



Open Access Repository

www.ssoar.info

Sind Geburten ansteckend? Fertilität und soziale Interaktion am Arbeitsplatz

Pink, Sebastian; Leopold, Thomas; Engelhardt, Henriette

Veröffentlichungsversion / Published Version

Arbeitspapier / working paper

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

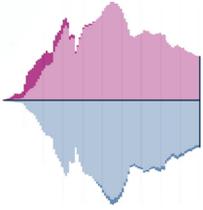
Pink, S., Leopold, T., & Engelhardt, H. (2012). *Sind Geburten ansteckend? Fertilität und soziale Interaktion am Arbeitsplatz*. (Discussion Papers / Universität Bamberg, Professur für Demografie, 14). Bamberg: Universität Bamberg, Fak. Sozial- und Wirtschaftswissenschaften, Professur für Demografie. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-414726>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer CC BY-SA Lizenz (Namensnennung-Weitergabe unter gleichen Bedingungen) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier: <https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/deed.de>

Terms of use:

This document is made available under a CC BY-SA Licence (Attribution-ShareAlike). For more information see: <https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0>



Professur für Bevölkerungswissenschaft
Chair of Population Studies

Discussion Papers

No. 14/2012

14

Sebastian Pink, Thomas Leopold, & Henriette Engelhardt

Sind Geburten ansteckend?

Fertilität und soziale Interaktion am Arbeitsplatz

Otto-Friedrich-Universität Bamberg
University of Bamberg



Sind Geburten ansteckend?

Fertilität und soziale Interaktion am Arbeitsplatz

Sebastian Pink^{1, *}, Thomas Leopold² und Henriette Engelhardt³

¹ Graduate School of Economic and Social Sciences, und Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung, Universität Mannheim

² European University Institute, Florenz, und Professur für Bevölkerungswissenschaft, Universität Bamberg

³ Professur für Bevölkerungswissenschaft, Universität Bamberg

* Korrespondierender Autor: A5, 6, 68159 Mannheim, Deutschland.
sebastian.pink@mzes.uni-mannheim.de

Zusammenfassung

In dieser Studie untersuchen wir, ob Fertilität am Arbeitsplatz „ansteckend“ ist: Erhöht sich die Neigung, erstmalig schwanger zu werden, nachdem eine Kollegin ein Kind zur Welt gebracht hat? Zur dieser Frage unterscheiden wir auf Basis der Analytischen Soziologie unterschiedliche Mechanismen, die einen solchen Interaktionseffekt vermitteln können. Für die empirische Analyse verwenden wir „Linked Employer-Employee“ Daten (1993–2007) der Bundesagentur für Arbeit ($N = 42.394$ Frauen in 7.560 Betrieben). Diskrete Ratenmodelle zeigen einen deutlichen Ansteckungseffekt im Jahr nach einem Geburtsereignis einer Kollegin. In diesem Zeitraum ist die Neigung für eine Schwangerschaft nahezu doppelt so hoch. Unsere Ergebnisse sprechen dafür, dass die Ansteckung von Fertilität am Arbeitsplatz sowohl bedürfnis- als auch für überzeugungsvermittelt verläuft. Dabei stärkt die Interaktion mit schwangeren Kolleginnen und/oder ihren Neugeborenen sowohl den Kinderwunsch selbst als auch das Selbstvertrauen bei bestehendem Kinderwunsch.

Schlagworte: Fertilität, Schwangerschaft, Ansteckung, soziale Interaktion, Arbeitsplatz, Analytische Soziologie, Diskrete Ereignisanalyse

Is Childbearing Contagious? Fertility and Social Interaction at the Workplace

Abstract

In this paper, we ask whether fertility at the workplace is “contagious”, investigating the influence of colleagues’ fertility on women’s transitions to first pregnancy. Our study is informed by the principles of analytical sociology, proposing different mechanisms that are likely to mediate social interaction effects on fertility. The empirical analysis draws on linked employer-employee panel data from the German Federal Employment Agency comprising 42,394 female co-workers in over 7,560 firms. Discrete-time hazard models reveal the existence of a contagion effect: In the year after a colleague gave birth, transition rates to pregnancy almost doubled. The results are consistent with desire- and belief-based mechanisms of social contagion, suggesting that interaction with pregnant colleagues and/or their newborns may generate or exacerbate the wish to have a child but also increase confidence in childbearing decisions by learning from a social model.

Keywords: fertility, pregnancy, childbearing, contagion, social interaction, workplace, analytical sociology, discrete event history analysis

1. Einleitung

Die Erkenntnis, dass soziale Interaktion Fertilitätsentscheidungen beeinflusst, ist zwar noch relativ jung (Coale und Watkins 1986; Kohler 2001), hat sich in der Literatur jedoch schnell verbreitet (Diaz et al. 2011). Mittlerweile liegen zahlreiche Untersuchungen zur Bedeutung von sozialer Interaktion für fertiles Verhalten vor (Bongaarts und Watkins 1996; Montgomery und Casterline 1996; Kohler 2002; u.v.m.).

In diesem Beitrag konzentrieren wir uns auf einen Aspekt dieses Zusammenhangs: Beeinflusst soziale Interaktion am Arbeitsplatz das Timing von Fertilitätsentscheidungen? Im Mittelpunkt steht dabei die Frage, ob sich die Neigung einer ersten Schwangerschaft nach Geburtereignissen im selben Betrieb erhöht. Das Netzwerk am Arbeitsplatz ist aus zwei Gründen besonders interessant für Fertilitätsanalysen. Erstens ist aufgrund der relativ hohen Anzahl an Interaktionspartnern zu erwarten, dass sich Geburten hier häufiger ereignen als in anderen Netzwerken wie der Familie oder dem Freundeskreis. Zweitens können Informationen, die in diesem Netzwerk zirkulieren, aufgrund ihres spezifischen Inhalts für die Fertilitätsentscheidung relevanter sein als Informationen aus anderen Netzwerken. Da die Geburt eines Kindes – insbesondere für Frauen – häufig einen Einschnitt in der Erwerbskarriere bedeutet, können die Erfahrungen von Kolleginnen besonders wichtige Informationen zur Fertilitätsentscheidung liefern.

Um zu untersuchen, ob und wie soziale Interaktion am Arbeitsplatz das Timing von Fertilität beeinflusst, sind Daten erforderlich, die das Netzwerk des Arbeitsplatzes vollständig erfassen. Dies ermöglichen die „Linked Employer-Employee“-Daten des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB), die prozessgenerierte Informationen zu allen Mitarbeiterinnen eines Betriebs enthalten. Für die empirische Analyse rekonstruieren wir die gesamte Geburtenhistorie von Betrieben über die Elternzeitmeldungen der Arbeitgeber. Mit diesen Daten ist es möglich zu untersuchen, ob und in welchem Maße die Wahrscheinlichkeit,

dass eine erwerbstätige Frau schwanger wird, durch vorangegangene Geburtsergebnisse von Kolleginnen beeinflusst wird.

