

Schmitt, Christian; Trappe, Heike

**Working Paper**

## Geschlechterarrangements und Ehestabilität in Ost- und Westdeutschland

SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research, No. 682

**Provided in Cooperation with:**

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

*Suggested Citation:* Schmitt, Christian; Trappe, Heike (2014) : Geschlechterarrangements und Ehestabilität in Ost- und Westdeutschland, SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research, No. 682, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/103383>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

## SOEPpapers

on Multidisciplinary Panel Data Research

SOEP – The German Socio-Economic Panel Study at DIW Berlin

682-2014

# Geschlechterarrangements und Ehestabilität in Ost- und Westdeutschland

Christian Schmitt und Heike Trappe

## **SOEPPapers on Multidisciplinary Panel Data Research** at DIW Berlin

This series presents research findings based either directly on data from the German Socio-Economic Panel Study (SOEP) or using SOEP data as part of an internationally comparable data set (e.g. CNEF, ECHP, LIS, LWS, CHER/PACO). SOEP is a truly multidisciplinary household panel study covering a wide range of social and behavioral sciences: economics, sociology, psychology, survey methodology, econometrics and applied statistics, educational science, political science, public health, behavioral genetics, demography, geography, and sport science.

The decision to publish a submission in SOEPPapers is made by a board of editors chosen by the DIW Berlin to represent the wide range of disciplines covered by SOEP. There is no external referee process and papers are either accepted or rejected without revision. Papers appear in this series as works in progress and may also appear elsewhere. They often represent preliminary studies and are circulated to encourage discussion. Citation of such a paper should account for its provisional character. A revised version may be requested from the author directly.

Any opinions expressed in this series are those of the author(s) and not those of DIW Berlin. Research disseminated by DIW Berlin may include views on public policy issues, but the institute itself takes no institutional policy positions.

The SOEPPapers are available at  
**<http://www.diw.de/soeppapers>**

### **Editors:**

Jürgen **Schupp** (Sociology)

Gert G. **Wagner** (Social Sciences, Vice Dean DIW Graduate Center)

Conchita **D'Ambrosio** (Public Economics)

Denis **Gerstorf** (Psychology, DIW Research Director)

Elke **Holst** (Gender Studies, DIW Research Director)

Frauke **Kreuter** (Survey Methodology, DIW Research Professor)

Martin **Kroh** (Political Science and Survey Methodology)

Frieder R. **Lang** (Psychology, DIW Research Professor)

Henning **Lohmann** (Sociology, DIW Research Professor)

Jörg-Peter **Schräpler** (Survey Methodology, DIW Research Professor)

Thomas **Siedler** (Empirical Economics)

C. Katharina **Spieß** (Empirical Economics and Educational Science)

ISSN: 1864-6689 (online)

German Socio-Economic Panel Study (SOEP)  
DIW Berlin  
Mohrenstrasse 58  
10117 Berlin, Germany

Contact: Uta Rahmann | [soeppapers@diw.de](mailto:soeppapers@diw.de)

# Geschlechterarrangements und Ehestabilität in Ost- und Westdeutschland

*Christian Schmitt und Heike Trappe*

## 1. Einleitung

Auch zwei Jahrzehnte nach der Wiedervereinigung bestehen in beiden Teilen Deutschlands unterschiedliche Muster im generativen Verhalten und in der Wahl privater Lebensformen fort. Unterschiede bestehen auch in den Geschlechtsrollenvorstellungen, der häuslichen Arbeitsteilung und in den in Partnerschaften praktizierten Erwerbsarrangements fort. Der Osten Deutschlands stellt sich hierbei in vielerlei Hinsicht als egalitärer dar. Dies spiegelt sich in einer geringeren Skepsis gegenüber den Konsequenzen von Frauenerwerbstätigkeit für Partnerschaft und Familie, einer etwas stärkeren Beteiligung von Männern an häuslichen Aufgaben und einer stärkeren Partizipation von Müttern am Erwerbsleben wider (Wengler u.a. 2008). Deutlicher Ausdruck dieser fortbestehenden Unterschiede sind Differenzen in der partnerschaftlichen Erwerbsarbeitsteilung: So folgte im Jahr 2008 in Westdeutschland der überwiegende Anteil von Paaren im erwerbsfähigen Alter einem modernisierten Ernährermodell mit einem vollzeitbeschäftigten Mann und einer teilzeitbeschäftigten Frau, während in Ostdeutschland das doppelte Vollzeitmodell nach wie vor dominiert (SOEP-monitor 2008; Steiber/Haas 2010). Ziel unserer Analysen ist es, den Zusammenhang zwischen Geschlechterarrangements der Arbeitsteilung in Partnerschaften und der Dauer beziehungsweise der Stabilität ehelicher Lebensgemeinschaften in Ost und West näher zu untersuchen.

Während die zusammengefassten Erstheiratsziffern der Frauen in den alten Bundesländern seit dem Beginn der 1990er Jahre nur noch geringfügig fielen, brachen diese infolge des sozialen und politischen Umbruchs in den neuen Bundesländern zunächst drastisch ein und haben sich bis 2008 dem Niveau im alten Bundesgebiet nahezu angeglichen. Diese Entwicklungen waren im gesamten Bundesgebiet von einem Anstieg des durchschnittlichen Erstheiratsalters begleitet, das in Ostdeutschland mittlerweile höher als in Westdeutschland ist (Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung 2010). Die Ehescheidungen weisen, gemessen an verschiedenen Kennziffern seit Anfang der 1990er Jahre, eine steigende Tendenz auf. Nach der Übertragung des bundesdeutschen Scheidungsrechts auf die neuen Länder gingen dort die Ehescheidungen zunächst deutlich zurück, stiegen jedoch insbesondere seit Mitte der 1990er Jahre wieder an und lagen bis zum Jahr 2008 unterhalb des Niveaus in den alten Bundesländern (Krack-Roberg 2009). Vor der Wiedervereinigung wurden Ehen in der DDR dagegen deutlich häufiger geschieden als in der Bundesrepublik (Wagner 1997; Böttcher 2006).

Bei der Analyse des Trennungsverhaltens in Ost und West konzentrieren wir uns auf Erst-Ehen, die nach der deutschen Wiedervereinigung unter prinzipiell vergleichbaren sozialpolitischen Rahmenbedingungen geschlossen wurden. Anknüpfend an familienökonomische und soziologische Debatten, die den Zusammenhang zwischen ökonomischer Autonomie von Frauen und Partnerschaftsstabilität unterschiedlich begründen, fokussieren wir diesen Beitrag auf das Verhältnis von Geschlechterarrangements und Partnerschaftsstabilität im deutsch-deutschen Vergleich seit dem Beginn der 1990er Jahre.

## 2. Theoretischer Hintergrund

Die ökonomische Basis von Ehen und Familien hat sich in den letzten Jahrzehnten in nahezu allen industrialisierten Gesellschaften erheblich verändert (Sweeney 2002; Pettit/Hook 2009). Deutlicher Ausdruck dessen sind die gestiegene Bildungs- und Erwerbsbeteiligung von Frauen und die tendenziell kürzer werdenden familienbedingten Erwerbsunterbrechungen im weiblichen Lebenslauf. Gleichmaßen sind Erwerbsverläufe von Männern gegenwärtig stärker als in der Vergangenheit durch Diskontinuitäten und ein abnehmendes Potential zur Sicherung des Lebensstandards einer Familie gekennzeichnet.

