

# Eheliche Auflösung und Neugründung von Paargemeinschaften : Analyse von Geschlechtereffekten beim Einkommen

Autor(en): **Masia, Maurizia**

Objektyp: **Article**

Zeitschrift: **Schweizerische Zeitschrift für Soziologie = Revue suisse de sociologie = Swiss journal of sociology**

Band (Jahr): **42 (2016)**

Heft 3

PDF erstellt am: **21.07.2024**

Persistenter Link: <https://doi.org/10.5169/seals-814652>

## **Nutzungsbedingungen**

Die ETH-Bibliothek ist Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Inhalten der Zeitschriften. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern. Die auf der Plattform e-periodica veröffentlichten Dokumente stehen für nicht-kommerzielle Zwecke in Lehre und Forschung sowie für die private Nutzung frei zur Verfügung. Einzelne Dateien oder Ausdrucke aus diesem Angebot können zusammen mit diesen Nutzungsbedingungen und den korrekten Herkunftsbezeichnungen weitergegeben werden. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. Die systematische Speicherung von Teilen des elektronischen Angebots auf anderen Servern bedarf ebenfalls des schriftlichen Einverständnisses der Rechteinhaber.

## **Haftungsausschluss**

Alle Angaben erfolgen ohne Gewähr für Vollständigkeit oder Richtigkeit. Es wird keine Haftung übernommen für Schäden durch die Verwendung von Informationen aus diesem Online-Angebot oder durch das Fehlen von Informationen. Dies gilt auch für Inhalte Dritter, die über dieses Angebot zugänglich sind.

## **Eheliche Auflösung und Neugründung von Paargemeinschaften: Analyse von Geschlechtereffekten beim Einkommen<sup>1</sup>**

Maurizia Masia\*

### **1 Einleitung**

Generell stimmt eine Vielzahl sozialwissenschaftlicher Untersuchungen darin überein, dass Veränderungen von partnerschaftlichen Lebensformen im Familienverlauf unterschiedliche Auswirkungen auf die ökonomischen Lebensbedingungen von Frauen und Männern haben. Während sich die Einkommenssituation nach einer Familiengründung mit steigender Kinderzahl im Vergleich zu einem nichtfamilialen Haushalt verschlechtert (Dorau 2004), sind Frauen infolge einer Trennung oder Scheidung mit stärkeren Einkommenseinbussen als Männer konfrontiert (Andress et al. 2003). Dabei wird besonders eine ungleiche Veränderung des Lebensstandards zwischen Frauen und Männern beobachtet – dies auch im internationalen Vergleich (DiPrete 2002). Poortman (2000) weist in diesem Zusammenhang auf die Relevanz von Humankapitalressourcen der Frauen hin, denn gerade ein tiefes Bildungsniveau und ein geringes Arbeitspensum sind mit schärferen negativen ökonomischen Konsequenzen nach einer Trennung verknüpft. Demgegenüber verbessert sich für geschiedene Frauen die Einkommenssituation, wenn sie im weiteren Familienverlauf eine neue Partnerschaft bilden (u. a. Dewilde und Uunk 2008). Es gibt insofern empirische Evidenz dafür, dass Frauen durch eine neue Partnerschaft die ökonomischen Folgen einer Scheidung teilweise kompensieren können, währenddem die Männer an Einkommen verlieren (Jansen et al. 2009).

Wird die Aufmerksamkeit auf Forschungsergebnisse der Übergangsraten von Geschiedenen in eine neue Partnerschaft gerichtet, fallen widersprüchliche Resultate auf. Es ist einerseits dokumentiert, dass vor allem Männer mit höherem Bildungsniveau nach einer Scheidung vermehrt wieder heiraten; das Bildungsniveau der Frauen hat hingegen keinen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit, im Lebenslauf eine zweite Ehe einzugehen (Lankuttis und Blossfeld 2003). Andererseits weist Jaschinski

---

\* Soziologie, Sozialpolitik und Sozialarbeit, Universität Fribourg, CH-1700 Fribourg, maurizia.masia@unifr.ch.

1 Die Daten dieser Publikation beruhen auf dem Cross-National Equivalent File (CNEF) des College of Human Ecology an der Cornell University, Ithaca N.Y., und insbesondere auf Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) am Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin, und des Schweizer Haushalt-Panels (SHP) am Schweizer Kompetenzzentrum Sozialwissenschaften, Universität Lausanne. Das SHP ist Teil des Projekts «Leben in der Schweiz», das vom Schweizerischen Nationalfonds für wissenschaftliche Forschung (SNF) finanziert wird.

(2011) für Männer und Frauen einen positiven Effekt des Bildungsniveaus auf die Übergangsrate in eine naheheliche Partnerschaft nach. Überdies fallen unabhängig vom Bildungsniveau Geschlechterunterschiede auf: Männer gehen nach einer Scheidung im Vergleich zu den Frauen signifikant häufiger eine neue Partnerschaft ein (Shafer und James 2013).

Mit Rückgriff auf die international vergleichende Forschung wird deutlich, dass neben individuellen Faktoren auch kontextgebundene sozial- und familienpolitische Steuerungsmöglichkeiten einen Einfluss auf die ökonomische Situation nach der ehelichen Auflösung (Andress et al. 2006) und auf die geschlechtsspezifische Organisation von Arbeit und Einkommen haben können (Lyness und Kropf 2005). Aus Sicht der Wohlfahrtsforschung gewinnen somit die länderspezifisch geprägten Regeln der Steuerungswirkung, wie z. B. Transferleistungen und Steuersubventionen, zusätzlich an Relevanz. Nicht zuletzt wird innerhalb der Forschungsliteratur vielfach auf die Rolle von institutionellen Faktoren wie ein öffentliches Kinderbetreuungssystem für die ökonomische Unabhängigkeit der Frauen mit Kindern verwiesen (u. a. Sjöberg 2004).

