

# Unterschiede im Heiratsverhalten westdeutscher, ostdeutscher und mobiler Frauen

## Zur Bedeutung von Transformationsfolgen und soziokulturellen Orientierungen

Von Oliver Arránz Becker und Daniel Lois

**Zusammenfassung:** Der Beitrag vergleicht das Heiratsverhalten ost- und westdeutscher Frauen nach der Wiedervereinigung auf der Basis von Daten des Sozioökonomischen Panels (SOEP). Im Ausgangsmodell weisen die ostdeutschen Frauen eine signifikant niedrigere Übergangsrate in die erste Ehe auf als die westdeutsche Vergleichsgruppe. Ereignisdatenanalysen zeigen, dass dieser Unterschied durch zwei Gruppen von Faktoren erklärbar ist: Erstens durch soziokulturelle Merkmale ostdeutscher Frauen wie ihre gering ausgeprägte Religiosität und ihre hohe Berufsorientierung, zweitens durch Transformationsfolgen wie ein geringeres Haushaltseinkommen und eine verminderte Lebenszufriedenheit. Differenzierte Befunde resultieren für die Familiengründung sowie für das Eingehen einer nichtehelichen Kohabitation: Diese beiden Übergänge werden zwar von ostdeutschen Frauen früher vollzogen, sind aber bei ihnen schwächer an die Eheschließung gekoppelt als bei westdeutschen Frauen. Das Heiratsverhalten mobiler Frauen, die ihren Wohnsitz in der Nachwendezeit von Ost- nach Westdeutschland verlegen, entspricht überraschenderweise dem westdeutschen Muster, obwohl sie eine geringere Religiosität und eine tendenziell höhere Berufsorientierung aufweisen als westdeutsche Frauen.

## 1 Einleitung

Die Erforschung des Heiratsverhaltens ist von zentraler soziologischer Bedeutung, da es sich auf diverse demographisch relevante Prozesse wie die Geburtenentwicklung, Scheidungsziffern und das Erwerbsverhalten auswirkt (Diekmann 1993). Trotz pessimistischer Einschätzungen hinsichtlich der Zukunft der Ehe (Popenoe 1993) sind nach wie vor Personen, die dauerhaft ledig bleiben, in der Minderzahl: So werden z.B. voraussichtlich 71 % der im Jahr 1965 geborenen Männer und 82 % der Frauen mindestens einmal in ihrem Leben heiraten (Schneider / Rüger 2007: 133). Dennoch lässt sich nicht leugnen, dass in den letzten Jahrzehnten in Deutschland und in vielen anderen westlichen Ländern ein tiefgreifender Wandel des Heiratsverhaltens stattgefunden hat, der sich in einem Aufschub der Eheschließung in ein höheres Lebensalter sowie in einem Anstieg des Anteils dauerhaft lediger Personen äußert (Hill / Kopp 2006: 52ff).

Hinter längerfristigen, globalen demographischen Entwicklungen wie der skizzierten „Abkehr von der Ehe“ (Schneider / Rüger 2007: 132) lassen sich jedoch sehr heterogene Ursachenbündel ausmachen: Neben „harten“ sozialstrukturellen Faktoren sind hier vor allem sozialisatorisch vorgeprägte Präferenzen (evident z.B. in den mentalen Ehemodellen der Akteure) von Bedeutung, welche aus spezifischen sozialen Kontexten erwachsen. So greift im Fall Deutschlands das Postulat einer uniformen Abnahme der Heiratsneigung zu kurz, vielmehr kann das Heiratsverhalten der ost- und westdeutschen Teilpopulationen nur sinnvoll in *komparativer Perspektive*, d.h. vor dem Hintergrund seiner stark divergierenden historischen Entstehungsbedingungen, betrachtet werden. Deutschland stellt angesichts der vielschichtigen Transformationsprozesse im Zuge der Wiedervereinigung, die nicht nur makroökonomische, sondern insbesondere in Ostdeutschland für jeden Einzelnen auch persönliche biographische Folgen hatte, einen historischen Sonderfall dar, gewissermaßen ein Quasi-Experiment. Eine angemessene Erklärung des Heiratsverhaltens von Ost- und Westdeutschen muss daher lang-

fristig gewachsene, soziokulturelle Unterschiede den aus der Transformation resultierenden Divergenzen gegenüberstellen. Spezifische Kulturtraditionen und jahrzehntelange konträre politisch-gesellschaftliche Systemerfahrungen, so unsere These, haben die Situationsdefinitionen der Akteure bis in die Gegenwart systematisch und nachhaltig geprägt. Hinzu kommen die immensen wirtschaftlichen Auswirkungen des Transformationsprozesses, die zu einer bis heute andauernden strukturellen Benachteiligung der neuen Bundesländer und zu neuen biographischen Unsicherheiten in der ostdeutschen Bevölkerung geführt haben.

Das Ziel des vorliegenden Beitrags besteht darin, erstmals explizit zu untersuchen, inwieweit die Diskrepanzen im Heiratsverhalten nach der Wende tatsächlich als (temporäre) Transformationsfolge anzusehen sind. Eine Alternativhypothese, die eingehend zu prüfen sein wird, lautet dagegen, dass den divergierenden Heiratsmustern in Ost- und Westdeutschland nach der Wiedervereinigung überdauernde soziokulturelle Unterschiede zugrunde liegen, die sich allenfalls auf lange Sicht nivellieren werden. Zusätzlich wird ein direkter Vergleich des Einflusses dieser beiden Gruppen von Faktoren versucht, indem das Heiratsverhalten von Personen, die nach der Wende ihren Wohnort von Ost- nach Westdeutschland verlegt haben, mit dem der „stationären“ Befragten ohne Ost-West-Mobilität verglichen wird.

Der Beitrag ist wie folgt strukturiert: In Abschnitt 2 werden zunächst der Forschungsstand zu Ost-West-Unterschieden im Übergang zur ersten Ehe sowie potentielle Erklärungsmechanismen diskutiert. In Abschnitt 3 testen wir die relative Erklärungskraft der einzelnen Faktoren auf Basis von Ereignisanalysen. Abschließend folgt eine Diskussion der Befunde (Abschnitt 4).

## 2 Zum Heiratsverhalten ost- und westdeutscher Frauen nach der Wende: Theoretische Überlegungen und Forschungsstand

Im folgenden Abschnitt werden zunächst bestehende empirische Befunde zur Entwicklung des Erstheiratsverhaltens in Ost- und Westdeutschland nach der Wende sowie zu potentiellen Erklärungsfaktoren referiert (2.1). Anschließend wird, als eine Art Synthese, ein Untersuchungsansatz vorgeschlagen, welcher einen differenzierten Vergleich der Erklärungskraft der verschiedenen intervenierenden Variablen ermöglicht (2.2).

### 2.1 Empirische Befunde zu Ost-West-Unterschieden im Heiratsverhalten und zu deren potentiellen Ursachen

Nachdem sich die Heiratsziffern in der DDR seit den 1960er Jahren relativ konstant über dem Niveau in der BRD bewegten (Kopp / Diefenbach 1994), ist bei den ostdeutschen Frauen der jüngeren Geburtskohorten ein deutlicher Aufschub der Erstheirat zu verzeichnen (Huinink / Kreyenfeld 2004), während sich bei den westdeutschen Frauen nur geringfügige Verschiebungen über die Kohorten hinweg zeigen (Kreyenfeld / Konietzka 2004). Insgesamt weisen die ostdeutschen Frauen in der Nachwendezeit eine geringere Heiratsneigung auf als westdeutsche (Huinink 1999; Huinink / Kreyenfeld 2004), was sich auch auf der Aggregatebene in einem entsprechenden Ost-West-Unterschied der Heiratsziffern manifestiert (vgl. Geißler 2006: 336).<sup>1</sup> Zum Heiratsverhalten von Frauen, die von Ost- nach Westdeutschland (oder umgekehrt) übersiedelt sind, existieren nach unserer Kenntnis bislang keine Befunde.

1 Nach amtlichen Statistiken ist seit 2005 zwar eine Nivellierung der zusammengefassten Erstheiratsziffern ost- und westdeutscher Frauen zu konstatieren (Statistisches Bundesamt 2008: 40). Derartige Statistiken sind jedoch im Zusammenhang mit der vorliegenden Fragestellung nur bedingt aussagekräftig, da es sich um Querschnittsmaße handelt, welche anfällig für Verzerrungen z.B. durch Timing-Effekte sind (vgl. Philipov / Kohler 2001).

Es sind bis dato kaum Versuche unternommen worden, Ursachen für die genannten Ost-West-Unterschiede mittels Analysen von Individualdaten zu isolieren. Zwar lässt sich aus verschiedenen Arbeiten schließen, dass ostdeutsche Frauen spezifische Merkmale aufweisen, welche ihre Heiratsneigung senken, z.B. eine im Vergleich zu westdeutschen Frauen höhere Erwerbspartizipation (Adler 2004), eine geringere Religiosität (Pollack / Pickel 2003) sowie eine ungünstigere sozioökonomische Position in Folge der Wiedervereinigung (Geißler 2006). Die relative Bedeutung der einzelnen Faktoren ist jedoch empirisch nahezu völlig ungeklärt.

In einer Querschnittstudie von Huinink (1999) lässt sich der Ost-West-Unterschied in der Verteilung von Lebensformen<sup>2</sup> nur zum Teil durch die berücksichtigten Kovariaten – Bildung, Berufstätigkeit, Religiosität und ehe- bzw. familienbezogene Einstellungen – erklären. Huinink (1999: 136) konstatiert folglich „relevante nicht beobachtete Heterogenität“ zwischen der ost- und der westdeutschen Teilpopulation, welche mit den analysierten Daten nicht weiter aufzudecken sei. Der vorliegende Beitrag knüpft hier an und untersucht die bei Huinink (1999) behandelte Fragestellung auf der Basis von Paneldaten.

In der frühen Forschung wurde der Einbruch im Heiratsverhalten nach der Wende vorwiegend als kollektive „Schockreaktion“ auf den politisch-gesellschaftlichen Umbruch interpretiert (vgl. Kopp / Diefenbach 1994). Angesichts des Fortbestehens von Diskrepanzen in der demographischen Entwicklung in beiden Teilen Deutschlands (vgl. z.B. Kreyenfeld / Konietzka 2004) erscheinen auf Transformationsfolgen beschränkte Erklärungen aber nicht ausreichend. Vielmehr sind bei einem Ost-West-Vergleich Spezifika der ostdeutschen Bevölkerungsstruktur in Rechnung zu stellen, deren Ursprung in der Vorwendezeit liegt und die sich bis heute perpetuiert haben. Hier lassen sich aus gesellschaftshistorischer Perspektive wiederum zwei Arten von Merkmalen unterscheiden: langfristige soziokulturelle Orientierungen, die aus der Zeit vor der Teilung Deutschlands stammen, und Sozialisationserfahrungen der Akteure in fast drei Jahrzehnte währenden, geradezu gegensätzlichen Gesellschaftssystemen. Die genannten drei Dimensionen von Ost-West-Unterschieden werden in den folgenden Abschnitten im Detail erörtert.