Der Zusammenhang zwischen der tendenziell zunehmenden ökonomischen Unabhängigkeit von Frauen innerhalb der Partnerschaft und der Stabilität von Ehen wird aus verschiedenen theoretischen Perspektiven unterschiedlich beurteilt. Hingegen werden der Einfluss einer abnehmenden Familiernährerfunktion des Mannes sowie ein mögliches stärkeres Engagement von Männern im häuslichen Bereich auf das Trennungsrisiko von Ehen theoretisch kaum thematisiert (vgl. Oppenheimer 1994).

Die unterschiedlichen Grundauffassungen zur Beurteilung des Einflusses der ökonomischen Eigenständigkeit von Frauen auf das Scheidungsrisiko lassen sich zu zwei konkurrierenden Hypothesen zusammenfassen: der Unabhängigkeits- und der Sicherheitshypothese. Während die *Unabhängigkeitshypothese* postuliert, dass eine zunehmende ökonomische Unabhängigkeit von Frauen das Trennungsrisiko erhöht, geht die *Sicherheitshypothese* von einem entgegengesetzten Effekt aus.

Welche Mechanismen werden dafür jeweils angeführt? Aus der strukturfunktionalistischen Perspektive wird argumentiert, dass eine Segregation der Geschlechtsrollen und damit eine Vermeidung der Erwerbsbeteiligung von Frauen funktional notwendig sind, um einen Statuswettbewerb zwischen den Partnern zu vermeiden und dadurch die Stabilität von Ehen zu sichern (Parsons 1949). Gemäß der familienökonomischen Sichtweise (Becker 1993) wird angenommen, dass eine effiziente Aufteilung der in einer Partnerschaft anfallenden Erwerbs- und Reproduktionsarbeit zur Maximierung des Haushaltsnutzens beiträgt. Die Effizienz der Arbeitsteilung lässt sich durch Spezialisierung steigern, wobei die Ausstattung mit erwerbs- und hauswirtschaftlichem Humankapital maßgeblich für die konkrete Form der Arbeitsteilung ist. Spezialisierung wird ebenso wie das Vorhandensein von Kindern als Investition in ehespezifisches Kapital angesehen, welches einen Anreiz darstellt, in der Ehe zu bleiben (ebd.). Demzufolge hat eine klare Arbeitsteilung einen ehestabilisierenden Effekt. Des Weiteren wird davon ausgegangen, dass die zeitliche Inanspruchnahme der Frauen durch ihre Erwerbstätigkeit, insbesondere bei Dominanz traditioneller Geschlechtsrollenvorstellungen, die Ehestabilität unterminiert. Begründet wird dies damit, dass den Frauen durch die Erwerbstätigkeit weniger Zeit für die Verrichtung häuslicher Arbeiten bleibt und dass eine Unzufriedenheit über die Aufteilung der Haus- und Familienarbeit innerhalb der Partnerschaft entsteht, die sich letztlich destabilisierend auf die Ehe auswirkt (Greenstein 1995). Ein ähnlicher Mechanismus zeigt sich im Zuge der Zunahme von Stress und Belastungen durch die Kombination von Haus- und Erwerbsarbeit was zu einer Beeinträchtigung der ehelichen Interaktion führen kann. Im Sinne der Unabhängigkeitshypothese wirkt ebenso die Zunahme der emotionalen Unabhängigkeit von erwerbstätigen Frauen aufgrund eines erweiterten sozialen Netzwerkes.<sup>1</sup>

Gemäß der Sicherheitshypothese wird argumentiert, dass unter den veränderten Bedingungen einer insgesamt gestiegenen ökonomischen Unsicherheit, die sich auch auf die Erwerbsverläufe von Männern zunehmend negativ auswirkt, die Erwerbstätigkeit von Frauen und ihr dadurch erwirtschaftetes Einkommen zu einer Stabilisierung von Ehen beitragen (Oppenheimer 1997). Dies resultiert beispielsweise daraus, dass das Erwerbseinkommen von Frauen zur Erhöhung des Lebensstandards der Familie beiträgt und dass dadurch für Männer eine Entlastung eintritt, da sich die Erwartung hinsichtlich ihrer Ernährerfunktion abschwächt (Sørensen 2004). Auch wird davon

---

<sup>1</sup> Vgl. Böttcher 2006 für einen umfassenden Überblick.

ausgegangen, dass sich mit zunehmender Etablierung egalitärer Partnerschaftsmodelle der Grundsatz der gleichberechtigten Teilhabe von Frauen und Männern am Erwerbsleben als kulturelle Norm durchsetzt. Insgesamt ist anzunehmen, dass die ökonomische Unabhängigkeit der Frauen unter Bedingungen eines egalitären Rollenverständnisses in geringerem Ausmaß zu ehelicher Instabilität führt als bei Dominanz traditioneller Geschlechtsrollenvorstellungen (Böttcher 2006).

### 3. Einfluss von Geschlechterarrangements auf die Ehestabilität im Ost-Westvergleich

Die Wirkung der zunehmenden ökonomischen Eigenständigkeit von Frauen und der zumindest partiellen ökonomischen Schwächung der Position von Männern auf die Stabilität von Partnerschaften und Ehen variiert mit verschiedenen sozioökonomischen Kontexten und dem darüber vermittelten Ausmaß der Geschlechtergleichstellung im Erwerbsbereich (Cooke 2006).

Für Deutschland lässt sich konstatieren, dass die wohlfahrtsstaatlichen Rahmenbedingungen in ihrer Gesamtheit zur Reproduktion traditioneller Geschlechterrollen und damit zur Herausbildung geschlechtsspezifischer Risiken im Lebenslauf beitragen (DiPrete 2002). Dies betrifft beispielsweise die nur partielle Arbeitsmarktklusion von Frauen. Wenn sie – gefördert durch sozialpolitische Anreize – in arbeitsmarktbezogen sensiblen Phasen des Lebenslaufs die Rolle als Fürsorgerin einnehmen, tun sie dies häufig mit irreversiblen Folgen. Konsequenz ist eine weit verbreitete und im Verlauf von Partnerschaften tendenziell zunehmende ökonomische Abhängigkeit von Frauen, die mit einer ungleichen Verteilung der ökonomischen Risiken im Falle einer Trennung oder Scheidung einhergeht (Hummelsheim 2009). Die Lebensverläufe in Ostdeutschland sind im Vergleich zum Westen noch immer durch eine stärkere Arbeitsmarktintegration von Frauen, eine höhere Destabilisierung der Erwerbsposition von Männern und eine stärkere ökonomische Interdependenz innerhalb von Partnerschaften charakterisiert (Trappe/Sørensen 2006). Infolge des höheren Arbeitslosigkeitsrisikos der Männer in Ostdeutschland sind deutlich mehr Frauen als in den alten Bundesländern (unfreiwillig) zu Familienernährerinnen avanciert (Klenner 2009).

