Frauen sogar um die Hälfte reduziert. Somit könnten sich befristete Beschäftigungsverhältnisse und Phasen der Arbeitslosigkeit für ostdeutsche Frauen als fertilitätsreduzierend erweisen, obwohl die Daten nur für letztere eine statistische Absicherung indizieren. Für westdeutsche Frauen lassen sich hingegen diesbezüglich keine negativen Effekte feststellen.

Neben befristeter Beschäftigung und Arbeitslosigkeitsphasen scheinen auch andere Erwerbs- und Ausbildungssituationen die Entscheidung für oder gegen ein Kind zu beeinflussen. So ist zu erkennen, dass eine Familiengründung weitaus seltener erfolgt, wenn sich Frauen (noch) in der Ausbildung befinden: Nur circa ein Prozent (Westdeutschland) bzw. circa zwei Prozent (Ostdeutschland) aller jahresbasierten Ausbildungsepisoden münden in einer Erstgeburt. Die damit korrespondierenden Chancen (Odds) fallen im Vergleich zu den Übergängen aus unbefristeter Beschäftigung mit einem Viertel bzw. einem Drittel entsprechend niedrig aus.¹² Eine

¹² Der Befund einer stark reduzierten Fertilität in Ausbildungsphasen, der in der Regel als Resultat normativer Er-

Tabelle 1 Übergang zum ersten Kind in Abhängigkeit vom Erwerbsstatus

	Westdeutschland			Ostdeutschland		
	Prozent	Odds	Odds-Ratio	Prozent	Odds	Odds-Ratio
Unbefristet beschäftigt	4.80	0.05	1.00	6.33	0.07	1.00
Befristet beschäftigt	4.86	0.05	1.01	3.81	0.04	0.59
Kein Arbeitsvertrag	3.49	0.04	0.72	5.5	0.06	0.86
Arbeitslos	6.02	0.06	1.27	3.25	0.03	0.50**
Selbständig	5.14	0.05	1.07	6.44	0.07	1.02
Inaktiv	2.51	0.03	0.51**	2.9	0.03	0.44
In Ausbildung	1.18	0.01	0.24***	2.11	0.02	0.32***
Gesamt	3.61	0.04		3.78	0.04	

Quelle: SOEP 1995–2007, eigene Berechnungen mit Gewichtung; + $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (für zweiseitigen Signifikanztest), robuste Varianzschätzung

ebenfalls niedrige Übergangswahrscheinlichkeit ist für Frauen mit dem Erwerbsstatus „inaktiv“ zu verzeichnen. Da hierunter überdurchschnittlich viele Frauen mit gesundheitlichen Problemen fallen, ist diese Gruppe im Hinblick auf ihr Fertilitätsverhalten vermutlich von vornherein negativ selektiert. Im Gegensatz zu Ausbildungs- bzw. Inaktivitätsphasen sind unbefristete Beschäftigungsverhältnisse sowie Zeiten der Selbständigkeit mit überdurchschnittlichen Übergangsraten zum ersten Kind verbunden, wobei beide Effekte in Ostdeutschland ein wenig stärker ausgeprägt zu sein scheinen als in Westdeutschland.

4.2 Ergebnisse der Ereignisdatenanalyse

In den nachfolgenden ereignisdatenanalytischen Modellen soll nun geklärt werden, ob und inwieweit die zuvor berichteten Ergebnisse tatsächlich die (ost/west-spezifische) Wirkung von ökonomischen Unsicherheiten auf Fertilitätsentscheidungen widerspiegeln oder lediglich der unterschiedlichen sozialstrukturellen Zusammensetzung der jeweiligen Gruppen geschuldet sind. Daher kontrollieren die Modelle relevante Eigenschaften der Befragten (wie etwa ihr Bildungsniveau) sowie wichtige arbeitsplatzbezogene Charakteristika (wie z. B. Branche oder Betriebsgröße). Darüber hinaus werden zusätzlich zu den Informationen der Frauen die entsprechenden Informationen des jeweiligen Partners (falls vorhanden) in die Modelle aufgenommen.

wartungen oder rationaler Kalküle individueller Akteure gedeutet wird (z. B. Blossfeld/Huinink 1991, Brüderl/Klein 1993, Klein/Lauterbach 1994), gilt als eines der robustesten Ergebnisse der empirischen Fertilitätsforschung (vgl. z. B. Kreyenfeld 2004: 291).

Weiterhin erlauben uns die Modelle zu testen, ob mögliche Heterogenitäten in der Wirkung befristeter Beschäftigungsverhältnisse und von Phasen der Arbeitslosigkeit vorliegen. Die Ergebnisse der Schätzung dieser Modelle sind in Tabelle 2 (Westdeutschland) sowie Tabelle 3 (Ostdeutschland) dargestellt, wobei aus Platzgründen nur die Schätzergebnisse für die hier diskutierten Effekte abgebildet sind.¹³

Westdeutschland

Werden zunächst die Ergebnisse für Westdeutschland betrachtet, lässt sich erkennen, dass auch nach Berücksichtigung einer ganzen Reihe personenbezogener arbeitsplatzbezogener Merkmale von Frauen keine Effekte von befristeten Beschäftigungsverhältnissen oder Phasen von Arbeitslosigkeit auf ihr Fertilitätsverhalten nachzuweisen sind (siehe Modell I). Angelehnt an die Argumentation von Tölke und Diewald (2003b), dass der Partnerschaftsstatus (inklusive Heirat) nicht als exogenes Ereignis, sondern vielmehr als Teil des Familiengründungsprozesses anzusehen sei, wurde das Ausgangsmodell einmal mit der Variable „Partnerschaftsstatus“ (Modell II) und einmal ohne diese Variable (Modell I) geschätzt, die verheiratete sowie kohabitierende Paare von Frauen ohne einen im Haushalt lebenden Partner unterscheidet. Wie der Vergleich der beiden Modelle zeigt, besitzt dieses Merkmal einerseits einen erheblichen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit einer Erstgeburt (Anstieg des Pseudo- R^2 von 0.10 auf 0.16), andererseits scheint jedoch dessen Berücksichtigung für die hier betrachteten Effekte von befristeter Beschäftigung bzw. von Arbeitslosigkeit

¹³ Die vollständigen Tabellen stellen die Autoren auf Anfrage selbstverständlich gern bereit.

nicht relevant zu sein. In den nachfolgenden Modellen soll daher der Partnerschaftsstatus mitberücksichtigt werden, insbesondere um die Vergleichbarkeit zu späteren Modellen (VII bis XI) zu gewährleisten, die zusätzlich die Informationen des Partners aufnehmen und somit zwangsläufig den Partnerschaftsstatus („Partner vorhanden“ vs. „Partner nicht vorhanden“) mitkontrollieren.