### 2.1.1 Langfristige soziokulturelle Orientierungen

Westdeutschland war seit jeher stark durch die süddeutsche katholische Kulturtradition geprägt (vgl. Bertram 1996). Innerhalb dieser wird ein eher konservatives Ehe- und Familienbild favorisiert, nach dem der Eheschließung eine hohe Bedeutung beigemessen und eine Scheidung stark negativ sanktioniert wird. Demgegenüber dominieren in Ostdeutschland traditionell die liberalen bis säkularen Strömungen des überwiegend protestantischen Nordostens (vgl. Pickel 2003). Die daraus resultierenden Ost-West-Unterschiede in der Bedeutung der Religion haben sowohl direkte als auch indirekte Auswirkungen auf das Heiratsverhalten. So ist davon auszugehen, dass religiöse Personen spezifische „mentale Ehemodelle“ aufweisen, nach denen der sakrale Charakter der Ehe als „Bund auf Lebenszeit“ dominiert (Thornton et al. 1992) und eine Eheschließung als ein normativer biographischer Übergang angesehen wird. Die verbreitete Erwartung, dass eine Ehe langfristige emotionale Sicherheit bietet, wird durch den öffentlichen Charakter der Trauung, durch die die Beziehung auch symbolisch und nach außen hin sichtbar bekräftigt wird, noch verstärkt (vgl. Schneider / Rüger 2007: 145). Daneben sind auch indirekte positive Effekte der Religiosität auf die Heiratsneigung zu erwarten, die sich über das Fertilitätsverhalten vermitteln: Bei konfessionell gebundenen bzw. religiösen Personen sind Einstellungen und Werthaltungen wie pronatalistische Ideologien, eine tendenzielle

---

2 Die Analyse beschränkt sich hier allerdings auf Mütter mit Kindern bis zum Alter von 3 Jahren im Haushalt.

Ablehnung von Maßnahmen der Geburtenkontrolle oder ein erhöhter Traditionalismus vorzufinden, die sich primär positiv auf die Fertilitätsneigung auswirken (Brose 2006). Aufgrund der engen Kopplung von Familiengründung und Eheschließung (Nave-Herz 1997) sollte dadurch auch das Heiratsrisiko steigen. Positive Effekte der Religiosität auf die Fertilität werden von Brose (2006) und fördernde Einflüsse auf die Heiratsneigung von Thornton et al. (1992) und Lois (2008) nachgewiesen.

### 2.1.2 *Mittelfristige Sozialisationserfahrungen in differierenden politischen Systemen*

Die im ersten Punkt skizzierten kulturellen Unterschiede könnten durch die unterschiedlichen Systemerfahrungen in der BRD und der DDR noch verstärkt worden sein. So wurde die Etablierung konfessioneller Bindungen und religiöser Aktivitäten in Ostdeutschland durch die strikte Ablehnung und Sanktionierung religiöser Bewegungen seitens der DDR-Führung weitgehend verhindert. Der stark divergierende kirchliche Einfluss spiegelte sich auch in den sehr unterschiedlichen rechtlichen und familienpolitischen Leitlinien in beiden Teilen Deutschlands wider. Die starken, nicht zuletzt materiellen Heiratsanreize (z.B. Ehegattensplitting, aber auch entsprechende Sorgerechtsregelungen) der westdeutschen Sozial- und Familienpolitik standen in Kontrast zu einer zwar familienfreundlichen, aber tendenziell eheindifferenten DDR-Familienpolitik, in der vermutlich nur moderate Heiratsanreize bestanden (vgl. Huinink 1997). Zwar gab es einige sozialpolitische Vergünstigungen für Ehepaare, z.B. in Form eines zinslosen Ehekredits oder einer Priorisierung auf dem Wohnungsmarkt, die Mitnahmeeffekte bewirkt haben dürften (Huinink 1999: 127). Allerdings weisen Kreyenfeld und Konietzka (2004) darauf hin, dass bestimmte familienpolitische Maßnahmen – insbesondere der zwölfmonatige Erziehungsurlaub nach der Geburt (das so genannte „Babyjahr“), welcher unverheirateten Paaren bereits ab dem ersten, Ehepaaren hingegen erst ab dem zweiten Kind gewährt wurde – im Fall der Ehe sogar Nachteile mit sich brachten. Der augenfälligste Unterschied zur BRD betrifft jedoch die antizipierten Folgen im Fall des Scheiterns der Ehe, die aufgrund des umfassenden sozialen Sicherungssystems der DDR vergleichsweise gering ausfielen (vgl. Huinink 1997: 317).<sup>3</sup>

Auch im arbeitsmarktpolitischen Bereich wurden sehr unterschiedliche Strategien verfolgt, die im Fall der DDR auf eine vollständige und möglichst unterbrechungsfreie Erwerbsintegration von Frauen abzielte (Gysi / Meyer 1993). Zwar ist das öffentlich propagierte Leitbild vom egalitären Geschlechterideal wohl eher eine romantische Illusion gewesen (Dannenbeck et al. 1995). Es ist aber davon auszugehen, dass sich in der DDR – anders als im Westen – auf der normativen Ebene eine Kultur der Vollerwerbstätigkeit von Frauen herausbilden konnte (Dornseiff / Sackmann 2003), die – sicher auch aufgrund der besseren Vereinbarkeit von Familie und Beruf – eine breite Etablierung des männlichen Ernährermodells wie in der BRD verhindert hat. Aus Sicht der ökonomischen Theorie bietet eine Ehe (mit traditionaler Arbeitsteilung) Frauen insbesondere dann Kooperationsgewinne, wenn diese nur über ein geringes marktfähiges Humankapital (z.B. Bildung) verfügen, da in diesem Fall die Abwesenheit vom Arbeitsmarkt geringere Opportunitätskosten nach sich zieht. Dieser negative Humankapitaleffekt auf die Heiratsneigung wurde verschiedentlich empirisch belegt (Brüderl / Diek-

3 Als Folge des Systemwechsels sind die Scheidungskosten (z.B. durch die Anpassung des Scheidungsrechts) stark angestiegen. Das drastisch erhöhte wirtschaftliche „Risikopotential“ der Ehe kann als potentielle Ursache der nachhaltigen Dämpfung der Heiratsintensität in Ostdeutschland angesehen werden.

mann 1994).<sup>4</sup> Neben der Bildung müssen allerdings auch die in der Sozialisation erworbenen erwerbsbezogenen Präferenzen explizit berücksichtigt werden (vgl. auch Hakim 2003): So ist der Grad der Verhaltensrelevanz des Humankapitals an die Intention der Frau gebunden, auch tatsächlich einer Erwerbsarbeit nachzugehen. Ihre Berufsorientierung, die nach vorliegenden Befunden das Heiratsrisiko senkt (Clarkberg et al. 1995; Lois 2008), ist für die vorliegende Fragestellung zentral, weil sie bei ostdeutschen Frauen stärker ausgeprägt sein sollte als bei westdeutschen (Adler 2004).

Als weitere potentielle Ursache der Unterschiede im Heiratsverhalten lassen sich die Nachwirkungen der divergierenden Ausländerpolitik in der DDR bzw. BRD ansehen. Wenngleich die DDR-Regierung in den 1970er Jahren Anstrengungen unternahm, Arbeitsmigranten anzuwerben, waren die dortige Ausländerpolitik sowie Ein- und Ausreisemöglichkeiten traditionell ungleich restriktiver als in der BRD (Tränhardt 2007). Der hieraus erwachsene geringere Ausländeranteil an der ostdeutschen Wohnbevölkerung hat sich auch nach der Wiedervereinigung weitgehend erhalten (vgl. Geißler 2006: 232, 250). Angesichts der deutlich höheren Erstheiratsneigung der Bevölkerungsgruppen nichtdeutscher Nationalität (vgl. Statistisches Bundesamt 2008 b: 201) muss davon ausgegangen werden, dass der niedrigere Ausländeranteil einen potentiellen Erklärungsfaktor für die geringere Heiratsintensität in den neuen Bundesländern darstellt.

Nicht alle Spezifika der ostdeutschen Bevölkerungsstruktur wirken sich allerdings dämpfend auf das Heiratsverhalten aus. So konnte in verschiedenen Untersuchungen nachgewiesen werden, dass Ostdeutsche trotz ihrer geringeren Heiratsneigung früher erste Kohabitationserfahrungen sammeln (vgl. Kley / Huinink 2006: 137). Dieses Ergebnis lässt sich auf die beengteren Wohnverhältnisse in Ostdeutschland sowie auf die Tatsache zurückführen, dass ostdeutsche Jugendliche den Übergang ins Erwerbsleben auch in den Nachwendejahren noch früher vollzogen haben. Da Personen in nichtehelichen Lebensgemeinschaften ein höheres Heiratsrisiko aufweisen als getrennt lebende Paare (McGinnis 2003), sollte die höhere Neigung zum Übergang in die Kohabitation der ost- im Vergleich zu den westdeutschen Frauen *ceteris paribus* zu einer *stärkeren* Eheschließungsneigung führen.

Weiterhin kann die nach wie etwas frühere Familiengründung ostdeutscher im Vergleich zu westdeutschen Frauen (vgl. Kreyenfeld 2003) als ein heiratsbegünstigender Faktor angesehen werden. Allerdings deuten vorliegende empirische Studien auch darauf hin, dass Ehe und Familiengründung in Ostdeutschland schwächer aneinander gekoppelt sind. Dafür spricht die Betrachtung individueller Lebensverläufe (vgl. Huinink / Kreyenfeld 2004) sowie der höhere Anteil nichtehelicher Geburten in Ostdeutschland (Konietzka / Kreyenfeld 2005).

### 2.1.3 Transformationsfolgen

In den neuen Bundesländern haben nach dem Zusammenbruch der DDR tiefgreifende und nachhaltige wirtschaftliche und gesellschaftliche Umwälzungen stattgefunden. Hier ist an erster Stelle auf die drastische Zunahme ökonomischer und biographischer Unsicherheiten zu verweisen, welche die persönliche Tragweite von Heiratsentscheidungen massiv erhöht hat. Die im Vergleich zu Westdeutschland deutlich schlechtere ökonomische Lage in den neuen Bundesländern, die sich nicht zuletzt in einem nachhaltigen West-Ost-Gefälle des Haushaltseinkommens manifestiert (Geißler 2006), könnte daher zum Teil für die geringere ostdeutsche Nuptialität in der Nachwendezeit verantwortlich sein. Nach suchtheoretischen Überlegungen

---

4 Hiervon abzugrenzen ist der so genannte Institutioneneffekt der (Aus-)Bildung, der sich darin äußert, dass während der Ausbildungsphase eine verringerte Heiratsintensität zu verzeichnen ist, die zum Teil als Timing-Effekt (Aufschub) angesehen werden kann (Brüderl / Diekmann 1994).