Darüber hinaus ist davon auszugehen, dass spezifische kulturelle Prägungen der Geschlechterverhältnisse und differierende Opportunitätsstrukturen zur Vereinbarkeit von Beruf und Familie die Arbeitsteilung innerhalb von Partnerschaften in Ost und West in unterschiedlicher Weise beeinflussen. »At the time of unification, West German young adults had formed their expectations regarding life and relationships under policies supporting separate spheres of a male breadwinner model, whereas East German young adults formed expectations under policies supporting women's full-time employment« (Cooke 2007: 936). So weisen verschiedene Studien im deutsch-/deutschen Vergleich auf eine stärkere Verbreitung egalitärer Geschlechtsrollenvorstellungen und eine etwas stärkere Beteiligung von Männern an häuslicher Arbeit in Ostdeutschland hin (Cooke 2007; Geist 2009).

Während die sozialpolitischen Rahmenbedingungen in ihrer Gesamtheit bis in die Gegenwart einer geschlechtsspezifischen innerfamiliären Arbeitsteilung förderlich sind, verliert das Normalarbeitsverhältnis zunehmend an faktischer und normativer Geltung. Die Beschäftigten sind, insbesondere seit der zweiten Hälfte der 1990er Jahre, mit erhöhten Flexibilitätsanforderungen des Arbeitsmarktes konfrontiert (Diewald/Sill 2004). Eine doppelte Erwerbstätigkeit ist daher aus der Sicht vieler Paare unerlässlich, um ökonomische Härten abwenden zu können. Dies sollte aufgrund des niedrigeren Einkommensniveaus und des höheren Arbeitslosigkeitsrisikos insbesondere in den neuen Bundesländern gelten.

Vor dem Hintergrund der skizzierten insgesamt ambivalenten Anreizstruktur und des Forschungsstandes erwarten wir, dass vor allem in Westdeutschland Ehen durch eine Erwerbsbeteiligung der Frauen destabilisiert werden, wohingegen ein traditionelles Erwerbsarrangement in der

Partnerschaft oder dessen modernisierte Variante gemäß der Unabhängigkeitshypothese stabilisierend wirkt (Cooke 2006; Lois 2008; Kraft/Neimann 2009). Für Ostdeutschland ist davon auszugehen, dass sich eine Erwerbstätigkeit der Frau weniger negativ auf die Ehestabilität auswirkt, da die stärkere Verbreitung egalitärer Geschlechterrollenvorstellungen, die zum kulturellen Repertoire der DDR gehörte (Böttcher 2006), nach wie vor prägend sein dürfte. Zudem sollte hier nicht zuletzt aufgrund der höheren Instabilität männlicher Erwerbskarrieren eine ausgeprägte Erwerbsbeteiligung der Frau gemäß der Sicherheitshypothese ehestabilisierend wirken. Im Gegensatz dazu dürfte in Westdeutschland eine starke Berufsorientierung, ein hohes Einkommen der Frau oder ein unterdurchschnittlicher Umfang der weiblichen Hausarbeit zu einem höheren Scheidungsrisiko beitragen. In Ostdeutschland sollten diese Faktoren dagegen weniger Relevanz besitzen. Darüber hinaus sollte sich gemäß der Unabhängigkeitshypothese eine Unzufriedenheit der Frauen mit ihrer Situation im Haushalt gerade in Westdeutschland destabilisierend auf die Ehe auswirken.

#### 4. Empirisches Vorgehen: Daten und Analysestrategie

Die empirischen Analysen basieren auf einer Längsschnittanalyse des *Sozio-ökonomischen Panels* (SOEP) (Wagner et al. 2007). Mit dem Ziel einer vergleichenden Untersuchung des Trennungs- und Scheidungsverhaltens in Ost- und Westdeutschland betrachten wir Erst-Ehen, die seit 1990 geschlossen wurden. Die Stichprobe bietet damit die Möglichkeit eines innerdeutschen Vergleichs. Vor dem Hintergrund eines weitgehend identischen Institutionengefüges untersuchen wir, inwieweit die Umstellung des ökonomischen Systems, eine gestiegene Erwerbsunsicherheit sowie eine unterschiedliche kulturelle Prägung zu einem divergierenden Trennungsverhalten ost- und westdeutscher Frauen führen.

Die Analyse konzentriert sich auf die Geburtskohorten 1950–1980. Während für jüngere Kohorten die Gelegenheit einer Eheschließung im Analysezeitraum 1990–2008 begrenzt bleibt, gehen wir davon aus, dass unter Personen in älteren Kohorten, die bis zum Jahr 1990 noch keine erste Ehe geschlossen hatten, der langfristige Aufschub oder die mögliche Ablehnung einer Ehe auf Hintergründen basiert, die nicht näher berücksichtigen können. Aus denselben Erwägungen schließen wir Personen aus, die bei Eheschließung das 50. Lebensjahr überschritten haben. Unter der oben formulierten Annahme, dass sich variierende Erwerbs- und Hausarbeitsteilungsmodelle unterschiedlich auf die Ehestabilität auswirken, ergänzen wir die Analysen, die das Trennungsverhalten von Frauen abbilden, um einen relationalen Indikator, der das in der Partnerschaft praktizierte Erwerbssteilungsmodell erfasst. Auf Basis dieser Stichprobenabgrenzung können wir mit den Daten des SOEP für Westdeutschland insgesamt 1.997 Erst-Ehen von Frauen erfassen, von denen im Beobachtungszeitraum (bis 2008 bzw. bis zum Panel-Exit) 351 Ehen wieder getrennt beziehungsweise geschieden werden.<sup>2</sup> Für Ostdeutschland beobachten wir 100 Trennungen von 417 Frauen.<sup>3</sup>

Gegenstand der Analysen ist die Verweildauer in einer seit 1990 geschlossenen Erst-Ehe beziehungsweise der Einfluss relevanter Faktoren auf die Trennungswahrscheinlichkeit. Abbildung 1 (folgende Seite) stellt die Verteilung des Trennungsrisikos in Abhängigkeit von der Ehedauer dar. Da eine etwaige Trennung nur einmal jährlich im Befragungsturnus des Panels erfasst wird, wäre für die multivariaten Analysen ein diskretes *time-hazard-Modell* zu wählen. Da Trennungen im Lebenslauf aber vergleichsweise selten auftreten, erfolgen die Analysen zur Trennungswahrscheinlichkeit auf Basis eines stetigen *time-hazard-Modells*. Die in den Tabelle 1 und Tabelle A2 dargestellten multivariaten Analysen basieren in diesem Sinne auf einem parametrischen Ansatz, der auf Grund-

---

<sup>2</sup> Das relevante Ereignis ist hier der Statuswechsel von »verheiratet« in  $t_0$  zu »verheiratet getrennt lebend« oder »geschieden« in  $t_1$ . Verwitwungen werden als rechtszensierte Fälle behandelt.

<sup>3</sup> Als Grundlage der Ost-West-Differenzierung dient die Frage, in welchem Landesteil eine Person zum Zeitpunkt des Mauerfalls gelebt hat.