Im Anschluss an diese beiden ersten Modelle testen die Modelle III bis V, ob und inwieweit sich in den zuvor geschätzten Effekten der befristeten Beschäftigung und der Arbeitslosigkeit relevante Heterogenitäten verbergen. Um dieser Frage nachzugehen, wurde zunächst in Modell III auf Basis entsprechender Interaktionseffekte geschätzt, ob sich das Fertilitätsverhalten befristeter beschäftigter bzw. arbeitsloser Frauen mit hohem bzw. mittlerem Bildungsniveau von dem befristeter beschäftigter bzw. arbeitsloser Frauen mit niedrigem Bildungsniveau unterscheidet. Wie die Ergebnisse dieses Modells deutlich machen, existieren keine bildungsspezifischen Effekte befristeter Beschäftigung bzw. von Phasen der Arbeitslosigkeit. Somit scheinen diese beiden Formen ökonomischer Unsicherheit keinen nachhaltigen negativen Effekt auf die Fertilitätsentscheidungen von Frauen zu haben, unabhängig davon, welches Bildungsniveau diese Frauen aufweisen. Im Hinblick auf die bildungsspezifischen Effekte von Arbeitslosigkeit widersprechen unsere Ergebnisse damit den Befunden von Kreyenfeld (2005, 2008).

Neben bildungsspezifischen Effekten soll im Einklang mit den theoretischen Überlegungen getestet werden, inwiefern die Wirkung befristeter Beschäftigungsverhältnisse mit bestimmten Merkmalen der beruflichen Position variiert. Dazu wurden im Modell IV Interaktionen mit dem Niveau der beruflichen Position (zur Operationalisierung siehe Abschnitt 3.2) sowie im Modell V Interaktionen mit dem Wirtschaftssektor (Öffentlicher Dienst versus Privatwirtschaft) spezifiziert. Die Ergebnisse dieser Modelle machen jedoch deutlich, dass offenbar keine spezifischen Effekte befristeter Beschäftigung existieren, weder für das Niveau der beruflichen Position noch für den Wirtschaftssektor.

Eine weitere Perspektive auf den Zusammenhang zwischen befristeter Beschäftigung bzw. Arbeitslosigkeit und dem Prozess der Familiengründung eröffnet sich durch die Betrachtung von Übergängen aus diesen unsicheren Zuständen. Hier wird, ähnlich dem von Schröder und Brüderl (2008) vorgeschlagenen indirekten Kausalitätstest für den Effekt der Erwerbstätigkeit auf Fertilitätsentscheidungen,

überprüft, ob ein *Wechsel* aus unsicheren Erwerbssituationen die Wahrscheinlichkeit einer Erstgeburt erhöht. Eine solche dynamische Perspektive erlaubt, anders als eine rein zustandsbezogene Betrachtung der vorherigen Modelle, eine explizite Analyse der Effekte von Zustandsveränderungen. Im Modell VI wurden dafür die Übergänge aus befristeter in unbefristete Beschäftigung sowie die Übergänge aus der Arbeitslosigkeit in eine befristete bzw. unbefristete Stelle (jeweils im Vergleich zum Verbleib in unbefristeter Beschäftigung) modelliert.¹⁴ Dabei zeigt sich ein positiver Effekt des Übergangs aus der Arbeitslosigkeit in eine unbefristete Beschäftigung, der darauf hindeutet, dass ein Teil der Frauen, denen ein solcher Wechsel gelingt, die in unsicheren Zeiten aufgeschobenen Geburten nachholen.¹⁵ Für Übergänge aus einer befristeten in eine unbefristete Beschäftigung sowie für Wechsel aus einer Phase der Arbeitslosigkeit in ein befristetes Arbeitsverhältnis lassen sich dagegen keine zusätzlichen Effekte auf das Fertilitätsverhalten nachweisen. Insgesamt machen diese Ergebnisse deutlich, dass Familiengründungen offenbar insbesondere dann nachgeholt werden, wenn Frauen ein Wechsel aus einem vergleichsweise prekären Zustand (Arbeitslosigkeit) in eine eher sichere Erwerbssituation (unbefristete Beschäftigung) gelingt.

In einem letzten Schritt wurden alle Modelle (mit Ausnahme des Modells I) noch einmal unter Berücksichtigung der entsprechenden Informationen des jeweiligen Partners geschätzt.¹⁶ Hierbei zeigt sich, dass in der Durchschnittsbetrachtung auch für den Partner keine negativen Effekte von befristeten Stellen zu finden sind (Modell VII). Allerdings liefert die detaillierte Betrachtung der Effekte befristeter Beschäftigungsverhältnisse zumindest für die bildungsspezifischen Wirkungen (Modell VIII) einen Hinweis auf mögliche Effektheterogenitäten. Der signifikante Interaktionseffekt für das mittlere

¹⁴ Die hier genutzte Information basiert auf einem Vergleich des aktuellen mit dem letztjährigen Erwerbstatus. Neben den oben genannten Übergangstypen wurden alle anderen Übergänge in einer Restkategorie „sonstige Übergänge“ zusammengefasst.

¹⁵ Allerdings weist dieser Effekt im Modell VI bzw. im Modell XI (unter Einschluss der Partnerinformationen) eine nur schwache statistische Absicherung auf, was auch der insgesamt niedrigen Fallzahl für die hier verwendeten Übergangsindikatoren geschuldet sein dürfte.

¹⁶ Da die Informationen für die männlichen Partner nur dann vorliegen, wenn beide Partner im selben Haushalt leben, können wir wegen zu vieler fehlender Werte keine Effekte von Wechseln im Erwerbstatus des Partners schätzen (Modell XI).