(z.B. Oppenheimer 1988) sollte in Situationen ökonomischer Unsicherheit die Bereitschaft sinken, langfristige Partnerbindungen einzugehen, da die damit verbundenen Unwägbarkeiten über zukünftige Partnermerkmale (z.B. Einkommenspotential) das Risiko der Entscheidung erhöhen. Eine Reihe von US-amerikanischen Studien hat gezeigt, dass junge Frauen in prekären sozioökonomischen Verhältnissen (operationalisiert z.B. über Erhalt staatlicher Transferleistungen) zwar durchaus starke Heiratswünsche bzw. -intentionen äußern, *tatsächlich* jedoch seltener heiraten als ökonomisch privilegierte Frauen (Gibson-Davis et al. 2005; Lichter et al. 2004; 2006; für Deutschland vgl. Lois 2008). Der positive Zusammenhang zwischen sozioökonomischer Position und Heiratsneigung lässt sich auf verschiedene Ursachen zurückführen: Aus qualitativen Studien ist bekannt, dass monetäre Ressourcen von vielen Paaren als Vorbedingung einer Eheschließung angesehen werden (Smock et al. 2005). Weiterhin sind Spezialisierungsvorteile der Ehe daran gebunden, dass das Einkommen des auf Marktarbeit spezialisierten Partners ausreichend ist. Im Falle einer prekären ökonomischen Lage haben Frauen jedoch oft keine andere Wahl, als zur Bestreitung des Lebensunterhalts selbst eine Erwerbsarbeit aufzunehmen (Lichter et al. 2006). Zudem kann sich durch eine Heirat die ökonomische Gesamtsituation des Haushalts sogar verschlechtern, wenn die festgelegten Einkommensgrenzen für staatliche Transferleistungen überschritten werden (vgl. Lichter et al. 2006: 226). Und schließlich kann ein gesichertes Haushaltseinkommen als finanzielle Basis bzw. Vorbedingung einer Familiengründung angesehen werden und sollte somit einen positiven *indirekten* Effekt auf die Eheschließung ausüben.

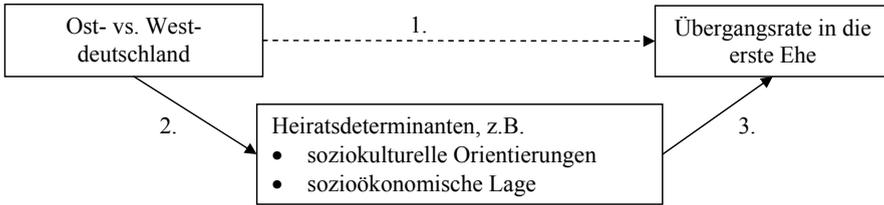
Ähnliches wie für das Einkommen gilt für die Lebenszufriedenheit, die nach den Ergebnissen verschiedener Studien ebenfalls einen positiven Effekt auf die Heiratswahrscheinlichkeit ausübt (Lucas / Clark 2006). Die insgesamt geringere Lebenszufriedenheit in den neuen Bundesländern, für die nach vorliegenden Befunden zum Teil die problematische ökonomische Situation der ostdeutschen Haushalte verantwortlich ist (Gerlach / Stephan 2001), ist daher ein weiterer potentieller Erklärungsfaktor der geringeren Erstheiratsneigung ostdeutscher Frauen.

Einen interessanten Spezialfall stellt in diesem Zusammenhang die Gruppe der Mobilien dar (vgl. Windzio 2007). Personen, die nach der Wiedervereinigung ihren Wohnort von den alten in die neuen Bundesländer (oder umgekehrt) verlegt haben, können zwar auf diese Weise möglicherweise ungünstigen Transformationsfolgen entgehen (bzw. werden diesen erst ausgesetzt); es ist aber nicht zu erwarten, dass sie sich auch einfach ihrer soziokulturellen Wurzeln entledigen können. Daher ist es aufschlussreich zu beobachten, ob die Gruppe der Mobilien ihr Heiratsverhalten an den neuen Kontext anpasst – was für eine entscheidende Bedeutung der Transformationsfolgen spräche – oder ob an den in der Sozialisation geprägten Werthaltungen festgehalten wird.

## 2.2 Fragestellungen und Untersuchungsansatz des vorliegenden Beitrags

Ziel der empirischen Analysen ist die Aufdeckung der vermittelnden Mechanismen, die hinter den beobachtbaren Unterschieden im Heiratsverhalten ost- und westdeutscher Frauen stehen (vgl. hierzu das Pfadmodell in Abbildung 1). Konkret sollen Merkmale identifiziert werden, hinsichtlich derer sich ost- und westdeutsche Frauen unterscheiden (Pfad 2 in Abbildung 1) und die *gleichzeitig* die Erstheiratsneigung beeinflussen (Pfad 3). Unsere Ausgangsfrage lautet dabei: Welche der intervenierenden (vermittelnden) Variablen sind primär dafür verantwortlich, dass die Erstheirat für ostdeutsche Frauen offenkundig weniger attraktiv ist als für westdeutsche: kulturbedingte Präferenzen (z.B. ihre höhere Berufsorientierung) oder transformationsbedingte strukturelle Faktoren (z.B. die schlechtere ökonomischen Situation)? Die primäre Innovation unseres Analyseansatzes auf Basis des Pfadmodells in Abbildung 1 besteht darin, dass die relative Erklärungskraft der intervenierenden Variablen quantifiziert und damit explizit vergleichbar gemacht werden kann (vgl. ausführlicher hierzu Abschnitt 3.2).

Abbildung 1: Schema zur Bedeutung soziokultureller und sozioökonomischer Unterschiede zwischen ost- und westdeutschen Frauen für das Heiratsverhalten



Eine differenzierte Analyse der vermittelten bzw. indirekten Effekte muss der im Theorieteil bereits angesprochenen Möglichkeit Rechnung tragen, dass bestimmte Unterschiede zwischen ost- und westdeutschen Frauen die „wahren“ Diskrepanzen in der Heiratsneigung sogar zum Teil verdecken. So ist z.B. die Heiratsneigung ostdeutscher Frauen verringert, *obwohl* diese früher bzw. häufiger mit ihren Partnern zusammenziehen als westdeutsche Frauen. Wäre die Bereitschaft zur Kohabitation in Ost- und Westdeutschland gleich groß, wäre der beobachtbare Ost-West-Unterschied im Heiratsverhalten sogar noch größer. Die folgende Übersicht (Tabelle 1) systematisiert die intervenierenden Variablen danach, ob diese den negativen Effekt des Merkmals „Ostdeutschland“ auf die Erstheiratswahrscheinlichkeit aus theoretischer Sicht reduzieren oder aber verstärken.

Tabelle 1: Übersicht über zentrale vermittelnde Variablen, welche potentielle Unterschiede im Heiratsverhalten ost- und westdeutscher Frauen erklären

Faktoren, welche die relative Heiratsneigung ostdeutscher Frauen...	
steigern	verringern
<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ frühzeitige Haushaltsgründung</li> <li>▪ frühzeitige Familiengründung</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ geringerer Anteil von Personen nichtdeutscher Nationalität</li> <li>a) kulturelle Faktoren:                             <ul style="list-style-type: none"> <li>– geringere Religiosität / schwächere konfessionelle Bindungen</li> <li>– stärkere Berufsorientierung</li> </ul> </li> <li>b) schwächere Kopplung von Ehe und Familie</li> <li>c) Transformationsfolgen:                             <ul style="list-style-type: none"> <li>– geringere Haushaltseinkommen</li> <li>– geringere Lebenszufriedenheit</li> </ul> </li> </ul>

Wir erwarten für Ost-West-mobile Frauen, dass sie ihre soziokulturellen Wurzeln beibehalten, die negativen Transformationsfolgen jedoch durch die Mobilität abgemildert werden. Was dies für das Heiratsverhalten bedeutet, ist eine empirisch zu klärende Frage.

### 3 Daten und Methode

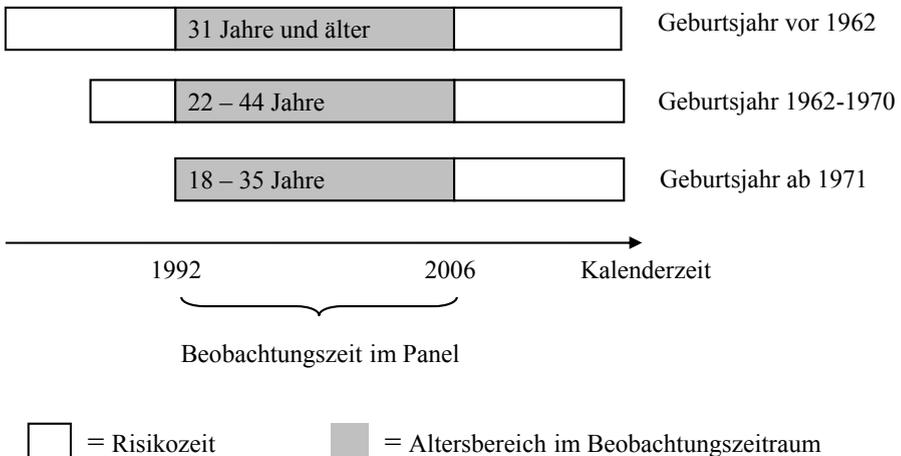
#### 3.1.1 Datengrundlage

Ein zentrales Interesse des Beitrags besteht in der Bestimmung von Effekten zeitveränderlicher Einstellungen und Präferenzen wie z.B. Berufsorientierung oder allgemeine Lebenszufriedenheit. Da in gängigen Retrospektivdatensätzen derartige Erklärungsfaktoren entweder nicht vorhanden sind oder erst *nach* Eintritt des zu erklärenden Ereignisses gemessen werden, greifen wir auf Daten des Sozioökonomischen Panels (SOEP, Teilstichproben A bis E) zurück. Der Beobachtungszeitraum der Analysen erstreckt sich über die Wellen I-W (1992-2006). Die Jahre 1990 und 1991 bleiben unberücksichtigt, da hier wichtige Kovariateninformationen (u.a.

der Typ der nichtehelichen Lebensform) fehlen. In der unbalancierten Panelstichprobe sind insgesamt  $n = 2146$  ledige Frauen ab 18 Jahren vertreten, die zum Zeitpunkt der Welle I (1992) – bzw. zum Zeitpunkt der erstmaligen Befragung im Panel – in einer nichtehelichen Partnerschaft (mit oder ohne gemeinsamen Haushalt) leben. Personen mit Eheerfahrung (geschieden oder verwitwet) werden nicht berücksichtigt, da sich die Determinanten der Erst- und Wiederheirat deutlich unterscheiden (vgl. im Überblick Coleman et al. 2000).

Die Datenstruktur bei Ereignisanalysen auf der Basis von Paneldaten unterscheidet sich vom gewohnten Retrospektivdesign. Im Falle der Paneldaten konstituiert sich der Beobachtungszeitraum über die historische Zeit (hier: 1992-2006), während bei Retrospektivdaten eine Lebensverlaufsperspektive eingenommen wird, indem jedes Individuum vom Beginn der Prozesszeit an beobachtet wird. In Abbildung 2 wird, ähnlich wie in einem Lexis-Diagramm, die Stichprobenzusammensetzung illustriert. Die grafische Darstellung verdeutlicht, dass die Möglichkeiten für einen Kohortenvergleich auf der Basis des vorliegenden Datensatzes begrenzt sind, da die Kohorten nicht über den gesamten Lebensverlauf beobachtet werden und sich zudem innerhalb des Beobachtungszeitraums in unterschiedlichen Altersintervallen befinden. Anders als in der Lebensverlaufsforschung üblich, zielt der vorliegende Beitrag deshalb nicht auf eine Analyse des Kohortenwandels ab; es handelt sich vielmehr um eine *periodenspezifische* Analyse.