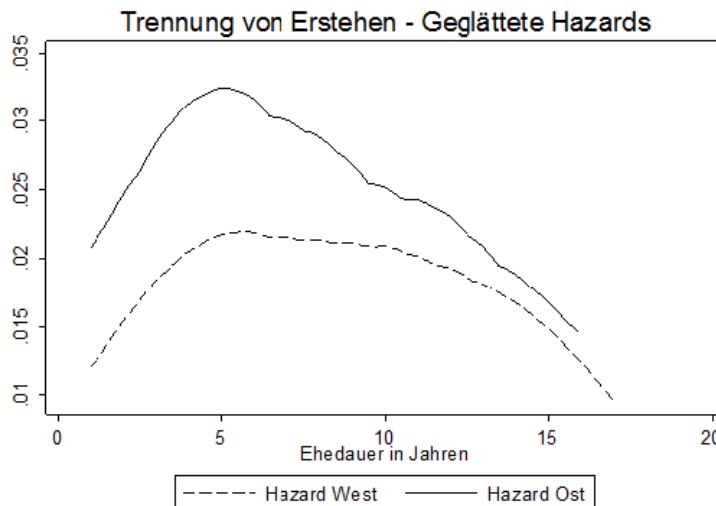
lage von Abbildung 1 mit einer Weibull-Verteilung approximiert wird. Folgende Parameter spezifizieren damit die Hazardrate der Regressionsgleichung:

$$\theta(t) = \bar{\theta}_t \exp(\beta' X + \gamma Z_t) \quad (0.1)$$

wobei  $X$  die zeitkonstanten und  $Z$  die zeitveränderlichen Kovariaten spezifizieren.

Das ereignisanalytische Modell basiert im Wesentlichen auf drei sukzessive eingeführten Variablengruppen. Die erste Gruppe umfasst Strukturinformationen zur Befragungsperson, wie das Alter bei Eheschließung, die Eheschließungskohorte und die Altersdifferenz zwischen den Partnern. Die Altersdifferenz bildet hierbei den Betrag der Abweichung vom Mittel (demzufolge der Mann etwa zwei Jahre älter als die Ehefrau ist) als metrisches Merkmal ab. Des Weiteren wird in diesem Abschnitt auch für den Bildungshintergrund der Befragungsperson kontrolliert, wobei schulische und Hochschulabschlüsse berücksichtigt werden (vgl. Tabelle A2).<sup>4</sup>

Abbildung 1: Trennung von Erst-Ehen von Frauen 1990–2008 in Ost und West



Quelle: SOEP 1990–2008 (eigene Berechnungen).  $n_{cases} = 2.478$ ,  $n_{events} = 467$ .

Die zweite Variablengruppe berücksichtigt Indikatoren zu Erwerbsbeteiligung und Hausarbeit, die im Rahmen der in Abschnitt 3 formulierten Hypothesen relevant sind. Neben der Erfassung des monatlichen Brutto-Erwerbseinkommens der Frau (als Indikator für ökonomische Autonomie und Erwerbsfokussierung, logarithmiert) liegt unser zentrales Augenmerk auf dem in der Partnerschaft praktizierten Erwerbssteilungsmodell. Dieser relationale Indikator bildet das in der Partnerschaft zum Zeitpunkt der Befragung praktizierte Erwerbssteilungsmodell ab und spezifiziert die Abweichung vom – vor allem in Westdeutschland – gängigen traditionellen Ernährermodell (Mann Vollzeit, Frau nicht erwerbstätig) als Referenzkategorie. Weitere Erwerbssteilungsmodelle, die hier Berücksichtigung finden sind das modernisierten Ernährermodell (Mann Vollzeit, Frau Teilzeit) sowie das immer noch seltene Gegenmodell eines identischen Erwerbsumfangs beider Partner beziehungsweise der Arbeitsteilungsentwurf einer zeitlich intensiveren Erwerbsbeteiligung (egalitäres

4 Nicht dargestellte Kontrollvariablen beziehen sich auf den Einfluss des jeweiligen Kalenderjahres.

Modell).<sup>5</sup> Schließlich berücksichtigen wir in diesem Abschnitt den Umfang der Zeit für Hausarbeit und Kinderbetreuung, gemessen in Stunden/Werktag (logarithmiert) unter der Annahme, dass hiermit sowohl der Fokus auf den häuslichen Bereich als auch Belastungsfaktoren in Kombination mit einer Erwerbstätigkeit im Falle eines sehr hohen Stundenumfangs evident werden.

Eine dritte Gruppe von Kovariaten berücksichtigt Faktoren, die die Stabilität einer Ehe unmittelbar beeinflussen. Hierzu gehören neben dem Vorhandensein von Wohneigentum vor allem Einstellungen und Orientierungen wie Religiosität, gemessen in regelmäßigen Kirchenbesuchen (monatlich oder häufiger versus nie). Des Weiteren beziehen wir die Wichtigkeit einer erfolgreichen Berufskarriere (was auf alternative Lebensziele und auf Netzwerke jenseits der Partnerschaft hindeutet) als Indikator für ökonomische Autonomie sowie die Zufriedenheit mit der Hausarbeit als Hinweis auf Rollenkonflikte und Belastungsfaktoren ein.

## 5. Ergebnisse der Analysen

### Deskriptive Ergebnisse

Abbildung 1 zeigt mittels geglätteter Hazardraten, dass für die hier betrachteten Kohorten das Trennungsrisiko während des gesamten Verlaufs der Ehe in Ostdeutschland deutlich höher ist als in Westdeutschland. Dies trifft vor allem auf die frühen Phasen der Ehe zu, wobei das höchste Risiko in beiden Landesteilen nach etwa fünf Jahren erreicht wird. Dieses Bild spiegelt sich auch in den Überlebenswahrscheinlichkeiten wider (separate *Kaplan-Meier-Schätzungen*): Nach 18 Ehejahren sind in Westdeutschland etwa 28 Prozent der Ehen geschieden, während dies im Osten auf 36 Prozent der Ehen zutrifft.

Der Blick auf die deskriptiven Statistiken (siehe Tabelle A1 im Anhang) zeigt darüber hinaus interessante und erwartbare Unterschiede sowie Gemeinsamkeiten zwischen Frauen in beiden Landesteilen. Hinsichtlich des Umfangs der Erwerbsarbeit fällt auf, dass Frauen in Ost und West kaum hinsichtlich des Teilzeitanteils differieren. Allerdings ist in Ostdeutschland ein größerer Anteil der Frauen vollzeiterwerbstätig oder von Arbeitslosigkeit betroffen, während ein geringerer Anteil nicht erwerbstätig ist. Entsprechend praktizieren Frauen in Westdeutschland sehr viel häufiger ein traditionelles Erwerbsarrangement in ihrer Partnerschaft, während in Ostdeutschland häufiger eine egalitäre Aufteilung der Erwerbsarbeit dominiert. Diese Ergebnisse unterstreichen deutlich die im Vergleich zum Westen stärker ausgeprägte Arbeitsmarktorientierung ostdeutscher Frauen. Dieser Befund spiegelt sich auch in den Einstellungen wider: Deutlich mehr Frauen im Ostteil als im Westteil des Landes erachten Erfolg im Beruf als wichtig oder sehr wichtig. Hinsichtlich der Zufriedenheit mit der Hausarbeit zeigen sich dagegen kaum Unterschiede. Auch die realen Unterschiede in der zeitlichen Beanspruchung durch Hausarbeit und Kinderbetreuung (West: 8,5 h/Werktag, Ost: 7,8 h/Werktag) sind geringer als erwartet.