Tabelle 2 Übergang zum ersten Kind in Westdeutschland, Ergebnisse ereignisanalytischer Modelle mit bildungsspezifischen diskreten Baselinehazards (Odds-Ratios)

	M I	M II	M III	M IV	M V	M VI	M VII	M VIII	M IX	M X	M XI
<i>Erwerbsstatus (R.: Unbefristet)</i>											
Befristet	1.08 (0.51)	1.14 (0.84)	1.39 (0.91)	1.64 (1.60)	1.12 (0.50)	1.16 (0.51)	1.22 (1.22)	1.44 (1.00)	1.66 (1.62)	1.16 (0.68)	1.22 (0.66)
Arbeitslos	1.07 (0.27)	0.94 (-0.23)	0.94 (-0.20)	0.92 (-0.34)	0.94 (-0.23)	0.93 (-0.19)	1.06 (0.22)	1.11 (0.30)	1.02 (0.08)	1.06 (0.23)	1.04 (0.11)
<i>Interaktionen</i>											
Befristet X hohe Bildung			0.74 (-0.68)					0.75 (-0.61)			
Befristet X mittlere Bildung			0.81 (-0.52)					0.83 (-0.44)			
Arbeitslos X hohe Bildung			0.66 (-0.69)					0.63 (-0.77)			
Arbeitslos X mittlere Bildung			1.14 (0.40)					1.05 (0.14)			
Befristet X hohe Position				0.61 (-1.31)					0.63 (-1.22)		
Befristet X mittlere Position				0.64 (-1.09)					0.71 (-0.83)		
Befristet X Öffentlicher Dienst					1.05 (0.15)					1.10 (0.30)	
<i>Übergänge (R.: Unbefristet-Unbefristet)^{a)}</i>											
Befristet-Unbefristet						1.24 (0.91)					1.32 (1.16)
Arbeitslos-Unbefristet						1.72 (1.42)					1.91 ⁺ (1.69)
Arbeitslos-Befristet						1.12 (0.19)					1.07 (0.11)
Partnerinformationen											
<i>Erwerbsstatus (R.: Unbefristet)</i>											
Befristet						1.08 (0.40)	1.29 (0.86)	1.39 (0.89)	1.11 (0.45)	0.91 (-0.41)	
Arbeitslos						0.52 [*] (-1.99)	0.38 [*] (-2.25)	0.55 ⁺ (-1.86)	0.53 [*] (-1.98)	0.45 ⁺ (-2.20)	
<i>Interaktionen</i>											
Befristet X hohe Bildung								1.20 (0.45)			
Befristet X mittlere Bildung								0.35 [*] (-2.05)			
Arbeitslos X hohe Bildung								1.87 (0.95)			
Arbeitslos X mittlere Bildung								2.08 (1.46)			

Tabelle 2 Fortsetzung

	M I	M II	M III	M IV	M V	M VI	M VII	M VIII	M IX	M X	M XI
Befristet X hohe Position									0.97		
									(-0.05)		
Befristet X mittlere Position									0.50		
									(-1.47)		
Befristet X Öffentlicher Dienst										0.93	
										(-0.20)	
Pseudo-R ²	0.10	0.16	0.16	0.16	0.16	0.15	0.17	0.17	0.17	0.17	0.16
Log Likelihood	-2523.1	-2351.7	-2351.0	-2350.8	-2351.7	-1970.8	-2309.2	-2303.9	-2306.9	-2309.1	-1930.3
χ^2	430.35	704.92	707.20	708.63	705.15	550.03	870.02	887.12	873.47	871.94	702.15
df	40	42	46	44	43	46	76	84	80	78	80
N (Personen)	4475	4475	4475	4475	4475	3414	4475	4475	4475	4475	3414

Quelle: SOEP 1995–2007, eigene Berechnungen; Koeffizienten als Odds-Ratios (e^b), t-Werte in Klammern; + p<0.10, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001 (für zweiseitigen Signifikanztest); robuste Varianzschätzung; ^{a)} nicht dargestellt: Kategorie „sonstige Übergänge“; Modelle kontrollieren zusätzlich nach Bildung, Staatsangehörigkeit, Herkunft (Ost/West), Partnerschaft (ab M II), Firmengröße, Branche, Berufsklasse, Arbeitszeit, Stellenveränderung (jeweils für die Befragte als auch ab Modell VII, falls vorhanden, für den Partner, siehe Abschnitt 3.2 für weitere Informationen)

Bildungsniveau deutet darauf hin, dass befristete Stellen dann die Familiengründung behindern, wenn der männliche Partner über ein mittleres Bildungsniveau verfügt.¹⁷

Mit Blick auf die Wirkung von Phasen der Arbeitslosigkeit auf die Familiengründung lassen sich deutliche negative Effekte finden: Die Chance eines Übergangs zum ersten Kind verringert sich für (kohabitierende bzw. verheiratete) Paare um circa die Hälfte, wenn der männliche Partner arbeitslos ist. Die Ergebnisse des Modells VIII machen darüber hinaus deutlich, dass dieser Effekt nicht mit dem Bildungsniveau des Partners variiert und somit für alle Bildungsgruppen gleichermaßen gilt. Während also Arbeitslosigkeitsphasen von Frauen offenbar keine negativen Folgen für das Fertilitätsverhalten mit sich bringen, ist es insbesondere die ökonomische Unsicherheit infolge der Arbeitslosigkeit eines *männlichen* Partners, die zu einer Verschiebung der Familiengründung innerhalb von Paarbeziehungen führt. In diesem Befund spiegelt sich das in Westdeutschland nach wie vor dominante Modell des männlichen Familienernährers wider, in dessen Folge eine stabile Erwerbssituation des männlichen Partners eine äußerst wichtige Voraussetzung für

eine Familiengründung darstellt. Ob und inwieweit die Situation in Ostdeutschland von der in Westdeutschland abweicht, soll im nachfolgenden Abschnitt geklärt werden.