Im Folgenden geben wir zunächst einen Überblick zu den theoretischen Überlegungen und empirischen Ergebnissen der Forschung zu sozialer Interaktion und Fertilität. Dabei konzentrieren wir uns insbesondere auf die sozialen Mechanismen, über die soziale Interaktionseffekte auf fertiles Verhalten vermittelt werden können. In der empirischen Analyse schätzen wir auf Basis einer analytischen Stichprobe von 42.394 Frauen in 7.560 Betrieben diskrete Ratenmodelle für den Übergang zur ersten Schwangerschaft.

2. Theoretischer Hintergrund

Welchen Einfluss haben soziale Kontakte auf fertiles Verhalten? Diese Frage geht zurück auf die Arbeit von Coale und Watkins (1986), die den Geburtenrückgang in modernen Gesellschaften untersuchten. Hier findet sich erstmals die Idee, dass *soziale Interaktion* die Ursache für regional variierende Fertilitätsniveaus sein könnte. Seitdem haben zahlreiche Arbeiten den Einfluss sozialer Interaktion auf fertiles Verhalten untersucht. Anfangs konzentrierte sich diese Forschung hauptsächlich auf die Rolle sozialer Interaktion bei der Verbreitung von Kontrazeptiva in Entwicklungsländern (Bongaarts und Watkins 1996; Montgomery und Casterline 1996; Kohler et al. 2002). Im Unterschied dazu beschäftigen sich aktuellere Beiträge aus Ländern, in denen Kontrazeptiva flächendeckend verfügbar sind, weniger mit der Verhinderung als vielmehr der Realisation von Geburten: Welche Bedeutung haben soziale Kontakte für die Entscheidung, ob und wann ein Kind gezeugt wird?

Zu dieser Frage haben vor allem qualitative Studien Mechanismen diskutiert, die den Zusammenhang zwischen sozialer Interaktion und fertilem Verhalten vermitteln können. Diese Arbeiten unterscheiden vier solche Mechanismen: soziale Unterstützung, soziales Lernen, sozialen Druck und soziale Ansteckung (Bernardi 2003; Keim et al. 2009). Unter *sozialer Unterstützung* versteht Bernardi (2003) die Möglichkeit, finanzielle, instrumentelle

und/oder emotionale Unterstützung zu erhalten. Ein Beispiel ist die Kinderbetreuung, bei der insbesondere die Eltern eine Quelle instrumenteller Hilfe darstellen, wohingegen Freunde, Geschwister, Cousins und Cousinen vorrangig emotionale Unterstützung leisten. *Soziales Lernen* bezeichnet einen Prozess, bei dem eine Person von Interaktionspartnern neue Informationen erhält und dadurch ihre Wahrnehmung relevanter Aspekte der Fertilitätsentscheidung verändert. Bernardi (2003) betont, dass dieser Mechanismus insbesondere in Situationen wirksam ist, in denen die interagierenden Personen ähnliche Kontexte teilen. Im Unterschied dazu bezeichnet *sozialer Druck* die Provokation von Handlungen durch Sanktionen oder Belohnungen. Einen solchen Druck können etwa Eltern ausüben, die den Wunsch nach Enkelkindern äußern. Schließlich betont *soziale Ansteckung* emotionale Reaktionen, die der handelnden Person nicht unbedingt bewusst sind. Sie wirkt beispielsweise dann, wenn der Kontakt mit Schwangeren oder Neugeborenen den Kinderwunsch selbst oder das Timing von Geburten verändert. Der Begriff der Ansteckung wird in der Literatur zu sozialer Diffusion, sozialen Netzwerken und sozialer Interaktion nicht einheitlich verwendet. In dieser Arbeit sprechen wir allgemein von Ansteckung wenn sich die Fertilitätsentscheidungen von Interaktionspartnerinnen gegenseitig beeinflussen.

In den qualitativen Arbeiten von Bernardi (2003) und Keim et al. (2009) finden sich zahlreiche Hinweise für die Bedeutung sozialer Kontakte in unterschiedlichen Interaktionsbereichen (Familie, Freunde, Bekannte, Kollegen und Nachbarn) für Fertilitätsentscheidungen. Eine quantitative Fundierung solcher Effekte steht jedoch noch weitgehend aus. Die einzige bislang publizierte Arbeit untersuchte, ob sich die Fertilitätsentscheidungen von Geschwistern gegenseitig beeinflussen (Lyngstad und Prskawetz 2010). Diese Analyse norwegischer Registerdaten zeigte, dass die Wahrscheinlichkeit für eine erstmalige Empfängnis in den 12 Monaten nach Geburt eines Neffen oder einer Nichte deutlich anstieg. Für das Netzwerk am Arbeitsplatz liegen zwei bislang noch unveröffentlichte Untersuchungen vor (Hensvik und Nilsson 2010; Ciliberto et

al. 2011). Auch hier deuteten die Befunde darauf hin, dass sich Fertilitätsentscheidungen von Kolleginnen gegenseitig beeinflussen. Zeitlich wirksam war diese Ansteckung mit einer Verzögerung von ein bis zwei Jahren.

Neben den bislang noch spärlichen empirischen Befunden ist insbesondere unklar, über welche Mechanismen diese Ansteckung von Fertilität am Arbeitsplatz vermittelt wird. Mögliche Interaktionsmechanismen wurden in den bislang vorliegenden Untersuchungen zu sozialen Interaktionseffekten auf Fertilität mit Blick auf die empirischen Ergebnisse lediglich im Nachhinein diskutiert.

2.1 Mechanismen der Ansteckung am Arbeitsplatz

Welche Mechanismen erzeugen das „Ansteckungspotenzial“ der Fertilität von Kolleginnen? Um solche Interaktionsmechanismen zu spezifizieren, eignen sich die Prinzipien der Analytischen Soziologie (Hedström 2005). Diese Perspektive betrachtet eine bestimmte Konstellation von Bedürfnissen, Überzeugungen und Opportunitäten als ursächlich für eine Handlung (Hedström 2008). Die analytische Trennung dieser drei Kanäle erlaubt es, distinkte Interaktionsmechanismen zu spezifizieren. Für die vorliegende Arbeit betrifft das die Frage, warum und unter welchen Bedingungen soziale Ansteckungseffekte von Geburten im Betriebskontext zu erwarten sind. Allgemein gehen wir davon aus, dass Interaktionsmechanismen dann wirksam sind, wenn das Geburtsereignis einer Kollegin *die Bedürfnisse, Überzeugungen und/oder Opportunitäten ihrer Interaktionspartnerin verändert*. Ein denkbarer Mechanismus ist überzeugungsvermittelt: Dabei dient die Kollegin als soziales Modell, welches bestehende Überzeugungen zur Realisierbarkeit und zu den Folgen einer Geburt ändern kann. So kann beispielsweise eine kinderlose Frau verfolgen, welche Auswirkungen Schwangerschaft und Geburt auf das Berufs- und Familienleben einer Kollegin hat, die ihr erstes Kind bekommt. Wie geht die Kollegin mit den Anforderungen von Arbeit und Familie um – sowohl während der Schwangerschaft als auch nach Geburt ihres

Kindes? Solche Erfahrungen können die Überzeugung, dass ein Leben mit Kind – trotz bestehenden Bedürfnisses (d. h. Kinderwunschs) – „derzeit noch nicht möglich“ sei, verändern und damit den sozialen Ansteckungseffekt auf fertiles Verhalten vermitteln.