### Multivariate Ergebnisse

Wie gestaltet sich nun in diesem Kontext der Einfluss der Arbeitsteilung innerhalb der Partnerschaft auf das Trennungsrisiko? In einem gemeinsamen Modell für Frauen in Ost- und Westdeutschland, in dem zunächst nur der Einfluss des partnerschaftlichen Erwerbsarrangements für

---

<sup>5</sup> Da für diesen relationalen Indikator des Erwerbsarrangements Partnerinformationen genutzt werden müssen, liegen keine Informationen für Paare vor, in denen ein Partner vorübergehend oder dauerhaft nicht an der Befragung teilnimmt. Daher wird in dieser Variablengruppe (wie bei allen weiteren Dummy-Variablen) für *Item-* und *Unit-Non-Response* kontrolliert.

beide Landesteile überprüft wurde, zeigt sich, dass Frauen in Westdeutschland, die besonders stark vom Alleinernährermodell abweichen, ein um etwa 50 Prozent erhöhtes Trennungsrisiko tragen (egalitäres Modell). Dieser Effekt weist erwartungsgemäß in Richtung der Unabhängigkeitshypothese. Anders in Ostdeutschland: Hier verringert sich die Wahrscheinlichkeit einer Trennung unter Frauen, die einer modernisierten Variante des Ernährermodells folgen, um etwa die Hälfte. Für Frauen mit eher egalitären Erwerbsarrangements zeigt sich ebenfalls eine niedrigere Trennungswahrscheinlichkeit, dieser Effekt ist jedoch – vermutlich nicht zuletzt auf Grund der begrenzten Fallzahlen in Kombination mit der geringeren Gruppenstärke – nicht mehr signifikant. Für west- und ostdeutsche Frauen erweisen sich somit zunächst unterschiedliche Formen von Erwerbsarrangements als ehestabilisierend: Während im Westen das männliche Ernährermodell in seiner traditionellen *und* modernisierten Variante kulturell dominiert – mit der Folge einer größeren Eheinstabilität unter egalitären Arrangements – gilt für den Osten ein traditionelles Erwerbsmodell eher als Normabweichung mit der Folge eines erhöhten Trennungsrisikos.

*Tabelle 1: Einfluss des Erwerbsteilungsmodells auf die Trennungswahrscheinlichkeit Hazardraten-Modell für Frauen in Ost- und Westdeutschland*

| Erwerbsteilungsmodell    | West      | Ost     |
|--------------------------|-----------|---------|
| Traditionell ♂ VZ ♀ NE   | 1         | 1       |
| Teilzeitmodell ♂ VZ ♀ TZ | 1,03      | 0,49*   |
| Egalitär ♂ >= ♀          | 1,52***   | 0,86    |
| n of cases / events      | 1.997/351 | 417/100 |

*Quelle:* SOEP 1990–2008 (eigene Berechnungen); Erstheiraten seit 1990, Kohorten 1950–1980. Anmerkung: Signifikanzniveaus:  $p < 0.10$  (\*),  $p < 0.05$  (\*\*) und  $p < 0.01$  (\*\*\*). Für weitere Details siehe Tabelle A2.

Dieser Eindruck bestätigt sich auch auf Basis des erweiterten multivariaten Modells (vgl. Tabelle A2 im Anhang). Auch hier haben Ehefrauen in Ostdeutschland, deren partnerschaftliche Arbeitsteilung einem modernisierten Ernährermodell folgt (Mann Vollzeit, Frau Teilzeit) ein niedrigeres Trennungsrisiko als nicht erwerbstätige Frauen (schwach signifikant).<sup>6</sup> Für den Westen zeigt sich hier allerdings ein interessanter Effekt: Während nach der Kontrolle für unter anderem Eheschlusskohorten, Altersdifferenz und Bildungsniveau (Modell 1) Frauen mit einem egalitären Erwerbsmodell nach wie vor ein um etwa 50 Prozent höheres Trennungsrisiko aufweisen als Frauen in Ehen mit einem traditionellen Ernährermodell (vgl. auch Tabelle 1), verschwindet dieser Effekt nach Kontrolle für das Erwerbseinkommen und die Hausarbeit der Frau. Der Zusammenhang wird knapp insignifikant, wichtig ist allerdings die Änderung des Vorzeichens. Das heißt berücksichtigt man Einkommen und Hausarbeitsumfang ist das Trennungsrisiko westdeutscher Frauen mit einem egalitären Erwerbsarrangement sogar niedriger als unter dem Einfluss des Ernährermodells. Eine separate Kontrolle der genannten Faktoren zeigt, dass die Umkehrung des Effekts in erster Linie auf den Einfluss der Hausarbeit zurückgeht. Dies bedeutet, die hohe Trennungswahrscheinlichkeit von Frauen in egalitären Erwerbsarrangements ist offenbar vor allem darauf zurückzuführen, dass für diese Frauen der stabilisierende Einfluss einer traditionellen Hausarbeitsteilung nicht wirksam wird. Anders ausgedrückt: Würden Frauen, die einen ähnlich hohen Erwerbsumfang wie ihr Partner aufweisen, mehr Hausarbeit verrichten, wäre ihr Trennungsrisiko nicht mehr höher, sondern sogar niedriger als das von Frauen, die in Partnerschaften mit traditionellem Ernährermodell leben. Die Ergebnisse deuten damit darauf hin, dass ein ausgeglichenes Erwerbsteilungsmodell in Partnerschaften in West- wie in Ostdeutschland grundsätzlich sogar einen stabilisierenden Einfluss auf die Ehe ausübt.<sup>7</sup>

<sup>6</sup> Um auf Basis der geringen Fallzahlen die Robustheit schwach signifikanter Ergebnisse zu veranschaulichen, weist Tabelle A2 Signifikanzniveaus bis  $p < 0,15$  aus, auch wenn diese Ergebnisse für sich genommen unter dem Vorbehalt mangelnder statistischer Relevanz stehen.

<sup>7</sup> Diese Interpretation steht allerdings unter dem Vorbehalt eines sehr niedrigen Signifikanzniveaus.

Dieser Befund deckt sich auch mit den Ergebnissen von Vogler und Pahl (1994), denen zufolge ein ähnlicher Beitrag der Partner zum Haushaltseinkommen bzw. ein egalitärer Zugriff auf Einkommensressourcen gleichbedeutend ist mit ausgeglichenen Machtverhältnissen und geringeren geschlechtsspezifischen Ungleichheiten. Trotz aller bis heute vorherrschenden Einkommensunterschiede zwischen Männern und Frauen dürfte ein egalitäres Erwerbsarrangement damit einen stabilisierenden Einfluss auf Ehen ausüben.

Dennoch werden hier Unterschiede zwischen West- und Ostdeutschland deutlich. Während in Westdeutschland Ehen von Frauen mit höherem Einkommen einem höheren Trennungsrisiko unterliegen, zeigt sich für den Osten dagegen kein signifikanter Einkommenseffekt. Der oben erwähnte Effekt, demzufolge Frauen, die viel Hausarbeit leisten ein niedrigeres Trennungsrisiko aufweisen gilt in besonderem Maße für Westdeutschland. Hier spiegeln sich unterschiedliche Erwerbsmodelle mit einem weit verbreiteten traditionellen Ernährermodell im Westen und einer umfassenderen Erwerbsbeteiligung von ostdeutschen Frauen wider. Dies ist nicht zuletzt deshalb bedeutsam, weil Frauen, die weniger auf die Erwerbsarbeit spezialisiert sind, mehr Hausarbeit leisten, aber auch weniger ökonomische Optionen jenseits der Ehe vorfinden.