Vor diesem Hintergrund lässt sich festhalten, dass das Forschungsfeld zu den ökonomischen Folgen nach einer Trennung oder Scheidung auf einer Individual-ebene zwar abgesteckt ist, die Einkommenswirkungen nach der Neugründung einer Paargemeinschaft jedoch wenig erforscht sind. Die bisherigen Erkenntnisse legen nahe, dass im Rahmen der Scheidung und der Bildung einer neuen Partnerschaft die finanzielle Situation von Frauen und Männern aus der Merkmalskombination Kinder, persönliche Ressourcen und Allokationsmöglichkeiten von Familie und Beruf erklärt werden kann. Dennoch bleibt die Wirkung des sozialen Kontextes auf das Einkommen nach wie vor unterbelichtet. Es fällt auf, dass die Einkommensanalysen im Rahmen der Veränderung von Lebensgemeinschaften bislang vor allem auf dem Äquivalenzeinkommen beruhen, das ausgehend von allen Haushaltsmitgliedern auch als Mass zur Erfassung des Lebensstandards in einem Haushalt aufgefasst werden kann und weniger dem tatsächlich erzeugten Einkommen von Frauen und Männern im Paarhaushalt entspricht.<sup>2</sup>

Dieser Beitrag nimmt diese Punkte ins Visier und legt den Fokus auf die Einkommensgenerierung von Frauen und Männern sowohl nach der Auflösung als auch nach der Neugründung von Paargemeinschaften. Unter einer Paar- beziehungsweise Lebensgemeinschaft wird hier ein privater Haushalt von zwei zusammen wohnenden und wirtschaftenden Personen verstanden, wobei alle Gemeinschaften zwischen einer Frau und einem Mann, mit oder ohne Kinder in einem Haushalt, als Paar- und Lebensgemeinschaften bezeichnet werden. Untersucht werden spezifisch die eheliche Auflösung von Paargemeinschaften durch Trennung oder Scheidung

---

2 Das Äquivalenzeinkommen ermöglicht eine Vergleichbarkeit zwischen verschiedenen Haushaltsgrößen und -formen, es erfasst allerdings nicht die tatsächliche Einkommensgenerierung. Zur Kritik des Äquivalenzeinkommens wird u. a. auf Gerfin (2001) verwiesen.

sowie die Neugründung von Paargemeinschaften durch Wiederheirat, d. h. eine erneute Heirat nach einer zuvor erfolgten Scheidung.

Die Untersuchung geht aus einer Lebenslaufperspektive der Frage nach, welche individuellen und kontextuellen Faktoren im Rahmen der ehelichen Auflösung und der Wiederheirat das Einkommen und die Einkommensveränderung nach diesen Partnerschaftsereignissen beeinflussen. In einem ersten Schritt interessiert in deskriptiver Hinsicht die Frage, inwieweit von einem geschlechtsspezifischen Veränderungsmuster im Einkommen ausgegangen werden kann. Die deskriptive Veranschaulichung möglicher kontextueller Differenzen erfolgt durch eine Gegenüberstellung dreier Grossregionen: die Schweiz sowie West- und Ostdeutschland. Darauf aufbauend wird die Frage gestellt, inwiefern das erwirtschaftete Einkommen von Frauen und Männern infolge einer ehelichen Auflösung und der Neugründung durch Wiederheirat beeinflusst wird, wenn neben individuellen Ressourcen die kontextuellen Gegebenheiten mitberücksichtigt werden. Ziel dieser Analyse ist es schliesslich, die Einkommenswirkungen der ehelichen Auflösung und der Wiederheirat aus einer Geschlechterperspektive aufzuschlüsseln, mit individuellen Ressourcen zu verknüpfen und dabei die Einflüsse des regionalen Kontextes zu bestimmen. Für diesen Untersuchungszweck wird eine Mehrebenenanalyse mit einer harmonisierten Datenbasis aus der Schweiz und Deutschland durchgeführt.

## 2 Theoretische und empirische Bezugspunkte

Aus einer Lebensverlaufperspektive eröffnet sich die Möglichkeit, die Auflösung und die Bildung von Paargemeinschaften als unterschiedliche zentrale Ereignisse im Lebenslauf von Frauen und Männern zu begreifen. Diese Partnerschaftsereignisse sind nicht nur als Individualphänomene zu sehen, sondern als Teil der Sozialstruktur, die individuelles Handeln prägt und beeinflusst (u. a. Huinink 1995). Die folgenden Überlegungen zum Zusammenhang zwischen Geschlecht und Einkommen im Kontext der Veränderung von Paargemeinschaften stehen demzufolge unter engerem Bezug zur individuellen und kontextuellen Relevanz der Einkommenssicherung im Paarverlauf von Frauen und Männern.

### Individuelle Relevanz

Die Bildung und die Auflösung von Paargemeinschaften führen zu einer Veränderung der Organisation der Paarbeziehung und zwar sowohl auf der Individualebene als auch in der damit verbundenen Haushaltsgemeinschaft. Dahinter verbirgt sich ein Bruch in gewohnten und alltäglichen Handlungsweisen (Filipp 1995), der eine Neuorganisation der Beziehungs- und Lebenssituation der Betroffenen nach sich zieht. Dazu gehört unter anderem die Veränderung der haushaltsinternen Arbeitsteilung, die je nach Veränderung der Paargemeinschaft mit unterschiedlichen individuellen



und haushaltsbezogenen Möglichkeiten der ökonomischen Ressourcenbildung von Frauen und Männern verbunden sein kann.

