

Wann werden Ehen getrennt? Der Einfluss der Ehedauer auf das Trennungsrisiko*

Ingmar Rapp

Zusammenfassung: Zahlreiche Untersuchungen berichten für Ehen einen erst ansteigenden und nach ein paar Jahren wieder abfallenden Verlauf der Trennungsrate. Der Beitrag diskutiert mögliche Erklärungen für den Zusammenhang zwischen Ehedauer und Trennungsrisiko und prüft diese mit den Daten des Familiensurvey 2000. Die empirischen Analysen zeigen unter anderem, dass die Konzentration von Geburten in den ersten Ehejahren in Verbindung mit dem bei zunehmendem Alter der Kinder nachlassenden ehestabilisierenden Effekt von Kindern bedingt, dass der anfängliche Anstieg der Trennungsrate gebremst und der spätere Rückgang der Trennungsrate abgeschwächt wird. Bedeutsame Unterschiede in der Ehedauerabhängigkeit des Trennungsrisikos zeigen sich zwischen den aufeinander folgenden Heiratskohorten, nach der Erwerbstätigkeit der Frau, nach dem Heiratsalter sowie zwischen Paaren mit und ohne voreheliche Kohabitation. Die Ergebnisse weisen darauf hin, dass sowohl beziehungspezifische Prozesse als auch an das Lebensalter der Partner geknüpfte Veränderungen der Rahmenbedingungen der Ehe einen Beitrag zur Erklärung des ehedauerabhängigen Verlaufs der Trennungsrate leisten.

Stichworte: Trennung · Scheidung · Ehedauer · Familiensurvey

Abstract: With regard to marriages, numerous studies have reported a time-dependent course of the dissolution rate, which is characterized by an initial rise and a subsequent decline after a couple of years. The article at hand discusses potential explanations for the correlation of marital duration and the risk of dissolution and examines them on the basis of the Family Survey 2000. The results indicate, among other things, that the concentration of childbirths in an early stage of marriage leads to a slow-down of the initial rise of the dissolution rate whereas it weakens its later decline as the stabilizing effect of shared children on marriage decreases when the children become older. There are significant differences with respect to the dependency of the dissolution risk on marital duration between the successive marriage cohorts, depending on the wife's occupation, age at marriage as well as between couples who did vs. those who did not cohabit before marriage. The results suggest that relationship-specific processes as well as changes of the

Ingmar Rapp (✉)

Institut für Soziologie, Universität Heidelberg, Sandgasse 9,
69117 Heidelberg, Deutschland
E-Mail: ingmar.rapp@soziologie.uni-heidelberg.de

* Der Beitrag resultiert aus einer Diplomarbeit, die am Institut für Soziologie der Universität Heidelberg unter Betreuung von Thomas Klein entstanden ist. Für wertvolle Hinweise danke ich zudem Johannes Stauder, den Herausgebern und zwei anonymen Gutachtern.

marital preconditions resulting from the partners' respective ages contribute to the explanation of the course of the dissolution rate.

Keywords: Separation · Divorce · Marital Duration · Familiensurvey

1. Problemstellung

Für Deutschland belegen zahlreiche Untersuchungen, dass das Trennungs- und Scheidungsrisiko von Ehen auf nicht-monotone Weise an die Ehedauer gekoppelt ist: Es steigt in den ersten Ehejahren rasch an, erreicht nach ein paar Jahren ein Maximum und fällt danach langsam ab (z.B. Brüderl/Engelhardt 1997; Diekmann/Klein 1991; Engelhardt 1998; Höhn 1980; Ott 1993). Innerhalb Europas beobachten Klein und Kopp (2002) einzig für Bulgarien und Frankreich einen abweichenden Verlauf des Scheidungsrisikos.¹ Und auch außerhalb Europas erscheint eine erst ansteigende und schließlich wieder abfallende Scheidungsrate als gängiges Muster: Anhand einer Betrachtung von 62 Ländern stellt Fisher (1993: 468) fest, dass es „bei Menschen unterschiedlichster Länder und Kulturen vor allem zwischen dem zweiten und vierten Ehejahr zu Scheidungen“ kommt.

Der vorliegende Beitrag untersucht, welche Mechanismen dem ehedauerabhängigen Verlauf der Trennungsrate zugrunde liegen. Dazu werden zunächst theoretische Überlegungen zur Erklärung dieses Zusammenhangs diskutiert und Hypothesen zu den Einflussfaktoren der Ehedauerabhängigkeit des Trennungsrisikos abgeleitet. Zur Prüfung der Hypothesen wird mit den Daten des Familiensurvey 2000 zum einen analysiert, welchen Einfluss die Geburt von Kindern und Veränderungen der ehelichen Arbeitsteilung zwischen Haus- und Erwerbsarbeit auf den Verlauf der Trennungsrate haben. Zum anderen wird untersucht, ob sich der Verlauf der Trennungsrate in Abhängigkeit vom Zeitpunkt der Eheschließung im Beziehungs- und Lebensverlauf oder davon, ob das Paar vor der Eheschließung bereits zusammenlebte, unterscheidet. Dies gibt nicht nur Aufschluss über die Einflussfaktoren der Ehedauerabhängigkeit des Trennungsrisikos, sondern auch darüber, ob sich der Einfluss dieser Trennungsdeterminanten im Verlauf der Ehe ändert.

Den theoretischen Rahmen der vorliegenden Untersuchung bilden austauschtheoretische und familienökonomische Überlegungen. In der Perspektive der Austauschtheorie lassen sich Paarbeziehungen als verstetigte Tauschbeziehungen begreifen, die als wechselseitig belohnend empfunden werden und einen subjektiv höheren Belohnungswert aufweisen als alternativ realisierbare Beziehungen (Hill/Kopp 2006: 277). Die ökonomische Theorie der Familie (Becker 1981; Becker et al. 1977) beruht ebenfalls auf der These, dass Personen versuchen, ihren individuellen Nutzen zu maximieren. Personen organisieren demzufolge ihren Haushalt in der Weise, dass sie einen maximalen Nutzen beziehungsweise einen maximalen so genannten Ehegewinn erzielen.

¹ In Bulgarien fällt das Scheidungsrisiko ab dem ersten Ehejahr monoton, für Frankreich ist bis zum zehnten Ehejahr kein Rückgang der Scheidungsrate zu beobachten (Klein/Kopp 2002).

Im Anschluss an die theoretischen Überlegungen zum Zusammenhang zwischen Ehedauer und Trennungsrisiko (Abschnitt 2) werden in Abschnitt 3 die verwendeten Daten, Variablen und Analyseverfahren erläutert. Danach werden die Ergebnisse der empirischen Analysen dargestellt (Abschnitt 4) und in ihrer Bedeutung mit Blick auf die diskutierten Prozesse besprochen (Abschnitt 5).

2. Theoretische Überlegungen zum Zusammenhang zwischen Ehedauer und Trennungsrisiko

2.1. Selektionseffekte, beziehungspezifische Prozesse und Veränderungen der Rahmenbedingungen im Eheverlauf

Für den Zusammenhang zwischen Ehedauer und Trennungsrate werden drei Mechanismen verantwortlich gemacht: Die „Heterogenität stabiler und instabiler Ehen“ (Diekmann/Klein 1991: 274), beziehungspezifische Prozesse sowie Veränderungen der Rahmenbedingungen der Ehe. Als beziehungspezifische Prozesse lassen sich Entwicklungen zusammenfassen, die innerhalb der (ehelichen) Beziehung stattfinden oder unmittelbar aus dieser folgen. Zu den Veränderungen der Rahmenbedingungen der Ehe werden im Folgenden solche Veränderungen der sozialen Situation der Partnerschaft gezählt, die keine Folge der Paarbeziehung sind, sondern nur indirekt aufgrund der Verknüpfung von Lebensalter und Ehedauer die Rahmenbedingungen der Ehe im Eheverlauf systematisch verändern.

a) *Die Heterogenität stabiler und instabiler Ehen*: Eine mit zunehmender Ehedauer abfallende Trennungsrate lässt sich zum einen durch einen Selektionseffekt erklären. Dem liegt die Annahme zugrunde, dass (von vorne herein) instabile Ehen nach und nach aufgelöst werden, weshalb mit steigender Ehedauer der Anteil stabiler Ehen steigt und das Trennungsrisiko im Durchschnitt sinkt, auch wenn das individuelle Trennungsrisiko unverändert bleibt: „The observed probability of dissolution would decline with duration in a given cohort of marriages [...] because couples with higher probabilities of dissolution dissolve their marriages relatively early; therefore, the average probability of those remaining married would decline even if each couple’s probability were invariant with duration.“ (Becker et al. 1977: 1157).

b) *Beziehungsspezifische Prozesse*: Ausgehend von familienökonomischen Überlegungen liegt die zentrale Ursache für Trennungen darin begründet, dass Unsicherheit über den Nutzen einer Ehe besteht (Becker et al. 1977: 1142). Diese Unsicherheit resultiert zum einen daraus, dass sich die Eigenschaften der Partner im Verlauf der Ehe verändern können. Zum anderen ist sie in unvollständigen Informationen über den Partner zum Zeitpunkt der Eheschließung begründet (Becker 1981). Hierdurch lässt sich erklären, dass Trennungen häufig bereits nach kurzer Ehedauer erfolgen, weil „Irrtümer“ bei der Partnerwahl nach relativ kurzer Zeit erkannt und diese Ehen dann aufgelöst werden (Becker 1981: 223 f.). Wird unterstellt, dass die ungeeigneten Partnerkonstellationen (die so genannten Mismatches) einen steigenden Risikopfad aufweisen, zum Beispiel weil sich in dieser Gruppe Enttäuschungen anhäufen (Engelhardt 1998: 74), ergibt sich in Verbindung mit der beschriebenen Selektionshypothese für die Gesamtpopulation ein

erst ansteigender und schließlich wieder abfallender Risikoverlauf (Diekmann/Mitter 1984).

Ein zweiter Faktor, der familienökonomischen Überlegungen zufolge für den Verlauf der Trennungsrates von Bedeutung ist, ist die Akkumulation ehespezifischen Kapitals, d. h. die Ansammlung solcher Güter, die infolge einer Trennung an Wert verlieren. Beispiele hierfür sind gemeinsame Kinder, die Spezialisierung auf Markt- oder Hausarbeit und das Wissen über den Partner (Becker et al. 1977: 1152, 1157). Da diese Güter in Folge einer Trennung an Wert verlieren und weil sie die Wohlfahrtsgewinne aus der Ehe steigern (vgl. Hill/Kopp 2006: 286), ist mit zunehmenden Investitionen in ehespezifisches Kapital ein sinkendes Trennungsrisiko zu erwarten (Becker et al. 1977: 1152 f.).

Nach dem austauschtheoretischen Modell ehelicher Stabilität von Lewis und Spanier (1979) ist eheliche Stabilität in erster Linie abhängig von der Ehequalität. Empirische Untersuchungen zeigen häufig eine abnehmende oder eine u-förmige Entwicklung der Ehequalität im Eheverlauf (vgl. zum Überblick Dinkel 2006: 16 f.; Fookan/Lind 1997: 56 ff.; Kopp 1994: 181 f.). Eine theoretische Begründung für ein zwischenzeitliches Absinken der Ehequalität kann aus emotionstheoretischen Überlegungen abgeleitet werden (vgl. im Folgenden Hill 1992; Hill/Kopp 2006: 221 ff.). Demnach sind Paarbeziehungen in einem frühen Stadium vor allem durch „romantische, leidenschaftliche Liebe“ charakterisiert, bis mit steigender Interaktionshäufigkeit und zunehmendem Wissen über den Partner die Chance für unerwartete Ereignisse und damit die Intensität der romantischen Liebe nachlässt. Nach einiger Zeit tritt dann zunehmend „kameradschaftliche Liebe“ an deren Stelle, wodurch die Beziehungsqualität wieder ansteigt und Trennungen wieder unwahrscheinlicher werden.

Neben der Ehequalität bestimmt nach Lewis und Spanier (1979) der externe Druck, verheiratet zu bleiben, mit über die Ehestabilität. Dieser nimmt im Verlauf der Ehe vermutlich zu, weil sich die jeweiligen Netzwerke der beiden Partner zunehmend überschneiden. Booth, Edwards und Johnson (1991) zeigen, dass der Anteil gemeinsamer Freunde mit zunehmender Ehedauer steigt und gleichzeitig das Trennungsrisiko stark reduziert. Erklären lässt sich eine ehestabilisierende Wirkung geteilter Netzwerke damit, dass diese die Ehe „überwachen“ und nicht erwünschtes Verhalten sanktionieren, die Kommunikation zwischen den Partnern fördern und dass durch die „Identifikation des Paares als Einheit durch signifikante Andere“ die emotionalen Kosten einer Trennung zunehmen (Hartmann 2003: 45).