Mit Blick auf den Umfang der Hausarbeit soll hier aber noch ein zweiter gewichtiger Faktor betont werden, das Vorhandensein von Kindern. Der in den empirischen Analysen berücksichtigte Umfang der Hausarbeit in Stunden je Werktag beinhaltet sowohl klassische Hausarbeiten wie Kochen oder Putzen sowie Besorgungen, vor allem aber auch den zeitlichen Aufwand für Kinderbetreuung. Das heißt ein hoher Umfang an Hausarbeit ist vor allem dann gegeben, wenn das Ehepaar Kinder hat, nicht zuletzt, weil in ost- wie westdeutschen Ehen die Kinderbetreuung nach wie vor in erster Linie von den Müttern übernommen wird (vgl. Wengler u.a. 2008). Separate Analysen zeigen, dass Kinder und vor allem Kinder im Vorschulalter einen stark stabilisierenden Einfluss auf die Ehe haben. Unter Kontrolle sowohl des Umfangs an Hausarbeit und Kinderbetreuung *und* der Anzahl der Kinder (oder alternativ dem Alter des jüngsten Kindes) verschwindet der deutlich negative Einfluss von Kindern auf die Trennungsneigung und wird vollständig durch den Hausarbeitseffekt kompensiert. Daraus folgt, dass ein hoher Umfang an Hausarbeit im Modell sowohl eine Belastungskomponente enthält als auch einen stabilisierenden Einfluss im Zuge von Spezialisierung und Elternschaft ausübt. Von besonderer Relevanz ist zudem, dass der geschilderte Effekt der häuslichen Spezialisierung – trotz der beschriebenen Differenzen bei den Erwerbsarrangements – für Ost- und Westdeutschland in ähnlicher Weise gilt.

Mit Blick auf Einstellungen und Orientierungen wird deutlich, dass vor allem im Osten eine sehr ausgeprägte Berufsorientierung die Trennungswahrscheinlichkeit deutlich erhöht. Im Westen findet sich dieser statistisch positive Effekt dagegen nicht. Dies korrespondiert mit den oben dargestellten Ergebnissen, denen zufolge häufigere Trennungen unter egalitären Erwerbsarrangements vor allem der Doppelbelastung von Frauen im Kontext der Hausarbeit geschuldet sind. Weiter wird dies dadurch gestützt, dass Frauen im Westen, die sehr unzufrieden mit der Hausarbeit sind, ein signifikant höheres Risiko haben sich zu trennen. Im Umkehrschluss zeigt sich hier abermals der vor allem für den Westen relevante Spezialisierungseffekt auf die Hausfrauenrolle, der für Ostdeutschland nicht nachweisbar ist: Frauen, denen eine erfolgreiche Berufskarriere weniger wichtig ist und deren Zufriedenheit mit der Hausarbeit hoch ist haben ein um etwa ein Viertel reduziertes Trennungsrisiko.<sup>8</sup>

---

8 Weitere ehestabilisierende Faktoren sind das Vorhandensein von Wohneigentum sowie religiöse Orientierungen, was sich sowohl in einer niedrigeren Trennungswahrscheinlichkeit von Kirchgängern als auch von Mitgliedern von Religionsgemeinschaften zeigt. Die aufgrund der kulturellen Prägung geringere Religiosität der ostdeutschen Bevölkerung spiegelt sich hier in schwächeren Signifikanzniveaus wider.

## 6. Zusammenfassung und Fazit

Die Ergebnisse unserer Analysen weisen nicht nur ein unterschiedliches Niveau der Trennungswahrscheinlichkeit von nach der Wiedervereinigung geschlossenen Erst-Ehen in Ost- und Westdeutschland aus, sondern lenken die Aufmerksamkeit auch auf partiell unterschiedliche Mechanismen, die zu einer Trennung führen. In Übereinstimmung mit den eingangs formulierten Hypothesen zeigt sich, dass in Westdeutschland ein traditionelles oder teilmodernisiertes Erwerbsarrangement ehestabilisierend wirkt, während in Ostdeutschland das männliche Alleinernährermodell das höchste Trennungsrisiko aufweist. In Übereinstimmung mit der Unabhängigkeitshypothese haben darüber hinaus ein niedriges Einkommen und eine schwache Berufsorientierung der Frau, ein hoher zeitlicher Beitrag zu Hausarbeit und Kinderbetreuung sowie eine starke Zufriedenheit mit der Tätigkeit im Haushalt für Westdeutschland einen ehestabilisierenden Einfluss. In Ostdeutschland ist eine ausgeprägte Berufsorientierung der Frauen auch mit einem höheren Trennungsrisiko verbunden, während eine stärkere zeitliche Beteiligung an häuslichen Aufgaben entgegen unseren Erwartungen ebenfalls ehestabilisierend wirkt. Für Ostdeutschland lässt sich somit eine eingeschränkte Geltung der Sicherheitshypothese konstatieren, denn die Erwerbsbeteiligung von Frauen befördert die Stabilität von Ehen partiell, wohingegen ihr erwirtschaftetes Einkommen keinen nennenswerten Einfluss hat. Unter den gegenwärtigen institutionellen und ökonomischen Rahmenbedingungen erweist sich demnach eine starke geschlechtsspezifische Spezialisierung auf Erwerbs- beziehungsweise Familienarbeit ausschließlich für westdeutsche Ehen als stabilisierend (vgl. Cooke 2006; Lois 2008; Kraft/Neimann 2009). Im Osten hingegen ermöglichen oder erzwingen eine vergleichsweise starke ökonomische Eigenständigkeit von Frauen, stärker diskontinuierliche Erwerbsverläufe beider Partner und geringere Familieneinkommen eine gleichmäßigere Aufteilung von Erwerbs- und Familienarbeit. Diese Latenz kultureller Normen, die ihren Ursprung im Institutionengefüge der DDR haben, trägt nach wie vor zur Stabilität von ostdeutschen Ehen bei.

Vor dem Hintergrund unserer Ergebnisse erscheinen uns einige Aspekte des innerdeutschen Vergleichs des Trennungsgeschehens besonders ertragreich für zukünftige Forschungsschwerpunkte zu sein: Die im Zeitverlauf möglich werdende verstärkte Berücksichtigung von Kohorten, die bereits ihre Jugend in der Nachwendezeit verbracht haben, erscheint uns sinnvoll, um dem Verhältnis von Sozialisationskontexten und Gelegenheitsstrukturen näher auf den Grund zu gehen, auch wenn hier noch einige Jahre vergehen bis hinreichende Längsschnitte vorliegen. Darüber hinaus dürfte eine stärkere Berücksichtigung des Trennungsverhaltens von Männern und – in der Erweiterung – ein stärkerer Fokus auf Paarmodelle einen näheren Einblick in die dynamische Beziehung von Geschlechterarrangements und Ehestabilität gewähren. Dies ist nicht zuletzt deshalb relevant, da mit Blick auf die Sicherheitshypothese die zunehmende Gefährdung der ökonomischen Position von Männern die Stabilität von Ehen beeinflusst. Unsere Ergebnisse zu den Erwerbsarrangements legen nahe, dass für ein grundlegendes Verständnis von Trennungsentscheidungen der Blick auf die Interdependenz von männlichen und weiblichen Positionen in Familie oder Arbeitsmarkt unerlässlich ist.