Stützt man sich auf mikroökonomische Überlegungen, führt die Etablierung einer Haushaltsgemeinschaft zu einer Zusammenlegung der Ressourcen der Mitglieder, wodurch alle Beteiligten einen Nutzen hervorziehen und gleichermaßen vom Haushaltseinkommen profitieren. Bereits früh vertraten Blood und Wolfe (1960) die These, dass die individuellen sozioökonomischen Ressourcen eine grosse Rolle im Hinblick auf die Verteilung und Organisation von Haus- und Erwerbsarbeit spielen. Dabei wird angenommen, dass für Paare eine Spezialisierung auf bestimmte Arbeiten in der Partnerschaft je nach Ressourcen und Fähigkeiten erfolgt. Nach Becker (1991) bestimmt die Verteilung von Ressourcen zwischen Paaren die innerfamiliäre Arbeitsteilung, wobei von einer geschlechtsspezifischen Spezialisierung der Aufgaben innerhalb der Haushalts- und Marktarbeit ausgegangen wird. Zielt Becker noch auf eine gemeinsame Präferenzstruktur der Mitglieder bei der Haushaltsorganisation hin, maximiert nach Ott (1991) jeder Partner in der Ehe den eigenen Nutzen und, solange die Haushaltsgemeinschaft besteht, werden auch die damit verbundenen individuellen Einkommensrisiken kompensiert. Die Paargemeinschaft erzielt somit durch die Zusammenlegung ihrer Ressourcen und durch die innerfamiliäre Arbeitsteilung gemeinsames Wohlergehen. Wird hingegen der gemeinsame Haushalt aufgelöst, schlagen sich für die auf die Haushaltsarbeit spezialisierte Person Verluste der Einkommenskapazität in einem entsprechend geringeren Einkommen nieder (Ott 1992). Blickt man auf die empirischen Ergebnisse zur Trennungs- und Scheidungsforschung, ist dies besonders dann zu erwarten, wenn Frauen mit Kindern nicht oder nur in verringertem Ausmass einer Erwerbstätigkeit nachgehen und sich dieses ökonomische Abhängigkeitsverhältnis im Verlust des Partnereinkommens nach der Trennung niederschlägt.

Darüber hinaus können die arbeitsteilige Organisation einer Paarbeziehung und die daraus resultierenden Einkommenschancen von Frauen und Männern innerhalb der Partnerschaft als Ergebnis geschlechtstypischer Prozesse bewertet werden, die auch mit unterschiedlichen Genderideologien und entsprechenden Rollenerwartungen und Identitätsbildungsprozessen einhergehen (Bielby und Bielby 1989). Aktuelle Untersuchungen fokussieren stärker auf die Bedeutung geschlechtsspezifischer Rollenorientierungen bezüglich der Koordinationsmöglichkeiten von berufs- und familienbezogenen Handlungsweisen: Es gibt empirische Anhaltspunkte dafür, dass die Arbeitsteilung innerhalb der Partnerschaft in Abhängigkeit des Familienstands, des (Nicht-)Vorhandenseins von Kindern sowie der Berufsorientierung steht und mit unterschiedlichen geschlechtsspezifischen Handlungsmustern verknüpft ist (u. a. Lois 2008).

Führt man diese Überlegungen weiter, können Trennung und Scheidung mit Handlungskonsequenzen im Lebenslauf verbunden sein, die sich auf das Beziehungs- und auf das Geschlechterrollenkonzept einer neuen Paargemeinschaft von

getrennt Lebenden auswirken. Nach Greenstein (1996) lassen sich die Trennungs- und Scheidungserfahrungen der Frauen als Prozess sozialen Lernens deuten, wobei angenommen wird, dass sich die Rollenorientierung innerhalb der neuen Partnerschaft infolge einer Ausdehnung oder Aufnahme der Erwerbstätigkeit der Frau nach der Trennung verändert. Das mit einer zunehmenden Erwerbstätigkeit verbundene Einkommen beziehungsweise Mehreinkommen von geschiedenen Frauen kann sich unmittelbar nach der Gründung einer neuen Paargemeinschaft in ökonomischen Unabhängigkeitseffekten niederschlagen (Greenstein 1990). Zudem kann unter mikroökonomischen Gesichtspunkten damit gerechnet werden, dass sich die Einkommenssituation nach der Gründung einer neuen Haushaltsgemeinschaft allgemein verbessert. Im Vergleich zu einer getrennten Haushaltsführung eröffnen sich für die Betroffenen neue Möglichkeiten der innerfamiliären Organisation, welche sowohl auf einer gemeinsamen ressourcenbasierten Nutzung von Einkommenserwerb und Hausarbeit als auch auf einer *economy of scale* für bestimmte Aufwände (wie z. B. Mietkosten) beruhen.

### Kontextuelle Relevanz

Aus einer Mehrebenenperspektive weisen Partnerschaftsereignisse als Teil individueller Handlungen über den Haushaltskontext hinaus und unterliegen unterschiedlichen gesellschaftlichen Prozessen (Huinink 1995; Heinz et al. 2009). Auf der einen Seite bewirken die Gründung wie auch die Auflösung partnerschaftlicher Lebensformen als Statusübergänge im Partnerschafts- und Familienverlauf eine Einmündung von Personen in sozialstrukturelle Positionen mit unterschiedlichen Handlungsspielräumen (Glaser und Strauss 1971); auf der anderen Seite stellen sie im Lebenslauf von Individuen subjektiv erwartete Wendepunkte dar (Hagestad 1991). Hieraus eröffnen sich alternative Optionen der Lebensorganisation, die gleichwohl von den Präferenzen des Handelnden geleitet werden.<sup>3</sup>

Parallel dazu wird die Unterscheidung zwischen den Statuspassagen der Bildung und der Auflösung von ehelichen Gemeinschaften relevant: Die Ehe weist generell einen vergleichsweise höheren Verbindlichkeitscharakter auf, da Rechte und Pflichten gegenüber dem Partner oder der Partnerin staatlich reguliert sind. Damit implizieren die Scheidung und die Wiederheirat Statuspassagen, die sowohl institutionell als auch durch soziale Sicherungs- und Steuerungssysteme gerahmt werden (Behrens und Voges 1996).

Seit geraumer Zeit gewinnen in der sozialwissenschaftlichen Forschung familienpolitische Steuerungsleistungen an Relevanz: Neben den ökonomischen kommen so auch kulturelle Aspekte einer Gesellschaft zum Tragen, wodurch unter anderem die Organisation der Geschlechterbeziehungen ins Blickfeld rückt (Bahle

---

3 Individuelle Präferenzen werden dabei als eine intentionale, an der Situation orientierte Wahl zwischen Optionen und Restriktionen verstanden, die im kontextuellen Raum über Opportunitätsstrukturen bzw. Anreizsysteme moderiert werden (Hoffmeyer-Zlotnik 2000).