Eine im Verlauf der Ehe nachlassende Signalwirkung der Eheschließung könnte dagegen dazu beitragen, dass Trennungen mit zunehmender Ehedauer wahrscheinlicher werden. Eine beziehungsstabilisierende Signalwirkung einer Eheschließung ist zum einen aufgrund deren starker symbolischer Bedeutung zu vermuten (Esser 2002: 33) und zum anderen deshalb, da die Inkaufnahme erhöhter Trennungskosten durch den jeweiligen Partner infolge einer Eheschließung eigene Investitionen in die Beziehung als weniger riskant erscheinen lässt. Ein Nachlassen dieser Signalwirkung kann ihren Grund darin haben, dass im Verlauf einiger Ehen zunehmend neue Signale oder Symbole auftreten, die gegebenenfalls zu einer Neubewertung (einem „reframing“) der Ehe führen (Esser 2002), oder darin, dass ein Signal an Verlässlichkeit verliert, umso weiter es zurück liegt. Mit Blick auf das letztgenannte Argument ist zu vermuten, dass eine nachlassende Signalwirkung der Eheschließung vor allem in den ersten Ehejahren bedeutsam ist.

Eine lerntheoretische Begründung für einen erst ansteigenden und schließlich wieder abfallenden Verlauf der Trennungsrate bieten Diekmann und Mitter (1984: 129 f.) an, indem sie auf Prozesse des Lernens und Vergessens beziehungsweise Vergebens verweisen. Demnach häufen sich in den ersten Ehejahren Fehler und Enttäuschungen in der partnerschaftlichen Interaktion, was zu einem steigenden Trennungsrisiko führt. Da solche Fehler aufgrund von Lernprozessen zunehmend vermieden werden und weil gleichzeitig frühere „Sünden“ vergessen oder vergeben werden, beginnt das Trennungsrisiko nach einiger Zeit wieder zu sinken.

c) *Veränderungen der Rahmenbedingungen der Ehe*: Nach Lewis und Spaniers Modell ehelicher Stabilität bestimmen neben der Ehequalität und dem externen Druck, verheiratet zu bleiben, die Alternativen zur bestehenden Ehe mit über deren Stabilität. South und Lloyd (1995) weisen nach, dass ein größerer Vorrat an alternativen Partnern das Trennungsrisiko signifikant erhöht. Da mit steigendem Alter eine zunehmende Zahl potenzieller Partner in demselben Altersbereich bereits gebunden ist und zudem tendenziell eher die weniger attraktiven Kandidaten verbleiben (Klein 2000: 233 f.), sinken die Chancen auf einen attraktiveren Partner und die Schwelle zur Trennung wird erhöht. Die Wahrscheinlichkeit, attraktiveren Kandidaten zu begegnen, sinkt vermutlich auch deshalb, da sich die Kenntnisse über den Partnermarkt mit zunehmendem Alter kaum noch verbessern. Der voranschreitende Abbau von biographischen Unsicherheiten sollte ebenfalls die Wahrscheinlichkeit einer Trennung vermindern, weil unwahrscheinlicher wird, dass sich die Passung der Partner verschlechtert (vgl. Morgan/Rindfuss 1985). Und auch die mit steigendem Alter häufig einhergehende Verbesserung der Lebensbedingungen wirkt gemäß austauschtheoretischer und familienökonomischer Überlegungen beziehungsstabilisierend, da die Ehequalität, beziehungsweise der Ehegewinn steigen und weil unerwartete negative Ereignisse eher zu kompensieren sind (Hill/Kopp 2006: 283). In Betracht zu ziehen ist schließlich auch, dass die Partner mit steigendem Alter eine zunehmende soziale und emotionale Reife erreichen und damit verbunden zum Beispiel über eine verbesserte Befähigung zur Lösung von Beziehungskonflikten verfügen (Jalovaara 2002: 540).

d) *Zusammenfassung*: Zur Erklärung des in den ersten Ehejahren ansteigenden Trennungsrisikos kommen verschiedene beziehungspezifische Prozesse in Frage: die zunehmende Klarheit über wichtige und möglicherweise unpassende Merkmale des Partners, die Anhäufung negativer Erfahrungen aufgrund einer noch ungenügenden Abstimmung zwischen den Partnern, der Rückgang „romantischer Liebe“ sowie eine nachlassende Signalwirkung der Eheschließung. Als Erklärungsfaktoren für den schließlich wieder abfallenden Verlauf der Trennungsrate sind beziehungspezifische Prozesse wie die Ansammlung beziehungspezifischer Kapitals, Lernprozesse in der Beziehung, zunehmende „kameradschaftliche Liebe“ sowie die zunehmende Überschneidung der jeweiligen Netzwerke der beiden Partner in Betracht zu ziehen. Hinzu kommen beziehungsstabilisierende Veränderungen der Rahmenbedingungen der Ehe, wie der Abbau biographischer Unsicherheiten, Verbesserungen der Fähigkeiten und Lebensbedingungen und die mit steigendem Alter der Partner sinkende Wahrscheinlichkeit, attraktiveren Kandidaten zu begegnen. Der Rückgang des durchschnittlichen Trennungsrisikos ist schließlich auch dadurch erklärbar, dass zunehmend nur die stabileren Ehen übrig bleiben.

2.2. Der Einfluss von Kindern und von Veränderungen der ehelichen Arbeitsteilung auf den Verlauf der Trennungsrates

Die bisherigen Überlegungen weisen darauf hin, dass der erst ansteigende und schließlich wieder abfallende Verlauf der Trennungsrates aus dem Zusammenspiel mehrerer Faktoren resultiert. Von diesen Einflüssen lassen sich allerdings nur wenige direkt beobachten. Hierzu zählen die Spezialisierung auf Erwerbs- und Hausarbeit sowie die Geburt von gemeinsamen Kindern, die sich als Investitionen in die Ehe begreifen lassen.

a) *Die Geburt gemeinsamer Kinder:* In Bezug auf die Bedeutung gemeinsamer Kinder weisen Becker, Landes und Michael (1977: 1152 f.) darauf hin, dass ihr Wert als ehespezifisches Kapital möglicherweise wieder abnimmt, wenn die Kinder älter oder erwachsen werden, weshalb Trennungen wieder wahrscheinlicher werden könnten. Empirische Untersuchungen zum Einfluss von Kindern auf die Ehestabilität zeigen in der Tat, dass der beziehungsstabilisierende Effekt gemeinsamer Kinder mit zunehmendem Alter der Kinder nachlässt (z. B. Heaton 1990; Stauder 2002, 2006).

Welcher Beitrag der Geburt von Kindern für den Verlauf der aggregierten Trennungsrates zukommt, ist somit nicht eindeutig vorherzusagen. Einerseits könnte der mit zunehmender Ehedauer steigende Anteil von Ehen mit gemeinsamen Kindern dazu beitragen, dass Trennungen seltener werden, weil gemeinsame Kinder das Trennungsriskoreduzieren. Andererseits könnten Trennungen auch wieder häufiger werden, da die Kinder älter werden und der ehestabilisierende Einfluss gemeinsamer Kinder dann nachlässt.

b) *Veränderungen der ehelichen Arbeitsteilung:* Im Einklang mit der familienökonomischen These zur beziehungsstabilisierenden Wirkung ehespezifischen Kapitals wird für Ehen, in denen die Frau erwerbstätig ist und in denen vermutlich keine Spezialisierung auf Markt- und Hausarbeit vorliegt, häufig ein erhöhtes Trennungsriskoreportiert (vgl. zum Überblick Wagner/Weiß 2003; White/Rogers 2000). Neben fehlenden Spezialisierungsvorteilen und der infolge einer Trennung nicht drohenden Entwertung der Spezialisierung auf Hausarbeit werden eine Reihe weiterer Faktoren für einen ehedestabilisierenden Effekt weiblicher Erwerbstätigkeit verantwortlich gemacht (vgl. zum Überblick Böttcher 2006; Hartmann/Beck 1999; Hill/Kopp 1994). Zudem ist in Betracht zu ziehen, dass der Zusammenhang zwischen der Erwerbstätigkeit der Frau und dem Trennungsriskore auch in einer umgekehrten Kausalität begründet ist, dergestalt, dass Frauen mit geringem Vertrauen in die Dauerhaftigkeit der Ehe häufiger erwerbstätig sind, um ökonomisch unabhängig zu sein (Diekmann 1994).

Einige der vermuteten Erklärungsfaktoren legen nahe, dass der Einfluss der Frauenerwerbstätigkeit auf das Trennungsriskore mit der Ehedauer interagieren könnte: So ist in Betracht zu ziehen, dass an die Erwerbstätigkeit der Frau geknüpfte Unabhängigkeitseffekte in einer späteren Ehephase verstärkt wirken, wenn Einkommen und Einkommenspotenzial mit zunehmender Erwerbsdauer steigen (vgl. South/Spitze 1986: 586). Auch eine zunehmende Unzufriedenheit über die Doppelbelastung in Familie und Beruf und eine abnehmende Einbindung in traditionelle Geschlechterrollenidentitäten im Verlauf der Ehe könnten hierzu beitragen (South 2001: 231). Für nichterwerbstätige Frauen dürfte dagegen eine Nichterwerbstätigkeit aufgrund von Dequalifizierungsprozessen zunehmend unumkehrbar werden. Mit Blick auf die Alternativen zur bestehenden Beziehung ist zu vermuten, dass mit steigendem Alter das Arbeitsumfeld der

Partner einen zunehmend wichtigeren Teil des Partnermarkts darstellt, wenn sonstige partnermarktrelevante Orte seltener aufgesucht werden und sich die jeweiligen Netzwerke der Partner mit steigender Ehedauer zunehmend überschneiden und deshalb kaum noch als Partnermarkt fungieren (vgl. Kalmijn/Flap 2001: 1298). Erwerbstätige Frauen begegnen dann vor allem in späteren Jahren und noch längerer Ehedauer vergleichsweise öfter alternativen Partnern als nicht erwerbstätige Frauen. Schließlich kann eine Verstärkung des Zusammenhangs zwischen der Erwerbstätigkeit der Frau und dem Trennungsrisiko auch darin begründet sein, dass mit steigender Ehedauer zunehmend vor allem Frauen mit größerem Vertrauen in die Dauerhaftigkeit der Ehe ihre Erwerbstätigkeit einstellen oder reduzieren. Gestützt werden diese Überlegungen durch zwei jüngere Untersuchungen für die Vereinigten Staaten (South 2001) und für Finnland (Jalovaara 2002), nach denen der destabilisierende Einfluss der Frauenerwerbstätigkeit mit steigender Ehedauer zunimmt. Dagegen finden South und Spitze (1986), Booth et al. (1986) und White und Booth (1991) keine Veränderung des Effekts einer Erwerbstätigkeit der Ehefrau.

In Bezug auf den Verlauf der aggregierten Trennungsrate von Ehen ist somit zu vermuten, dass eine voranschreitende Spezialisierung auf Haus- und Erwerbsarbeit im Eheverlauf zu einer Verminderung der Trennungsrate beitragen könnte. Was die häusliche Arbeitsteilung zwischen den Ehepartnern betrifft, zeigen Schulz und Blossfeld (2006), dass Männer ihre Beteiligung an der Hausarbeit mit zunehmender Ehedauer reduzieren. Ziel der folgenden Analysen ist es zu zeigen, wie sich die erwerbsbezogene Arbeitsteilung im Verlauf der Ehe verändert und welchen Einfluss diese Veränderungen auf den aggregierten Verlauf der Trennungsrate haben. Zusätzlich wird untersucht, ob sich der Einfluss der Frauenerwerbsbeteiligung auf das Trennungsrisiko im Verlauf der Ehe verändert.