Ostdeutschland

Die Ergebnisse der Modelle für Ostdeutschland, die in der Tabelle 3 dargestellt sind, zeigen zunächst, dass die Befunde der bivariaten Analyse unter Kontrolle der hier verwendeten Merkmale nur teilweise bestätigt werden können. Erstens weisen befristete Beschäftigungsverhältnisse zwar einen negativen Effekt für die Wahrscheinlichkeit eines Übergangs zum ersten Kind auf, jedoch fehlt dem entsprechenden Koeffizient die statistische Absicherung. Dies gilt unabhängig davon, ob der Partnerschaftsstatus kontrolliert (Modell II) oder nicht kontrolliert (Modell I) wird. Somit lassen sich auch für ostdeutsche Frauen keine negativen Effekte befristeter Stellen auf die Familiengründung nachweisen. Darüber hinaus geben die Ergebnisse derjenigen Modelle, die mögliche Effektheterogenitäten untersuchen (Modell III bis V), keinen Hinweis auf spezifische Wirkungen befristeter Beschäftigungsverhältnisse. Zweitens lässt sich ein deutlich negativer, wenn auch statistisch nicht signifikanter Effekt von Arbeitslosigkeitsphasen finden. Dass Arbeitslosigkeit möglicherweise zu einem Aufschub der Erstgeburt führt, deuten auch die Ergebnisse des Interaktionsmodells III an, für das ein negativer Effekt für Frauen mit mittleren Bildungsabschlüssen geschätzt wird, der jedoch statistisch nur schwach signifikant

¹⁷ Ein Grund hierfür könnte darin liegen, dass gerade diejenigen Arbeitnehmer mit mittlerem Bildungsniveau ein im Vergleich zu anderen Bildungsgruppen nur unterdurchschnittliches Befristungsrisiko aufweisen (z. B. Giesecke/Groß 2002), weshalb befristete Beschäftigungsverhältnisse für diese Arbeitnehmergruppe eher ungewöhnliche Erwerbssituationen darstellen.

Tabelle 3 Übergang zum ersten Kind in Ostdeutschland, Ergebnisse ereignisanalytischer Modelle mit bildungsspezifischen diskreten Baselinehazards (Odds-Ratios)

	M I	M II	M III	M IV	M V	M VI	M VII	M VIII	M IX	M X	M XI
<i>Erwerbsstatus (R.: Unbefristet)</i>											
Befristet	0.66 (-1.31)	0.75 (-0.92)	0.93 (-0.08)	0.53 (-0.76)	0.46 (-1.59)	1.00 (0.01)	0.69 (-1.08)	1.06 (0.06)	0.62 (-0.57)	0.50 (-1.24)	0.96 (-0.10)
Arbeitslos	0.52 (-1.21)	0.55 (-1.14)	1.22 (0.27)	0.59 (-1.00)	0.56 (-1.09)	0.53 (-1.11)	0.46 (-1.44)	0.99 (-0.01)	0.48 (-1.33)	0.47 (-1.39)	0.38 (-1.61)
<i>Interaktionen</i>											
Befristet X hohe Bildung			1.20 (0.18)					0.85 (-0.16)			
Befristet X mittlere Bildung			0.65 (-0.42)					0.55 (-0.57)			
Arbeitslos X hohe Bildung			0.79 (-0.24)					0.59 (-0.52)			
Arbeitslos X mittlere Bildung			0.30 ⁺ (-1.81)					0.33 (-1.63)			
Befristet X hohe Position				2.02 (0.77)					1.62 (0.52)		
Befristet X mittlere Position				0.91 (-0.09)					0.60 (-0.47)		
Befristet X Öffentlicher Dienst					2.59 (1.55)					1.82 (0.88)	
<i>Übergänge (R.: Unbefristet-Unbefristet)^{a)}</i>											
Befristet-Unbefristet						1.02 (0.05)					1.13 (0.24)
Arbeitslos-Unbefristet						3.92 ^{**} (2.61)					3.72 [*] (2.42)
Arbeitslos-Befristet						b)					b)
Partnerinformationen											
<i>Erwerbsstatus (R.: Unbefristet)</i>											
Befristet						1.57 (1.09)	2.49 (0.85)	1.73 (0.76)	1.61 (0.77)	1.57 (0.91)	
Arbeitslos						1.03 (0.05)	0.97 (-0.06)	0.97 (-0.05)	1.01 (0.02)	1.22 (0.29)	
<i>Interaktionen</i>											
Befristet X hohe Bildung								2.08 (0.58)			
Befristet X mittlere Bildung								0.38 (-0.81)			
Arbeitslos X hohe Bildung								b)			
Arbeitslos X mittlere Bildung								b)			

Tabelle 3 Fortsetzung

	M I	M II	M III	M IV	M V	M VI	M VII	M VIII	M IX	M X	M XI
Befristet X hohe Position									2.56 (1.00)		
Befristet X mittlere Position									0.53 (-0.66)		
Befristet X Öffentlicher Dienst										0.90 (-0.12)	
Pseudo-R ²	0.10	0.13	0.14	0.13	0.14	0.13	0.16	0.17	0.17	0.16	0.17
Log Likelihood	-769.46	-742.06	-739.54	-741.31	-740.90	-608.66	-716.55	-712.66	-714.00	-716.16	-582.48
χ^2	175.46	231.79	238.21	239.44	233.65	201.47	358.27	365.89	358.76	360.33	265.81
df	40	42	46	44	43	44	75	81	79	77	76
N	1246	1246	1246	1246	1246	971	1246	1246	1246	1246	971

Quelle: SOEP 1995–2007, eigene Berechnungen; Koeffizienten als Odds-Ratios (e^b), t-Werte in Klammern; *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01, ****p<0.001 (für zweiseitigen Signifikanztest); robuste Varianzschätzung; ^{a)} nicht dargestellt: Kategorie „sonstige Übergänge“; ^{b)} Schätzung nicht möglich; Modelle kontrollieren zusätzlich nach Bildung, Staatsangehörigkeit, Herkunft (Ost/West), Partnerschaft (ab M II), Firmengröße, Branche, Berufsklasse, Arbeitszeit, Stellenveränderung (jeweils für die Befragte als auch ab Modell VII, falls vorhanden, für den Partner, siehe Abschnitt 3.2 für weitere Informationen)

ausfällt.¹⁸ Insgesamt betrachtet deuten somit die Ergebnisse für Ostdeutschland zumindest tendenziell darauf hin, dass Arbeitsloskeitsphasen von Frauen zu einer Verschiebung der Familiengründung führen, was den Ergebnissen von Düntgen und Diewald (2008) sowie denen von Kreyenfeld (2001) widerspricht. Allerdings bleibt die Interpretationsmöglichkeit dieser Ergebnisse durch die eher unzureichende statistische Absicherung eingeschränkt, die sich zuletzt aufgrund der vergleichsweise geringen Fallzahl unserer ostdeutschen Stichprobe ergibt.