Abbildung 2: Altersstruktur der Kohorten im Beobachtungszeitraum



### 3.2 Methode und Operationalisierungen

Im Rahmen von Ereignisanalysen mit Paneldaten kann es vorkommen, dass Personen bereits vor der ersten Befragung dem Risiko des Ereigniseintritts ausgesetzt waren. Dieses Phänomen, das auch auf unsere Stichprobe zutrifft (siehe Abbildung 2), wird als Linksstützung („left truncation“) bezeichnet (Guo 1993). Bei linksgestutzten Daten können die Standardverfahren für zeitkontinuierliche Verlaufsdaten, z.B. die Cox-Regression, nicht eingesetzt werden, da dies mit einer Unterschätzung der Übergangsraten verbunden wäre. Wir verwenden daher die so genannte zeitdiskrete Ereignisdatenanalyse (Singer / Willett 2003: 325-463), die speziell für linksgestutzte Daten bzw. Paneldaten geeignet ist. Darin ist die abhängige Variable binär und zeigt an, ob das interessierende Ereignis zu einem diskreten Zeitpunkt eingetreten ist oder nicht. Das zentrale Konzept der Ereignisdatenanalyse ist die Übergangsrate, die in diesem Fall

als bedingte Wahrscheinlichkeit für einen Zustandswechsel zum Zeitpunkt  $t$  interpretiert werden kann, unter der Voraussetzung, dass die Untersuchungseinheit bis zum Zeitpunkt  $t$  noch der Risikomenge angehört, d.h. dass für sie bisher noch kein Ereignis beobachtet werden konnte.

Die Daten werden so aufbereitet, dass jedes Kalenderjahr eine einzelne Episode darstellt („Personenjahre“). Der Beobachtungszeitraum umfasst maximal 15 Kalenderjahre (1992-2006). Wenn eine Frau also z.B. in 15 aufeinander folgenden Jahren unverheiratet bleibt, gehen für sie 15 rechtszensierte Personenjahre in den Datensatz ein. Der Beobachtungszeitraum endet durch Heirat, Panelmortalität oder Rechtszensierung.

Das Datum der Erstheirat wird im SOEP über eine laufend aktualisierte Ehebiografie erfasst. Die Informationen über eine Heirat im letzten Jahr des Beobachtungszeitraums (2006) stammen also z.B. aus der Befragung im Jahr 2007. Die Kovariateninformationen werden teilweise aus der dem betreffenden Kalenderjahr vorangehenden Befragungswelle entnommen (zeitverzögerte Aufnahme) und zu einem anderen Teil aus der Befragungswelle im entsprechenden Kalenderjahr (s.u.).<sup>5</sup> Der Übergang in die erste Ehe wird für Paare mit und ohne gemeinsamen Haushalt (LAT und NEL) analysiert; Veränderungen der Partnerschaftsform werden jährlich aktualisiert. Der Beobachtungszeitraum kann, entsprechend einer Lebensverlaufsperspektive, mehrere Partnerschaften umfassen. Personenjahre, in denen die Befragten keinen Partner haben, fließen nicht in die Analyse ein.

Zur Auswertung der Daten greifen wir zunächst auf ein „konventionelles“ Analyseverfahren zurück; im Falle der zeitdiskreten Ereignisdatenanalyse handelt es sich hierbei um ein logistisches Regressionsmodell (Singer / Willett 2003: 357-406). Tabellarisch ausgewiesen werden hier jeweils Logit-Koeffizienten ( $b$ ). Ein positiver Logit-Koeffizient zeigt einen positiven Effekt der entsprechenden Kovariate auf die Übergangsrate an und umgekehrt. Von besonderem Interesse sind jedoch die über die intervenierenden Variablen *vermittelten* (d.h. indirekten) Effekte (vgl. Abbildung 1). In einem konventionellen hierarchischen Regressionsmodell können diese zwar per Augenschein, d.h. anhand der Veränderung des Ausgangseffekts, beurteilt werden. Ein Signifikanztest für indirekte Effekte ist jedoch nur mit Hilfe von pfadanalytischen Methoden möglich. Wir berechnen daher zusätzlich ein Pfadmodell auf der Basis derselben Daten unter Verwendung der Software *MPlus*. Die direkten Effekte (1. und 3. in Abbildung 1) unterscheiden sich dabei kaum von der konventionellen Analyse; aus diesem Grund beschränkt sich die Darstellung des Pfadmodells auf die indirekten Effekte (zum Prinzip der Effekterlegung vgl. Bollen 1987). Diese berechnen sich aus dem Produkt der beiden Teileffekte (etwa [West → Berufsorientierung] × [Berufsorientierung → Übergangsrate]) und nehmen daher deutlich niedrigere Werte an als die herkömmlicherweise berichteten direkten Effekte. Im Pfadmodell wird durch eine Korrektur der Standardfehler berücksichtigt, dass eine Person mehrfach in den Datensatz einfließt; in der konventionellen Ereignisdatenanalyse ist dies nicht notwendig (Allison 1995: 223).

Im Folgenden wird erläutert, wie die Kovariaten operationalisiert werden. Tabelle A1 im Anhang enthält zudem eine deskriptive Darstellung der Stichprobenkomposition.<sup>6</sup>

5 Einige Erklärungsfaktoren, z.B. Berufsorientierung und Religiosität, fließen nicht zeitverzögert ein, da sie nur unregelmäßig abgefragt wurden. Aufgrund des unbalancierten Paneldesigns hätte eine zeitverzögerte Aufnahme hier zu einer deutlichen Reduktion der Fallzahl geführt.

6 Bei der Stichprobendeskription in Tabelle A1 ist zu beachten, dass dieselben Personen mehrfach in den Datensatz einfließen und sich die Tabelle insofern auf die Gesamtheit der *Personenjahre* im Beobachtungszeitraum bezieht. Zum Beispiel bedeutet der Wert 0.49 in der Zeile „Lebensform NEL“ für westdeutsche Frauen nicht, dass 49 % der untersuchten Frauen in einer NEL leben. Vielmehr entfallen 49 % der Personenjahre auf den „Zustand“ NEL.

- *Verweildauer*: Der glockenförmige, d.h. zunächst ansteigende und dann wieder abfallende Zusammenhang zwischen Heiratsrisiko und Lebensalter, wird durch die Aufnahme des Lebensalters als linearer und logarithmierter Term modelliert.
- Zur Kontrolle von *Periodeneffekten* wird die laufende Nummer der Panelwelle kontrolliert.
- Der *Partnerschaftstyp* wird mit Hilfe einer zeitveränderlichen kategorialen Variablen erfasst, welche die Ausprägungen nichteheliche Lebensgemeinschaft (NEL; unverheiratetes Paar mit gemeinsamem Haushalt) oder „living apart together“ (LAT; unverheiratet, getrennte Haushalte) annehmen kann.
- Die zeitabhängige Dummyvariable „*Familiengründung vollzogen*“ misst, ob die jeweilige Frau laut ihrer laufend aktualisierten Geburtsbiografie die Familiengründung vollzogen hat. Sie nimmt dann die Ausprägung 1 an, wenn vor Beginn des Beobachtungszeitraums im Jahr 1992, in der Episode t oder in der Episode t+1 (codiert als Schwangerschaft in Episode t) ein Kind geboren wird.
- Die Operationalisierung des Bildungsniveaus basiert auf der CASMIN-Klassifikation (Brauns / Steinmann 1999). In der Analyse berücksichtigt wird eine Dummy-Variable (Casmin 3), welche die Ausprägung 1 annimmt, wenn die Person einen tertiären Abschluss – Fachhochschule oder Universität – hat.
- Zusätzlich fließt eine zeitveränderliche und zeitverzögerte (t-1) Dummy-Variable ein, die erfasst, ob sich die betreffende Person in einer *Ausbildungsphase* (Schul- oder Berufsausbildung bzw. Studium; keine Weiterbildung) befindet.
- Die *Berufsorientierung* auf der Einstellungsebene wird durch Fragen gemessen, wie wichtig die „Arbeit“ bzw. der „berufliche Erfolg“ für die Zufriedenheit der jeweiligen Frau sind (Antwortformat von 1 = sehr unwichtig bis 4 = sehr wichtig). Diese Fragen wurden in den Jahren 1992, 1994, 1998, 1999 und 2004 gestellt.
- Die *Religiosität* wird mit Hilfe einer Skala gemessen, die auf der „Wichtigkeit des Glaubens für die eigene Zufriedenheit“ und der „Häufigkeit von Kirchengang und Teilnahme an anderen religiösen Veranstaltungen“ basiert (Antwortformate von 1 = sehr unwichtig bis 4 = sehr wichtig bzw. 1 = nie bis 5 = täglich). Die Kirchengangshäufigkeit wurde im Beobachtungszeitraum insgesamt 11-mal erhoben, die Frage zur Wichtigkeit des Glaubens in den Wellen 1994, 1998 und 1999. In die Modelle geht zusätzlich eine nicht zeitabhängige Dummy-Variable ein, die den Wert 1 annimmt, wenn die betreffende Person konfessionslos ist.
- Das zeitabhängige *Haushaltsnettoeinkommen* (in EUR) wird zeitverzögert aufgenommen (t-1) und nach dem Kriterium der im Haushalt lebenden Personen bedarfsgewichtet (Gewichtung nach der neuen OECD-Skala: Haupteinkommensbezieher = 1.0, weitere Haushaltsmitglieder über 14 Jahre = 0.5, Haushaltsmitglieder unter 14 Jahre = 0.3; vgl. Geißler 2006: 79). Um die Rechtsschiefe des Einkommens zu kompensieren, geht dieses Merkmal in logarithmierter Form in die Analyse ein. Die Verwendung des Haushaltseinkommens anstelle der persönlichen Einkommen beider Partner begründet sich dadurch, dass bei getrennten Haushalten keine Informationen zum Einkommen des nicht im befragten Haushalt lebenden Partners vorhanden sind.
- Darüber hinaus fließt die *allgemeine Lebenszufriedenheit* (10fach abgestufte Skala von 1 = sehr unzufrieden bis 10 = sehr zufrieden) zeitverzögert (t-1) in die Modelle ein. Die entsprechende Frage wird in jeder SOEP-Welle gestellt.
- Im SOEP sind Ausländer bzw. Zuwanderer (Teilstichprobe D) überrepräsentiert. Es wird daher für eine *deutsche Staatsangehörigkeit* kontrolliert.
- Hinsichtlich der Unterscheidung zwischen *Ost- und Westdeutschland* stehen im SOEP zwei Möglichkeiten zur Verfügung: zum einen der aktuelle Wohnort und zum anderen der Wohnort vor der Wiedervereinigung (erhoben im Jahr 2003, Welle T). Im Folgenden werden drei Gruppen berücksichtigt: Erstens Frauen, die dauerhaft in Westdeutschland

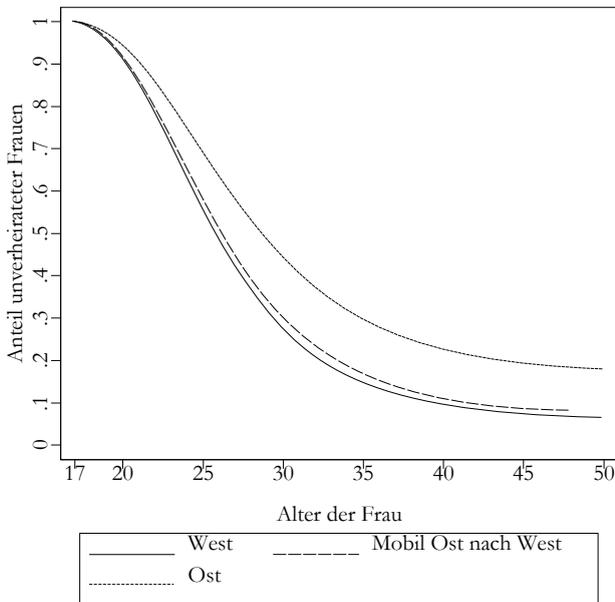
wohnen ( $n = 1347$  Frauen,  $n = 500$  beobachtete Eheschließungen), zweitens Frauen, die nach 1990 von Ost- nach Westdeutschland gezogen sind ( $n = 128$  Frauen,  $n = 45$  Eheschließungen) und drittens Frauen, die dauerhaft in Ostdeutschland wohnen ( $n = 638$  Frauen,  $n = 155$  Eheschließungen). Die vierte mögliche Kombination – in Westdeutschland aufgewachsen mit Umzug nach Ostdeutschland – umfasst nur  $n = 33$  Personen und ist daher zu klein, um in der Analyse berücksichtigt werden zu können; die entsprechenden Personen werden der ersten Kategorie (Frauen mit Wohnort in Westdeutschland) zugeordnet.