1995). Eine Vielzahl international vergleichender Studienergebnisse belegt die Bedeutung von sozial- und familienpolitischen Massnahmen für die geschlechtsspezifische Organisation von Arbeit und Einkommen (z. B. Björnberg und Latta 2007). Es gibt Evidenz dafür, dass die ökonomischen Folgen einer Trennung oder Scheidung je nach gesellschaftlichem Kontext für Frauen und Männer unterschiedlich ausfallen (Uunk 2004; Andress et al. 2006). Dieser Befund wird besonders im Zusammenhang mit den sozialstaatlichen Leistungen im Verhältnis von Arbeitsmarkt und Familie diskutiert. Dabei werden die variierenden länderspezifischen Ausprägungen staatlicher Familienpolitiken unter anderem auf die unterschiedlichen gesellschaftlichen Zuschreibungen von Familie, Kinderbetreuung und Geschlechterrolle zurückgeführt, die mitunter als zentrale Erklärungsfaktoren der Allokationsmöglichkeiten von familien- und berufsbezogenen Handlungsweisen gewertet werden (Sainsbury 1994; Sjöberg 2004).

Stellt man im Hintergrund dieser Überlegungen die eheliche Auflösung und die Wiederheirat in den breiteren soziologischen Kontext des Lebenslaufs, erscheint es naheliegend, dass sich infolge der erwähnten Ereignisse eine Neuorganisation der Familien- und Berufssituation anbahnt. Hier entlang können familien- und berufsbezogene Handlungsalternativen reflektiert werden, die nicht nur allein auf individuelle Entscheidungslogiken zurückgeführt werden können. Einerseits wird mit Rückgriff auf Franz (1986) denkbar, dass Partnerschaftsereignisse mit Entscheidungs- und Handlungsweisen einhergehen, die von strukturellen Zwängen wie der Situation am Arbeitsmarkt, der rechtlich-normativen und der wohlfahrtsstaatlichen Rahmenbedingungen bestimmt werden. Andererseits kann die Annahme der institutionellen Steuerung von Handlungsmustern nach Hoffmeyer-Zlotnik (2000) erweitert und dabei der gesellschaftliche Kontext als Handlungs- und Aktionsraum gedeutet werden, wodurch Opportunitätsstrukturen auch als Anreizstrukturen für das einkommensbasierte Handeln interpretiert werden können.

### 3 Hypothesen

Anknüpfend an die bisherigen Ausführungen ist auf der einen Seite zu erwarten, dass die geschlechtsspezifische Arbeitsteilung innerhalb einer ehelichen Haushaltsgemeinschaft nach einer Trennung oder Scheidung aufgehoben wird und es zwischen den Geschlechtern zu einer Ungleichverteilung der materiellen Risiken kommt (Ott 1991). Als Folge davon ist vermutlich eine eheliche Trennung aufgrund der Auflösung einer Haushaltsgemeinschaft insbesondere für Frauen mit Kindern mit höheren Einkommensverlusten verbunden als für Männer. Zudem führt eine Trennung für die Frauen – nebst einer Neuorganisation der Finanzen – oft auch zu einer verstärkten Auseinandersetzung mit der Erwerbstätigkeit, der Kinderbetreuung und dem Sorgerecht (Andress et al. 2003). Auf der anderen Seite wird unter mikro-

ökonomischen Gesichtspunkten wahrscheinlich, dass die Etablierung einer neuen Paargemeinschaft durch Wiederheirat zu einer neuen Haushaltsgemeinschaft führt, in welcher alle Haushaltsmitglieder Produktionsvorteile erzeugen (Becker 1991; Ott 1991). Ferner ist anzunehmen, dass sich die Einkommenssituation bei der Neugründung einer Paargemeinschaft im Vergleich zu einer getrennten Haushaltsführung auf Grund einer gemeinsamen ressourcenbasierten Nutzung verbessert. Allerdings kommen in diesem Sinne nicht nur *economy of scale*-Effekte zum Tragen. Vielmehr gehen unter geschlechterrollentheoretischen Gesichtspunkten veränderte familien- und berufsbezogene Handlungsweisen der Frauen infolge einer ehelichen Trennung mit einer Neuorientierung ausserhalb der Haushaltstätigkeit einher, die sich nach der Veränderung der Paargemeinschaft in ökonomischen Unabhängigkeitseffekten niederschlagen können (Greenstein 1990). Komplementär hierzu gibt es empirische Hinweise dafür, dass, während Frauen durch eine neue Partnerschaft nach einer ehelichen Auflösung mehr Einkommen erzielen, die Männer an Einkommen verlieren (u. a. Mortelmans und Jansen 2010).

Ausgehend von diesen Überlegungen ist es empirisch von Interesse, den bislang überprüften Wirkungszusammenhang zwischen Geschlecht und Einkommen infolge der ehelichen Auflösung und einer neuen Partnerschaft unter zwei neuartigen Perspektiven zu analysieren. Zum einen soll der Blick auf die tatsächliche Einkommensgenerierung von Frauen und Männern gelenkt werden, indem untersucht wird, ob das jeweilige Pro-Kopf-Einkommen durch die Partnerschaftsereignisse den ähnlichen Veränderungen unterliegt wie diejenigen, die in der bisherigen Forschungsliteratur für das Äquivalenzeinkommen nachgewiesen werden. Zum anderen wird aus der Verknüpfung von lebensverlaufsbezogenen, mikroökonomischen und geschlechterrollentheoretischen Überlegungen angenommen, dass je nach Veränderung der Paargemeinschaft neben individuellen auch kulturelle sowie strukturelle Einflüsse auf das Einkommen wirksam werden.

Auf einer Individualebene werden die ersten zwei Hypothesen abgeleitet:

H<sub>1</sub>: Infolge der ehelichen Auflösung einer Paargemeinschaft verlieren Frauen im Vergleich zu den Männern an Einkommen.

H<sub>2</sub>: Infolge der Neugründung einer Paargemeinschaft durch Wiederheirat gewinnen die Frauen im Vergleich zu den Männern an Einkommen.