Ähnlich zu den Befunden für Westdeutschland zeigt die Betrachtung der Effekte von Übergängen aus befristeten Stellen bzw. aus Arbeitslosigkeit (Modell VI), dass sich der Wechsel aus der Arbeitslosigkeit in unbefristete Beschäftigung positiv auf die Familiengründung auswirkt. Es ist demnach vor allem der Übergang aus einer sehr prekären Lage in eine eher sichere Erwerbssituation, die dazu führt, dass Frauen und ihre Partner beschließen, eine Familie zu gründen. Darüber hinaus fällt auf, dass dieser Effekt im Vergleich zu den Ergebnissen für Westdeutschland wesentlich stärker ausgeprägt ist. Wechsel aus befristeten in unbefristete Beschäftigungsverhältnisse sowie aus Arbeitslosigkeit in be-

fristete Beschäftigung scheinen sich dagegen nicht auf das Fertilitätsverhalten auszuwirken.¹⁹

Schließlich macht der Blick auf die Ergebnisse der Modelle VII bis XI deutlich, dass in Ostdeutschland der Übergang zum ersten Kind weder durch befristete Beschäftigungsverhältnisse noch durch Phasen der Arbeitslosigkeit des männlichen Partners verzögert wird. Ebenso lassen sich keine Wirkungsunterschiede nach Bildungsniveau, Niveau der beruflichen Position und Wirtschaftssektor nachweisen.²⁰ Während also befristete Arbeitsverhältnisse sowohl in Ost- als auch in Westdeutschland kaum einen Effekt auf die Familiengründung aufweisen, lässt sich für Phasen der Arbeitslosigkeit ein deutlicher Unterschied zwischen beiden Landesteilen finden. Die Ergebnisse legen den Schluss nahe, dass die Entscheidung zur Familiengründung in Ostdeutschland weitaus weniger als in Westdeutschland von der Erwerbssituation des männlichen Partners betroffen ist. Gleichzeitig deutet einiges darauf hin, dass ostdeutsche Frauen, im Gegensatz zu westdeutschen

¹⁸ Die Belastbarkeit dieses Befundes wird zusätzlich dadurch verringert, dass der geschätzte Koeffizient nach Kontrolle der Merkmale des Partners (Modell VIII) knapp unterhalb der hier verwendeten Signifikanzgrenzen liegt.

¹⁹ Für die ostdeutsche Stichprobe konnte kein Effekt des Übergangs „Arbeitslosigkeit-befristete Beschäftigung“ geschätzt werden, da für keine derjenigen Frauen mit einem solchen Übergang eine Erstgeburt beobachtet wurde. Dieses legt jedoch gleichzeitig den Schluss nahe, dass der entsprechende Übergang eher nicht mit überdurchschnittlichen Geburtsraten verbunden ist.

²⁰ Die nach dem Bildungsniveau getrennten Effekte von Arbeitslosigkeit konnten aufgrund von Fallzahlproblemen nicht geschätzt werden.

Frauen, die Familiengründung aufschieben, wenn sie selbst von Arbeitslosigkeit betroffen sind.

5. Fazit

Vor dem Hintergrund der empirischen Ergebnisse sollen abschließend drei Punkte besonders hervorgehoben werden. Erstens legen die Befunde unserer Analysen den Schluss nahe, dass befristete Beschäftigungsverhältnisse in den allermeisten Fällen *nicht* dazu führen, dass Paare die Familiengründung verschieben. Da sich dieser Zusammenhang sowohl für die Situation der Frau als auch (mit einer kleinen Ausnahme) für den männlichen Partner zeigt, scheinen die mit befristeten Stellen verbundenen Unsicherheiten bzw. deren Wahrnehmung nicht dergestalt zu sein, dass sie zu einer substanziellen Änderung im Fertilitätsverhalten führen. Darüber hinaus sprechen unsere Ergebnisse auch nicht für die von einigen Autoren vermutete starke Heterogenität befristeter Beschäftigungsverhältnisse, die durch eine reine Durchschnittsbetrachtung des Effekts befristeter Beschäftigung verborgen bliebe (Kurz et al. 2005, Tölke/Diewald 2003b). Zumindest in unseren Daten lassen sich keine Effektheterogenitäten nach Bildungsniveau, beruflicher Position oder Wirtschaftssektor nachweisen, die Wirkung befristeter Beschäftigung stellt sich somit als von diesen Dimensionen unabhängig dar.

Zweitens erweist sich Arbeitslosigkeit – im starken Kontrast zu befristeten Beschäftigungsverhältnissen – als durchaus nachteilig für den Prozess der Familiengründung. Die ökonomischen Unsicherheiten, die mit Phasen der Arbeitslosigkeit verbunden sind, führen offenbar zu einer Verschiebung der Erstgeburt, die insbesondere dann nachgeholt wird, wenn der Übergang in ein unbefristetes Beschäftigungsverhältnis gelungen ist. Während diese Ergebnisse also einerseits nahelegen, dass befristete Stellen im Hinblick auf Prozesse der Familiengründung *grosso modo* eine positive Alternative zu Phasen der Arbeitslosigkeit darstellen mögen, zeigen die Analysen zu den Übergängen aus der Arbeitslosigkeit andererseits, dass erst eine Einmündung in eine sichere unbefristete Beschäftigung dazu führt, dass in Zeiten der Arbeitslosigkeit aufgeschobene Geburten nachgeholt werden.