2.3. Der Einfluss der Beziehungsdauer vor Eheschließung, vorehelicher Kohabitation und des Heiratsalters auf den Verlauf der Trennungsrate

Einige der vermuteten Bestimmungsfaktoren des Trennungsverlaufs lassen sich (zumindest mit den verfügbaren Daten) nicht direkt beobachten. Durch die Analyse von Unterschieden in den Trennungsverläufen zwischen Ehen, welche sich nach bestimmten Merkmalen unterscheiden, die mit den vermuteten Einflussfaktoren der Ehedauerabhängigkeit des Trennungsrisikos in Zusammenhang stehen, lassen sich aber dennoch Rückschlüsse auf diese Einflüsse ziehen.

a) *Beziehungsdauer vor Eheschließung und voreheliche Kohabitation*: Die Beziehungsdauer vor Eheschließung und voreheliche Kohabitation können als Indikator dafür gelten, wie weit beziehungspezifische Prozesse zum Zeitpunkt der Heirat bereits vorangeschritten sind, die mit Beginn der Beziehung bzw. mit der gemeinsamen Haushaltsgründung einsetzen (oder beschleunigt werden). Dabei sind ausgehend von den diskutierten Prozessen unterschiedliche Konsequenzen für die Ehedauerabhängigkeit des Trennungsrisikos zu erwarten.

Mit Blick auf den Abbau von Unsicherheit sollten früh geschlossene Ehen und Ehen ohne voreheliche Kohabitation insbesondere in den ersten Ehejahren, wenn Informationen über den Partner rasch zunehmen und Mismatches erkannt werden, ein erhöhtes

Trennungsrisiko aufweisen.² Ausgehend von lerntheoretischen oder emotionstheoretischen Überlegungen muss man dagegen von einer Vorverlagerung des Trennungsvorgangs bei später geschlossenen Ehen und bei Ehen mit vorehelicher Kohabitation ausgehen. Demnach würden diese Ehen häufiger bereits früh getrennt, weil das Trennungsrisiko zum Zeitpunkt der Eheschließung schon weiter angestiegen (oder bereits wieder am absinken) ist. Vorliegende Befunde zum Einfluss vorehelicher Kohabitation auf die Ehedauerabhängigkeit des Trennungsrisikos sind uneinheitlich. Brüderl, Diekmann und Engelhardt (1997: 216 f.) berichten, dass der Kohabitationseffekt auf das Scheidungsrisiko erst ab einer Ehedauer von fünf Jahren signifikant wird und dieser deutlich erhöht ist und stützen damit die „Informationshypothese“ (Brüderl et al. 1997). Evidenz für die „Vorverlagerungsthese“ findet sich dagegen in einer Untersuchung von Bennett, Blanc und Bloom (1988: 133 f.), die für Schweden einen in den ersten Ehejahren besonders starken ehedestabilisierenden Kohabitationseffekt zeigt.

b) *Alter bei Eheschließung*: Vielfach bestätigt ist ein mit zunehmendem Heiratsalter abnehmendes Trennungs- und Scheidungsrisiko (vgl. Klein 1999: 145-149). Die hierfür herangezogenen Erklärungen, die vor allem auf die ungünstigen Rahmenbedingungen von früh geschlossenen Ehen verweisen, legen nahe, dass sich die höhere Instabilität von in jungen Jahren geschlossenen Ehen auf eine frühe Phase der Ehe konzentriert. Dies betrifft zum einen das Ausmaß biographischer Unsicherheiten. Da dieses vor allem im jüngeren Erwachsenenalter hoch ist und nach Beendigung der Ausbildung und Etablierung einer beruflichen Karriere rasch abnimmt, sind in jungen Jahren heiratende Paare hiervon nur in den ersten Ehejahren in besonderem Maße betroffen (vgl. Dyer 1986). Auch der über eine ungünstige wirtschaftliche Situation vermittelte ehedestabilisierende Effekt einer frühen Heirat dürfte mit der Ehedauer an Stärke verlieren, da wirtschaftliche Verbesserungen in jungen Erwachsenenjahren eher sprunghaft erfolgen. Eine große Anzahl an Alternativen sollte ebenfalls vor allem in den ersten Ehejahren jung geschlossener Ehen ehedestabilisierend wirken, bevor der Anteil noch ungebundener Personen schnell abfällt (vgl. Booth/Edwards 1985: 68). Und auch Verbesserungen der Marktkenntnis sind vermutlich besonders in den ersten Ehejahren von früh geschlossenen Ehen eine Ursache von Trennungen. Schließlich könnte der ehedestabilisierende Effekt eines frühen Heiratsalters auch deshalb schwächer werden, weil sich anfängliche Unterschiede hinsichtlich der psychologischen Reife der Partner nach dem Heiratsalter mit der Zeit verringern (Morgan/Rindfuss 1985: 1059; South/Spitze 1986: 584).

Die genannten Überlegungen weisen darauf hin, dass in jungen Jahren geschlossene Ehen insbesondere in frühen Ehejahren gefährdet sein sollten, bis sich anfängliche Unterschiede in den Rahmenbedingungen zwischen früh und später geschlossenen Ehen mit zunehmender Ehedauer verringern. Für später geschlossene Ehen ist demnach eine gleichmäßigere Verteilung von Trennungen zu erwarten. Gestützt wird diese Vermutung durch Befunde von Glick und Norton (1977), South und Spitze (1986) und für Deutschland von Klein (1995), die einen im Eheverlauf nachlassenden negativen

2 Zwar berichten Studien, die den Einfluss vorehelicher Kohabitation auf das Scheidungs- oder Trennungsrisiko untersuchen, für Ehen mit vorehelicher Kohabitation meist ein erhöhtes Trennungsrisiko (vgl. Brüderl et al. 1997). Brüderl, Diekmann und Engelhardt (1997, 1999) zeigen jedoch, dass dieses auf Selbstselektionseffekte zurückzuführen ist.

Effekt eines frühen Heiratsalters auf die Ehestabilität berichten. Dagegen finden Booth et al. (1986), Heaton, Albrecht und Martin (1985) sowie Morgan und Rindfuss (1985) einen andauernden risikoerhöhenden Effekt eines frühen Heiratsalters. Ein Vorzug der nachfolgenden Untersuchung ist die simultane Berücksichtigung der Beziehungsdauer vor Eheschließung, vorehelicher Kohabitation und des Heiratsalters. Dadurch wird ausgeschlossen, dass eine etwaige Interaktion zwischen der Ehedauer und dem Heiratsalter in ihrem Einfluss auf das Trennungsrisiko darauf zurückzuführen ist, dass beziehungs-spezifische Prozesse zum Zeitpunkt der Eheschließung unterschiedlich weit vorangeschritten sind.

3. Daten und Methode

Datengrundlage der vorliegenden Untersuchung ist die im Jahr 2000 erhobene dritte Welle des Familiensurvey (Bien/Marbach 2003; Infratest Burke Sozialforschung 2000). Die Erhebung umfasst 10093 realisierte Interviews mit Personen zwischen 18 und 67 Jahren, von denen 2002 Personen bereits in der ersten und zweiten Welle in den Jahren 1988 und 1994 befragt wurden. Die nachfolgenden Analysen beschränken sich auf Ehen, in denen beide Partner in Deutschland geboren wurden und in denen der Auskunft gebende Partner über eine Westbiographie verfügt.³ Ausgeschlossen sind Ehen, in denen ein Partner zum Zeitpunkt der Eheschließung unter sechzehn Jahre alt war sowie Ehen mit fehlenden Angaben zum Heiratsjahr oder zum Trennungsjahr.⁴ Für die folgenden Analysen verbleiben somit 5050 Ehen, von denen 940 Ehen (18,6 Prozent) bis zum Erhebungszeitpunkt mit einer Trennung endeten.⁵

Die nachfolgend berichteten Analyseergebnisse beruhen auf dem statistischen Instrumentarium der Ereignisanalyse (Blossfeld et al. 1986). Hierdurch lassen sich auch dann konsistente Schätzungen erzielen, wenn ein größerer Teil der Beobachtungen zensiert ist (Diekmann/Mitter 1990: 408). Im Folgenden werden zum einen Sterbetafelanalysen und zum anderen ereignisanalytische Parameterschätzungen dargestellt. Letzteren zugrunde gelegt wird ein von Klein (2003) vorgeschlagenes Verlaufsmodell, das den erst ansteigenden und schließlich wieder abfallenden Verlauf der Trennungsrate im Eheverlauf wie folgt beschreibt:

$$\ln h_t(t) = a + bt + c \ln t + \sum_j a_j x_{ij} + \sum_k \beta_k u_{ik}(t)$$

3 Für im Ausland geborene Befragte und für im Ausland geborene Partner ist nicht bekannt, wann diese nach Deutschland gekommen sind, wodurch unklar ist, ob (bei vergangenen Ehen), bzw. seit wann (bei aktuellen Ehen) das Ehepaar in Deutschland lebte.

4 Dies betrifft natürlich nicht die noch bestehenden Ehen, sondern solche Ehen, für die der Befragte eine Trennung, aber kein Trennungsjahr angab.

5 Aufgrund fehlender Werte reduziert sich die Fallzahl in den multivariaten Analysen noch weiter.

In $h_i(t)$ bezeichnet die logarithmierte Rate einer Trennung im Zeitpunkt t seit Eheschließung. Zeitunabhängige Merkmale sind durch x_{ij} wiedergegeben, zeitabhängige Variablen, wie die Frauenerwerbstätigkeit, die sich im Eheverlauf verändern (können), sind durch $u_{ik}(t)$ repräsentiert. Die Berechnung mit der Methode des Episodensplittings (vgl. Blossfeld et al. 1986: 193 ff.) geht von einjährigen Zeitintervallen i aus.⁶ Durch die Aufnahme der beiden Variablen t und $\ln t$ wird, unter der Annahme, dass der Koeffizient zu t , d. h. b , einen negativen Wert annimmt, ein erst ansteigender und dann wieder abfallender Zeitverlauf der Trennungsrates modelliert.⁷

Ehestabilität im hier verwendeten Sinn bezieht sich somit auf den Status der Ehe als zusammenlebend oder getrennt und beschreibt die objektive statistische Trennungswahrscheinlichkeit. Wie zunehmend üblich geworden, werden Trennungen und nicht Scheidungen betrachtet. Eine Unterscheidung ist zum einen notwendig, da Scheidungen zumeist verzögert auf Trennungen folgen, seit der Neuregelung des Scheidungsrechts im Jahr 1977 in der Regel um mindestens ein Jahr (vgl. Höhn 1980: 345 ff.). Zum anderen werden manche Ehen getrennt, aber nicht geschieden. Brüderl und Engelhardt (1997) zeigen mit der 1988 erhobenen ersten Welle des Familiensurvey, dass sich länger Verheiratete nach einer Trennung häufiger nicht scheiden lassen. Dagegen sind die Effektstärken der sonstigen Determinanten der Eheauflösung weitgehend unabhängig von der gewählten Auflösungsdefinition.

Die Dauer zwischen Beziehungsbeginn und Eheschließung wird in Jahren gemessen. Das Alter bei Eheschließung gibt den Durchschnitt des ebenfalls in Jahren gemessenen Heiratsalters der beiden Ehepartner wieder. Ehen mit einem durchschnittlichen Heiratsalter von unter 21 Jahren sind durch eine Dummy-Variable als Frühehe gekennzeichnet. Ebenfalls durch eine Dummy-Variable wird repräsentiert, ob das Paar bereits vor der Eheschließung zusammenlebte. Ihr wird der Wert eins zugewiesen, wenn das Kalenderjahr der gemeinsamen Haushaltsgründung vor dem Jahr der Eheschließung liegt, ansonsten null. Kohabitationsphasen von weniger als einjähriger Dauer werden somit gegebenenfalls nicht als solche erfasst. Die Erwerbstätigkeit der Frau wird zeitabhängig gemessen und durch die beiden Dummy-Variablen „vollzeiterwerbstätig“ (35 Wochenarbeitsstunden und mehr) und „teilzeiterwerbstätig“ abgebildet. Ehen, in denen die Ehefrau nicht erwerbstätig ist, bilden die Referenzkategorie. Da für den männlichen Partner vermutlich eine Spezialisierung auf Marktarbeit vorliegt, kann der Erwerbsstatus der Frau als Indikator gelten, ob eine spezialisierte Arbeitsteilung vorliegt. Allerdings liegt diese Variable nur für die von Frauen berichteten Ehen vor, da die Erwerbsbiographie nur für den befragten Partner erhoben wurde. Ebenfalls zeitabhängig

6 Da die Partnerschaftsbiographie nur kalenderjahresgenau erfasst wurde, ist die genaue Prozesszeit unbekannt. Eine Trennung in einem bestimmten Kalenderjahr kann demnach mit zwei aufeinander folgenden Ehejahren korrespondieren. Die einzelnen Episoden werden im Folgenden anhand des Kalenderjahres aufgesplittet. Der ersten Subepisode, dem Jahr der Eheschließung, wird eine Dauer von einem halben Jahr zugewiesen, allen weiteren Subepisoden die Dauer eines Jahres. Zur Berücksichtigung zeitabhängiger Merkmale wird jeder Subepisode der Zustand der jeweiligen Variable zu Beginn dieser Subepisode zugewiesen.