## 4 Ergebnisse

### 4.1 Deskriptive Ergebnisse: Welche Ost-West-Unterschiede finden sich hinsichtlich der Erstheiratsneigung?

Im folgenden Abschnitt wird zunächst das Ausmaß der Ost-West-Unterschiede in der Erstheiratsneigung ohne Kontrolle von Erklärungsfaktoren betrachtet. In Abbildung 3 wird zu diesem Zweck der Verlauf der Überlebensfunktionen<sup>7</sup> für den Übergang in die erste Ehe dargestellt. Die Berechnung basiert auf den Vorhersagewerten des Regressionsmodells 1 in Tabelle 2 (vgl. Singer / Willett 2003: 391ff).

Abbildung 3: Übergang ost- und westdeutscher Frauen zur ersten Ehe (Überlebensfunktionen)



Quelle: SOEP (Wellen I bis W (1992-2006), eigene Berechnungen)

<sup>7</sup> Die Überlebensfunktion wird für ein Lebensjahr  $t$  berechnet, indem der Wert der Überlebensfunktion des vorangehenden Lebensjahres ( $t-1$ ) mit der Differenz aus 1 minus der Hazardrate im Lebensjahr  $t$  multipliziert wird (siehe Singer / Willett 2003: 337). Da es sich im vorliegenden Fall um eine Panelanalyse auf der Basis eines Multi-Kohorten-Designs handelt, sind die Überlebensfunktionen etwas anders zu interpretieren als gewohnt: Für die nach 1971 geborenen Frauen kann die Überlebensfunktion z.B. nur bis zum 35. Lebensjahr berechnet werden. Die Schätzung ab dem 35. Lebensjahr basiert daher auf Frauen, die vor 1971 geboren wurden.

Bezüglich der Ost-West-Unterschiede kommen wir zu vergleichbaren Ergebnissen wie Untersuchungen auf der Basis von Retrospektivdaten (z.B. Kreyenfeld / Konietzka 2004): Die Heiratsneigung ostdeutscher Frauen ist in dem von uns untersuchten Beobachtungszeitraum (1992-2006) geringer als in der westdeutschen Referenzgruppe. Der Median der Überlebenszeit, d.h. das Alter, in dem genau 50 % der Frauen der entsprechenden Gruppe geheiratet haben, beträgt bei westdeutschen Frauen 25,6 Jahre und bei mobilen Frauen 26,1 Jahre. Bei ostdeutschen Frauen liegt der Median dagegen mit 28,6 Jahren etwa zweieinhalb Jahre höher. Geht man davon aus, dass (Erst-)Heiratsprozesse im 50. Lebensjahr weitgehend abgeschlossen sind, resultiert aus diesen Schätzungen eine deutlich geringere Quote (voraussichtlich) dauerhaft lediger Personen (mit Partner) unter den westdeutschen Frauen (6,5 %) als unter den ostdeutschen (17,8 %). Überraschend deutlich zeigt sich, dass diejenigen Frauen, die von Ost- nach Westdeutschland umgezogen sind, dem westdeutschen Heiratsmuster folgen. Die entsprechende Überlebensfunktion liegt mit der westdeutschen Gruppe praktisch gleichauf.

Ferner wurde überprüft, ob sich Hinweise auf eine Ost-West-Angleichung im Heiratsverhalten über die Zeit finden lassen. Zu diesem Zweck wurde ein Interaktionseffekt zwischen der Panelwelle und der Ost-West-Variablen berechnet (nicht dargestellt), der jedoch nicht signifikant wird. Es lassen sich auf der Basis der vorliegenden Daten also weder Hinweise auf eine Ost-West-Angleichung noch auf einen divergenten Trend über die Zeit finden.

#### *4.2 Multivariate Analysen: Welche Ursachen sind für die Ost-West-Unterschiede im Heiratsverhalten verantwortlich?*

In Tabelle 2 sind die Ergebnisse der multivariaten Ereignisanalysen dargestellt. In Modell 1 ist zunächst ersichtlich, dass die im Vergleich höhere Heiratsneigung westdeutscher Frauen ( $b = 0.45$ ) statistisch hochsignifikant ist. Ähnliches gilt für die höhere Übergangsrate von Personen, die von Ost- nach Westdeutschland umgezogen sind gegenüber solchen mit dauerhaftem Wohnsitz in den neuen Bundesländern ( $b = 0.51$ ). In den Modellen 2 bis 5 werden nun schrittweise Kovariaten eingeführt, um diese Gruppenunterschiede zu erklären.

Tabelle 2: Übergang in die erste Ehe bei ostdeutschen, westdeutschen und mobilen Frauen (zeitdiskrete Ereignisdatenanalyse)

	Modell				
	1	2	3	4	5
Logit-Koeffizienten (b)					
<i>Ost-West-Klassifikation (Referenz: dauerhaft in Ostdeutschland lebende Frauen)</i>					
Wohnsitz durchgängig in Westdeutschland	0.45**	0.40**	0.24*	0.14	0.21
Mobilität von Ost- nach Westdeutschland	0.51**	0.50**	0.50**	0.44*	-0.22
<i>Intervenierende Variablen</i>					
Deutsche Staatsangehörigkeit	-	-0.55**	-0.51**	-0.50**	-0.80**
Bildung (Casmin 3)	-	0.21 <sup>+</sup>	0.22 <sup>+</sup>	0.17	0.28*
In Ausbildung (t-1)	-	-0.33**	-0.35**	-0.34**	-0.07
Berufsorientierung	-	-0.18**	-0.18**	-0.18**	-0.11
Konfessionslos	-	-	-0.21 <sup>+</sup>	-0.21*	-0.15
Religiosität	-	-	0.16**	0.14**	0.21**
Haushaltsäquivalenzeinkommen (t-1)	-	-	-	0.23**	0.31**
Allgemeine Lebenszufriedenheit (t-1)	-	-	-	0.05*	0.07**
Familiengründung vollzogen	-	-	-	-	1.26**
Lebensform NEL (Ref.: LAT)	-	-	-	-	0.68**
<i>Interaktionseffekte</i>					
Lebensform NEL × West	-	-	-	-	0.50*
NEL × Mobilität West nach Ost	-	-	-	-	1.05 <sup>+</sup>
<i>Zeiteffekte</i>					
Alter (-16 Jahre)	-0.24**	-0.24**	-0.24**	-0.24**	-0.21**
Alter (-16 Jahre) logarithmiert	3.26**	3.10**	3.11**	3.13**	2.19**
Panelwelle	-0.04**	-0.04**	-0.04**	-0.03**	-0.03**
Pseudo-R <sup>2</sup> (Nagelkerke)	0.052	0.060	0.065	0.068	0.163

Quelle: SOEP (Wellen I bis W (1992-2006), eigene Berechnungen)

Anmerkungen: n = 2146 Frauen, n = 700 Heiratsereignisse und n = 7497 rechtszensierte Personennjahre; + p < 0.10; \* p ≤ 0.05; \*\* p ≤ 0.01.

In Modell 2 können zunächst einige Befunde aus der Heiratsforschung bestätigt werden (vgl. im Einzelnen die im Forschungsüberblick genannten Befunde). Frauen, die sich in einer Ausbildungsphase befinden, weisen eine niedrigere Übergangsrate in die erste Ehe auf, ebenso wie hoch berufsorientierte Frauen. Der Einfluss eines tertiären Bildungsabschlusses ist – bei Kontrolle der Berufsorientierung – dagegen tendenziell positiv. Ferner weisen Frauen mit Migrationshintergrund, verglichen mit der deutschen Referenzgruppe, eine höhere Heiratsneigung auf, wobei eine Differenzierung dieses Befundes für einzelne Nationalitäten fallzahlbedingtd leider nicht möglich ist.

Im Hinblick auf die zu erklärenden Ost-West-Unterschiede zeigt sich im Vergleich der Modelle 1 und 2, dass sich die Differenz zwischen westdeutschen und ostdeutschen Frauen von b = 0.45 auf b = 0.40 reduziert. Das konventionelle Regressionsmodell gibt jedoch keinerlei Aufschluss über die relativen Erklärungsbeiträge der einzelnen intervenierenden Variablen. Daher werden – und hier liegt die methodische Neuerung des Beitrages – die theoretisch interessierenden indirekten Effekte mit Hilfe eines Pfadmodells direkt berechnet (siehe Tabelle 3).<sup>8</sup> Die höhere Heiratsneigung westdeutscher Frauen wird danach erwartungsgemäß zu einem Teil dadurch erklärt, dass sie weniger berufsorientiert sind als ostdeutsche Frauen (siehe Tabelle A1). Dies zeigt sich darin, dass der indirekte Effekt „durchgängiger Wohnsitz in West-

8 Es handelt es sich um ein multivariates Pfadmodell, das dieselben intervenierenden Variablen enthält wie Modell 4 in Tabelle 2 und zusätzlich die Variable „Familiengründung vollzogen“. Die vermittelten Effekte der Berufsorientierung werden, aufgrund des engen Zusammenhangs dieser beiden Variablen, allerdings ohne Kontrolle der Familiengründung geschätzt.

deutschland → Berufsorientierung → Übergangsrate“ signifikant ist (Beta = 0.01; t = 2.1). Anders verhält es sich beim Ausbildungsstatus und beim Bildungsniveau: Unter Kontrolle der Berufsorientierung üben diese Merkmale keinen *vermittelten* Effekt auf das Heiratsverhalten aus, d.h. sie beeinflussen zwar die Übergangsrate in die erste Ehe (s.o.), ihre Ausprägung unterscheidet sich aber nicht deutlich zwischen west- und ostdeutschen Frauen. Ähnliches gilt für die Nationalität, die multivariat, entgegen den Erwartungen, keine signifikanten Beiträge zur Erklärung der Ost-West-Differenz liefern kann (Beta = 0.02; t = 1.5).