Unter welchen Bedingungen können wir erwarten, dass ein solcher überzeugungsvermittelter Interaktionsmechanismus wirksam ist? Das Konzept der Selbstwirksamkeitserwartung betont zu dieser Frage insbesondere die *Ähnlichkeit* der Interaktionspartnerinnen. Je stärker die (wahrgenommene) Ähnlichkeit eines sozialen Modells, desto stärker beeinflusst dieses die Überzeugungen einer Person (Bandura 1994). So ist es beispielsweise unwahrscheinlich, dass eine bislang kinderlose Frau, die schwanger wird, die Überzeugungen einer Kollegin ändert, die bereits Mutter ist.¹ Generell sollte eine Frau, die schon Mutter ist und über die entsprechenden Informationen verfügt, gegenüber einer Frau, die diesen Übergang noch nicht erlebt hat, weniger anfällig für eine Ansteckung sein. Ebenso erscheint es unwahrscheinlich, dass eine 20-jährige Frau ihre 35-jährige Kollegin, die schwanger wird, als relevantes soziales Modell wahrnimmt – selbst wenn beide noch kinderlos sind. In diesem Sinne ist ein überzeugungsvermittelter Ansteckungseffekt von Geburten im Betriebskontext *vor allem zwischen Kolleginnen zu erwarten, die sich ähneln*.

Ein zweiter denkbarer Mechanismus ist bedürfnisvermittelt: Dieser Mechanismus geht davon aus, dass ein Geburtseignis einer Kollegin – aber auch bereits ihre Schwangerschaft – das *Bedürfnis* einer Frau nach einem eigenen Kind intensiviert. So könnte bereits der Anblick einer schwangeren Kollegin den eigenen Kinderwunsch wecken oder verstärken. In besonderem Maße ist ein Ansteckungseffekt jedoch beim direkten Kontakt mit einem Baby zu erwarten.² Im Fokus der bedürfnisvermittelten Ansteckung steht eher das „Kind an sich“ und weniger der soziale Vergleich mit der (werdenden) Mutter. Folglich sollte die Ähnlichkeit der

¹ Dieses Argument stützen die Befunde von Hensvik und Nilsson (2010), die einen paritätsspezifischen Ansteckungseffekt zwischen Kolleginnen identifizieren.

² Ähnlich argumentiert Bernardi (2003), deren Untersuchung sich auf das Netzwerk der Familie und das der Freunde beschränkt. Aber auch im Kontext des Arbeitsplatzes kann ein direkter Kontakt zu einem Neugeborenen auftreten, wenn auch vermutlich seltener. Denkbar ist beispielsweise, dass die näheren Kolleginnen die Mutter besuchen oder diese ihr Kind für einen Besuch mit zum Arbeitsplatz bringt.

Kollegin bei diesem Mechanismus im Unterschied zur überzeugungsvermittelten Ansteckung eine untergeordnete Rolle spielen.

Welcher dieser beiden Mechanismen ist im Betriebskontext bedeutsamer? Zwei Gründe sprechen hier für die überzeugungsvermittelte Interaktion: Erstens definiert der Arbeitsplatz einen – im Vergleich zu anderen Netzwerken wie dem Freundeskreis oder der Familie – sehr ähnlichen Kontext für die Interaktionspartnerinnen. Frauen, die im gleichen Betrieb beschäftigt sind, können neue Informationen häufig direkt auf ihre eigene Situation beziehen. Gerade wenn Unsicherheit besteht, ob Beruf und Familie vereinbar sind, können Geburtsergebnisse von Interaktionspartnerinnen in ähnlichen Situationen bestehende Überzeugungen ändern. Zweitens erfordert der überzeugungsvermittelte Mechanismus im Unterschied zum bedürfnisvermittelten Mechanismus nicht unbedingt einen direkten Kontakt zur Interaktionspartnerin. Für das Netzwerk der Kolleginnen ist davon auszugehen, dass die Interaktionsfrequenz und Vertrautheit der Beziehung im Mittel deutlich geringer ist als zwischen Freundinnen oder Familienangehörigen. Ein intensiver Kontakt zu einer schwangeren Kollegin und/oder deren Neugeborenem ist im Betriebskontext also vergleichsweise unwahrscheinlich. Aus diesen beiden Gründen vermuten wir, dass die Ansteckung von Fertilität am Arbeitsplatz vor allem über eine Veränderung von Überzeugungen vermittelt wird.

3. Daten

Um diese Überlegungen zu einer ansteckenden Wirkung von Geburten am Arbeitsplatz empirisch überprüfen zu können, sind umfangreiche und detaillierte Daten erforderlich. Die Analyse erfordert zum einen, dass die gesamte Belegschaft eines Betriebs beobachtet wird, um das vollständige Netzwerk des Arbeitsplatzes berücksichtigen zu können. Zum anderen müssen Informationen zu Geburten mindestens auf Monatsbasis vorliegen, um diese Ereignisse zeitlich genau identifizieren zu können. Der einzige Datensatz in Deutschland, der

eine solche Analyse ermöglicht, ist der „Linked Employer-Employee“-Datensatz (LIAB) des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) (Jacobebbinghaus 2008). Dieser Datensatz verknüpft Befragungsdaten des IAB-Betriebspanels mit prozessgenerierten Daten der Bundesagentur für Arbeit. Der LIAB umfasst die Jahre 1993 bis 2007 und stellt für diesen Zeitraum Informationen zu insgesamt 1.845.707 sozialversicherungspflichtig Beschäftigten in 43.623 Betrieben zur Verfügung.³

3.1 Identifikation von Geburtseignissen

Die LIAB-Daten erlauben keine direkte Identifikation von Geburten. Es ist jedoch möglich, diese Ereignisse über die tagesgenauen Meldungen der Arbeitgeber zu rekonstruieren. Arbeitgeber erstatten offizielle Meldung, sobald sich ein(e) Arbeitnehmer(in) in Elternzeit befindet.⁴ Für Mütter ist diese Identifikationsstrategie sehr gut geeignet (Schönberg 2008), da rund 90 % der erwerbstätigen Frauen nach einer Geburt Elternzeit beantragen.⁵ Dies gilt aus zwei Gründen insbesondere für die Erstgeburt. Erstens ist der Anteil an Frauen, die bei Geburt ihres ersten Kindes Elternzeit nehmen, im Vergleich zu höheren Paritäten nochmals erhöht (Schönberg 2008). Zum anderen kann die Elternzeit bis zu drei Jahre andauern (BEEG, § 15 Abs. 2). Da der mittlere Abstand zwischen Geburten in Deutschland zwei bis drei Jahre beträgt (Kreyenfeld et al. 2010), ist anzunehmen, dass die Geburt eines weiteren Kindes innerhalb einer noch andauernden Elternzeit relativ häufig stattfindet. Folglich passt die hier verwendete Identifikationsstrategie gut zu unseren theoretischen Überlegungen, da sie sich vor allem zur Identifikation von Erstgeburten eignet und weniger für Geburten höherer Paritäten.

³ Zur Analyse verwenden wir das Längsschnittmodell 3 (Jacobebbinghaus 2008).