## Literatur

- Becker, Gary S. (1993), *A Treatise on the Family: Enlarged Edition*, Cambridge/London.
- Böttcher, Karin (2006), »Scheidung in Ost- und Westdeutschland: Der Einfluss der Frauenerwerbstätigkeit auf die Ehestabilität«, *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, Jg. 58, H. 4, S. 592–616.
- Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung (BiB) (2010), Eheschließungen, 28.05.2010, [http://www.bib-demografie.de/cln\\_108/nn\\_1758206/DE/DatenundBefunde/04/eheschliessungen\\_\\_node.html?\\_\\_nnn=true](http://www.bib-demografie.de/cln_108/nn_1758206/DE/DatenundBefunde/04/eheschliessungen__node.html?__nnn=true).
- Cooke, Lynn Prince (2007), »Persistent Policy Effects on the Division of Domestic Tasks in Reunified Germany«, *Journal of Marriage and Family*, Jg. 69, H. 4, S. 930–950.

- (2006), »Doing Gender in Context: Household Bargaining and Risk of Divorce in Germany and the United States«, *American Journal of Sociology*, Jg. 112, H. 2, S. 442–472.
- Diwald, Martin/Sill, Stephanie (2004), »Mehr Risiken, mehr Chancen? Trends in der Arbeitsmarktmobilität seit Mitte der 1980er Jahre«, in: Olaf Struck/Christoph Köhler (Hg.), *Beschäftigungsstabilität im Wandel?*, München/Mering, S. 39–62.
- DiPrete, Thomas A. (2002), »Life Course Risks, Mobility Regimes, and Mobility Consequences: A Comparison of Sweden, Germany, and the United States«, *American Journal of Sociology*, Jg. 108, H. 2, S. 267–309.
- Geist, Claudia (2009), »One Germany, Two Worlds of Housework? Examining Employed Single and Partnered Women in the Decade after Unification«, *Journal of Comparative Family Studies*, Jg. 40, H. 3, S. 415–437.
- Greenstein, Theodore N. (1995), »Gender Ideology, Marital Disruption, and the Employment of Married Women«, *Journal of Marriage and Family*, Jg. 57, H. 1, S. 31–42.
- Hummelsheim, Dina (2009), »Germany: Will the Male Breadwinner Model Survive?«, in: Hans-Jürgen Andreß/Dina Hummelsheim (Hg.), *When Marriage Ends: Economic and Social Consequences of Partnership Dissolution*, Cheltenham, S. 51–77.
- Klenner, Christina (2009), »Wer ernährt die Familie? Erwerbs- und Einkommenskonstellationen in Ostdeutschland«, *WSI Mitteilungen*, Jg. 62, H. 11, S. 619–624.
- Krack-Roberg, Elie (2009), »Ehescheidungen 2008«, *Wirtschaft und Statistik*, H. 12, S. 1191–1203.
- Kraft, Kornelius/Neimann, Stefanie (2009), »Effect of Labor Division between Wife and Husband on the Risk of Divorce: Evidence from German Data«, *DIW Berlin SOEPpapers* H. 223.
- Lois, Daniel (2008), »Arbeitsteilung, Berufsorientierung und Partnerschaftsstabilität – Ehen und nichteheliche Lebensgemeinschaften im Vergleich«, *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, Jg. 60, H. 1, S. 57–81.
- Oppenheimer, Valerie Kincade (1997), »Women's Employment and the Gain to Marriage: The Specialization and Trading Model«, *Annual Review of Sociology*, Jg. 23, S. 431–453.
- (1994), »Women's Rising Employment and the Future of the Family in Industrial Societies«, *Population and Development Review*, Jg. 20, H. 2, S. 293–342.
- Parsons, Talcott (1949), »The Social Structure of the Family«, in: Ruth Anshen (Hg.), *The Family: Its Function and Destiny*, New York, S. 173–201.
- Pettit, Becky/Hook, Jennifer L. (Hg.) (2009), *Gendered Tradeoffs: Family, Social Policy, and Economic Inequality in Twenty-One Countries*, New York.
- SOEPmonitor Person 2008, »Erwerbsstatus von Personen in Partnerschaften«, 28.05.2010, [http://www.diw-berlin.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw\\_01.c.345168.de/soepmonitor\\_haushalt2008.pdf](http://www.diw-berlin.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw_01.c.345168.de/soepmonitor_haushalt2008.pdf).
- Sørensen, Annemette (2004), »Economic Relations between Women and Men: New Realities and the Re-Interpretation of Dependence«, in: Janet Zollinger Giele/Elke Holst (Hg.), *Changing Life Patterns in Western Industrial Societies*, Amsterdam, S. 281–297.
- Steiber, Nadia/Haas, Barbara (2010), »Begrenzte Wahl – Gelegenheitsstrukturen und Erwerbsmuster in Paarhaushalten im europäischen Vergleich«, *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, Jg. 62, H. 2, S. 247–276.
- Sweeney, Megan M. (2002), »Two Decades of Family Change: The Shifting Economic Foundations of Marriage«, *American Sociological Review*, Jg. 67, H. 1, S. 132–147.
- Trappe, Heike/Sørensen, Annemette (2006), »Economic Relations between Women and Their Partners: An East and West German Comparison after Reunification«, *Feminist Economics*, Jg. 12, H. 4, S. 643–665.
- Vogler, Carolyn/Pahl, Jan (1994), »Money, Power and Inequality within Marriage«, *Sociological Review*, Jg. 42, H. 2, S. 263–288.
- Wagner Gert G./Frick Joachim R./Schupp Jürgen (2007) *The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) – scope, evolution and enhancements*, Schmollers Jahrbuch 127, S. 139–169.
- Wagner, Michael (1997), *Scheidung in Ost- und Westdeutschland: Zum Verhältnis von Ehestabilität und Sozialstruktur seit den 30er Jahren*, Frankfurt am Main
- Wengler, Annelene/Trappe, Heike/Schmitt, Christian (2008), *Partnerschaftliche Arbeitsteilung und Elternschaft: Analysen zur Aufteilung von Hausarbeit und Elternaufgaben auf Basis des Generations and Gender Survey*, Materialien zur Bevölkerungswissenschaft, H. 127, Wiesbaden: Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung.