Wie vermutet, wirken sich eine starke Religiosität sowie konfessionelle Bindungen fördernd auf das Risiko einer Erstheirat aus (vgl. Tabelle 2, Modell 3). Der deutliche Rückgang des Koeffizienten „Wohnsitz durchgängig in Westdeutschland“ von  $b = .40$  in Modell 2 auf  $b = .24$  in Modell 3 verweist darauf, dass die sehr unterschiedliche Bedeutung des Religiösen einen wichtigen Erklärungsfaktor für das differierende Heiratsverhalten in Ost- und Westdeutschland darstellt. Eine Betrachtung der indirekten Effekte (Tabelle 3) präzisiert diesen Befund dahingehend, dass multivariat der Religiosität, nicht aber der konfessionellen Bindung, eine signifikante Erklärungskraft zukommt.

Mit der Berufsorientierung und der Religiosität haben sich bisher zwei soziokulturelle Merkmale als erklärungskräftig erwiesen, deren Ursprung zum Teil auf eine Zeit lange vor der Wende zurückgeht. In den folgenden Analysen wird überprüft, welche Rolle demgegenüber die tiefgreifenden Umwälzungen der Nachwendezeit (z.B. die ökonomische Deprivation) bei der Erklärung des differierenden Heiratsverhaltens spielen. Im nächsten Schritt wird daher die soziale Lage über eine objektive Messung (als Haushaltsäquivalenzeinkommen) sowie auf der Wahrnehmungsebene (Lebenszufriedenheit) erfasst. Beide Merkmale sind erwartungsgemäß positiv mit dem Risiko einer Erstheirat verbunden (vgl. Modell 4 in Tabelle 2).

*Tabelle 3: Spezifische indirekte Effekte auf die Übergangsrate in die erste Ehe*

West versus Ost	Beta	t-Wert
West (Ref.: Ost) → Familiengründung → Übergangsrate	-0.168**	-7.8
West → Bildung (Casmin 3) → Übergangsrate	-0.006	-1.6
West → In Ausbildung → Übergangsrate	0.000	0.0
West → Berufsorientierung → Übergangsrate	0.010*	2.1
West → Religiosität → Übergangsrate	0.023**	2.6
West → Konfessionslos → Übergangsrate	0.022	0.7
West → Haushaltseinkommen → Übergangsrate	0.069**	4.9
West → Lebenszufriedenheit → Übergangsrate	0.018*	2.2
West → deutsche Staatsangehörigkeit → Übergangsrate	0.019	1.5
Mobil von Ost nach West versus Ost	Beta	t-Wert
Ost nach West (Ref.: Ost) → Familiengründung → Übergangsrate	-0.031**	-3.3
Ost nach West → Bildung (Casmin 3) → Übergangsrate	0.002	0.4
Ost nach West → In Ausbildung → Übergangsrate	0.005	0.7
Ost nach West → Berufsorientierung → Übergangsrate	0.007	1.2
Ost nach West → Religiosität → Übergangsrate	0.004	0.9
Ost nach West → Konfessionslos → Übergangsrate	0.003	0.6
Ost nach West → Haushaltseinkommen → Übergangsrate	0.021*	2.2
Ost nach West → Lebenszufriedenheit → Übergangsrate	0.010 <sup>+</sup>	1.8

Quelle: SOEP (Wellen I-W, 1992-2006, eigene Berechnungen)

Anmerkungen: Indirekte Effekte der Berufsorientierung ohne Kontrolle der Variable „Erstes Kind“; +  $p < 0.10$ ; \*  $p \leq 0.05$ ; \*\*  $p \leq 0.01$

Bei Kontrolle des Einkommens und der Zufriedenheit in Modell 4 ist der Unterschied zwischen west- und ostdeutschen Frauen vollständig aufgeklärt, d.h. der entsprechende Koeffizient ( $b = 0.14$ ) ist nicht mehr signifikant. Die Analyse der vermittelten Mechanismen (Tabelle

3) bestätigt, dass die höhere Übergangsrate westdeutscher Frauen in die erste Ehe zum Teil durch ihr höheres Haushaltseinkommen und ihre größere Lebenszufriedenheit erklärbar ist (siehe auch Tabelle A1). Beide indirekten Effekte sind signifikant, wobei der über das Haushaltseinkommen vermittelte Einfluss deutlich stärker ist (Beta = 0.07;  $t = 4.9$ ).

Schließlich werden in Tabelle 2 (Modell 5) mit der Familiengründung und der Lebensform zwei Indikatoren eingeführt, die wesentliche Teilschritte im partnerschaftlichen Institutionalisierungsprozess markieren. In Modell 5 ist ersichtlich, dass Frauen, die entweder schon vor Beginn des Beobachtungszeitraums oder zwischen 1992 und 2006 den Übergang zur Familiengründung vollziehen, eine höhere Übergangsrate in die erste Ehe aufweisen. Die Befunde in Tabelle 3 deuten zudem darauf hin, dass ostdeutsche Frauen die Familiengründung zu einem höheren Anteil vollziehen bzw. vollzogen haben als westdeutsche. Der negative indirekte Effekt „West → Familiengründung → Übergangsrate“ ist signifikant und ausgesprochen stark (Beta = -0.17;  $t = -7.8$ ). Westdeutsche Frauen heiraten also mit größerer Wahrscheinlichkeit als ostdeutsche, *obwohl* sie seltener bzw. später ihre Familie gründen (Suppression). Bei der Interpretation sind allerdings verschiedene Aspekte zu bedenken: Zum einen wird dieser Effekt wahrscheinlich dadurch verstärkt, dass die Neigung zur Familiengründung in der DDR-Zeit besonders stark ausgeprägt war. Zum anderen ist die Kopplung zwischen der Geburt der ersten Kindes und der Eheschließung in Ostdeutschland traditionell schwächer (siehe Konietzka / Kreyenfeld 2005 und Abschnitt 4.3). Darüber hinaus ist es auch konzeptionell nicht unproblematisch, die Familiengründung als Ursache der Eheschließung anzusehen, da ohne die Kenntnis des *Entscheidungsprozesses* die kausale Verknüpfung unklar bleiben muss (Blossfeld et al. 1999).

Im Hinblick auf den Typ der partnerschaftlichen Lebensform (LAT versus NEL) stellte sich in weiterführenden Analysen heraus, dass der – verglichen mit LAT – positive Effekt einer nichtehelichen Lebensgemeinschaft auf die Übergangsrate in die Ehe in seiner Stärke zwischen west- und ostdeutschen Frauen variiert. Dies kommt in den signifikanten Interaktionseffekten in Modell 5 zum Ausdruck. Sie zeigen, dass der heiratsfördernde Effekt der Lebensform NEL bei westdeutschen Frauen sowie bei mobilen Frauen stärker ist als bei ostdeutschen Frauen.<sup>9</sup>

Die Betrachtung von Personen, die nach 1990 von Ost- nach Westdeutschland umgezogen sind ( $n = 128$ ), führt zu einigen interessanten zusätzlichen Befunden. Anders als beim Vergleich von nicht mobilen Frauen kann die höhere Heiratsneigung in dieser Gruppe (siehe Tabelle 2, Modell 1) nicht über die *sozialisationsbedingten* Merkmale Berufsorientierung und Religiosität erklärt werden. Wie Tabelle 3 dokumentiert, sind die entsprechenden indirekten Effekte nicht signifikant.<sup>10</sup> Eine Verlegung des Wohnsitzes nach Westdeutschland scheint also, im Gegensatz zum Heiratsverhalten, keine deutliche Veränderung dieser Merkmale im Sinne einer Anpassung an den westdeutschen Kontext zu bewirken. Ein anderes Bild ergibt sich dagegen bei den *transformationsbedingten* Faktoren: Das höhere Haushaltseinkommen sowie die größere Lebenszufriedenheit von Frauen mit Ost-West-Mobilität (siehe Tabelle A1) er-

9 Die Aufnahme der Interaktionseffekte hat Konsequenzen für die Interpretation der konditionalen Haupteffekte in Modell 5 (vgl. hierzu Frazier et al. 2004): Die Haupteffekte der beiden Gruppenindikatoren (westdeutsche bzw. mobile Frauen,  $b = .21$  und  $b = -.22$ ) beziehen sich nun ausschließlich auf Frauen, die direkt aus einer Partnerschaft mit *getrennten Haushalten* (LAT) heiraten. Hier bestehen in Modell 5 keinerlei signifikante Ost-West-Unterschiede mehr. Der konditionale Haupteffekt der nichtehelichen Lebensform ( $b = .68$ ) bezieht sich auf *ostdeutsche* Frauen. Der Effekt einer NEL auf die Übergangsrate wird für *westdeutsche* Frauen folgendermaßen berechnet:  $b = (\text{Haupteffekt} + \text{Interaktionseffekt}) = 0.68 + 0.50 = 1.18$ .

10 Tabelle A1 im Anhang zeigt allerdings, dass die Berufsorientierung von Frauen mit Ost-West-Mobilität näher an der Ausprägung westdeutscher Frauen liegt als an derjenigen der „stationären“ ostdeutschen Frauen. Bei der Religiosität zeigen sich zwischen dauerhaft in Ostdeutschland wohnenden und mobilen Frauen dagegen kaum Unterschiede.

klären teilweise, warum diese Gruppe eine höhere Übergangsrates in die erste Ehe aufweist als die ostdeutsche Vergleichsgruppe (siehe Tabelle 3). Frauen, die nach Westdeutschland umgezogen sind, sind also entweder von vornherein materiell besser gestellt als nicht mobile Frauen (vgl. zu entsprechenden Selektionseffekten Windzio 2007) oder haben in ökonomischer Hinsicht (z.B. durch berufliche Mobilität) profitiert. In jedem Fall wirken sich ihr höheres Einkommen und ihre größere Zufriedenheit positiv auf die Heiratsneigung aus.

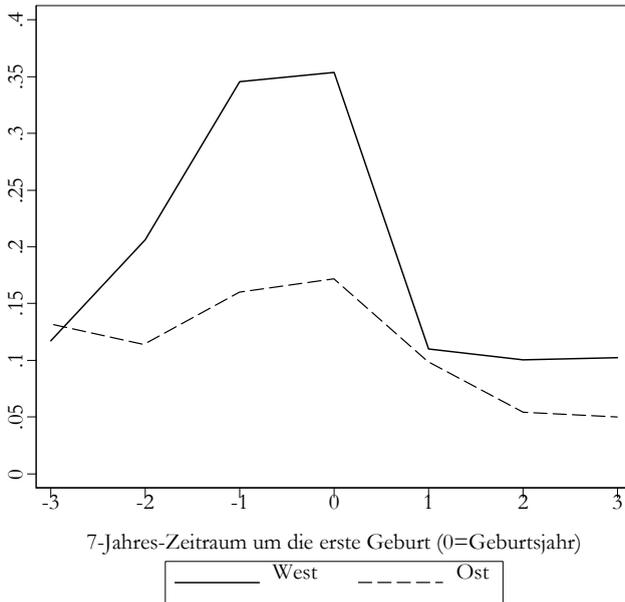
Darüber hinaus ergeben sich Hinweise darauf, dass sich die mobilen Frauen nicht nur in ihrem Heirats-, sondern auch in ihrem *Geburtenverhalten* an das westdeutsche Muster anpassen. Sie vollziehen, wie der signifikante indirekte Effekt in Tabelle 3 bestätigt, zu einem geringeren Anteil die Familiengründung als die ostdeutsche Referenzgruppe (Beta = -0.03; t = -3.3).