Geht man von einer gesellschaftlichen Rollenzuweisung des Mutterdaseins (Waldfoegel 1995) aus, ist anzunehmen, dass eine stärkere Anbindung der Haushaltsorganisation an die Bedeutung der Mutterschaft während der Ehe nach einer Trennung oder Scheidung zu einer verschärften Vereinbarkeitsproblematik von Kinderbetreuung und Beruf führt. Es ist ausserdem zu erwarten, dass die Frauen bei einer ehelichen Auflösung mit einem Verlust des Partnereinkommens konfrontiert werden, den sie zu kompensieren haben. Demnach ergibt sich die Hypothese:

H<sub>3</sub>: Haushaltsorganisatorische Merkmale haben einen Einfluss auf das Einkommen infolge einer ehelichen Auflösung: Das traditionelle Erwerbsmodell und die Kinder im Haushalt wirken sich negativ auf die Einkommensveränderung aus.

Gründen im Gegenzug die getrennt lebenden Personen erneut eine eheliche Haushaltsgemeinschaft, können nach Greenstein (1996) zusätzlich ökonomische Handlungskonsequenzen reflektiert werden, die mit Trennungs- und Scheidungserfahrungen verbunden sind und sich im weiteren Familien- und Berufsverlauf der Betroffenen auf das Beziehungsmuster einer neuen Partnerschaft auswirken können. Durch eine Aufnahme oder Erweiterung der Erwerbstätigkeit von Frauen in einer Lebensphase nach der ehelichen Auflösung ist nach Greenstein (1990) von ökonomischen Unabhängigkeitseffekten auszugehen. Dieser Sachverhalt kann bei einer Wiederheirat das Geschlechterarrangement der neuen Partnerbeziehung mitbestimmen. Ergänzend ist damit zu rechnen, dass aufgrund einer Optimierung der Zeitallokation von Familie und Beruf sowie der verwertbaren Ressourcen sich Kinder im Haushalt generell auf die Einkommensveränderung nach der Wiederheirat positiv auswirken. Unter diesen Gesichtspunkten wird die folgende Hypothese hergeleitet:

H<sub>4</sub>: Die haushaltsorganisatorischen Merkmale haben einen Einfluss auf das Einkommen nach einer Wiederheirat: Die Kinder im Haushalt wirken sich positiv auf die Einkommensveränderung aus – besonders bei den Frauen. Das Erwerbsmodell hat hingegen keinen Einfluss.

Darüber hinaus werden mit Rückgriff auf die Ressourcen- und Humankapitaltheorie die sozioökonomischen Ressourcen wie der Bildungsgrad und der Erwerbsstatus von Frauen und Männern generell als zentrale Bezugspunkte des Einkommens bewertet. Die entsprechenden Hypothesen lauten:

H<sub>5</sub>: Sozioökonomische Ressourcen haben einen Einfluss auf das Einkommen infolge einer ehelichen Auflösung: Das Bildungsniveau und das Arbeitspensum wirken sich positiv auf die Einkommensveränderung aus.

H<sub>6</sub>: Sozioökonomische Ressourcen haben einen Einfluss auf das Einkommen infolge einer Wiederheirat: Das Bildungsniveau und das Arbeitspensum wirken sich positiv auf die Einkommensveränderung aus.

Zusätzlich wird erwartet, dass die Einflüsse der Haushaltsorganisation (Hypothesen H<sub>3</sub> und H<sub>4</sub>) und der sozioökonomischen Ressourcen (Hypothesen H<sub>5</sub> und H<sub>6</sub>) einen Teil der Geschlechterdifferenzen im Einkommen (Hypothesen H<sub>1</sub> und H<sub>2</sub>) sowohl nach der ehelichen Auflösung als auch nach der Wiederheirat erklären.

Neben dem Einfluss individueller Merkmale wird angenommen, dass die kontextuellen Bedingungen sowohl mit dem Einkommen korrelieren als auch indirekt einen Teil der Geschlechtereffekte im Einkommen infolge eines Partner-



schaftsereignisses erklären. Aus einer geschlechterrollentheoretischen Sichtweise und angereichert durch Überlegungen zur geschlechtsspezifischen Organisation der Arbeit und des Arbeitsmarktes wird zunächst denkbar, dass das Geschlechterverhältnis innerhalb der beruflichen Struktur unter anderem mit Werten und Einstellungen eines Kollektivs einhergeht und somit an Erwartungen der Rollenorientierung von Berufs- und Familiendasein gekoppelt ist. Dies führt zur Annahme, dass eine lokale berufliche Struktur mit einem ausgewogenen Beschäftigungsverhältnis zwischen Mann und Frau eine eher vorteilhaftere Umgebung für die Allokation von Familie und Beruf darstellt. Aus einer Lebensverlaufsperspektive wird davon ausgegangen, dass günstige kontextuelle Bedingungen in Bezug auf die Vereinbarkeit von Familie und Beruf die Wahrnehmung individueller Arbeitschancen generell fördern, was sich unabhängig von der Veränderung der Paargemeinschaft positiv auf das Einkommen niederschlagen kann. In diesem Sinne wird erwartet, dass ein zunehmend egalitäres Geschlechterverhältnis innerhalb der regionalen beruflichen Struktur sowohl nach der Scheidung als auch nach der Wiederheirat die Einkommenschancen erhöht. Im Gegenzug erschweren Kontexte mit verbreiteter Arbeitslosigkeit im Familienverlauf die individuelle Wahrnehmung von Zugangsmöglichkeiten zur Arbeit und verringern so die Erwerbsmöglichkeiten und die damit verbundenen Einkommenschancen von Frauen und Männern – unabhängig vom Partnerschaftsereignistyp. Dieser Wirkmechanismus könnte neben arbeitsmarktspezifischen Faktoren auch durch die wirtschaftliche Stärke (BIP) eines Kontextes bestimmt sein. Aus einer Lebensverlaufsperspektive wird weiter angenommen, dass sowohl infolge der ehelichen Auflösung wie auch der Wiederheirat, als staatlich normierte Zustandswechsel, der ökonomische Handlungskontext von Frauen und Männern durch soziale und staatliche Anreize strukturiert wird (Hoffmeyer-Zlotnik 2000). Insofern ist damit zu rechnen, dass der Ausdehnungsgrad von öffentlichen und privaten Transferleistungen in einer Region die Einkommenschancen der Betroffenen positiv beeinflusst.