⁴ Die LIAB-Daten enthalten für sozialversicherungspflichtig Beschäftigte keine Information zum Mutterschutz. Diese steht jedoch für Leistungsempfänger zur Verfügung. Für weitere Informationen zum Thema Elternzeit siehe Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (2012).

⁵ Für die zeitliche Dimension dieser Approximation zeigt Schönberg (2008), dass eine solche Identifikation des Geburtsmonats für mindestens 70 % der Geburten mit dem tatsächlichen Geburtsmonat übereinstimmt und in weiteren 25 % der Fälle um lediglich einen Monat unter- bzw. überschätzt wird.

Da Männer nur selten Elternzeit nehmen (Cornelißen 2005), was sich auch in den Fallzahlen der LIAB-Daten widerspiegelt, konzentrieren wir uns in der folgenden Analyse ausschließlich auf Frauen ($N = 772.379$). Über den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg können wir für diese Untersuchungspopulation insgesamt 15.284 Geburtsergebnisse identifizieren.⁶

3.2 Stichprobenzuschnitt

Der Zuschnitt der Analytestichprobe erfolgt in zwei Schritten. Zunächst beschränken wir die Betriebsgröße, gemittelt über den gesamten Beobachtungszeitraum des Betriebs, auf maximal 150 Personen. Diese Selektion dient der Untersuchung von Ansteckungseffekten innerhalb des Netzwerks am Arbeitsplatz. Dafür muss sichergestellt sein, dass Kolleginnen innerhalb dieses Kontextes miteinander interagieren können. In sehr großen Betrieben ist diese Voraussetzung nicht mehr erfüllt. Daher wählen wir eine Obergrenze von 150, innerhalb derer die Gelegenheit zur Interaktion für alle Kolleginnen und Kollegen noch gewährleistet ist (vgl. Hensvik und Nilsson 2010; Ciliberto et al. 2010). Dieser Schritt reduziert die Stichprobe auf 132.803 Frauen in 7.588 Betrieben. Der zweite Schritt des Stichprobenzuschnitts betrifft das Problem der Linkszensierung. Unsere Untersuchung konzentriert sich auf Übergänge zur Erstgeburt – die LIAB-Daten enthalten für unsere Analyse jedoch keine verwertbaren Informationen zur Parität einer Frau. Daher wählen wir einen Stichprobenzuschnitt, der die Wahrscheinlichkeit verringert, dass eine Frau vor ihrer ersten Beobachtung im LIAB bereits Mutter ist. Mit Blick auf das in der Literatur für Deutschland berichtete mittlere Alter bei Erstgeburt von etwa 28 Jahren (Kreyenfeld et al. 2010) definieren wir ein Höchstalter von 24 Jahren bei der ersten Beobachtung. Dieser Zuschnitt reduziert die Analytestichprobe auf

⁶ Diese geringe Ereigniszahl ist bedingt durch das Design der Stichprobe. Da der Umfang der Personeninformationen nicht auf einer Personen- sondern auf einer Betriebsstichprobe basiert, werden Personen nur für die Zeit ihrer Betriebszugehörigkeit beobachtet. Ein Geburtsergebnis kann somit nur dann abgeleitet werden, wenn es in der Zeit der Anstellung in einem Betrieb stattfindet, der auch in der Betriebsbefragung enthalten ist.

42.394 Frauen in 7.560 Betrieben. Für diese Stichprobe beobachten wir insgesamt 504 Geburtsereignisse, von denen 363 als erstmalige Ereignisse identifiziert werden können.⁷

4. Methoden

Um Ansteckungseffekte auf das Timing von Erstgeburten zu untersuchen, schätzen wir diskrete Ereignismodelle mit zeitveränderlichen Variablen auf Monatsbasis (Allison 1982). Die Prozesszeit beginnt im Alter 15 – dem Zeitpunkt, ab dem eine sozialversicherungspflichtige Beschäftigung rechtlich möglich ist (JArbSchG § 5 Abs. 1).⁸ Sie endet entweder mit einer Rechtszensierung im letzten Beobachtungsmontat im jeweiligen Betrieb oder mit einem Geburtsereignis.

4.1 Abhängige Variable

Aus theoretischer Perspektive ist das abhängige Ereignis nicht die Geburt selbst, sondern die Entscheidung, eine Schwangerschaft zuzulassen, oder, im Falle einer ungeplanten Schwangerschaft, diese nicht abzubrechen. Den Zeitpunkt dieser Entscheidung operationalisieren wir über den *Beginn einer Schwangerschaft*, die zu einer Lebendgeburt führte (siehe auch Lyngstad und Prskawetz 2010). Diesen Zeitpunkt definieren wir als den Beginn der Elternzeitmeldung abzüglich neun Monate. Die abhängige Variable, den Beginn der Schwangerschaft, identifizieren wir über eine binäre Variable, die in diesem Monat ihren Wert von 0 auf 1 ändert.

⁷ In weiteren, hier nicht berichteten Analysen testeten wir noch restriktivere Stichprobenzuschnitte bis hinab zu einem Mindestalter von 20 Jahren. Die hier berichteten Ergebnisse zu Interaktionseffekten auf Fertilität sind robust gegenüber solchen Zuschnitten.

⁸ Aus Datenschutzgründen enthalten die Daten lediglich das Geburtsjahr. Deshalb imputieren wir den Geburtsmonat jeder Frau anhand einer Zufallszahl aus einer Gleichverteilung mit dem Intervall [1, 12].

4.2 Unabhängige Variablen: Operationalisierung der Ansteckung

In Anlehnung an vorherige Analysen (Kuziemko 2006; Hensvik und Nilsson 2010; Lyngstad und Prskawetz 2010; Balbo und Barban 2012) operationalisieren wir die Ansteckung über drei Dummy-Variablen. Sie zeigen an, ob ein Geburtsereignis (mindestens) einer Kollegin *aus demselben Betrieb* (i) innerhalb eines Jahres, (ii) innerhalb von ein bis zwei oder (iii) innerhalb von zwei bis drei Jahren zuvor stattfand. Um diese Indikatoren für die Frauen in der Analytestichprobe vollständig abzubilden, ziehen wir vor dem letzten Zuschnitt der Analytestichprobe zusätzlich ein *Nebensample* ($N = 90.409$) mit allen Frauen, also auch denen, die bei ihrer ersten Beobachtung im LIAB älter als 24 Jahre waren. Dieses Nebensample beschränken wir auf solche Frauen, für die mindestens ein Geburtsereignis beobachtet wurde. Dieses Vorgehen erlaubt es, für jeden Betrieb eine *vollständige Historie* der Geburtsereignisse zu erstellen. Auf Basis dieser umfassenden Geburtshistorie definieren wir die drei Ansteckungsindikatoren. Somit kommen zu den 504 Geburtsereignissen der Frauen in der Analytestichprobe weitere 228 Ereignisse aus dem Nebensample hinzu.