#### 4.3 Exkurs: Die Kopplung zwischen Familiengründung und Erstheirat im Ost-West-Vergleich

In den bisher berechneten Regressionsmodellen wurde nicht berücksichtigt, dass die Stärke des positiven Zusammenhangs zwischen der Familiengründung und der Übergangsrates in die Ehe für ost- und westdeutsche Frauen möglicherweise variiert. Um die Kopplung von Ehe und Familiengründung überprüfen zu können, wurde daher ein zusätzlicher Datensatz aufbereitet, der ausschließlich aus ledigen ost- und westdeutschen Frauen besteht, die im Zeitraum 1992-2006 ihr erstes Kind geboren haben. Die Analyse des Übergangs in die erste Ehe erfolgt hier in einem Beobachtungszeitraum, der um die Geburt des ersten Kindes zentriert wird (siehe Abbildung 4).<sup>11</sup> Die Ost-West-Klassifikation basiert hier auf dem Wohnort vor 1990; mobile Frauen werden aufgrund der relativ kleinen Fallzahl nicht getrennt berücksichtigt.

11 Die hier gewählte Vorgehensweise ist nicht unumstritten, da die Prozesszeit um ein *gegebenes* Ereignis, hier die Geburt des ersten Kindes, zentriert wird. D.h., dass nur Frauen in die Analyse einfließen, die den Übergang zur Elternschaft innerhalb des Beobachtungszeitraums vollziehen (Hoem / Kreyenfeld 2006).

Abbildung 4: Übergang ost- und westdeutscher Frauen zur ersten Ehe in Abhängigkeit von der Geburt des ersten Kindes (zeitdiskrete Ereignisdatenanalyse)



Quelle: SOEP (Wellen I bis W (1992-2006), eigene Berechnungen)

Der Wert 0 auf der x-Achse des dargestellten Diagramms entspricht dem Jahr, in dem das erste Kind geboren wird. Der Wert -1 bezieht sich entsprechend auf das Jahr vor und der Wert 1 auf das Jahr nach der Geburt. Auf der y-Achse wird die bedingte Heiratswahrscheinlichkeit im jeweiligen Kalenderjahr abgetragen. Es zeigt sich, dass das Heiratsrisiko in der Gesamtstichprobe im Vorfeld der ersten Geburt sukzessive ansteigt (vgl. Blossfeld et al. 1999; Hoem / Kreyenfeld 2006). Der in Abbildung 4 dargestellte Verlauf der Übergangsraten offenbart jedoch gleichzeitig gravierende Unterschiede im Timing der Eheschließung bei ost- und westdeutschen Frauen. In der westdeutschen Gruppe steigt die Hazardrate bereits vor der Schwangerschaft (2 Jahre vor der Geburt), vor allem aber im Jahr vor der Geburt steil an; zudem ist dieser Anstieg stärker ausgeprägt als bei den ostdeutschen Frauen.

In zusätzlich durchgeführten Analysen können wir durch die Berechnung von Interaktionseffekten bestätigen, dass der Anstieg der Übergangsrate im Jahr vor der Erstgeburt und im Jahr der Familiengründung bei westdeutschen Frauen signifikant stärker ausgeprägt ist als bei ostdeutschen (nicht dargestellt). Im Ergebnis heißt dies, dass der in den weiter oben dargestellten Regressionsmodellen ausgewiesene Effekt der Familiengründung auf die Übergangsrate in die Ehe für die ostdeutsche Teilpopulation tendenziell überschätzt wird: Ostdeutsche Frauen gebären zwar nach wie vor im Durchschnitt früher ihr erstes Kind als westdeutsche, die Kopplung zwischen Familiengründung und Eheschließung ist bei ihnen jedoch schwächer ausgeprägt.

## 5 Zusammenfassung und Ausblick

Im vorliegenden Beitrag wurde die Frage untersucht, ob die niedrigere Heiratsneigung ostdeutscher Frauen primär eine vorübergehende Reaktion auf den Systemumbruch (etwa auf die

gestiegenen biographischen Unsicherheiten) darstellt oder ob darin spezifische soziokulturelle Orientierungen zum Ausdruck kommen, deren historische Wurzeln in eine Zeit weit vor der Wende zurückreichen. In den Analysen erweisen sich beide Erklärungsansätze als tragfähig: Die transformationsbedingt niedrigeren ostdeutschen Haushaltsäquivalenzeinkommen wirken sich deutlich heiratshemmend aus; ähnliches gilt für die geringere allgemeine Lebenszufriedenheit ostdeutscher Frauen, die sowohl mit dem ökonomischen Ressourcenmangel als auch mit biographischen Unsicherheiten (z.B. mit Arbeitslosigkeit, vgl. Gerlach / Stephan 2001) verkoppelt ist. Diese Befunde legen nahe, dass die geringere Eheaffinität in den neuen Bundesländern zum Teil als eine Art „Schockreaktion“ auf den Transformationsprozess angesehen werden kann. Die aktuelle Forschung zeigt allerdings, dass sich das Ost-West-Gefälle hinsichtlich des Einkommens und anderer Aspekte des Lebensstandards zwar nicht vollständig nivelliert, aber reduziert hat (vgl. Geißler 2006: 77; Gerlach / Stephan 2001).

Hieraus auf einen Trend der Angleichung im Heiratsverhalten zu schließen, erscheint jedoch voreilig, da in den Analysen verschiedene, zum Teil langfristige soziokulturelle Orientierungen nachgewiesen werden konnten, welche die bestehenden Diskrepanzen nachhaltig stabilisieren. Ein zentrales heiratshemmendes Merkmal ostdeutscher Frauen ist ihre geringere Religiosität, deren Ursprung in einer langen gemischt konfessionellen Kulturtradition liegt und die durch die antireligiöse Doktrin des DDR-Regimes noch einmal verstärkt wurde. In bestehenden Studien finden sich keine Anzeichen für eine Revitalisierung des Religiösen in Ostdeutschland seit der Wende; im Zuge des allgemeinen Säkularisierungstrends zeigt sich sogar eine weitere Abnahme der konfessionellen Bindungen in den neuen Bundesländern (Pollack / Pickel 2003). Eine weitere soziokulturelle Besonderheit ostdeutscher Frauen, die als Reflex der DDR-Arbeitsmarktpolitik interpretierbar ist und die sich hemmend auf die Heiratsneigung auswirkt, ist ihre stärkere Berufsorientierung. In der Literatur finden sich Hinweise darauf, dass sich die Berufsorientierung zwischen ost- und westdeutschen Frauen nach wie vor nicht vollständig angeglichen hat, da die ostdeutschen Frauenerwerbsquoten auch im Jahr 2007 noch deutlich über dem westdeutschen Niveau lagen (Statistisches Bundesamt 2008 c: Tabelle 4.5). Durch die verwendete Analysestrategie, die eine differenzierte Effekterlegung ermöglicht, konnte gezeigt werden, dass alle bisher genannten Einflüsse zwar bedeutsame eigenständige Erklärungsbeiträge leisten, dass sich die geringere relative Heiratsneigung ostdeutscher Frauen allerdings erst durch die gleichzeitige Berücksichtigung von soziokulturellen Faktoren *und* Transformationsfolgen vollständig erklären lässt.

Weiterhin konnten mit dem Zusammenzug und der Familiengründung zwei partnerschaftsbezogene Institutionalisierungsschritte identifiziert werden, die nach vorliegenden Befunden von Ostdeutschen früher vollzogen werden und sich gleichzeitig positiv auf den Übergang in die erste Ehe auswirken. In vertiefenden Analysen stellte sich jedoch heraus, dass diese beiden Übergänge in Ostdeutschland schwächer an die Eheschließung gekoppelt sind als in Westdeutschland. Zu den Ursachen dieser Befunde besteht allerdings weiter Forschungsbedarf. Außerdem ist zu berücksichtigen, dass die Analysen keinen Kausalitätstest darstellen: Es ist aus theoretischer Sicht realistisch anzunehmen, dass die verschiedenen Teilschritte im Institutionalisierungsprozess *wechselseitig* aufeinander wirken und es insofern problematisch sein kann, die verschiedenen Übergänge in eine kausale Reihenfolge zu bringen.

Über die gesonderte Betrachtung der Gruppe von mobilen Frauen – definiert über einen Umzug in die alten Bundesländer – wurde mit den Analysen ferner ein erster Versuch unternommen, den Einfluss langfristiger soziokultureller Orientierungen mit den Auswirkungen der stärker durch den aktuellen Lebenskontext geprägten sozialen Lage zu vergleichen. Interessanterweise scheint das Heiratsverhalten der mobilen ostdeutschen Frauen dem westdeutschen Muster zu entsprechen, obwohl sie ihre kulturellen Wurzeln, d.h. eine stärkere Berufsorientierung und eine geringere Religiosität, beibehalten. Für die höhere Heiratsneigung der mobilen

Frauen sind zum Teil ihre bessere materielle Ausstattung und die höhere Lebenszufriedenheit verantwortlich. Auch hier kann jedoch nicht endgültig geklärt werden, ob Frauen mit Ost-West-Mobilität bereits vor dem Umzug eine Spezialpopulation repräsentierten (Selektion; vgl. Windzio 2007) oder ob sie sich erst durch den Umzug entsprechend verändert haben (Kausalität). Zur weiteren Klärung dieses Punkts bedarf es weiterer Forschung, die auch untersuchen könnte, welche Rolle soziale Kontexteffekte (im Sinne von „Ansteckungsprozessen“ in der Heiratsneigung) im Rahmen von Mobilitätsprozessen spielen.

Abschließend ist auf einige Einschränkungen der vorgestellten Analysen hinzuweisen. Neben der bereits angesprochenen Kausalitätsproblematik ist der Beobachtungszeitraum auf die Nachwendezeit beschränkt, d.h. „Wendeeffekte“ im eigentlichen Sinn konnten nicht untersucht werden. Daneben kann mit den vorhandenen Daten nicht geklärt werden, inwieweit die für das Heiratsverhalten relevanten soziokulturellen Spezifika der ostdeutschen Teilpopulation (z.B. die geringere Religiosität) als Folge der DDR-Sozialisation oder als Ausdruck einer langfristigen Kulturtradition angesehen werden müssen. Besonders im zweiten Fall wird in absehbarer Zeit nicht mit einer Angleichung an die westdeutsche Gesellschaft zu rechnen sein.