Unsere Ergebnisse machen drittens deutlich, dass insbesondere für die Effekte von Phasen der Arbeitslosigkeit auf die Familiengründung klare Unterschiede zwischen West- und Ostdeutschland existieren. Für Westdeutschland zeigt sich, ganz im Einklang mit dem offenbar immer noch dominanten Modell des männlichen Familienernährers, dass

sich die Wahrscheinlichkeit einer ersten Elternschaft für kohabitierende bzw. verheiratete Paare stark reduziert, wenn der männliche Partner arbeitslos ist. Dagegen scheinen Arbeitslosigkeitsphasen von westdeutschen Frauen keine Wirkung auf den Prozess der Familiengründung auszuüben. Demnach erweist sich in Westdeutschland vor allem eine stabile Erwerbsbasis des männlichen Partners als von zentraler Bedeutung für den Prozess der Familiengründung. In Ostdeutschland findet sich demgegenüber ein gänzlich anderes Muster. Hier scheint die Sicherung einer stabilen Arbeitsmarktposition der Frau von Bedeutung für die Familiengründung zu sein, während gleichzeitig unsichere Arbeitsmarktlagen des männlichen Partners keine nachweisbaren Effekte auf die Fertilitätsentscheidung eines Paares besitzen. Somit ist der Prozess der Familiengründung in Ostdeutschland weniger von der Erwerbssituation des männlichen Partners als vielmehr von der Arbeitsmarktlage der Frau betroffen. Die möglichen Ursachen für diese spezifischen Fertilitätsmuster in Ost- und Westdeutschland sind sicherlich einerseits in unterschiedlichen Wert- und Rollenvorstellungen zu finden, die sich beispielsweise in einer insgesamt stärkeren Erwerbsneigung ostdeutscher Frauen manifestieren. Andererseits scheint es auch sinnvoll, strukturelle Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland zu berücksichtigen. Beispiele hierfür wären der wesentlich höhere Umfang frühkindlicher Betreuungseinrichtungen oder die insgesamt deutlich schlechteren Bedingungen lokaler Arbeitsmärkte in Ostdeutschland.

Insgesamt lassen unsere Ergebnisse damit Zweifel an den Befunden jüngerer Studien aufkommen, denen zufolge die steigende Beschäftigungsunsicherheit im Zuge der Globalisierung mitverantwortlich sei für die zeitliche Verzögerung oder gar das Aufgeben der Familiengründung. Vielmehr erscheint es ratsam, die vermeintlich negative Rolle unsicherer Beschäftigungsverhältnisse für das Fertilitätsverhalten von Frauen kritisch zu hinterfragen: Während befristete Beschäftigungsverhältnisse durchaus negative Folgen für die Entlohnung oder den weiteren Karriereverlauf haben können, sind diese Effekte offensichtlich nicht stark genug, um das Fertilitätsverhalten nachhaltig zu beeinflussen. Allerdings sollte dieses „Nullergebnis“ empirisch durch weitere Studien – möglichst mit größeren Fallzahlen – abgesichert werden. Eine detailliertere Analyse der ange deuteten Ursachen und Wirkungsunterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland über den thematischen Rahmen dieses Beitrages hinaus bleibt eine Aufgabe für künftige Forschungsvorhaben.

Anhang: Ergänzende Angaben zu den empirischen Daten

	Frauen	Partner
Kontinuierliche Variablen	Mittelwert (Standardabweichung)	Mittelwert (Standardabweichung)
<i>Alter</i>	26.0 (7.5)	34.8 (8.7)
Kategoriale Variablen	N Personenjahre (%)	N Personenjahre (%)
Erstgeburt		
Nein	20889 (96.0)	
Ja	868 (4.0)	
Partnerschaft		
Verheiratet	3471 (16.0)	
Mit Partner zusammenlebend	3457 (15.9)	
Nicht zusammenlebend/kein Partner vorhanden	14829 (68.2)	
Staatsangehörigkeit		
Deutsch	19598 (90.1)	6283 (28.9)
Nicht-deutsch	2159 (9.9)	645 (3.0)
Nicht zusammenlebend/kein Partner vorhanden		14829 (68.2)
Herkunft		
West bzw. Ausland	16370 (75.2)	1275 (5.9)
Ost	5387 (24.8)	5653 (26.0)
Nicht zusammenlebend/kein Partner vorhanden		14829 (68.2)
Bildung (Casmin)		
In schulischer Ausbildung	2734 (12.6)	7 (0.0)
1ab	2109 (9.7)	468 (2.2)
1c	2118 (9.7)	1681 (7.7)
2b	2594 (11.9)	188 (0.9)
2a	4732 (21.8)	1893 (8.7)
2c allgemein	2777 (12.8)	318 (1.5)
2c beruflich	2084 (9.6)	698 (3.2)
3a	852 (3.9)	557 (2.6)
3b	1757 (8.1)	1118 (5.1)
Nicht zusammenlebend/kein Partner vorhanden		14829 (68.2)
Erwerbsstatus		
Unbefristete abhängige Beschäftigung	9019 (41.5)	4662 (21.4)
Befristete abhängige Beschäftigung	1322 (6.1)	444 (2.0)
Kein Arbeitsvertrag	416 (1.9)	169 (0.8)
Selbständig	492 (2.3)	635 (2.9)
Arbeitslos	1285 (5.9)	474 (2.2)
Inaktiv	695 (3.2)	170 (0.8)
In Ausbildung	8528 (39.2)	374 (1.7)
Nicht zusammenlebend/kein Partner vorhanden		14829 (68.2)
Berufsklasse (EGP)		
I	1841 (8.5)	1481 (6.8)
II	2544 (11.7)	862 (4.0)
IIIa	3935 (18.1)	510 (2.3)