In den theoretischen Überlegungen haben wir argumentiert, dass Ansteckungseffekte vor allem zwischen ähnlichen Kolleginnen zu erwarten sind, da Ähnlichkeit zum sozialen Modell insbesondere bei der überzeugungsvermittelten Ansteckung von Bedeutung ist. Die Ähnlichkeit operationalisieren wir über das Lebensalter: Zwei Kolleginnen definieren wir als ähnlich, wenn ihre Geburtsdaten innerhalb eines Intervalls von maximal zwei Jahren liegen. Im Vergleich zu anderen Arbeiten (Kuziemko 2006; Hensvik und Nilsson 2010) ist dieser Bereich relativ eng gewählt. Das Alter ist hier ein Indikator für Position im Lebenslauf, der Ähnlichkeit in den Lebensumständen von Personen etwa gleichen Alters reflektiert.⁹

⁹ Die personenspezifischen Daten des LIAB beschränken sich auf wenige Indikatoren. Wir gehen, wie auch andere Studien (Hensvik und Nilsson 2010; Kuziemko 2006), davon aus, dass das Alter als Einzelindikator am besten geeignet ist, um Ähnlichkeit zu operationalisieren.

4.3 Kontrollvariablen

In den multivariaten Modellen kontrollieren wir auf Personenebene für Prozesszeit, Bildung, Lohn, berufliche Stellung und Migrationshintergrund.^{10,11} Zusätzlich kontrollieren wir mit Jahres-Dummies für Periodeneffekte. Alle Kovariaten sind zeitveränderlich. Für den abhängigen Prozess, den Übergang zur ersten Schwangerschaft, erwarten wir einen glockenförmigen Verlauf. Um diesen Verlauf abzubilden, nehmen wir einen linearen und einen quadratischen Term für die monatsgenaue Prozesszeit auf. Bildung operationalisieren wir mittels zwei Dummy-Variablen, die sich auf schulische Abschlüsse beschränken: geringe Bildung (Ausprägungen 1 und 2) und mittlere Bildung (Ausprägungen 3 und 4). Referenz ist tertiäre Bildung (Ausprägungen 5 und 6).¹² Der Lohn entspricht dem Tagesentgelt in Euro. Hinsichtlich der beruflichen Stellung, die auf acht Ebenen abgefragt wurde, kontrollieren wir für zwei Gruppen: Die erste Dummy-Variable kennzeichnet Ausbildungsphasen. Aufgrund größerer Unsicherheit hinsichtlich des künftigen Erwerbsstatus, beispielsweise durch eine Nicht-Übernahme nach Abschluss der Ausbildung, erwarten wir hier niedrigere Übergangsraten zur ersten Schwangerschaft. Zweitens kontrollieren wir für Teilzeitbeschäftigung.¹³ Hier sind zwei Richtungen denkbar. Zum einen könnte eine Teilzeitbeschäftigung eine Schwangerschaft begünstigen, falls sie die Vereinbarkeit von Beruf und Familie erleichtert. Zum anderen könnte der geringere Lohn dazu führen, dass die Entscheidung für ein Kind verschoben wird. Schließlich kontrollieren wir durch die

¹⁰ Der Migrationshintergrund wird über die Staatsangehörigkeit operationalisiert. Ist eine andere als die deutsche Staatsangehörigkeit angegeben, wird ein Migrationshintergrund zugewiesen.

¹¹ Betriebsmerkmale (beispielsweise Größe der Belegschaft, Umsatz, Sektor oder Existenz eines Betriebsrats) werden nicht prozessgeneriert gewonnen, sondern über Befragungen. Aufgrund der hohen Anzahl fehlender Werte im Zeitverlauf würde sich durch ihre Aufnahme die Zahl der den Modellen zugrunde liegenden Monatsspeils in etwa halbieren. Die substantielle Interpretation der berichteten Ergebnisse ändert sich unter Kontrolle für Betriebsmerkmale nicht.

¹² Die Ausprägungen sind 1 = bis mittlere Reife ohne Berufsausbildung, 2 = bis mittlere Reife mit Berufsausbildung, 3 = (Fach-)Hochschulreife ohne Berufsausbildung, 4 = (Fach-)Hochschulreife mit Berufsausbildung, 5 = Fachhochschulabschluss und 6 = Hochschulabschluss.

¹³ Die Ausprägungen sind 0 = in Ausbildung, 1 = nicht formal qualifiziert, 2 = Facharbeiter, 3 = Meister, Poliere, 4 = Angestellter, 7 = Heimarbeiter und Hausgewerbetreibende, 8 = Teilzeit (bis zur Hälfte der Vollarbeitszeit, seit 1988: bis 18 Stunden) und 9 = Teilzeit (mehr als die Hälfte der Vollarbeitszeit, seit 1988: über 18 Stunden), vgl. Jacobebbinghaus (2008). Grundlegend unterscheidet dieser Indikator zwischen Vollzeit (Ausprägungen 0 bis 7) und Teilzeit (Ausprägungen 8 und 9).

Aufnahme von Jahresdummies für Periodeneffekte, also Ereignisse, die alle Mitarbeiter aller Betriebe betreffen. Denkbar sind beispielsweise konjunkturelle Krisen, welche die Angst um den Arbeitsplatz erhöhen und damit die Geburtsneigung betriebsübergreifend verringern können. Tabelle 1 gibt eine deskriptive Übersicht zu allen Variablen.

Tabelle 1: Deskriptive Statistiken ($N = 42.394$ Frauen)

	Mittelwert	Standard- abweichung	Min.	Max.	Personen- monate
Schwangerschaft (/100)	,03	1,81	0	1	1.104.231
<i>Ansteckungsindikatoren</i>					
Gesamt ^a					
01-12 Monate	,05	,23	0	1	1.104.231
12-24 Monate	,04	,19	0	1	1.104.231
24-36 Monate	,02	,15	0	1	1.104.231
Altersähnlichkeit ^b					
01-12 Monate	,02	,14	0	1	1.104.231
12-24 Monate	,01	,12	0	1	1.104.231
24-36 Monate	,01	,10	0	1	1.104.231
Altersunähnlichkeit ^c					
01-12 Monate	,03	,18	0	1	1.104.231
12-24 Monate	,02	,15	0	1	1.104.231
24-36 Monate	,01	,12	0	1	1.104.231
<i>Kontrollvariablen</i>					
Prozesszeit ^d	118,15	61,69	1	287	1.104.231
Lohn ^e	39,77	28,48	0	2427,36	1.098.927
Ostdeutsche (Ref: Westdeutsche)	,51	,49	0	1	1.104.231
Migrantin (Ref: Deutsche)	,03	,16	0	1	1.098.507
Bildung (Ref: Hoch) ^f					
Gering	,85	,35	0	1	965.612
Mittel	,10	,30	0	1	965.612
Berufliche Stellung ^g					
In Ausbildung	,26	,44	0	1	1.098.564
In Teilzeit	,22	,41	0	1	1.098.564

Quelle: LIAB Version 3 (1993-2007), eigene Berechnungen.

Anmerkung: Datenaufbereitung auf Monatsbasis. ^a Mindestens eine Kollegin hat im jeweiligen Intervall zuvor ein Kind bekommen. ^b Mindestens eine Kollegin hat im jeweiligen Intervall zuvor ein Kind bekommen und war zu diesem Zeitpunkt nicht mehr als zwei Jahre älter oder jünger als die Frau im betrachteten Monat.