7 Das Modell stellt auch eine Generalisierung der von Diekmann und Mitter (1983) vorgeschlagenen Sicheffunktion dar, erweitert durch einen zusätzlichen Parameter c (vgl. Klein 2003: 512).

werden gemeinsame Kinder erfasst. Da der Einfluss von Kindern auf die Ehestabilität von deren Alter abhängig ist, werden Dummy-Variablen für aufeinander folgende Altersklassen der Kinder gebildet. Die Zuordnung erfolgt nach dem Alter des jüngsten Kindes.⁸ Eine weitere Dummy-Variable kennzeichnet, ob die Geburt eines ersten leiblichen Kindes der beiden Partner zeitlich vor der Eheschließung oder in den darauf folgenden fünf Monaten erfolgt. Letzteres trägt dem Umstand Rechnung, dass bei einer Geburt unmittelbar nach der Eheschließung die absehbare Geburt häufig die Ursache der Eheschließung darstellen dürfte.

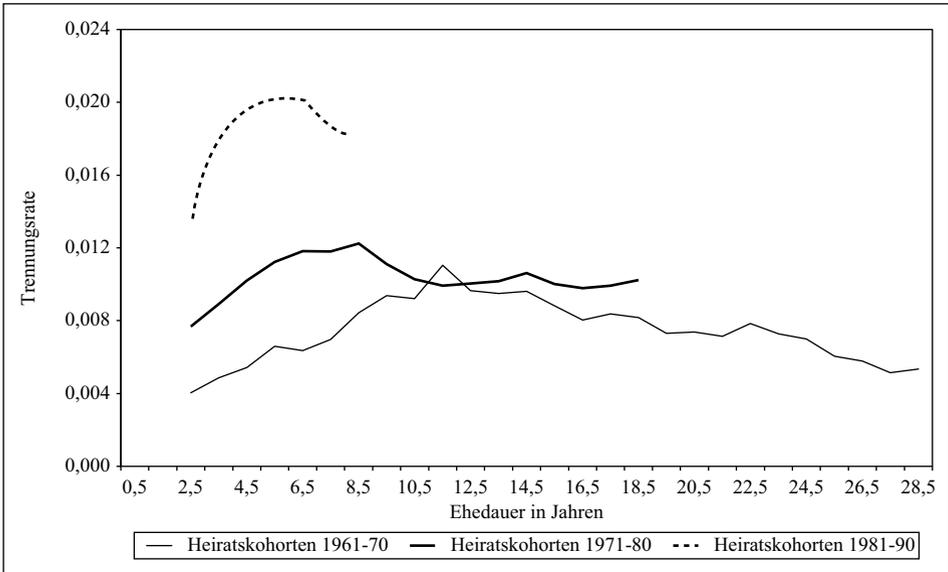
Als Kontrollvariable wird die Bildung beider Partner bei Beziehungsbeginn differenziert nach schulischer und beruflicher Bildung berücksichtigt.⁹ Der schulische und berufliche Bildungsstatus wird jeweils über ein Set von Dummy-Variablen abgebildet, mit den beiden Referenzkategorien höchstens Hauptschulabschluss und ohne berufliche Ausbildung. Die Zuordnung erfolgte jeweils nach dem höchsten erreichten Abschluss. Zusätzlich wird die Bildungsdifferenz des Paares berücksichtigt. Als bildungshomogam werden alle Paare gewertet, deren Partner sich nach der üblichen Dauer ihrer schulischen Bildungsabschlüsse um höchstens ein Jahr voneinander unterscheiden.¹⁰ Ebenfalls als Kontrollvariable berücksichtigt wird das Geschlecht des Befragten, und ob es sich um die erste Ehe des Auskunft gebenden Partners handelt. Zudem wird die Heiratskohorte kontrolliert. Dadurch wird ausgeschlossen, dass niedrigere Trennungsraten unter länger andauernden Ehen auf die höhere Stabilität älterer Eheschließungskohorten zurückzuführen sind. Um auszuschließen, dass Interaktionen mit der Ehedauer in Wirklichkeit in einer Veränderung des Einflusses der Trennungsdeterminanten in der Kohortenabfolge begründet sind, werden in den diesbezüglichen Analysen Interaktionen dieser Merkmale mit der Heiratskohorte kontrolliert.

8 Die Zuordnung von Kindern zu Ehen resultiert aus der Verknüpfung von Kinder- und Partnerschaftsbiographie des Befragten. Zweifelsfrei möglich ist die Zuordnung leiblicher Kinder für alle zum Befragungszeitpunkt andauernden Ehen. Für die Zuordnung von Kindern zu vergangenen Ehen sind zum Teil zusätzliche Plausibilitätsannahmen notwendig. Die Zuordnung folgt hierbei dem Vorgehen von Klein und Eckhard (2004).

9 Eine zeitabhängige Berücksichtigung des Bildungsniveaus ist nicht möglich, da die Bildungsbiographie nur für den befragten Partner erfasst wurde. In der überwiegenden Zahl der Ehen dürfte der Bildungsstatus zu Beziehungsbeginn jedoch eine gute Annäherung an den aktuellen Bildungsstatus darstellen. Dies wird auch dadurch gewährleistet, dass Fälle, in denen sich die Partner bei Beziehungsbeginn in schulischer oder beruflicher Ausbildung befinden und sich der Bildungsstatus vermutlich im Beziehungsverlauf ändert, als gesonderte Kategorie erfasst werden.

10 Diese Klassifizierung folgt dem Vorgehen von Brüderl, Diekmann und Engelhardt (1997). Die zugrundegelegten Dauern sind: ohne Schulabschluss: 8 Jahre; Schüler: 8 Jahre; Hauptschulabschluss: 9 Jahre; Realschulabschluss: 10 Jahre; Fachhochschulreife: 12 Jahre; Abitur: 13 Jahre.

Abbildung 1: Ehedauerspezifische Trennungsraten für verschiedene Heiratskohorten (Schätzung nach der Life-Table-Methode, gleitende Fünfjahresdurchschnitte, alle Ehen)



Quelle: Familiensurvey 2000, eigene Berechnungen.

4. Ergebnisse

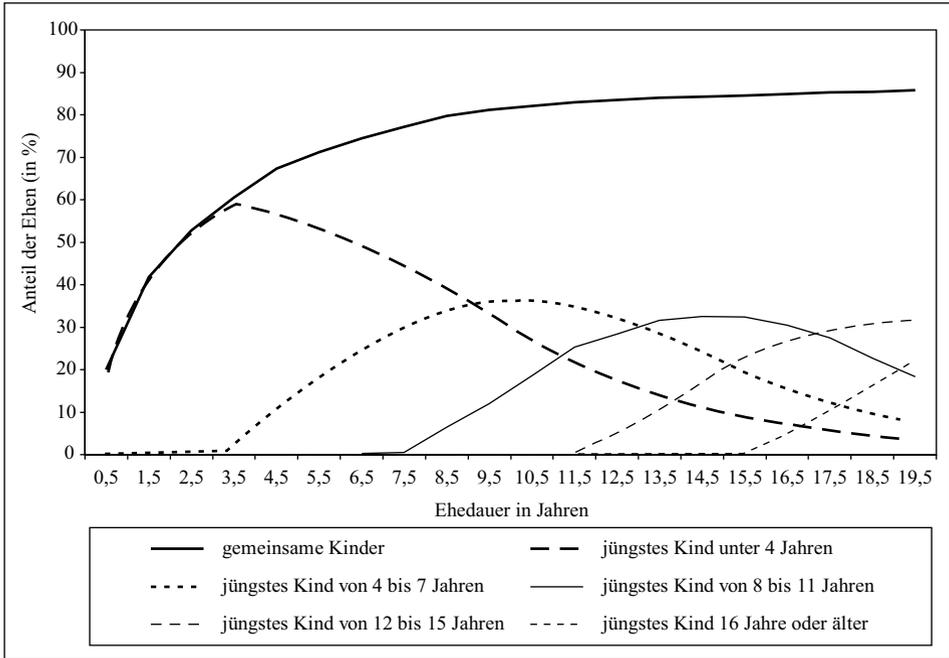
4.1. Die Ehedauerabhängigkeit der Trennungsraten

Abbildung 1 beschreibt den ehedauerabhängigen Verlauf der Trennungsraten für die Heiratskohorten 1961 bis 1970, 1971 bis 1980 und 1981 bis 1990 im gleitenden Fünfjahresdurchschnitt und bestätigt den vielfach beschriebenen, erst ansteigenden und nach einiger Zeit wieder abfallenden Verlauf der Trennungsraten auch mit den Daten des Familiensurvey 2000. Neben diesem gemeinsamen Grundmuster zeigen sich aber auch Unterschiede zwischen den Kohorten: Die Kurven für die jüngeren Heiratskohorten verlaufen nicht nur auf einem höheren Niveau, was auf das bekanntermaßen in der Kohortenabfolge steigende Trennungsrisiko zurückzuführen ist, sondern sie erreichen ihr Maximum zunehmend früher. In der Kohortenfolge ist somit eine Vorverlagerung von Trennungen im Eheverlauf zu beobachten.

4.2. Der Einfluss von gemeinsamen Kindern und von Veränderungen der ehelichen Arbeitsteilung auf den Verlauf der Trennungsraten

Die Abbildungen 2 und 3 geben Auskunft darüber, wie sich der Anteil der Ehen mit gemeinsamen Kindern, differenziert nach dem Alter des jüngsten Kindes, und die Erwerbstätigkeit der Frau mit zunehmender Ehedauer verändern. Abbildung 2 zeigt, dass der

Abbildung 2: Anteil der Ehen nach dem Alter des jüngsten gemeinsamen Kindes und nach der Ehedauer (nur vor 1981 geschlossene Ehen)

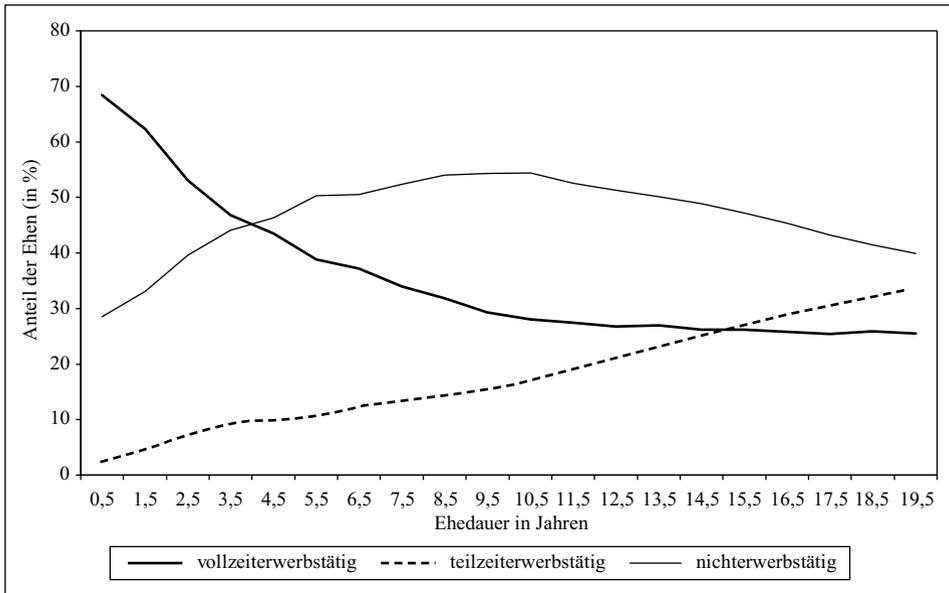


Quelle: Familiensurvey 2000, eigene Berechnungen.