	Frauen	Partner
IIIb	1247 (5.7)	144 (0.7)
IVabc	232 (1.1)	366 (1.7)
V	260 (1.2)	564 (2.6)
VI	424 (2.0)	1283 (5.9)
VIIab	766 (3.5)	700 (3.2)
Inaktiv	1980 (9.1)	644 (3.0)
In Ausbildung	8528 (39.2)	374 (1.7)
Nicht zusammenlebend/kein Partner vorhanden		14829 (68.2)
Firmengröße		
Kleinbetrieb	3476 (16.0)	1640 (7.5)
Betrieb mittlerer Größe	2876 (13.2)	1474 (6.8)
Großbetrieb	4897 (22.5)	2796 (12.9)
Inaktiv	1980 (9.1)	644 (3.0)
In Ausbildung	8528 (39.2)	374 (1.7)
Nicht zusammenlebend/kein Partner vorhanden		14829 (68.2)
Branche		
Bau	130 (0.6)	580 (2.7)
Landwirtschaft	79 (0.4)	50 (0.2)
Dienstleistungsbereich	5686 (26.1)	2187 (10.1)
Industrie	1940 (8.9)	1904 (8.8)
Anderer Bereich	3414 (15.7)	1189 (5.5)
Inaktiv	1980 (9.1)	644 (3.0)
In Ausbildung	8528 (39.2)	374 (1.7)
Nicht zusammenlebend/kein Partner vorhanden		14829 (68.2)
Arbeitszeit		
Vollzeit	9455 (43.5)	5694 (26.2)
Reguläre Teilzeit	1279 (5.9)	138 (0.6)
Marginale Teilzeit	515 (2.4)	78 (0.4)
Inaktiv	1980 (9.1)	644 (3.0)
In Ausbildung	8528 (39.2)	374 (1.7)
Nicht zusammenlebend/kein Partner vorhanden		14829 (68.2)
Stellenveränderung		
Ja	2972 (13.7)	1271 (5.8)
Nein	8277 (38.0)	4639 (21.3)
Inaktiv	1980 (9.1)	644 (3.0)
In Ausbildung	8528 (39.2)	374 (1.7)
Nicht zusammenlebend/kein Partner vorhanden		14829 (68.2)
Übergänge		
Unbefristet-Unbefristet	6554 (38.2)	
Befristet-Unbefristet	407 (2.4)	
Arbeitslos-Unbefristet	180 (1.1)	
Arbeitslos-Befristet	101 (0.6)	
Andere Übergänge	9927 (57.8)	

Literatur

- Becker, G.S., 1981: *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press.
- Blossfeld, H.-P. / Huinink, J., 1991: Human Capital Investments or Norms of Role Transition? How Women's Schooling and Career Affect the Process of Family Formation. *American Journal of Sociology* 97: 143–168.
- Blossfeld, H.-P. / Klijzing, E. / Mills, M. / Kurz, K. (Hrsg.), 2005: *Globalization, Uncertainty and Youth in Society*. London: Routledge.
- Brüderl, J. / Klein, T., 1993: Bildung und Familiengründungsprozeß deutscher Frauen: Humankapital- und Institutioneneffekt. S. 194–215 in: A. Diekmann / S. Weick (Hrsg.), *Der Familienzyklus als sozialer Prozeß*. Bevölkerungssoziologische Untersuchungen mit den Methoden der Ereignisanalyse. Berlin: Duncker & Humblot.
- Buchholz, S. / Kurz, K., 2008: A New Mobility Regime in Germany? Young People's Labor Market Entry and Phase of Establishment since the Mid-1980s. S. 51–75 in: H.-P. Blossfeld / S. Buchholz / E. Bukodi / K. Kurz (Hrsg.), *Young Workers, Globalization and the Labor Market. Comparing Early Working Life in Eleven Countries*. Cheltenham: Edward Elgar.
- DiPrete, T. / Goux, D. / Maurinc, E. / Quesnel-Valleed, A., 2006: Work and Pay in Flexible and Regulated Labor Markets: A Generalized Perspective on Institutional Evolution and Inequality Trends in Europe and the U.S.. *Research in Social Stratification and Mobility* 24: 311–332.
- Düntgen, A. / Diewald, M., 2008: Auswirkungen der Flexibilisierung von Beschäftigung auf eine erste Elternschaft. S. 213–231 in: M. Szydlik (Hrsg.), *Flexibilisierung. Folgen für Arbeit und Familie*. Wiesbaden: VS.
- Erikson, R. / Goldthorpe, J.H., 1992: *The Constant Flux. A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Clarendon.
- Gangl, M., 2004a: Labor Market Structure and Re-employment Rates: Unemployment Dynamics in West Germany and the United States. *Research in Social Stratification and Mobility* 20: 185–224.
- Gangl, M., 2004b: Welfare States and the Scar Effects of Unemployment: A Comparative Analysis of the United States and West Germany. *American Journal of Sociology* 109: 1319–1364.
- Giesecke, J., 2006: Arbeitsmarktflexibilisierung und Soziale Ungleichheit. Sozioökonomische Konsequenzen befristeter Beschäftigungsverhältnisse in Deutschland und Großbritannien. Wiesbaden: VS.
- Giesecke, J. / Groß, M., 2002: Befristete Beschäftigung: Chance oder Risiko? *Kölner Zeitschrift für Soziologie* 54: 85–108.
- Giesecke, J. / Groß, M., 2003: Temporary Employment: Chance or Risk? *European Sociological Review* 19: 161–177.
- Giesecke, J. / Groß, M., 2004: External Labour Market Flexibility and Social Inequality. *European Societies* 6: 347–382.
- Hagen, T., 2004: *Labour Market Effects of Fixed-term Employment Contracts. Microeconomic Analysis for West Germany*. Frankfurt a.M.: Hochschulschrift.
- Jenkins, S. P., 1995: Easy Estimation Methods for Discrete-Time Duration Models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 57: 129–138.
- Klein, T., 2003: Die Geburt von Kindern in paarbezogener Perspektive. *Zeitschrift für Soziologie* 32: 506–527.
- Klein, T. / Lauterbach, W., 1994: Bildungseinflüsse auf Heirat, die Geburt des ersten Kindes und die Erwerbsunterbrechung von Frauen. Eine empirische Analyse familienökonomischer Erklärungsmuster. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 46: 278–298.
- Konietzka, D. / Kreyenfeld, M., 2007 (Hrsg.): *Ein Leben ohne Kinder. Kinderlosigkeit in Deutschland*. Wiesbaden: VS.
- Kreyenfeld, M., 2001: Timing of First Births in East Germany after Reunification. *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* 70: 74–79.
- Kreyenfeld, M., 2004: Fertility Decisions in the FRG and GDR: an Analysis with Data from the German Fertility and Family Survey. *Demographic Research* S3: 276–318.
- Kreyenfeld, M., 2005: Economic Uncertainty and Fertility Postponement. Evidence from German panel data. MPIDR Working Paper WP 2005–034: Max Planck Institute for Demographic Research.
- Kreyenfeld, M., 2007: Bildungsspezifische Unterschiede im Geburtenverhalten in Ost- und Westdeutschland. S. 83–112 in: E. Barlösius / D. Schiek (Hrsg.), *Demographisierung des Gesellschaftlichen: Analysen und Debatten zur demographischen Zukunft Deutschlands*. Wiesbaden: VS.
- Kreyenfeld, M., 2008: Ökonomische Unsicherheit und der Aufschub der Familiengründung. S. 232–254 in: M. Szydlik (Hrsg.), *Flexibilisierung. Folgen für Arbeit und Familie*. Wiesbaden: VS.
- Kreyenfeld, M. / Konietzka, D., 2008a: Bleibt alles anders. Geburten- und Familienentwicklung in Ost- und Westdeutschland. S. 50–70 in: N. Werz (Hrsg.), *Demografischer Wandel*. Baden-Baden: Nomos.
- Kreyenfeld, M. / Konietzka, D., 2008b: Education and Fertility in Germany. S. 165–187 in: I. Hamm / H. Seitz / M. Werding (Hrsg.), *Demographic Change in Germany*. Berlin: Springer.
- Kurz, K., 2005: Die Familiengründung von Männern im Partnerschaftskontext. Eine Längsschnittanalyse zur Wirkung von Arbeitsmarktsicherheiten. S. 178–197 in: A. Tölke / K. Hank (Hrsg.), *Männer – Das „vernachlässigte“ Geschlecht in der Familienforschung*. Wiesbaden: VS.
- Kurz, K. / Steinhage, N. / Golsch, K., 2005: Case Study Germany: Global Competition, Uncertainty and the Transition to Adulthood. S. 51–81 in: H.-P. Blossfeld / E. Klijzing / M. Mills (Hrsg.), *Globalization, uncertainty and youth in society*. London: Routledge.
- McGinnity, F. / Mertens, A. / Gundert, S., 2005: A Bad Start? Fixed-term Contracts and the Transition from Education to Work in West Germany. *European Sociological Review* 21: 359–374.