^c Mindestens eine Kollegin hat im jeweiligen Intervall zuvor ein Kind bekommen und war zu diesem Zeitpunkt mehr als zwei Jahre älter oder jünger als die Frau im betrachteten Monat. ^d Prozesszeit beginnt im Alter 15 und endet bei Erstschwangerschaft mit einem Ereignis oder im letzten Beobachtungsmonat mit einer Rechtszensierung. ^e Tagesentgelt in Euro. ^f Gering = Mittlere Reife mit/ohne Berufsausbildung; Mittel = (Fach-)Hochschulreife mit/ohne Berufsausbildung; Hoch = (Fach-)Hochschulabschluss. ^g Teilzeit = Teilzeitanstellung, die auch mehr als die Hälfte der Vollarbeitszeit betragen kann. Referenz: Vollzeit beschäftigte Arbeiter oder Angestellte, die sich nicht in Ausbildung befinden.

4.4 Modellierung

Die Neigung einer Frau, schwanger zu werden, wird durch die Hazardrate λ_{ijt} beschrieben. Da wir ein Hazardratenmodell mittels einer logistischen Regression approximieren, entspricht sie der bedingten Wahrscheinlichkeit, dass ein Geburtseignis einer Frau i in Betrieb j zum Zeitpunkt t eintritt – unter der Bedingung, dass sich die Frau noch im Risiko des Ereignisses befindet.

Zusätzlich zu den bereits eingeführten Kovariaten berücksichtigen wir in jedem Modell auf Betriebsebene einen unbeobachteten Faktor η_j , der von allen Kolleginnen innerhalb eines Betriebs geteilt wird. Dieser Random-Effekt spiegelt zeitkonstante unbeobachtete Faktoren wider, die Kolleginnen aufgrund ihrer Zugehörigkeit zum selben Betrieb miteinander teilen. Das geschätzte Modell wird somit durch die Gleichung

$$\log\left(\frac{\lambda_{ijt}}{1 - \lambda_{ijt}}\right) = \alpha_t + \beta_1' \theta_{it} + \beta_2' X_{it} + \varepsilon_{it} + \eta_j$$

beschrieben. Der Vektor θ_{it} enthält die drei Ansteckungsindikatoren, der Vektor X_{it} die Kontrollvariablen. Für den Störterm ε_{it} gelten die üblichen Annahmen.

5. Ergebnisse

Tabelle 2 zeigt die geschätzten Koeffizienten der zentralen Prädiktorvariablen für die soziale Ansteckung von Fertilität am Arbeitsplatz. Die erste Gleichung (Modell 1) enthält die unbedingten Ansteckungsindikatoren, d. h. ohne Unterscheidung nach Altersähnlichkeit, sowie Kontrollvariablen für die Prozesszeit (linear und quadratisch), Jahres-Dummies und Personencharakteristika. Die zweite Gleichung (Modell 2) erweitert diese Spezifikation, indem sie die Ansteckungsindikatoren in zwei Sets nach der Altersähnlichkeit zwischen Kolleginnen aufteilt („bedingte Ansteckung“). Dabei steht das erste Set für den Fall, dass mindestens eine Kollegin ähnlichen Alters innerhalb des jeweiligen Zeitraums zuvor ein Kind

bekam. Das zweite Set bezeichnet den Fall, dass mindestens eine Kollegin unähnlichen Alters innerhalb des angegebenen Zeitraums zuvor ein Kind bekam.

Tabelle 2: Diskrete Hazardratenmodelle ($N = 35.294$ Frauen)¹⁴

	Unbedingte Ansteckung Modell 1		Bedingte Ansteckung Modell 2	
	B	S.E.	B	S.E.
<i>Ansteckungsindikatoren^a</i>				
01-12 Monate	,57	(,18) **	,72	(,22) **
12-24 Monate	,37	(,19) †	,21	(,27)
24-36 Monate	,16	(,22)	,39	(,27)
01-12 Monate			,45	(,21) *
12-24 Monate			,47	(,22) *
24-36 Monate			-,06	(,30)
<i>Zeitinformationen</i>				
Prozesszeit (/10)	,29	(,06) ***	,29	(,06) ***
Prozesszeit ² (/1000)	-,09	(,02) ***	-,09	(,02) ***
Jahres-Dummies	Ja		Ja	
<i>Personencharakteristika</i>				
Ostdeutsche	,35	(,14) *	,34	(,14) *
Migrantin	-1,22	(,71) †	-1,22	(,72) †
Lohn (/10)	-,07	(,02) **	-,07	(,02) **
<i>Schulische Bildung</i>				
Gering	-,13	(,26)	-,13	(,26)
Mittel	-,29	(,32)	-,29	(,32)
<i>Berufliche Stellung</i>				
In Ausbildung	-1,21	(,28) ***	-1,22	(,28) ***
In Teilzeit	-,50	(,16) **	-,50	(,16) **
Konstante	-9,50	(,59) ***	-9,47	(,59) ***
Personenmonate	965.233		965.233	
Ereignisse	338		338	
Log Likelihood	-2792,11		-2790,54	
σ_u	,88	(,13)	,88	(,11)
ρ	,19	(,04) ***	,19	(,04) ***
χ^2	30,09		29,10	

Anmerkung: LIAB Version 3 (1993-2007), eigene Berechnungen. Für Erläuterungen zu den Variablen und deren Aufbereitung, siehe Tabelle 1. Betriebscluster: 6365. ^aDie Bedeutung der Ansteckungsindikatoren unterscheidet sich zwischen Modell 1 und Modell 2. Die Indikatoren in Modell 1 geben an, ob mindestens eine Kollegin im jeweiligen Intervall zuvor ein Kind bekommen hat. Modell 2 enthält zwei Sets von Indikatoren. Das obere bezieht sich auf „ähnliche“ Kolleginnen und gibt an, ob mindestens eine Kollegin im jeweiligen Intervall zuvor ein Kind bekommen hat und zu diesem Zeitpunkt *nicht mehr als zwei Jahre* älter oder jünger war als die Frau im betrachteten Monat. Das untere bezieht sich auf „unähnliche“ Kolleginnen und gibt an, ob mindestens eine Kollegin im jeweiligen Intervall zuvor ein Kind bekommen hat und zu diesem Zeitpunkt *mehr als zwei Jahre* älter oder jünger war als die Frau im betrachteten Monat. † $p < 0,1$; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

¹⁴ Die reduzierte Fallzahl resultiert aus fehlenden Werten. Da die Analyse auf prozessgenerierten Daten beruht, ist anzunehmen, dass fehlende Werte in der Stichprobe zufällig verteilt sind (missing completely at random). Deshalb schätzen wir die Modelle auf Basis der reduzierten Fallzahl.

Modell 1 zeigt deutliche empirische Belege dafür, dass Fertilität am Arbeitsplatz ansteckend wirkt. Der geschätzte Koeffizient für das erste Jahr (0-12 Monate) ist positiv und hochsignifikant. Die Rate des Übergangs zur Erstschwangerschaft ist in diesem Zeitraum um den Faktor 1,2 bis 2,5 (95 % - Konfidenzintervall) erhöht.¹⁵ Die folgenden Indikatorvariablen zeigen, dass Geburtsereignisse von Kolleginnen die Schwangerschaftsneigung einer Frau mit einer Zeitverzögerung von bis zu zwei Jahren erhöhen. Allerdings nimmt für das zweite Intervall (12-24 Monate) die Stärke des Ansteckungseffekts ab (Erhöhung um den Faktor von bis zu 2,1), er bleibt jedoch schwach signifikant. Im dritten Jahr nach einem Geburtsereignis einer Kollegin ist kein Einfluss auf die Schwangerschaftsneigung einer Frau mehr feststellbar.