#### 4 Methoden, Daten und Variablen

Den Ausgangspunkt der empirischen Analyse bildet ein deskriptiver Vergleich der Einkommensveränderungen von Frauen und Männern in der Schweiz und in Deutschland. Aus der Forschungsliteratur geht hervor, dass Unterschiede zwischen West- und Ostdeutschland im Bereich des Arbeitsmarktes, der politischen Kultur oder der Geschlechterarrangements nach wie vor bestehen (z. B. Konietzka und Kreyenfeld 2005). Aus diesem Grund werden in der deskriptiven Analyse West- und Ostdeutschland als zwei unterschiedliche Kontexte untersucht. Für die inferenzstatistische Analyse wird eine Mehrebenenanalyse durchgeführt, wobei auf Kontextebene der Fokus auf die einzelnen Regionen beider Staaten gelegt wird (d. h. alle deutschen

Bundesländer und die sieben statistischen Grossregionen der Schweiz<sup>4</sup>), um die Bedeutung des Kontextes über regionale strukturelle und kulturelle Bezugspunkte zu konkretisieren. Die Wahl der untersuchten Staaten beruht in erster Linie darauf, dass Deutschland und die Schweiz in sozialer wie auch kultureller Hinsicht als verwandte Gesellschaftssysteme gelten können, was sich insbesondere im Bereich von Bildung, Beruf und Familie zeigt (Rössel 2012). Insofern geht es in diesem Zusammenhang nicht primär um einen Vergleich zwischen Deutschland und der Schweiz, sondern um die Analyse der Einflüsse von ausgewählten regionalen Kontextindikatoren auf das Einkommen in den beiden Ländern. Für diesen Analysezweck eignet sich die Datengrundlage des harmonisierten Cross-National Equivalent File (CNEF), welche auf das Deutsche Sozio-oekonomische Panel (SOEP) und das Schweizer Haushalt-Panel (SHP) zurückgreift.<sup>5</sup> Die verwendete Längsschnitt-Datenbasis umfasst den Zeitraum von 1999 bis 2007. Die darin enthaltenen Themenschwerpunkte wie Haushaltszusammensetzung, Familienstruktur, Einkommens- und Erwerbssituation sowie Transfer- und Unterstützungsleistungen erfassen die für diese Analyse geeigneten Variablen. Ergänzend stammen einige Daten zur Erfassung der Kontextindikatoren aus der Datensammlung des Statistischen Amtes der Europäischen Union (Eurostat 2007).

#### 4.1 Stichprobe

Um die Geschlechtereinflüsse im Einkommen nach der ehelichen Auflösung und der Wiederheirat zu analysieren, werden aus dem gesamten Panel zwei Teilstichproben von Frauen und Männern (mit und ohne Kinder) im Alter von 18 bis 64 Jahren berücksichtigt. Die erste Gruppe umfasst alle verheirateten Personen, die sich zwischen 1999 und 2007 getrennt haben<sup>6</sup> (Stichprobe «Trennung»); die zweite Gruppe beinhaltet alle geschiedenen Personen, die im selben Zeitraum durch Wiederheirat eine neue Lebensgemeinschaft gegründet haben (Stichprobe «Wiederheirat»). Zur Analyse der geschlechtsspezifischen Einkommenssituation im Familienverlauf wird ein Vorher-Nachher-Vergleich durchgeführt, wobei für jede Person die Daten im Zeitraum von zwei aufeinander folgenden Jahren (unmittelbar vor und unmittelbar nach der Veränderung der Paargemeinschaft) zur Verfügung stehen. Da das Einkommen im Rahmen von Partnerschaftsereignissen untersucht wird, bietet es sich an, die Längsschnittdaten um den Ereigniszeitpunkt zu poolen, wie dies beispielsweise auch Klanberg et al. (1992) vornehmen. Die Ergebnisse sind in der Folge zwar nicht mehr nach dem Kalenderjahr, jedoch in Bezug auf das Ereignis

4 In Deutschland werden entsprechend der CNEF-Einteilung Saarland und Rheinland-Pfalz als eine einzige Region, Berlin hingegen als zwei separate Regionen (Ost- und Westteil) betrachtet. Die sieben Grossregionen der Schweiz sind: Zürich, Nordwestschweiz, Ostschweiz, Zentralschweiz, Espace Mittelland, Genferseeregion und Tessin.

5 Weitere Hinweise zum CNEF vgl. Frick et al. (2007) oder online unter: [cnef.ehe.osu.edu](http://cnef.ehe.osu.edu).

6 Es wird nicht zwischen den Ereignissen der Trennung und der Scheidung unterschieden: Entscheidend ist, dass eine eheliche Paargemeinschaft aufgelöst wird.



interpretierbar. Der Vorteil ist unter anderem, dass für die Analyse eine grössere Datenbasis zur Verfügung steht.<sup>7</sup>