## Anhang

*Tabelle A.1: Deskriptive Statistiken*

| Deskriptive                                                  | Frauen in Erst-Ehen<br>ab 1990 |         |
|--------------------------------------------------------------|--------------------------------|---------|
|                                                              | West                           | Ost     |
| Gesamt                                                       | 83,7                           | 16,3    |
| Survival (Ehe) nach 18 Jahren (Kaplan Meier Schätzer)        | 72,4                           | 63,9    |
| Eheschließungskohorte                                        |                                |         |
| 1990–1995                                                    | 59,6                           | 52,4    |
| 1996–2000                                                    | 30,3                           | 31,3    |
| 2001–2007                                                    | 10,1                           | 16,4    |
| Bildungsniveau (Schul- und Hochschulabschlüsse) <sup>a</sup> |                                |         |
| Hauptschule                                                  | 26,0                           | 3,5     |
| Realschule                                                   | 38,0                           | 66,1    |
| (Fach-) Abitur                                               | 17,7                           | 10,4    |
| (Fach-) Hochschulabschluss                                   | 18,3                           | 20,0    |
| Erwerbsstatus                                                |                                |         |
| Vollzeit                                                     | 30,2                           | 40,2    |
| Teilzeit (5–30h)                                             | 25,5                           | 24,4    |
| Arbeitslos                                                   | 3,7                            | 8,4     |
| Inaktiv (Hausarbeit, Erziehungszeit, Sonstiges)              | 40,7                           | 27,0    |
| Erwerbsteilungsmodell                                        |                                |         |
| Traditionelles Ernährermodell ♂ VZ ♀ NE                      | 30,1                           | 24,0    |
| Modernisiertes Ernährermodell ♂ VZ ♀ TZ                      | 17,6                           | 18,0    |
| Egalitäres Modell ♂ ~<= ♀                                    | 23,3                           | 33,9    |
| ♂ und ♀ inaktiv und Missings                                 | 29,1                           | 24,1    |
| Wohneigentum                                                 | 44,0                           | 41,4    |
| Kirchgang (monatlich oder >)                                 | 58,6                           | 29,3    |
| Wichtigkeit: Erfolg im Beruf                                 |                                |         |
| Weniger wichtig                                              | 32,4                           | 18,3    |
| Wichtig                                                      | 51,4                           | 59,4    |
| Sehr wichtig                                                 | 16,2                           | 22,3    |
| Zufriedenheit mit der Hausarbeit                             |                                |         |
| Niedrig                                                      | 10,2                           | 11,5    |
| Mittel                                                       | 51,3                           | 52,6    |
| Hoch                                                         | 38,5                           | 35,9    |
| Arithmetische Mittel (absolute Werte)                        |                                |         |
| Alter bei Eheschließung                                      | 26,0 J                         | 25,6 J  |
| Altersdifferenz ♂ ♀ <sup>b</sup>                             | 2,5 J                          | 2,5 J   |
| Brutto-Erwerbseinkommen €/Monat                              | 1.442 €                        | 1.334 € |
| Hausarbeit und Kinderbetreuung h/Tag                         | 8,5 h                          | 7,8 h   |
| Personenjahre                                                | 16.495                         | 3.084   |
| n of cases / events                                          | 1.997/351                      | 417/100 |

Anmerkung: Alle Angaben ungewichtet in Prozent mit Ausnahme von Mittelwerten. Angaben exklusive fehlender Werte.

<sup>a</sup>Noch in Ausbildung, unbekannte Abschlüsse und fehlende Angaben nicht enthalten.

<sup>b</sup>Altersdifferenz = Betrag der Abweichung von der Mittleren Altersdifferenz in Ehepaaren mit

♂ > 2J. ♀

*Quelle: SOEP 1990–2008 (eigene Berechnungen). Erstheiraten seit 1990, Kohorten 1950–1980.*

Tabelle A.2.: Trennungswahrscheinlichkeit von Erstelben ab 1990 – Frauen in Ost und West

| Hazard Ratios                                   | I       |        | II      |        | III     |        |
|-------------------------------------------------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|
|                                                 | West    | Ost    | West    | Ost    | West    | Ost    |
| Altersdifferenz ♂ ♀ > 2 Jahre                   | 1,03*** | 1,06*  | 1,03**  | 1,06   | 1,02 +  | 1,05   |
| Bildungsniveau (Schul- und Hochschulabschlüsse) |         |        |         |        |         |        |
| Hauptschule                                     | 1,23    | 1,17   | 1,29    | 1,18   | 1,13    | 1,20   |
| Realschule                                      | 1       | 1      | 1       | 1      | 1       | 1      |
| (Fach-) Abitur                                  | 1,06    | 1,05   | 0,99    | 1,04   | 0,99    | 1,01   |
| (Fach-) Hochschulabschluss                      | 0,75    | 0,87   | 0,69*   | 0,83   | 0,65*   | 1,04   |
| Erwerbsteilungsmodell                           |         |        |         |        |         |        |
| Trad. Ernährm. ♂ VZ ♀ NE                        | 1       | 1      | 1       | 1      | 1       | 1      |
| Modern. Ernährm. ♂ VZ ♀ TZ                      | 1,09    | 0,56 + | 0,80    | 0,51*  | 0,85    | 0,54 + |
| Egalitär es Modell ♂ ~ < = ♀                    | 1,55*** | 0,97   | 0,75 +  | 0,77   | 0,76 +  | 0,81   |
| Brutto Einkommen/Monat (Log)                    |         |        | 1,06**  | 1,03   | 1,02    | 0,93   |
| Stunden Hausarbeit/Tag (Log)                    |         |        | 0,56*** | 0,80 + | 0,57*** | 0,77*  |
| Wohneigentum                                    |         |        |         |        | 0,48*** | 0,49** |
| Kirchgang                                       |         |        |         |        | 0,63*** | 0,64 + |
| Wichtigkeit: Erfolg im Beruf                    |         |        |         |        |         |        |
| Weniger wichtig                                 |         |        |         |        | 0,74**  | 0,69   |
| Wichtig                                         |         |        |         |        | 1       | 1      |
| Sehr wichtig                                    |         |        |         |        | 1,00    | 1,69** |

| Hazard Ratios                | I      |       | II     |       | III    |           |
|------------------------------|--------|-------|--------|-------|--------|-----------|
|                              | West   | Ost   | West   | Ost   | West   | Ost       |
| Zufriedenheit mit Hausarbeit |        |       |        |       |        |           |
| Niedrig                      |        |       |        |       | 1,42*  | 0,77      |
| Mittel                       |        |       |        |       | 1      | 1         |
| Hoch                         |        |       |        |       | 0,78*  | 0,72(,15) |
| Konstante                    | 0,60   | 0,53  | 0,66   | 0,56  | 0,70   | 0,58      |
| Wald chi2                    | 114,38 | 59,77 | 189,05 | 64,67 | 290,62 | 117,97    |
| n of observations            | 16.495 | 3.084 | 16.495 | 3.084 | 16.495 | 3.009     |
| n of cases / events          | 351    | 100   | 351    | 100   | 351    | 100       |

Anmerkung: Signifikanzniveaus:  $p < 0.15$  (+),  $p < 0.10$  (\*),  $p < 0.05$  (\*\*),  $p < 0.01$  (\*\*\*). Baseline Hazard: Weibull Schätzer; Kontrolle für robuste SF und Clustering von wiederholten Beobachtungen. Nicht dargestellte Kontrollvariablen: Alter bei Heirat, Eheschließungskohorte und Flag-Variablen für Missings.

Quelle: SOEP 1990–2008 (eigene Berechnungen); Ersthelnden seit 1990, Kohorten 1950–1980.