Modell 2 erlaubt es durch die Aufnahme von zwei Sets von Ansteckungsindikatoren, den Mechanismus der Ansteckung genauer zu untersuchen. In den theoretischen Überlegungen haben wir argumentiert, dass die Ansteckung von Fertilität am Arbeitsplatz vor allem überzeugungsvermittelt erfolgt. Entsprechend ist für Kolleginnen, die sich ähneln, ein stärkerer Effekt zu erwarten. Empirisch lässt sich jedoch kein eindeutiges Muster erkennen. Das Set von Ansteckungsindikatoren für altersähnliche Kolleginnen zeigt einen deutlichen Effekt im ersten Jahr. Die etwas größere Effektstärke und das höhere Signifikanzniveau deuten zumindest in die vermutete Richtung. Die Ergebnisse für das zweite Set von Ansteckungsindikatoren zeigen jedoch, dass auch von Kolleginnen, die mehr als zwei Jahre jünger oder älter sind, eine Ansteckungswirkung ausgeht. Hier beobachten wir sowohl im ersten als auch im zweiten Jahr nach Geburt eines Kindes signifikant erhöhte Übergangsraten zur ersten Schwangerschaft.¹⁶

¹⁵ Weitere, hier nicht berichtete, Modellspezifikationen zeigten, dass dieser Ansteckungseffekt äußerst robust ist. Im Vergleich zu Modell 1 veränderte sich die substanzielle Interpretation nicht, wenn (a) die Personencharakteristika exklusive der Zeitinformationen weggelassen oder (b) zusätzlich Indikatoren auf Firmenebene aufgenommen wurden. Insbesondere für Modellspezifikation (b) ist dies bemerkenswert, da sich durch die Aufnahme der Betriebsinformationen die den Modellen zu Grunde liegende Fallzahl (Monatsspell) halbiert. Wir hatten erwartet, dass sich dieser Umstand vor allem in den Signifikanzniveaus widerspiegelt. Dies war jedoch nicht der Fall.

¹⁶ Weitere, hier nicht berichtete, Analysen mit zwei anderen Operationalisierungen der Ähnlichkeit zeigten, dass sowohl (a) eine ähnliche Einkommenssituation als auch (b) ihre Interaktion mit der Ähnlichkeit im Alter vergleichbare Ergebnisse liefern.

Prozessverlauf und Personencharakteristika unterscheiden sich zwischen den Modellen nur marginal. Der lineare und der quadratische Term für die Prozesszeit zeigen den erwarteten glockenförmigen Verlauf. Bei 29,2 Jahren erreicht die Funktion ihr Maximum.¹⁷ Der signifikant positive Zufallseffekt (ρ) weist auf zeitkonstante unbeobachtete Faktoren hin, die Kolleginnen aufgrund ihrer Zugehörigkeit zum selben Betrieb teilen und die ihre Neigung zur Erstschwangerschaft beeinflussen. Denkbare Faktoren könnten beispielsweise familienfreundliche Arrangements wie flexible Arbeitszeiten, Home-Office-Angebote oder Zuschüsse zur Kinderbetreuung sein. Frauen im Osten zeigen eine höhere Neigung zur Erstschwangerschaft (vgl. Kreyenfeld et al. 2010). Der negative Koeffizient des Lohns könnte auf die Opportunitätskosten von Kindern verweisen (Kreyenfeld 2010). Unter Kontrolle des Lohns zeigen die Bildungsvariablen keinen signifikanten Effekt. Für die Ausbildung zeigen die Ergebnisse wie erwartet, dass es nur selten vor Abschluss der Ausbildung zu Schwangerschaften kommt. Die Teilzeiterwerbstätigkeit zeigt auch unter Kontrolle des Lohns einen signifikant negativen Einfluss auf die Schwangerschaftsrate. Dies könnte ein Hinweis auf die höhere ökonomische Unsicherheit sein, die mit dieser Beschäftigungsform verbunden ist.

6. Diskussion

Beeinflusst die Fertilität einer Frau die Fertilität ihrer Kolleginnen? Um diese Frage zu beantworten, haben wir mit monatsgenauen Daten des LIAB und diskreten Ratenmodellen überprüft, ob sich die Wahrscheinlichkeit, schwanger zu werden, nach Geburtseignissen von Kolleginnen erhöht. Die Analyse zeigte einen deutlichen Ansteckungseffekt im Jahr nach einem Geburtseignis einer Kollegin. In diesem Zeitraum war die Neigung, zum ersten Mal schwanger zu werden, nahezu doppelt so hoch. Auch im zweiten Jahr fanden sich noch Hinweise auf einen Ansteckungseffekt, wenn auch auf einem deutlich geringeren Niveau.

¹⁷ Das Maximum wurde durch die erste Ableitung der quadratischen Funktion der Prozesszeit berechnet.

Das Hauptergebnis dieser Studie ist somit die empirische Identifikation eines Ansteckungseffekts von Fertilität im Kontext des Arbeitsplatzes in Deutschland.

Welche sozialen Mechanismen stehen hinter diesem Befund? Wir haben argumentiert, dass Geburtsergebnisse von Kolleginnen den Wunsch nach einem eigenen Kind wecken, vor allem aber bestehende Überzeugungen zur Realisation des Kinderwunsches ändern können. Ein wesentliches Kriterium des überzeugungsvermittelten Interaktionsmechanismus ist die Ähnlichkeit zum sozialen Modell. Empirisch haben wir diese Ähnlichkeit über eine Altersdifferenz zwischen zwei Kolleginnen von maximal zwei Jahren abgebildet. Die Ergebnisse zeigten, dass der Ansteckungseffekt für altersähnliche Kolleginnen tatsächlich am deutlichsten ausgeprägt war. Sie lieferten jedoch keine klare Bestätigung der theoretischen Überlegungen, da Geburtsergebnisse altersunähnlicher Kolleginnen ebenfalls ansteckend wirkten, wenn auch in geringerem Maße. Dieser Befund könnte einerseits darauf zurückzuführen sein, dass die Ansteckung von Fertilität am Arbeitsplatz auch bedürfnisvermittelt verläuft – denn hier ist die Ähnlichkeit zur Kollegin weniger bedeutsam. Andererseits könnte unsere Operationalisierung der Ähnlichkeit über das Alter unzureichend sein. Mit den vorliegenden Daten war es jedoch nicht möglich, die wahrgenommene Ähnlichkeit als komplexes Wechselspiel aus verschiedenen, subjektiv jeweils unterschiedlich gewichteten Faktoren zu untersuchen.