Anteil der Ehen mit gemeinsamen Kindern mit zunehmender Ehedauer rasch ansteigt. Gleichzeitig beginnt bereits ab einer Ehedauer von vier Jahren der Anteil der Ehen mit einem jüngsten gemeinsamen Kind im Alter von unter vier Jahren wieder zu sinken. Ab einer Ehedauer von elf Jahren nimmt auch der Anteil der Ehen mit einem jüngsten gemeinsamen Kind im Alter von vier bis sieben Jahren wieder ab. Jüngere Kinder sind also gerade in den Ehedauern zahlreich, in denen das Trennungsrisiko am höchsten ist. Aus *Abbildung 3* geht hervor, dass der Anteil der Ehen, in denen die Frau vollzeiterwerbstätig ist, in den ersten zehn Ehejahren rasch von etwa zwei Dritteln auf ca. 30 Prozent sinkt. Gleichzeitig steigen die Anteile teilzeit- (von unter 5 Prozent auf knapp unter 20 Prozent) und nichterwerbstätiger Frauen (von knapp 30 Prozent auf über 50 Prozent). Im Zeitraum zwischen zehn und zwanzig Ehejahren steigt der Anteil teilzeiterwerbstätiger Frauen weiter auf ca. 35 Prozent, während sich der Anteil vollzeiterwerbstätiger Frauen auf ca. 25 Prozent und der Anteil nichterwerbstätiger Frauen auf rund 40 Prozent reduziert.

Um die Einflüsse von Kindern und von erwerbsbezogenen Veränderungen der ehelichen Arbeitsteilung auf den ehedauerabhängigen Verlauf der Trennungsrate zu ermitteln, werden diese Merkmale in den ereignisanalytischen Regressionsmodellen von *Tabelle 1* schrittweise als zusätzliche Kovariate aufgenommen. Ziel der Analyse ist es, zu zeigen, wie sich durch Konstanzhaltung der Effekte von Kindern und von deren Alter sowie der Erwerbstätigkeit der Frau der Ehedauereffekt und der ehedauerabhängige Verlauf der

Abbildung 3: Anteil der Ehen nach der Erwerbstätigkeit der Frau und nach der Ehedauer (nur von Frauen berichtete und vor 1981 geschlossene Ehen)



Quelle: Familiensurvey 2000, eigene Berechnungen.

Trennungsrate verändern. Die Ergebnisse zum Einfluss der genannten und weiterer unabhängiger Variablen auf die Trennungsrate sind in Form von relativen Risiken dargestellt.¹¹ Da die Erwerbsbiographie nur für den Befragten erhoben ist, sind nur die von Frauen berichteten Ehen berücksichtigt.

Aus Modell 2 von *Tabelle 1* geht in Übereinstimmung mit bisherigen Untersuchungen hervor, dass gemeinsame Kinder die Ehe stabilisieren, allerdings nur, wenn das jüngste gemeinsame Kind nicht zu alt ist. Mit zunehmendem Alter des jüngsten Kindes wird der Effekt schwächer und dreht schließlich in seiner Richtung, so dass Ehen mit älteren Kindern im Vergleich zu kinderlosen Paaren die instabileren Verbindungen darstellen. Eine voreheliche Schwangerschaft erhöht das Trennungsrisiko deutlich (Modell 3 von *Tabelle 1*). Ehen, in denen die Frau nicht- oder teilzeiterwerbstätig ist, weisen ein reduziertes Trennungsrisiko im Vergleich zu Ehen mit vollzeiterwerbstätiger Frau auf (Modell 4 von *Tabelle 1*). Wie aus Modell 5 von *Tabelle 1* hervorgeht, haben Kinder und die Erwerbstätigkeit der Frau einen je eigenständigen Effekt. Weiterhin zeigt sich, dass der Einfluss der Frauenerwerbstätigkeit auf das Trennungsrisiko mit der Ehedauer

¹¹ Werte größer 1 bedeuten einen risikoerhöhenden Einfluss, Werte kleiner 1 einen risikomindernden Einfluss des jeweiligen Merkmals. Ein Wert von 1,054 für das Jahr der Eheschließung zum Beispiel bedeutet eine Erhöhung des Trennungsrisikos um $(1,054-1)*100 = 5,4$ Prozent für jedes Kalenderjahr, um das die Eheschließung später erfolgt (Modell 1 von *Tabelle 1*).

Tabelle 1: Determinanten des Trennungsriskos (relative Risiken, nur von Frauen berichtete Ehen)

Parameter	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6
Ehedauer	0,949**	0,890**	0,911**	0,945**	0,917**	0,920**
In(Ehedauer)	1,749**	2,192**	2,164**	1,911**	2,160**	2,393**
jüngstes gemeinsames Kind unter 4 Jahren ¹		0,481**	0,440**		0,515**	0,448**
...von 4 bis unter 8 Jahren ¹		0,895	0,705*		0,804	0,724+
...von 8 bis unter 12 Jahren ¹		1,080	0,768		0,842	0,806
...von 12 bis unter 16 Jahren ¹		1,431	0,925		0,973	0,983
...16 Jahre und älter ¹		2,087*	1,114		1,139	1,322
voreheliche Schwangerschaft			2,561**		2,459**	14,131**
Ehedauer* voreheliche Schwangerschaft						0,905**
Heiratsjahr* voreheliche Schwangerschaft						0,971+
Frau ist nichterwerbstätig ²				0,565**	0,705**	0,806
Frau ist teilzeiterwerbstätig ²				0,684**	0,760*	0,369
Ehedauer* Frau ist nichterwerbstätig						0,963+
Ehedauer* Frau ist teilzeiterwerbstätig						1,010
Heiratsjahr* Frau ist nichterwerbstätig						1,008
Heiratsjahr* Frau ist teilzeiterwerbstätig						1,018
Heiratsjahr-1950	1,054**	1,058**	1,058**	1,059**	1,059**	1,058**

(Fortsetzung nächste Seite)

(Fortsetzung Tab. 1)

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6
Heiratsalter (Durchschnitt von Mann und Frau) - 16	0,969 ⁺	0,962 [*]	0,959 ^{**}	0,967 [*]	0,962 [*]	0,959 [*]
Frühe (Heiratsalter < 21) voreheliche Kohabitation	1,486 ^{**}	1,430 [*]	1,327 ⁺	1,408 [*]	1,287	1,246
Beziehungsdauer vor Eheschließung	1,171	1,149	1,108	1,173	1,110	1,099
Folgehe der Frau	0,806 ^{**}	0,801 ^{**}	0,802 ^{**}	0,807 ^{**}	0,802 ^{**}	0,804 ^{**}
Frau zu Beziehungsbeginn Schülerin ³	1,442	1,294	1,193	1,418	1,196	1,199
...mit mittlerer Reife ³	0,761	0,765	0,746	0,698	0,708	0,686
...mit Abitur oder Fachhochschulreife ³	1,281 [*]	1,283 [*]	1,302 [*]	1,224 ⁺	1,259 ⁺	1,258 ⁺
...in beruflicher Ausbildung ⁴	1,281	1,282	1,240	1,189	1,173	1,171
...mit abgeschlossener Berufsausbildung ⁴	0,667 [*]	0,654 [*]	0,604 ^{**}	0,645 [*]	0,592 ^{**}	0,593 ^{**}
...mit Hochschulabschluss ⁴	0,613 ^{**}	0,591 ^{**}	0,562 ^{**}	0,592 ^{**}	0,551 ^{**}	0,549 ^{**}
Mann zu Beziehungsbeginn Schüler ³	0,606	0,602	0,577 ⁺	0,590	0,560 ⁺	0,574 ⁺
...mit mittlerer Reife ³	-	-	-	-	-	-
...mit Abitur oder Fachhochschulreife ³	0,891	0,877	0,879	0,862	0,862	0,853
...in beruflicher Ausbildung ⁴	0,789	0,782	0,833	0,783	0,829	0,807
...mit abgeschlossener Berufsausbildung ⁴	0,702	0,712	0,712	0,724	0,718	0,751
...mit Hochschulabschluss ⁴	0,738	0,727	0,729	0,732	0,719	0,729
bildungshomogames Paar	0,574 ⁺	0,566 ⁺	0,556 [*]	0,594 ⁺	0,561 ⁺	0,580 ⁺
	1,013	0,999	1,005	1,003	0,999	0,975

(Fortsetzung nächste Seite)

(Fortsetzung Tab. 1)

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6
Konstante	0,006**	0,009**	0,009**	0,007**	0,009**	0,008**
Statistische Kennziffern						
Episoden	32078	32078	32078	32078	32078	32078
nicht zensierte Werte	424	424	424	424	424	424
Log-Likelihood	-2156,4	-2135,5	-2118,9	-2143,5	-2114,5	-2104,3
Likelihood-Ratio-Teststatistik ⁵	184,8**	41,8**	33,2**	25,8**	8,8*	20,4**
Freiheitsgrade ⁶	20	5	1	2	2	6

** p < 0,01; * p < 0,05; + p < 0,10

¹ Referenzkategorie: keine gemeinsamen Kinder

² Referenzkategorie: vollzeiterwerbstätig

³ Referenzkategorie: höchstens Hauptschulabschluss

⁴ Referenzkategorie: ohne berufliche Ausbildung

⁵ Der Likelihood-Ratio-Test gibt darüber Auskunft, ob durch die Aufnahme zusätzlicher Parameter die Erklärungskraft des Modells signifikant verbessert wird. Verglichen werden die Modelle 1 vs. Nullmodell, Modell 2 vs. Modell 1, 3 vs. 2, 4 vs. 2, 4 vs. 1, 5 vs. 3 und 6 vs. 5.

⁶ Die Anzahl der Freiheitsgrade entspricht der Zahl der Kovariate, um die das jeweilige Modell gegenüber dem Vergleichsmodell erweitert ist.

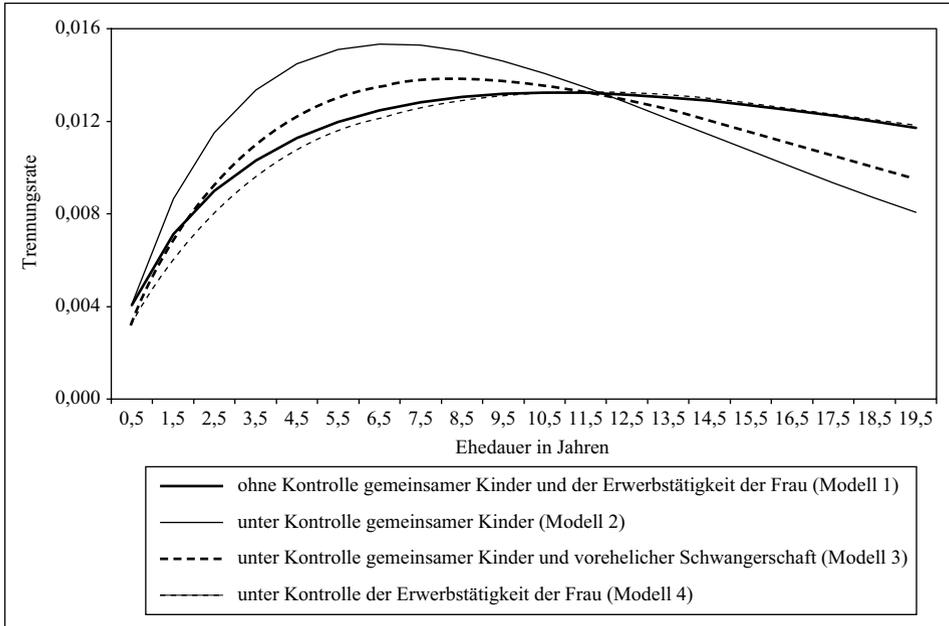
Quelle: Familiensurvey 2000, eigene Berechnungen.

interagiert: Mit jedem Ehejahr reduziert sich das Trennungsrisiko von Ehepaaren mit nichterwerbstätiger Frau gegenüber Ehepaaren, in denen die Frau vollzeiterwerbstätig ist, zusätzlich um 3,7 Prozent, bzw. um den Faktor 0,963 (Modell 6 von *Tabelle 1*). Allerdings ist die Interaktion nur auf dem 10 Prozent-Niveau statistisch abgesichert. Interessant, aber ebenfalls mit der gebotenen Vorsicht zu interpretieren ist, dass diese Interaktion nur zwischen nicht- und vollzeiterwerbstätigen Frauen zu beobachten ist. Die höhere Stabilität von Ehen mit teilzeiterwerbstätiger Frau gegenüber Ehen mit vollzeiterwerbstätiger Frau reduziert sich sogar tendenziell mit zunehmender Ehedauer. Dies könnte darauf hinweisen, dass die steigende Bedeutung des Berufsumfelds als Teil des Partnermarkts einen wichtigen Erklärungsbeitrag für die beobachtete Interaktion leistet. Wäre die zunehmende Wirkung von Unabhängigkeitseffekten ausschlaggebend oder der Umstand, dass zunehmend vor allem Frauen mit größerem Vertrauen in die Dauerhaftigkeit der Beziehung ihre Erwerbstätigkeit reduzieren oder einstellen, wäre zu erwarten gewesen, dass Ehen, in denen die Frau vollzeiterwerbstätig ist, auch im Vergleich zu Ehen mit teilzeiterwerbstätiger Frau mit steigender Ehedauer zunehmend instabiler werden.