- Mertens, A. / Gash, V. / McGinnity, F., 2007: The Cost of Flexibility at the Margin. Comparing the Wage Penalty for Fixed-term Contracts in Germany and Spain Using Quantile Regression. *Labour* 21: 637–666.
- Mertens, A. / McGinnity, F., 2004: Fixed-term Contracts in East and West Germany: Low Wages, Poor Prospects? *Applied Economics Quarterly* 50: 139–163.
- Mertens, A. / McGinnity, F., 2005: A „Two-tier“ Labour Market for Fixed-Term Jobs? Evaluating Evidence from West Germany Using Quantile Regression. *Schmollers Jahrbuch* 125: 75–85.
- Mills, M. / Blossfeld, H.-P., 2005: Globalization, Uncertainty and Changes in Early Life Courses. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 6: 188–218.
- Müller, W. / Shavit, Y., 1998: The Institutional Embeddedness of the Stratification Process: a Comparative Study of Qualifications and Occupations in Thirteen Countries. S. 1–48 in: Y. Shavit / W. Müller (Hrsg.), *From School to Work. A Comparative Study of Educational Qualifications and Occupational Destinations*. Oxford: Oxford University Press.
- Oppenheimer, V.K., 1988: A Theory of Marriage Timing. *American Journal of Sociology* 94: 563–591.
- Scherer, S., 2004: Stepping-stones or Traps? The Consequences of Labour Market Entry Positions on Future Careers in West Germany, Great Britain and Italy. *Work, Employment and Society* 18: 369–394.
- Schmitt, C., 2008: Labour Market Integration and the Transition to Parenthood. A Comparison of Germany and the UK. SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research No. 119: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung.
- Schröder, J. / Brüderl, J., 2008: Der Effekt der Erwerbstätigkeit von Frauen auf die Fertilität: Kausalität oder Selbstselektion? *Zeitschrift für Soziologie* 37: 117–136.
- Tölke, A. / Diewald, M., 2003a: Berufsbiographische Unsicherheiten und der Übergang zur Elternschaft bei Männern. S. 349–384 in: W. Bien / J.H. Marbach (Hrsg.), *Partnerschaft und Familiengründung. Ergebnisse der dritten Welle des Familien-Survey*. Opladen: Leske + Budrich.
- Tölke, A. / Diewald, M., 2003b: Insecurities in Employment and Occupational Careers and Their Impact on the Transition to Fatherhood in Western Germany. *Demographic Research* 9: 41–68.

Autorenvorstellung

Michael Gebel, geb. 1979, in Wadern. Seit 2006 wissenschaftlicher Mitarbeiter am Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung (MZES) der Universität Mannheim.

Forschungsschwerpunkte: Bildungs- und Arbeitsmarktsoziologie, international vergleichende Sozialforschung.

Wichtigste Publikationen: Gebel, M. (im Erscheinen) Fixed-Term Contracts at Labour Market Entry in West Germany: Implications for Job Search and First Job Quality, *European Sociological Review* 25, 2009; Baranowska, A. / Gebel, M. (im Erscheinen) The Determinants of Youth Temporary Employment in the Enlarged Europe: Do Labour Market Institutions Matter? *European Societies* 11, 2009; Gebel, M. / Giesecke, J. (im Erscheinen) Labour Market Flexibility and Inequality: The Changing Risk Patterns of Temporary Employment in Germany, *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung* 42, 2009.

Johannes Giesecke, Dr. phil., geb. 1973, in Berlin. Seit 2007 wissenschaftlicher Mitarbeiter am Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung.

Forschungsschwerpunkte: Arbeitsmarktsoziologie, Soziale Ungleichheit, Methoden der empirischen Sozialforschung

Wichtigste Publikationen: Socio-economic Risks of Atypical Employment Relationships. Evidence from the German Labour Market, *European Sociological Review* 25, 2009; Field of Study and Flexible Work. A Comparison between Germany and the UK (mit S. Schindler), *International Journal of Comparative Sociology* 49, 2008; zuletzt in dieser Zeitschrift: Die Zunahme der Lohnungleichheit in der Bundesrepublik. Aktuelle Befunde für den Zeitraum von 1998 und 2005 (mit R. Verwiebe), *ZfS* 37, 2008: 403–422.