Dieses Problem reflektiert eine generelle Einschränkung dieser Studie. Unterschiedliche Mechanismen, über welche die Ansteckung verläuft, können zwar theoretisch formuliert, mit den vorliegenden Daten aber nicht empirisch voneinander abgegrenzt werden. Eine zweite Einschränkung basiert ebenfalls auf Datenrestriktionen. Unsere Analyse konzentrierte sich ausschließlich den Übergang zur Erstschwangerschaft. Eine Verallgemeinerung der Ergebnisse auf höhere Paritäten ist deshalb nicht möglich.

Trotz dieser Einschränkungen eröffnen die Ergebnisse der vorliegenden Studie eine neue Perspektive zur Diskussion über die niedere Fertilität in Deutschland. Da die Entscheidung für

ein Kind unter erheblicher Unsicherheit getroffen wird (Kreyenfeld 2010), sind die Erfahrungen sozialer Kontakte besonders relevant. Unsere Befunde zeigen, dass erwerbstätige Frauen, die sich für ein Kind entscheiden, eine Art Kettenreaktion unter ihren Kolleginnen hervorrufen können. Sozialpolitische Maßnahmen, die auf eine bessere Vereinbarkeit von Beruf und Familie abzielen, könnten aufgrund solcher sozialer Multiplikationseffekte ein besonders starkes Potenzial zur Belebung der Fertilität entfalten.

Die vorliegende Studie ist ein Beitrag zur neueren Literatur, die Ansteckungseffekte in unterschiedlichen Netzwerken wie Familie (Lyngstad und Prskawetz 2010; Kuziemko 2006), Freundeskreis (Balbo und Barban 2012) und Arbeitsplatz (Hensvik und Nilsson 2010; Ciliberto et al. 2011) identifiziert hat. Auf Basis dieser Erkenntnisse sollte künftige Forschung zu diesem Thema an zwei Punkten ansetzen. Zum einen ist noch relativ wenig zu den Mechanismen bekannt, über welche die Fertilitätsansteckung in den jeweiligen Netzwerken operiert. Zum anderen konzentrieren sich die vorliegenden Beiträge jeweils nur auf einzelne Netzwerke. Eine simultane Analyse von Netzwerken unterschiedlicher Größe und Qualität sozialer Beziehungen (Interaktionsfrequenz, Beziehungsenge, usw.) könnte zeigen, von welchen sozialen Kontakten die stärkste Ansteckung ausgeht und in welchem Netzwerk die Ansteckung quantitativ am bedeutsamsten ist (vgl. Hedström 2008). Ein weiteres Potenzial solcher Designs besteht in der Analyse von Wechselwirkungen zwischen verschiedenen Netzwerken. Damit könnte die soziale Ansteckung von Fertilität nicht nur am Arbeitsplatz, in der Familie, in der Nachbarschaft oder im Freundeskreis untersucht werden, sondern auch ihr Transfer über Netzwerkgrenzen hinweg.

Literaturverzeichnis

- Allison, Paul D. 1982. Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories. *Sociological Methodology* 13: 61-98.
- Balbo, Nicoletta, und Nicola Barban. 2012. Does fertility behavior spread among friends? Dondena Working Paper No. 50. ftp://ftp.dondena.unibocconi.it/WorkingPapers/Dondena_WP050.pdf (Zugegriffen: 21. Okt. 2012)
- Bandura, Albert. 1994. Self-Efficacy. In *Encyclopedia of Human Behavior*, Hrsg. Vilanayur S. Ramachaudran, Band 4, 71-81. New York: Academic Press.
- Bernardi, Laura. 2003. Channels of Social Influence on Reproduction. *Population Research and Policy Review* 22: 527-555.
- Bongaarts, John, und Susan Cotts Watkins. 1996. Social Interactions and Contemporary Fertility Transition. *Population and Development Review* 22: 639-682.
- Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend. 2012. *Elterngeld und Elternzeit – Das Bundeselterngeld- und Elternzeitgesetz*. Rostock: Publikationsversand der Bundesregierung.
- Ciliberto, Frederico, Amalia R. Miller, Helena Skyt Nielsen, und Marianne Simonsen. 2010. Playing the Fertility Game at Work. Mimeo Working Paper. http://mit.econ.au.dk/vip_htm/msimonsen/fertilitygame_2010_08_12.pdf (Zugegriffen: 21. Okt. 2012)
- Coale, Ansley J., und Susan Cotts Watkins. 1986. *The Decline of Fertility in Europe*. Princeton: Princeton University Press.
- Cornelißen, Waltraud. 2005. *1. Datenreport zur Gleichstellung von Frauen und Männern in der Bundesrepublik Deutschland*. München.
- Diaz, Belina Aparicio, Thomas Fent, Alexia Prskawetz, und Laura Bernardi. 2011. Transition to Parenthood: The Role of Social Interaction and Endogenous Networks. *Demography* 48: 559-579.
- Hedström, Peter. 2005. *Dissecting the Social: On the Principles of Analytical Sociology*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hedström, Peter, Ka-Yuet Liu, und Monica K. Nordvik. 2008. Interaction Domains and Suicide: A Population-Based Panel Study of Suicides in Stockholm. *Social Forces* 87: 713-740.
- Hensvik, Lena, und Peter Nilsson. 2010. Businesses, Buddies and Babies: Social Ties and Fertility at Work. IFAU Working Paper. <https://www.econstor.eu/dspace/bitstream/10419/45767/1/635426633.pdf> (Zugegriffen: 21. Okt. 2012)

-
- Jacobebbinghaus, Peter. 2008. LIAB-Datenhandbuch Version 3.0. FDZ Datenreport 3/2008. Nürnberg: IAB.
- Keim, Sylvia, Andreas Klärner, und Laura Bernardi. 2009. Qualifying Social Influence on Fertility Intentions: Composition, Structure and Meaning of Fertility-relevant Social Networks in Western Germany. *Current Sociology* 57: 888-908.
- Kohler, Hans-Peter. 2001. *Fertility and Social Interaction. An Economic Perspective*. Oxford: Oxford University Press.
- Kohler, Hans-Peter, Francesco C. Billari, und José Antonio Ortega. 2002. The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe during the 1990s. *Population and Development Review* 28: 641-680.
- Kreyenfeld, Michaela. 2010. Uncertainties in Female Employment Careers and the Postponement of Parenthood in Germany. *European Sociological Review* 26: 351-366.
- Kreyenfeld, Michaela, Rembrandt Scholz, Frederik Peters, und Ines Wlosnewski. 2010. Order-Specific Fertility Rates for Germany. Estimates from Perinatal Statistics for the Period 2001-2008. *Comparative Population Studies – Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 35: 207-224.
- Kuziemko, Ilyana. 2006. Is Having Babies Contagious? Estimating Fertility Peer Effects Between Siblings. Princeton University Working Paper. http://www.princeton.edu/~kuziemko/fertility_11_29_06.pdf (Zugegriffen: 21. Okt. 2012)
- Lyngstad, Torkild Hovde, und Alexia Prskawetz. 2010. Do Siblings' Fertility Decisions Influence Each Other? *Demography* 47: 923-934.
- Montgomery, Mark R., und John B. Casterline. 1996. Social Networks and the Diffusion of Fertility Control. *Population and Development Review* 22: 151-175.
- Schönberg, Uta. 2009. Does the IAB employment sample reliably identify maternity leave taking? A data report. *Journal for Labour Market Research* 42: 49-70.