Die aus den Modellen 1 bis 4 von *Tabelle 1* resultierenden ehedauerabhängigen Verläufe der Trennungsrate mit und ohne zeitabhängiger Kontrolle der Effekte von gemeinsamen leiblichen Kindern und von deren Alter und von der Erwerbstätigkeit der Frau sind in *Abbildung 4* dargestellt.¹² Hieraus geht hervor, dass der anfängliche Anstieg der Trennungsrate stärker ausfällt und das maximale Trennungsrisiko früher erreicht wird, wenn der Einfluss gemeinsamer Kinder kontrolliert wird. Für länger andauernde Ehen werden dagegen geringere Trennungsraten geschätzt. Die Konzentration von Geburten in einer frühen Ehephase in Verbindung mit dem bei zunehmendem Alter der Kinder nachlassenden ehestabilisierenden Effekt von Kindern führt somit dazu, dass der anfängliche Anstieg der Trennungsrate gebremst und der spätere Rückgang des Trennungsrisikos abgeschwächt wird, bzw. dass Trennungen in spätere Ehedauern verschoben werden. Bei zusätzlicher Kontrolle einer vorehelichen Schwangerschaft verteilen sich Trennungen wieder etwas gleichmäßiger über den Eheverlauf. Dies ist dadurch zu erklären, dass der Anteil von Ehen mit vorehelicher Schwangerschaft aufgrund des in dieser Gruppe stark erhöhten Trennungsrisikos in der Grundgesamtheit rasch sinkt, weshalb durch den Einbezug dieses Merkmals vor allem Trennungswahrscheinlichkeiten in kürzeren Ehedauern erklärt werden. Verstärkt wird dieser Effekt noch dadurch, dass der ehedestabilisierende Einfluss einer vorehelichen Schwangerschaft in den ersten Ehejahren besonders hoch ist (Modell 6 von *Tabelle 1*). Bei Konstanzhaltung der Erwerbstätigkeit der Frau werden für die ersten Ehejahre etwas niedrigere und für längere Ehedauern geringfügig höhere Trennungsraten geschätzt. Der höhere Anteil vollzeiterwerbstätiger Frauen in den ersten Ehejahren bedingt somit, dass Trennungen etwas häufiger bereits nach kürzerer Ehedauer erfolgen, als dies bei konstanter Frauenerwerbstätigkeit im Ehe-

12 Bei der Interpretation der Ergebnisse ist zu berücksichtigen, dass sich durch die Einführung zusätzlicher Kovariate auch die Werte der Parameter für andere Merkmale als der Ehedauer ändern (können). Diese Veränderungen können auch Einfluss auf die Höhe der für *Abbildung 4* berechneten Trennungsraten haben, stellen aber kein Problem für die folgenden Interpretationen dar, da sich diese auf Unterschiede in der Ehedauerabhängigkeit des Trennungsverlaufs beziehen.

Abbildung 4: Ehedauerspezifische Trennungsraten mit und ohne Kontrolle der Effekte gemeinsamer Kinder und der Erwerbstätigkeit der Frau (Berechnung unter Verwendung der in den Modellen von *Tabelle 1* geschätzten Parameter)*



*) Für alle in die Modelle einbezogenen Variablen mit Ausnahme der Ehedauer sind Durchschnittswerte angenommen. Für Merkmale, die über ein Set von Dummy-Variablen einbezogen sind, entsprechen die Durchschnittswerte den jeweiligen Anteilen. *Quelle:* Familiensurvey 2000, eigene Berechnungen.

Quelle: Familiensurvey 2000, eigene Berechnungen.

verlauf der Fall wäre. Allerdings sind die Unterschiede im Verlauf der beiden Kurven nur gering, was bedeutet, dass Veränderungen der Erwerbstätigkeit der Frau im Eheverlauf den Verlauf der aggregierten Trennungsraten kaum beeinflussen.

4.3. Unterschiede im Trennungsverlauf nach dem Eheschließungsjahr, der Beziehungsdauer vor Eheschließung, vorehelicher Kohabitation und dem Heiratsalter

Die in *Tabelle 2* dargestellten Modelle informieren darüber, ob sich der Zusammenhang zwischen Ehedauer und Trennungsrisiko in Abhängigkeit von verschiedenen Merkmalen unterscheidet. In die Analysen sind nun auch die von den männlichen Auskunftspersonen berichteten Ehen einbezogen.¹³ Aus Modell 2 von *Tabelle 2* geht hervor, dass der Ein-

¹³ Die männlichen Auskunftspersonen werden in die Analysen mit aufgenommen, um auf der Grundlage von einer höheren Fallzahl zuverlässigere Schätzungen erzielen zu können. Als

fluss des Heiratsjahres auf das Trennungsrisiko signifikant mit der Ehedauer interagiert. Mit jedem Kalenderjahr, um das sich eine Heirat verzögert, steigt die Trennungsrage, gemessen für die Zeit unmittelbar nach der Eheschließung, um den Faktor 1,086. Mit jedem Ehejahr reduziert sich dieser Effekt dann um den Faktor 0,998. Demnach konzentriert sich die höhere Instabilität jüngerer Heiratskohorten stärker auf eine frühe Ehephase, bis mit zunehmender Ehedauer Unterschiede im Trennungsrisiko zwischen den Heiratskohorten geringer werden. Mögliche Erklärungen hierfür sind, dass beziehungs-spezifische Prozesse in den aufeinander folgenden Heiratskohorten in unterschiedlicher Weise verlaufen, etwa indem bestimmte Erfahrungen in älteren Heiratskohorten erst im (späteren) Verlauf der Ehe gesammelt werden. Zum zweiten kommen Selektionseffekte in der Form, dass nach einiger Zeit nur noch die stabileren Ehen verbleiben und dadurch das durchschnittliche Trennungsrisiko sinkt, in älteren Heiratskohorten aufgrund des geringeren Trennungsrisikos vermutlich weniger stark zum Tragen. Schließlich sind drittens auch an die Kalenderzeit geknüpfte Einflussfaktoren in Betracht zu ziehen, welche die aufeinander folgenden Heiratskohorten zu unterschiedlichen Phasen im Eheverlauf erfassen. Als solche Prozesse lassen sich die abnehmende Stigmatisierung Geschiedener oder die Ausweitung sozialstaatlicher Maßnahmen vermuten.

Mit jedem zusätzlichen Beziehungsjahr vor der Eheschließung reduziert sich das Trennungsrisiko um 17,3 Prozent (Modell 1 von *Tabelle 2*). Auf die Ehedauerabhängigkeit des Trennungsrisikos hat die vor der Eheschließung in dieser Partnerschaft verbrachte Zeit dagegen keinen Einfluss (Modell 2 von *Tabelle 2*). Dies kann ihre Ursache darin haben, dass die den Trennungsverlauf von Ehen bedingenden Prozesse erst mit der gemeinsamen Haushaltsgründung oder mit der Eheschließung einsetzen. Möglich ist aber auch, dass verschiedene beziehungs-spezifische Prozesse in entgegengesetzter Weise wirken und sich in ihrer Summe ausgleichen. Das geringere Ausmaß an Unsicherheit bei später geschlossenen Ehen würde demnach frühe Trennungen unwahrscheinlicher machen, während die weiter vorangeschrittene Anhäufung negativer Erfahrungen aufgrund einer noch ungenügenden Abstimmung oder der weiter vorangeschrittene Rückgang „romantischer Liebe“ frühe Trennungen begünstigen würde. Für diese Interpretation spricht, dass sich die „Informationshypothese“ zur Erklärung des insgesamt deutlich erhöhten Trennungsrisikos von Ehen mit kürzerer Dauer zwischen Beziehungsbeginn und Eheschließung bewährt hat.

Ehepaare, die bereits vor der Eheschließung zusammenlebten, verzeichnen ein um 28 Prozent erhöhtes Trennungsrisiko (Modell 1 von *Tabelle 2*). Hiermit findet der übliche Befund eines negativen Kohabitationseffekts Bestätigung, der sich vermutlich durch Selbstselektionseffekte erklärt. Aus Modell 2 von *Tabelle 2* geht hervor, dass der ehe-destabilisierende Einfluss vorehelicher Kohabitation im Verlauf der Ehe nachlässt: Mit jedem weiteren Ehejahr reduziert sich das Trennungsrisiko von Ehen mit vorehelicher Kohabitation im Vergleich zu Ehen, deren Partner nicht bereits vor der Eheschließung

Folge kann die Erwerbstätigkeit der Ehefrau nicht mehr kontrolliert werden. Vergleichsrechnungen zeigen, dass sich die sonstigen Effekte durch die Entfernung dieses Merkmals nicht substanziell verändern. Werden nur die von Frauen berichteten Ehen berücksichtigt, bleiben die Ergebnisse in ihrer Tendenz unverändert, allerdings erreichen die Interaktionen von Heiratsjahr und Frühehe mit der Ehedauer keine statistische Signifikanz mehr.

Tabelle 2: Determinanten des Trennungsrisikos (relative Risiken, alle Ehen)

	Modell 1	Modell 2
Parameter		
Ehedauer	0,889**	0,936*
ln(Ehedauer)	2,587**	3,279**
Heiratsjahr-1950	1,060**	1,086**
Ehedauer*Heiratsjahr		0,998*
Beziehungsdauer vor Eheschließung	0,827**	0,735*
Ehedauer*Beziehungsdauer vor Eheschließung		1,000
Heiratsjahr*Beziehungsdauer vor Eheschließung		1,003
voreheliche Kohabitation	1,280**	2,313
Ehedauer*voreheliche Kohabitation		0,968+
Heiratsjahr*voreheliche Kohabitation		0,991
Heiratsalter (Durchschnitt von Mann und Frau) -16	0,955**	1,015
Ehedauer*(Heiratsalter-16)		0,998
Heiratsjahr*(Heiratsalter-16)		0,999
Frühehe (Heiratsalter < 21)	1,280*	2,764+
Ehedauer*Frühehe		0,948*
Heiratsjahr*Frühehe		0,993
jüngstes gemeinsames Kind unter 4 Jahren ¹	0,349**	0,343**
...von 4 bis unter 8 Jahren ¹	0,613**	0,621**
...von 8 bis unter 12 Jahren ¹	0,690*	0,733*
...von 12 bis unter 16 Jahren ¹	0,869	0,936
...16 Jahre und älter ¹	1,070	1,077
voreheliche Schwangerschaft	2,315**	2,240**
Folgeehe des Befragten	1,340+	1,380+
Frau zu Beziehungsbeginn Schülerin ²	0,809	0,833
...mit mittlerer Reife ²	1,227*	1,222*
...mit Abitur oder Fachhochschulreife ²	1,209	1,205
...in beruflicher Ausbildung ³	0,682**	0,689**
...mit abgeschlossener Berufsausbildung ³	0,717**	0,712**
...mit Hochschulabschluss ³	0,702	0,709
Mann zu Beziehungsbeginn Schüler ²	0,816	0,824
...mit mittlerer Reife ²	0,941	0,946
...mit Abitur oder Fachhochschulreife ²	0,854	0,862
...in beruflicher Ausbildung ³	0,873	0,863
...mit abgeschlossener Berufsausbildung ³	0,791	0,778
...mit Hochschulabschluss ³	0,622*	0,610*
bildungshomogames Paar	1,064	1,067
Auskunft durch die Frau	1,140	1,136
Konstante	0,005**	0,001**

(Fortsetzung nächste Seite)

(Fortsetzung Tab. 2)

Statistische Kennziffern

Episoden	55221	55221
nicht zensierte Werte	693	693
Log-Likelihood	-3481,1	-3470,8
Likelihood-Ratio-Teststatistik ⁴	459,4**	20,6*
Freiheitsgrade ⁴	28	9