Die Stichproben umfassen 1608 Personen, die ihre Ehe aufgelöst haben (davon 855 Frauen), und 587 Personen, die eine neue Lebensgemeinschaft gegründet haben (davon 313 Frauen). Aus der Schweiz stammen 45.1% der untersuchten Paare der Stichprobe «Trennung» (bzw. 27.4% der Stichprobe «Wiederheirat»), aus den alten Bundesländern 43.3% (bzw. 56.7%), aus den neuen Bundesländern 11.6% (bzw. 15.8%). Die Personen in der Stichprobe «Wiederheirat» sind durchschnittlich 43.3 Jahre alt – 4.2 Jahre älter als in der Stichprobe «Trennung». In rund der Hälfte der gemeinsamen Haushalte wohnt ein minderjähriges Kind. Nach der ehelichen Auflösung und vor der Wiederheirat leben die Kinder unter 18 Jahren häufiger bei den Müttern: Nach der Trennung/Scheidung wohnt nur in 18.1% der Männerhaushalte ein Kind (bzw. 32.1% vor der Wiederheirat) – im Gegensatz zu den Frauen, bei denen der Prozentsatz bei 50.3% beziehungsweise 53.4% liegt. Das durchschnittliche Arbeitspensum ist hingegen in der Stichprobe «Wiederheirat» für Frauen signifikant höher. Nach beiden Ereignissen reduziert sich für alle das durchschnittliche Arbeitspensum nur unwesentlich: Weder die Reduktion nach einer Trennung/Scheidung um 2.6% bei den Männern und 0.2% bei den Frauen, noch die Verminderung nach der Wiederheirat um 1.6% bei den Männern und 9.5% bei den Frauen sind signifikant. In weiteren Indikatoren, wie die mittlere Bildungsdauer und das Erwerbsmodell während einer Partnerschaft, entsprechen sich die beiden Stichproben weitgehend: Je ca. 40% der Haushalte weisen ein egalitäres bzw. ein traditionelles Erwerbsmodell auf, weitere 20% ein unkonventionelles Erwerbsmodell. Geschlechtsspezifische Unterschiede in der Zusammensetzung der Stichproben sind vor allem im geringeren Arbeitspensum der Frauen in der Stichprobe «Trennung» sowie im tieferen Ausbildungsniveau der Männer und dem höheren Anteil von Männerhaushalten mit minderjährigen Kindern in der Stichprobe «Wiederheirat» zu verzeichnen.<sup>8</sup>

## 4.2 Operationalisierung

Zentral für die Einkommensanalyse ist die Erfassung der Einkommensgenerierung der Frauen und Männer im Kontext der Veränderung einer Paargemeinschaft. Dazu stützen wir unser Einkommenskonzept auf die bisherigen Überlegungen zum Äquivalenzeinkommen. Analog zur Berechnung des Äquivalenzeinkommens wird angenommen, dass alle Einkommen der Haushaltsmitglieder in einen gemeinsamen

---

7 Da es sich um sehr selektive Stichproben handelt, die weniger als 2.5% der Haushalte pro Kalenderjahr umfassen, wird in der Analyse auf eine Gewichtung der Daten zur Herstellung der Repräsentativität verzichtet. Bei einer Gewichtung wäre die Gefahr von Verzerrungen unverhältnismässig gross.

8 Detaillierte Angaben und Kennwerte sind auf der Literaturwebsite der Autorin unter <https://lettres.unifr.ch/de/sozialwissenschaften/soziologie-sozialpolitik-und-sozialarbeit/team/mauriziamasia/publikationen.html> abrufbar.

Tabelle 1      Operationalisierung der unabhängigen Variablen  
der Mehrebenenanalyse

Individualebene	
Alter	Alter in Jahren
Kinder im Haushalt	Kind(er) bis 17 Jahre im Haushalt (dichotom: 0 = nein, 1 = ja)
Erwerbsmodell	Anteil des Erwerbseinkommens der Frau am gesamten Erwerbseinkommen des Haushalts in der Zeit der gemeinsamen Haushaltsführung: <ul style="list-style-type: none"> <li>- Traditionell (Mann als Hauptverdiener): Werte <math>\leq 30\%</math></li> <li>- Egalitär: Wertebereich 30–55%</li> <li>- Unkonventionell (Frau als Hauptverdienerin): Werte <math>\geq 55\%</math></li> </ul> (Die Wertebereiche wurden so bestimmt, dass in jede Kategorie eine ausreichende Anzahl Personen eingeteilt werden kann.)
Bildungsniveau	Höchstes erlangtes Bildungsniveau, umgerechnet in Anzahl Ausbildungsjahre: Wertebereich von 0 (keine Schulbildung) bis 18 (Universitätsabschluss)
Arbeitspensum	Jährlicher Beschäftigungsgrad in Stunden (Einheiten von 100 h/Jahr); das $\Delta$ -Arbeitspensum bezeichnet die Veränderung des Arbeitspensums infolge eines Ereignisses
Kontextebene	
BIP	Jährliches Bruttoinlandprodukt pro Kopf erfasst in Kaufkraftparitäten ( $10^4$ KKP/Kopf) (eigene Berechnungen auf der Grundlage der Daten von Eurostat 2007)
Regionale Arbeitslosigkeit	Jährliche Arbeitslosenquote als Anteil Arbeitsloser an der Gesamtzahl der Erwerbspersonen über 25 Jahre in der Region (in %) (eigene Berechnungen auf der Grundlage der Daten von Eurostat 2007)
Regionale Beschäftigungsquote F/M	Jährlicher Quotient der Beschäftigungsquote der Frauen und derjenigen der Männer über 25 Jahre in der Region: Wertebereich von 0 (kein egalitäres Geschlechterverhältnis) bis 1 (egalitäres Geschlechterverhältnis) (eigene Berechnungen auf der Grundlage der Daten von Eurostat 2007)
Regionale private Transferleistungen	Jährliche durchschnittliche Transferleistungen (wie Alimente und eingegangene kinderunterstützende Leistungen) in den Haushalten der Region (Einheiten von $10^4$ EUR/Jahr) (Quellen: SHP und SOEP, querschnittliche Gewichtung auf Kontextebene)
Regionale öffentliche Transferleistungen	Jährliche durchschnittliche Transferleistungen (wie Versicherungs-, Arbeitslosen-, Mutterschafts- und Kindergelder) in den Haushalten der Region (Einheiten von $10^4$ EUR/Jahr) (Quellen: SHP und SOEP, querschnittliche Gewichtung auf Kontextebene)

Pool fließen («Pool-Annahme»), der allen erwachsenen Mitgliedern gleichermaßen zur Verfügung steht. Um das Einkommen den betroffenen Frauen und Männern zuweisen zu können, erfolgt die Bestimmung des «Pro-Kopf-Einkommens» aufgrund der anteilmässigen Zuordnung des im Haushalt zusammenfließenden Einkommens (hier das Nettojahreshaushaltseinkommen) auf der Basis der im CNEF bestehenden

Variablen für alle Mitglieder.<sup>9</sup> Damit die Vergleichbarkeit zwischen unterschiedlichen Haushaltsgrößen gegeben ist, werden die Einkommenskomponenten weiterer Haushaltsmitglieder aus der Analyse ausgeschlossen. Davon nicht betroffen ist das Einkommen der im selben Haushalt lebenden Kinder unter 18 Jahren (z. B. Kinderalimente), welches gleichermassen den im Haushalt wohnenden Elternteilen zugeteilt wird.<sup>10</sup> In Abgrenzung zum Äquivalenzeinkommen, das dem bedarfsgewichteten Haushaltseinkommen entspricht und als Verhältnis zwischen dem Einkommen aller Mitglieder eines Haushalts und einer Gewichtungsskala (meist OECD-Skala) errechnet wird, kann das hier operationalisierte «Pro-Kopf-Einkommen» direkt einer Person zugeordnet werden, da es dem tatsächlich erwirtschafteten Einkommen der untersuchten Frauen und Männer entspricht.