## 6 Literatur

- Adler, M.A. (2004): Child-free and unmarried: Changes in the life planning of young East German women, in: *Journal of Marriage and the Family* 66, S. 1170-1179.
- Allison, P.D. (1995): *Survival analysis using the SAS system: A practical guide*, Cary NC.
- Bertram, H. (1996): Familienentwicklung und Haushaltsstrukturen, in: W. Strubelt et al. (Hrsg.), *Städte und Regionen – Räumliche Folgen des Transformationsprozesses*, Opladen.
- Blossfeld, H.-P. / Klijzing, E. / Pohl, K. / Rohwer, G. (1999): Why do cohabiting couples marry? An example of an causal event history approach to interdependent systems, in: *Quality and Quantity* 33, S. 229-242.
- Bollen, K.A. (1987): Total, direct, and indirect effects in structural equation models, in: C.C. Clogg (Hrsg.), *Sociological methodology*, S. 37-69.
- Brauns, H. / Steinmann, S. (1999): Educational reform in France, West-Germany and the United Kingdom: Updating the CASMIN educational classification, in: *ZUMA-Nachrichten* 44, S. 7-44.
- Brose, N. (2006): Gegen der Strom der Zeit? Vom Einfluss der religiösen Zugehörigkeit und Religiosität auf die Geburt von Kindern und die Wahrnehmung des Kindernutzens, in: *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 31, S. 257-282.
- Brüderl, J. / Diekmann, A. (1994): Bildung, Geburtskohorte und Heiratsalter, in: *Zeitschrift für Soziologie* 23, S. 56-73.
- Clarkberg, M. / Stolzenberg, R.-M. / Waite, L.J. (1995): Attitudes, values, and entrance into cohabitational versus marital unions, in: *Social Forces* 74, S. 609-632.
- Coleman, M. / Ganong, L.H. / Fine, M. (2000): Reinvestigating remarriage: Another decade of progress, in: *Journal of Marriage and the Family* 62, S. 1288-1307.
- Dannenbeck, C. / Keiser, S. / Rosendorfer, T. (1995): Familienalltag in den alten und neuen Bundesländern – Aspekte der Vereinbarkeit von Beruf und Familie, in: B. Nauck / N. Schneider / A. Tölke (Hrsg.), *Familie und Lebensverlauf im gesellschaftlichen Umbruch*, Stuttgart, S. 103-118.
- Diekmann, A. (1993): Auswirkungen der Kohortenzugehörigkeit, der schulischen Bildung und der Bildungsexpansion auf das Heiratsverhalten, in: A. Diekmann / S. Weick (Hrsg.), *Der Familienzyklus als sozialer Prozeß. Bevölkerungssoziologische Untersuchungen mit den Methoden der Ereignisanalyse*, Berlin, S. 136-164.
- Dornseiff, J.-M. / Sackmann, R. (2003): Familien-, Erwerbs- und Fertilitätsdynamik in Ost- und Westdeutschland, in: W. Bien / J.H. Marbach (Hrsg.), *Partnerschaft und Familiengründung. Ergebnisse der dritten Welle des Familien-Survey*, Band 11, Opladen, S. 309-348.

- Frazier, P.A. / Tix, A.P. / Barron, K.E. (2004): Testing moderator and mediator effects in counseling psychology research, in: *Journal of Counseling Psychology* 51, S. 115-134.
- Geißler, R. (2006): Die Sozialstruktur Deutschlands. Zur gesellschaftlichen Entwicklung mit einer Bilanz zur Wiedervereinigung, Wiesbaden.
- Gerlach, K. / Stephan, G. (2001): Lebenszufriedenheit und Erwerbsstatus: Ost- und Westdeutschland im Vergleich, in: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 34, S. 515-529.
- Gibson-Davis, C.M. / Edin, K. / McLanahan, S. (2005): High hopes but even higher expectations: The retreat from marriage among low-income couples, in: *Journal of Marriage and the Family* 67, S. 1301-1312.
- Guo, G. (1993): Event-history analysis for left-truncated data, in: P.V. Marsden (Hrsg.), *Sociological Methodology* 23, S. 217-243.
- Gysi, J. / Meyer, D. (1993): Leitbild: Berufstätige Mutter – DDR-Frauen in Familie, Partnerschaft und Ehe, in: G. Helwig / H.M. Nickel (Hrsg.), *Frauen in Deutschland 1945-1992*, Bonn, S. 139-165.
- Hakim, C. (2003): A new approach to explaining fertility patterns: Preference Theory, in: *Population and Development Review* 29, S. 349-374.
- Hill, P.B. / Kopp, J. (2006): Familiensoziologie. Grundlagen und theoretische Perspektiven, Wiesbaden.
- Hoem, J.M. / Kreyenfeld, M. (2006): Anticipatory analysis and its alternatives in life-course research. Part 2: Two interacting processes, in: *Demographic Research* 15, S. 485-498.
- Huinink, J. (1997): Vergleichende Familienforschung: Ehe und Familie in der ehemaligen DDR und der Bundesrepublik Deutschland, in: L.A. Vaskovics (Hrsg.), *Familienleitbilder und Realitäten*. Opladen, S. 308-325.
- Huinink, J. (1999): Die Entscheidung zur Nichteheleichen Lebensgemeinschaft als Lebensform. Ein Vergleich zwischen Ost- und Westdeutschland, in: T. Klein / W. Lauterbach (Hrsg.), *Nichteheleiche Lebensgemeinschaften – Analyse zum Wandel partnerschaftlicher Lebensformen*, Opladen, S. 113-138.
- Huinink, J. / Kreyenfeld, M. (2004): Family formation in times of social and economic change: An analysis of the 1971 East German cohort, Rostock.
- Kley, S. / Huinink, J. (2006): Die Gründung des eigenen Haushalts bei Ost- und Westdeutschen nach der Wiedervereinigung, in: *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 31, S. 127-154.
- Konietzka, D. / Kreyenfeld, M. (2005): Nichteheleiche Mutterschaft und soziale Ungleichheit im familialistischen Wohlfahrtsstaat, in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 57, S. 32-61.
- Kopp, J. / Diefenbach, H. (1994): Demographische Revolution, Transformation oder rationale Anpassung? Zur Entwicklung von Geburtenzahlen, Eheschließungen und Scheidungen in der (ehemaligen) DDR, in: *Zeitschrift für Familienforschung* 6, S. 54-63.
- Kreyenfeld, M. (2003): Crisis or adaptation – reconsidered: A comparison of East and West German fertility patterns in the first six years after the 'Wende', in: *European Journal of Population* 19, S. 303-329.
- Kreyenfeld, M. / Konietzka, D. (2004): Angleichung oder Verfestigung von Differenzen? Geburtenentwicklung und Familienformen in Ost- und Westdeutschland, Rostock.
- Lichter, D.T. / Batson, C.D. / Brown, J.B. (2004): Welfare reform and marriage promotion: The marital expectations and desires of single and cohabiting mothers, in: *Social Service Review* 38, S. 2-25.
- Lichter, D.T. / Qian, Z. / Mellott, L.M. (2006): Marriage or dissolution? Union transitions among poor cohabiting women. *Demography* 43, 223-240.
- Lois, D. (2008): Einflüsse von Lebensstilmerkmalen auf den Übergang in die erste Ehe, in: *Zeitschrift für Familienforschung* 20, 11-33.
- Lucas, R.E. / Clark, A.E. (2006): Do people really adapt to marriage?, in: *Journal of Happiness Studies* 7, S. 405-426.
- McGinnis, S.L. (2003): Cohabiting, dating, and perceived costs of marriage: A model of marriage entry, in: *Journal of Marriage and the Family* 65, S. 105-116.

- Nave-Herz, R. (1997): Die Hochzeit. Ihre heutigen Sinnzuschreibung seitens der Eheschließenden. Eine empirisch-soziologische Studie, Würzburg.
- Oppenheimer, V.K. (1988): A theory of marriage timing, in: *American Journal of Sociology* 94, S. 563-591.
- Philipov, D. / Kohler, H.-P. (2001): Tempo effects in the fertility decline in Eastern Europe: Evidence from Bulgaria, the Czech Republic, Hungary, Poland, and Russia, in: *European Journal of Population*, S. 37-60.
- Pickel, G. (2003): Areligiosität, Antireligiosität, Religiosität – Ostdeutschland als Sonderfall niedriger Religiosität im osteuropäischen Rahmen?, in: M. Wohlrab-Sahr / D. Pollack (Hrsg.), *Atheismus und religiöse Differenz*, Opladen, S. 247-270.
- Pollack, D. / Pickel, G. (2003): Deinstitutionalisierung des Religiösen und religiöse Individualisierung in Ost- und Westdeutschland, in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 55, S. 447-474.
- Popenoe, D. (1993): American family decline, 1960-1990: A review and appraisal, in: *Journal of Marriage and the Family* 55, S. 527-555.
- Schneider, N.F. / Rüger, H. (2007): Value of marriage. Der subjektive Sinn der Ehe und die Entscheidung zur Heirat, in: *Zeitschrift für Soziologie* 36, S. 131-152.
- Singer, J.D. / Willett, J.B. (2003): *Applied Longitudinal Data Analysis. Modeling Change and Event Occurrence*, Oxford.
- Smock, P.J. / Manning, W.D. / Porter, M. (2005): Everything's there except money: How money shapes decisions to marry among cohabitators, in: *Journal of Marriage and the Family* 67, S. 680-696.
- Statistisches Bundesamt (Hg.). (2008 a): *Bevölkerung. Daten, Fakten, Trends zum demographischen Wandel in Deutschland*, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (Hg.). (2008 b): *Datenreport 2008. Ein Sozialbericht für die Bundesrepublik Deutschland*, Bonn.
- Statistisches Bundesamt (Hg.). (2008 c): *Mikrozensus. Bevölkerung und Erwerbstätigkeit. Stand und Entwicklung der Erwerbstätigkeit*, Wiesbaden.
- Thornton, A. / Axinn, W.G. / Hill, D.H. (1992): Reciprocal effects of religiosity, cohabitation, and marriage, in: *American Journal of Sociology* 98, S. 628-651.
- Tränhardt, D. (2007): Zuwanderung in Ost und West: ein Vergleich, in: K. Weiss / H. Kindelberger (Hrsg.), *Zuwanderung und Integration in den neuen Bundesländern. Zwischen Transferexistenz und Bildungserfolg*, Freiburg, S. 15-32.
- Windzio, M. (2007): Regionale Arbeitslosigkeit und Distanz zur Grenze: Individual- und Kontexteffekte auf die Abwanderung von Arbeitskräften von Ost- nach Westdeutschland, in: *Schmollers Jahrbuch* 127, S. 553-583.

Dr. Oliver Arránz Becker  
Dr. Daniel Lois  
TU Chemnitz  
Institut für Soziologie  
Thüringer Weg 9  
09107 Chemnitz

oliver.arranz-becker@soziologie.tu-chemnitz.de  
daniel.lois@soziologie.tu-chemnitz.de

## Anhang

*Tabelle A1: Stichprobenbeschreibung (Mittelwerte über den gesamten Beobachtungszeitraum)*

	Westdeutsche Frauen	Mobile von Ost nach West Mittelwerte	Ostdeutsche Frauen
Alter	28.60	26.60	27.10
Geburtsjahr vor 1962	0.10	0.04	0.08
Geburtsjahr 1962-1970	0.35	0.19	0.26
Geburtsjahr ab 1971	0.55	0.77	0.66
Berufsorientierung (Z-standardisiert)	-0.08	0.00	0.16
Religiosität (Z-standardisiert)	0.15	-0.30	-0.26
Haushaltsäquivalenzeinkommen (EUR)	2233.70	1868.20	1671.70
Allgemeine Lebenszufriedenheit	7.21	7.01	6.64
Lebensform: NEL	0.49	0.61	0.55
Familiengründung vollzogen	0.23	0.28	0.43
Bildungsniveau (Casmin 3)	0.14	0.16	0.15
In Ausbildung	0.44	0.46	0.48
Konfessionslos	0.21	0.72	0.80
Deutsche Staatsangehörigkeit	0.80	1.00	0.99

Quelle: SOEP (Wellen I-W, 1992-2006, eigene Berechnungen)

Anmerkung: Mittelwerte von dichotomen Indikatoren sind als Anteilswerte zu interpretieren.