** p < 0,01; * p < 0,05; + p < 0,10

¹ Referenzkategorie: keine gemeinsamen Kinder

² Referenzkategorie: höchstens Hauptschulabschluss

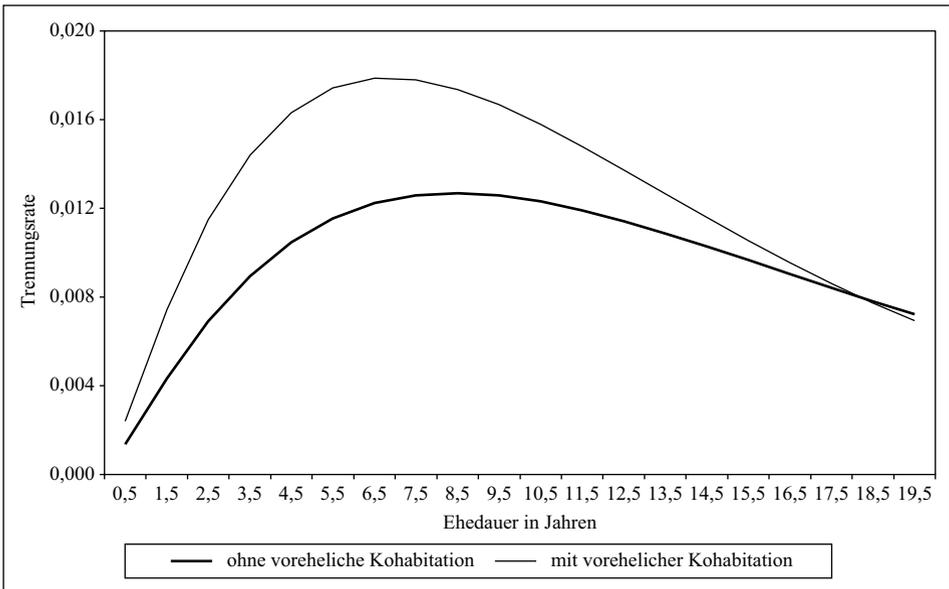
³ Referenzkategorie: ohne berufliche Ausbildung

⁴ Verglichen werden Modell 1 vs. Nullmodell und Modell 2 vs. Modell 1

Quelle: Familiensurvey 2000, eigene Berechnungen.

zusammenlebten, um 3,2 Prozent. Für den ehedauerabhängigen Verlauf der Trennungsrate bedeutet dies, dass Paare mit vorehelicher Kohabitation einen rascheren Anstieg des Trennungsrisikos verzeichnen. Gleichzeitig setzt der Rückgang des Trennungsri-

Abbildung 5: Ehedauerspezifische Trennungsraten für Paare mit und ohne voreheliche Kohabitation (Berechnung unter Verwendung der in Modell 2 von Tabelle 2 geschätzten Parameter)*



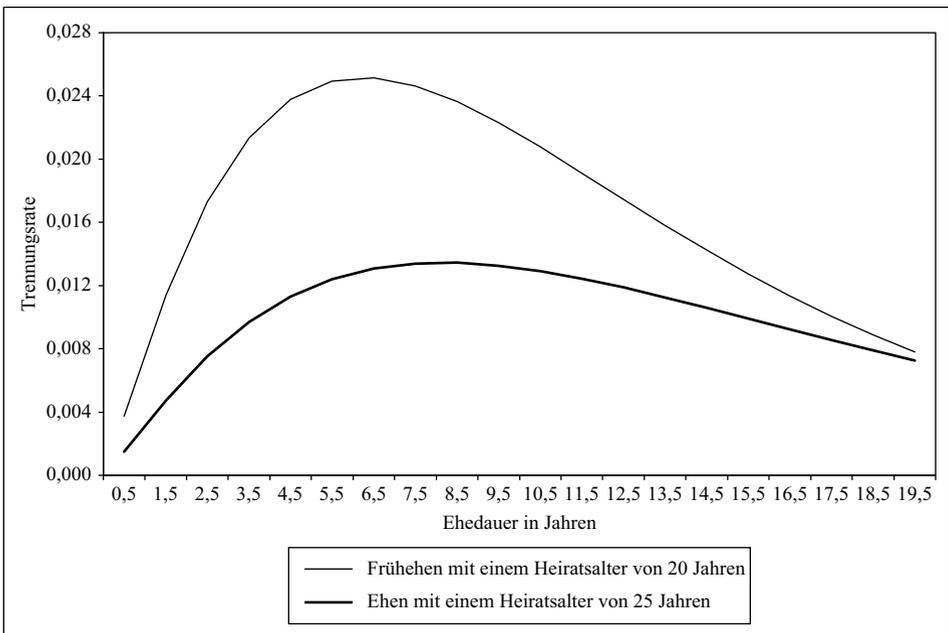
*) Für alle in das Modell einbezogenen Variablen mit Ausnahme der Ehedauer und vorehelicher Kohabitation sind Durchschnittswerte angenommen.

Quelle: Familiensurvey 2000, eigene Berechnungen.

sikos früher ein und fällt stärker aus, so dass sich die Trennungsraten nach knapp 20 Ehejahren angeglichen haben (*Abbildung 5*). Die Interaktion ist allerdings nur auf dem 10 Prozent-Niveau signifikant. Mit Blick auf die diskutierten Einflussfaktoren der Ehedauerabhängigkeit des Trennungsrisikos lässt sich dieser Befund mit der gebotenen Vorsicht dahingehend interpretieren, dass der ehedauerabhängige Verlauf der Trennungsrate zum Teil über solche beziehungsspezifische Prozesse vermittelt ist, die einen erst ansteigenden und nach einiger Zeit wieder abfallenden Risikoverlauf bedingen und mit der gemeinsamen Haushaltsgründung einsetzen.

Der vielfach beschriebene ehestabilisierende Effekt eines höheren Heiratsalters findet in der vorliegenden Untersuchung unter Berücksichtigung aller Kovariate Bestätigung. Mit jedem Jahr, um das die beiden Partner zum Zeitpunkt der Eheschließung älter sind, sinkt das Trennungsrisiko um 4,5 Prozent (Modell 1 von *Tabelle 2*) Frühehen (mit einem durchschnittlichen Heiratsalter der beiden Partner von unter 21 Jahren) sind zusätzlich gefährdet. Bei Berücksichtigung von Interaktionen mit der Ehedauer zeigt sich, dass Frühehen insbesondere in den ersten Ehejahren gefährdet sind (Modell 2 von *Tabelle 2*). Mit jedem Ehejahr reduziert sich dann der zu Beginn der Ehe stark ehestabilisierende Effekt einer Frühehe um 5,2 Prozent. Für das durchschnittliche Heiratsalter

Abbildung 6: Ehedauerspezifische Trennungsraten nach dem durchschnittlichen Heiratsalter der beiden Partner (Berechnung unter Verwendung der in Modell 2 von *Tabelle 2* geschätzten Parameter)*



*) Für alle in das Modell einbezogenen Variablen mit Ausnahme der Ehedauer und des Heiratsalters sind Durchschnittswerte angenommen.

Quelle: Familiensurvey 2000, eigene Berechnungen.

der beiden Partner ist dagegen bei Konstanzhaltung des Umstandes, ob es sich um eine Frühehe handelt, keine signifikante Interaktion mit der Ehedauer zu beobachten.

Die aus den in Modell 2 von *Tabelle 2* geschätzten Parametern resultierenden ehedauerabhängigen Verläufe der Trennungsrate von Frühehen und von Ehen mit einem durchschnittlichen Heiratsalter der beiden Partner von 25 Jahren sind in *Abbildung 6* präsentiert. Wie hieraus ersichtlich ist, verzeichnen Frühehen einen rascheren Anstieg der Trennungsrate, erreichen ihr maximales Trennungsrisiko früher und nähern sich nach einigen Ehejahren zunehmend dem Trennungsrisiko der anderen Ehen an. Erklärt werden kann die im Vergleich zu den sonstigen Ehen überdurchschnittliche Gefährdung von Frühehen in einer frühen Phase der Ehe durch eine geringere psychologische Reife der Partner, eine ungünstige wirtschaftliche Situation, ein hohes Ausmaß an biographischer Unsicherheit und durch eine hohe Wahrscheinlichkeit, attraktiveren Kandidaten zu begegnen. Die zu beobachtende Angleichung des Trennungsrisikos nach einigen Ehejahren weist darauf hin, dass diese Belastungsfaktoren bereits in jungen Erwachsenenjahren rasch an Bedeutung verlieren. Dies impliziert eine Angleichung der Rahmenbedingungen zwischen Frühehen und den sonstigen Ehen nach einigen Ehejahren. Gestützt wird diese Interpretation durch den Befund, dass ein weiterer Aufschub der Heirat keinen signifikanten Einfluss auf die Ehedauerabhängigkeit des Trennungsrisikos hat (und tendenziell sogar frühe Trennungen wieder wahrscheinlicher macht, vgl. Modell 2 von *Tabelle 2*).

5. Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Der Beitrag diskutiert zunächst mögliche Erklärungen für den erst ansteigenden und nach ein paar Jahren wieder abfallenden Verlauf der Trennungsrate von Ehen. Unterschieden werden beziehungspezifische Prozesse, Veränderungen der Rahmenbedingungen der Ehe sowie die Heterogenität der Ehen in Bezug auf das individuelle Trennungsrisiko.

Um Aussagen über die Bedeutung der verschiedenen Einflussfaktoren treffen zu können, wurde mit den Daten des Familiensurvey 2000 zum einen untersucht, welchen Einfluss die Geburt gemeinsamer Kinder und eine im Verlauf der Ehe möglicherweise zunehmende Spezialisierung auf Markt- und Hausarbeit, gemessen über die Erwerbstätigkeit der Frau, auf den aggregierten Verlauf der Trennungsrate haben. Ausgehend von familienökonomischen Argumenten wurde vermutet, dass diese beiden Faktoren, die sich als Investitionen in ehespezifisches Kapital begreifen lassen, zu einer mit zunehmender Ehedauer sinkenden Trennungsrate beitragen könnten. Die hierzu angestellten empirischen Analysen zeigen, dass keiner der beiden Faktoren einen nennenswerten Beitrag zur Erklärung der nach einigen Ehejahren abfallenden Trennungsrate leistet: Während Veränderungen der Erwerbstätigkeit der Frau im Eheverlauf kaum einen Einfluss auf den aggregierten Verlauf der Trennungsrate haben, bedingt die Konzentration von Geburten in den ersten Ehejahren in Verbindung mit dem mit zunehmendem Alter der Kinder nachlassenden ehestabilisierenden Effekt von Kindern, dass der anfängliche Anstieg der Trennungsrate gebremst und der spätere Rückgang der Trennungsrate abgeschwächt wird, beziehungsweise dass Trennungen in spätere Ehedauern verschoben werden.

Zum anderen wurde untersucht, inwieweit sich der Verlauf der Trennungsrate in Abhängigkeit von verschiedenen Merkmalen unterscheidet, die mit den vermuteten Einflussfaktoren der Ehedauerabhängigkeit der Trennungsrate in Zusammenhang stehen. Die diesbezüglichen Ergebnisse zeigen bedeutsame Unterschiede der Ehedauerabhängigkeit des Trennungsrisikos zwischen den aufeinander folgenden Heiratskohorten, nach dem Heiratsalter, nach der Erwerbstätigkeit der Frau sowie zwischen Paaren mit und ohne voreheliche Kohabitation. Die beiden letztgenannten Interaktionen sind allerdings nur auf dem 10 Prozent-Niveau signifikant. Keinen Einfluss auf die Ehedauerabhängigkeit des Trennungsrisikos hat dagegen die vor der Eheschließung in dieser Partnerschaft verbrachte Zeit. Mit Blick auf die beschriebenen Befunde lassen insbesondere die beobachteten Unterschiede im Trennungsverlauf zwischen Ehen mit und ohne voreheliche Kohabitation sowie nach dem Heiratsalter Rückschlüsse auf die diskutierten Mechanismen zu, die dem ehedauerabhängigen Verlauf der Trennungsrate zugrunde liegen. So deutet das Ergebnis, wonach bei Paaren mit vorehelicher Kohabitation Trennungen häufiger bereits in den ersten Ehejahren erfolgen und der Rückgang der Trennungsrate früher einsetzt, darauf hin, dass der ehedauerabhängige Verlauf der Trennungsrate zu einem Teil über solche beziehungspezifischen Prozesse vermittelt ist, die einen erst ansteigenden und nach einigen Jahren wieder abfallenden Risikoverlauf bedingen und mit der Gründung eines gemeinsamen Haushalts einsetzen. Begründet sein können diese Prozesse in den diskutierten lerntheoretischen und/oder emotionstheoretischen Argumenten. Hätte dagegen der Abbau von Unsicherheit maßgeblichen Einfluss auf die Ehedauerabhängigkeit der Trennungsrate, wäre zu erwarten gewesen, dass Ehen ohne voreheliche Kohabitation häufiger bereits früh getrennt werden. Der Befund, dass in sehr jungen Jahren geschlossene Ehen insbesondere in den ersten Ehejahren gefährdet sind und danach einen vergleichsweise stärkeren Rückgang der Trennungsrate verzeichnen, weist dagegen auf die Bedeutung hin, die an das Lebensalter der Partner geknüpfte Veränderungen der Rahmenbedingungen der Ehe für den ehedauerabhängigen Verlauf der Trennungsrate haben.

Literatur

- Becker, Gary S.*, 1981: A Treatise on the Family. Cambridge: Harvard University Press.
- Becker, Gary S./Landes, Elisabeth M./Michael, Robert T.*, 1977: An Economic Analysis of Marital Instability, in: *Journal of Political Economy* 85, 1141–1187.
- Bennett, Neil G./Blanc, Ann K./Bloom, David E.*, 1988: Commitment and the Modern Union: Assessing the Link between Premarital Cohabitation and Subsequent Marital Stability, in: *American Sociological Review* 53, 127–138.
- Bien, Walter/Marbach, Jan H.* (Hrsg.), 2003: Partnerschaft und Familiengründung. Ergebnisse der dritten Welle des Familien-Survey. Reihe DJI: Familien-Survey. Opladen: Leske + Budrich.
- Blossfeld, Hans-Peter/Hamerle, Alfred/Mayer, Karl Ulrich*, 1986: Ereignisanalyse. Statistische Theorie und Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Frankfurt a. M.: Campus.
- Booth, Alan/Edwards, John N.*, 1985: Age at Marriage and Marital Instability, in: *Journal of Marriage and the Family* 47, 67–74.
- Booth, Alan/Edwards, John N./Johnson, David R.*, 1991: Social Integration and Divorce, in: *Social Forces* 70, 207–224.

- Booth, Alan/Johnson, David R./White, Lynn K./Edwards, John N., 1986: Divorce and Marital Instability over the Life Course, in: *Journal of Family Issues* 7, 421–442.
- Böttcher, Karin, 2006: Scheidung in Ost- und Westdeutschland. Der Einfluss der Frauenerwerbstätigkeit auf die Ehestabilität, in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 58, 592–616.
- Brüderl, Josef/Engelhardt, Henriette, 1997: Trennung oder Scheidung? Einige methodologische Überlegungen zur Definition von Eheauflösungen, in: *Soziale Welt* 48, 277–290.
- Brüderl, Josef/Diekmann, Andreas/Engelhardt, Henriette, 1997: Erhöht eine Probeehe das Scheidungsrisiko? Eine empirische Untersuchung mit dem Familiensurvey, in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 49, 205–222.
- Brüderl, Josef/Diekmann, Andreas/Engelhardt, Henriette, 1999: Artefakte in der Scheidungsursachenforschung? Eine Erwiderung auf einen Artikel von Yasemin Niephaus, in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 51, 744–753.
- Diekmann, Andreas, 1994: Hat das steigende Ehescheidungsrisiko das berufliche Engagement von Frauen gefördert?, in: *Soziale Welt* 45, 83–97.
- Diekmann, Andreas/Mitter, Peter, 1983: The “Sickle Hypothesis”. A Time Dependent Poisson Model with Applications to Deviant Behavior and Occupational Mobility, in: *Journal of Mathematical Sociology* 9, 85–101.
- Diekmann, Andreas/Mitter, Peter, 1984: A Comparison of the “Sickle Function” with Alternative Stochastic Models of Divorce Rates, in: *Dies.* (Hrsg.), *Stochastic Modelling of Social Processes*. London: Academic Press, Inc., 123–153.
- Diekmann, Andreas/Mitter, Peter, 1990: Stand und Probleme der Ereignisanalyse, in: *Mayer, Karl Ulrich* (Hrsg.), *Lebensverläufe und sozialer Wandel*. Sonderheft 31 der *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*. Opladen: Westdeutscher Verlag, 404–441.
- Diekmann, Andreas/Klein, Thomas, 1991: Bestimmungsgründe des Ehescheidungsrisikos. Eine empirische Untersuchung mit den Daten des sozioökonomischen Panels, in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 43, 271–290.
- Dinkel, Andreas, 2006: Der Einfluss von Bindungsstil und dyadischem Coping auf die partnerschaftliche Beziehungsqualität. Eine Analyse moderierter Mediationseffekte: Dissertation an der Universität Dresden.
- Dyer, Everett D., 1986: Scheidung und Scheidungsfolgen in den USA. Ein Überblick, in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 38, 581–600.
- Engelhardt, Henriette, 1998: Zur Dynamik von Ehescheidungen: Dissertation an der Universität Bern.
- Esser, Hartmut, 2002: In guten wie in schlechten Tagen. Das Framing der Ehe und das Risiko zur Scheidung; eine Anwendung und ein Test des Modells der Frame-Selektion, in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 54, 27–63.
- Fisher, Helen, 1993: Anatomie der Liebe. Warum Paare sich finden, sich binden und auseinandergehen. München: Droemer Knauer.
- Fooken, Insa/Lind, Inken, 1997: Scheidung nach langjähriger Ehe im mittleren und höheren Erwachsenenalter. Expertise im Auftrag des Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend. Stuttgart: Kohlhammer.
- Glick, Paul C./Norton, Arthur, 1977: Marrying, Divorcing, and Living Together in the U.S. Today, in: *Population Bulletin* 32, 1–41.
- Hartmann, Josef, 2003: Ehestabilität und soziale Einbettung. Würzburg: Ergon Verlag.
- Hartmann, Josef/Beck, Nikolaus, 1999: Berufstätigkeit der Ehefrau und Ehescheidung, in: *Klein, Thomas/Kopp, Johannes* (Hrsg.), *Scheidungsursachen aus soziologischer Sicht*. Würzburg: Ergon, 179–202.
- Heaton, Tim B., 1990: Marital Stability Throughout the Child-Rearing Years, in: *Demography* 27, 55–63.

- Heaton, Tim B./Albrecht, Stan L./Martin, Thomas K., 1985: The Timing of Divorce, in: *Journal of Marriage and Family* 47, 631–639.
- Hill, Paul B., 1992: Emotionen in engen Beziehungen: Zum Verhältnis von 'Commitment', 'Liebe' und 'Rational Choice', in: *Zeitschrift für Familienforschung* 4, 125–146.
- Hill, Paul B./Kopp, Johannes, 1994: Frauenerwerbstätigkeit und Ehescheidung, in: *Beckmann, Petra* (Hrsg.), *Arbeitsmarkt für Frauen 2000 – Ein Schritt vor oder ein Schritt zurück? Kompendium zur Erwerbstätigkeit von Frauen*. Nürnberg: Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 398–421.
- Hill, Paul B./Kopp, Johannes, 2006: *Familiensoziologie. Grundlagen und theoretische Perspektiven*. 4., überarbeitete Aufl. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Höhn, Charlotte, 1980: Rechtliche und demographische Einflüsse auf die Entwicklung der Ehescheidungen seit 1946, in: *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 6, 335–371.
- Infratest Burke Sozialforschung*, 2000: *Familie und Partnerbeziehungen in der Bundesrepublik Deutschland (Familiensurvey 2000)*. Methodenbericht. München: Infratest Burke Sozialforschung.
- Jalovaara, Marika, 2002: Socioeconomic Differentials in Divorce Risk by Duration of Marriage, in: *Demographic Research* 7, 537–564.
- Kalmijn, Matthijs/Flap, Henk, 2001: Assortative Meeting and Mating: Unintended Consequences of Organized Settings for Partner Choices, in: *Social Forces* 79, 1289–1312.
- Klein, Thomas, 1995: Ehescheidung in der Bundesrepublik und in der früheren DDR. Unterschiede und Gemeinsamkeiten, in: *Nauck, Bernhard/Schneider, Norbert/Tölke, Angelika* (Hrsg.), *Familie und Lebensverlauf im gesellschaftlichen Umbruch*. Stuttgart: Enke, 76–89.
- Klein, Thomas, 1999: Der Einfluß vorehelichen Zusammenlebens auf die spätere Ehestabilität, in: *Klein, Thomas/Kopp, Johannes* (Hrsg.), *Scheidungsursachen aus soziologischer Sicht*. Würzburg: Ergon, 143–158.
- Klein, Thomas, 2000: Partnerwahl zwischen sozialstrukturellen Vorgaben und individueller Entscheidungsaunomie, in: *Zeitschrift für Soziologie der Erziehung und Sozialisation* 20, 229–243.
- Klein, Thomas, 2003: Die Geburt von Kindern in paarbezogener Perspektive, in: *Zeitschrift für Soziologie* 32, 506–527.
- Klein, Thomas/Kopp, Johannes, 2002: Divorce in Europe a Cohort Perspective, in: *Kaufmann, Franz-Xaver/Kuijsten, Anton/Schulze, Hans-Joachim/Strohmeier, Klaus Peter* (Hrsg.), *Family Life and Family Policies in Europe. Volume II: Problems and Issues in Comparative Perspective*. Oxford: Clarendon Press, 149–174.
- Klein, Thomas/Eckhard, Jan, 2004: Fertilität in Stieffamilien, in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 56, 71–94.
- Kopp, Johannes, 1994: *Scheidung in der Bundesrepublik. Zur Erklärung des langfristigen Anstiegs der Scheidungsraten*. Wiesbaden: Deutscher Universitäts-Verlag.
- Lewis, Robert A./Spanier, Graham B., 1979: Theorizing about the Quality and Stability of Marriage, in: *Burr, Wesley R./Hill, Reuben/Nye, F. Ivan/Reiss, L. Ira* (Hrsg.), *Contemporary Theories about the Family* 1. New York: The Free Press, 268–294.
- Morgan, S. Philip/Rindfuss, Ronald R., 1985: Marital Disruption: Structural and Temporal Dimensions, in: *American Journal of Sociology* 90, 1055–1077.
- Ott, Notburga, 1993: Verlaufsanalysen zum Ehescheidungsrisiko, in: *Diekmann, Andreas/Weick, Stefan* (Hrsg.), *Der Familienzyklus als sozialer Prozeß. Bevölkerungssoziologische Untersuchungen mit den Methoden der Ereignisanalyse*. Berlin: Duncker & Humblot, 394–415.
- Schulz, Florian/Blossfeld, Hans-Peter, 2006: Wie verändert sich die häusliche Arbeitsteilung im Eheverlauf? Eine Längsschnittstudie der ersten 14 Ehejahre in Westdeutschland, in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 58, 23–49.
- South, Scott J., 2001: Time-Dependent Effects of Wives' Employment on Marital Dissolution, in: *American Sociological Review* 66, 226–245.

- South, Scott J./Spitze, Glenna*, 1986: Determinants of Divorce Over the Marital Life Course, in: *American Sociological Review* 51, 583–590.
- South, Scott J./Lloyd, Kim M.*, 1995: Spousal Alternatives and Marital Dissolution, in: *American Sociological Review* 60, 21–35.
- Stauder, Johannes*, 2002: Eheleiche Arbeitsteilung und Ehestabilität. Eine Untersuchung mit den Daten der Mannheimer Scheidungsstudie 1996 unter Verwendung ereignisanalytischer Verfahren. Würzburg: Ergon.
- Stauder, Johannes*, 2006: Die Verfügbarkeit partnerschaftlich gebundener Akteure für den Partnermarkt, in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 58, 617–637.
- Wagner, Michael/Weiß, Bernd*, 2003: Bilanz der deutschen Scheidungsforschung. Versuch einer Meta-Analyse, in: *Zeitschrift für Soziologie* 32, 29–49.
- White, Lynn K./Booth, Alan*, 1991: Divorce Over the Life Course, in: *Journal of Family Issues* 12, 5–21.
- White, Lynn K./Rogers, Stacy J.*, 2000: Economic Circumstances and Family Outcomes: A Review of the 1990s, in: *Journal of Marriage and Family* 62, 1035–1051.
- Rapp, Ingmar*, 1980, Dipl.-Soz., Wissenschaftlicher Mitarbeiter an der Universität Heidelberg. Forschungsgebiete: Bevölkerungs- und Familiensoziologie, Soziologie des Alter(n)s.