Die Individual- und Kontextvariablen, welche in die inferenzstatistischen Modellberechnungen aufgenommen werden, sowie deren Operationalisierung sind in Tabelle 1 detailliert aufgeführt.<sup>11</sup>

### 4.3 Auswertungsmethode

Zur inferenzstatistischen Überprüfung der postulierten geschlechtsspezifischen Einflüsse auf das Einkommen in Abhängigkeit des gesellschaftlichen Kontexts wird auf eine Mehrebenenanalyse zurückgegriffen. Mehrebenenmodelle sind als hierarchische Systeme von Regressionsgleichungen zu verstehen; damit wird eine simultane Schätzung der Einflüsse kontextueller und individueller Größen möglich (Snijders und Bosker 1999). Dieses Verfahren bietet sich für die ausgeführte Fragestellung an, um zunächst generell die Effekte der Individual- und der Kontextebene auf das persönliche Einkommen der Gruppen «Trennung/Scheidung» und «Wiederheirat» zu bestimmen. Dabei werden die Einflüsse von individuellen und kontextuellen Merkmalen auf das erwartete Einkommen in einem Kontext je nach Ereigniszeitpunkt auf der Grundlage der Modellierung einzelner Random-Intercept-Modelle geschätzt.<sup>12</sup> Der Erhebungszeitpunkt wird als Prädiktor  $t_1$  in das Modell aufgenommen. Es wird angenommen, dass der Effekt der weiteren unabhängigen Variablen

9 Alle verwendeten Einkommen inklusive Transferleistungen sind auf der Grundlage des Deutschen Verbraucherpreisindex beziehungsweise des Schweizer Landesindex der Konsumentenpreise teuerungsbereinigt. Alle Geldbeträge in Schweizer Franken werden in Euro umgerechnet, wobei der Wechselkurs auf der Basis der Kaufkraftparität des Jahres 2000 bestimmt wird.

10 Es wird davon ausgegangen, dass Kinder unter 18 Jahren unter der finanziellen Obhut der Eltern liegen.

11 Ein zweistufiges Untersuchungsmodell (grafisch aufbereitet und kommentiert) ist auf der Literaturwebsite der Autorin unter <https://lettres.unifr.ch/de/sozialwissenschaften/soziologie-sozialpolitik-und-sozialarbeit/team/maurizia-masia/publikationen.html> abrufbar.

12 Alle Modelle werden mit der Software MLwiN geschätzt (vgl. Rasbash et al. 2009). Alle metrisch skalierten unabhängigen Messgrößen werden zudem zentriert in die Modellberechnung aufgenommen.

auf das Einkommen konstant und unabhängig vom Zeitpunkt ist. Formal lässt sich dies über die folgende allgemeine Gleichung darstellen:

$$y_{ij} = \beta_{0ij} + \underbrace{\beta_1 \cdot t_{1ij}}_{\text{Zeitebene}} + \underbrace{\beta_2 \cdot x_{2ij}}_{\text{Individual-ebene}} + \dots + \underbrace{\beta_n \cdot z_{nij}}_{\text{Kontext-ebene}}$$

wobei  $\beta_{0ij} = \gamma_0 + v_{0j} + u_{0ij} + \varepsilon_{ij}$  die Regressionskonstante abbildet,  $\beta_1$  den Steigungskoeffizienten der Zeitvariable, welcher der Einkommensveränderung zwischen beiden Zeitpunkten entspricht, und  $\beta_2$  bis  $\beta_n$  die Effekte bzw. die Einflussstärken der erklärenden Variablen. Die individuellen Merkmale werden durch  $x$  und die Kontextmerkmale durch  $z$  gekennzeichnet.  $\varepsilon_{ij}$  ist das Ebene-1-Residuum und steht für die Residuen auf der Ebene der intraindividuellen Messwerte (zwischen den beiden Zeitpunkten  $t = 1$  und  $t = 2$ ). Das Ebene-2-Residuum auf Individualebene (zwischen den Personen) wird mit  $u_{0ij}$  und das Ebene-3-Residuum auf Kontextebene (zwischen den 23 Regionen) mit  $v_{0j}$  bezeichnet. Die Varianz der abhängigen Variablen (Pro-Kopf-Einkommen) wird somit auf den Ebenen der Zeit, der Individuen und der Kontexte über die Regressionskonstante, über die unabhängigen Variablen Zeit,  $x$  und  $z$  (fixe Effekte) sowie über die Residuen  $\varepsilon_{ij}$ ,  $u_{0ij}$  und  $v_{0j}$  (Zufallseffekte) modelliert.

Für die Analyse der Veränderung des Einkommens infolge der ehelichen Auflösung und der Wiederheirat greifen wir auf ein Random-Intercept-Random-Slope-Modell zurück (vgl. Hosoya et al. 2014). Dabei wird das zuvor spezifizierte Modell erweitert, indem individuelle Steigungskoeffizienten  $\beta_{1j}$  angenommen werden. Da die Analyse auf lediglich zwei Zeitpunkten beruht, entfällt die Varianz  $\varepsilon_{ij}$ . Die allgemeine Modellgleichung lässt sich formal wie folgt abbilden:

$$y_{ij} = \beta_{0ij} + \beta_{1i} \cdot t_{1ij} + \beta_2 \cdot x_{2ij} + \dots + \beta_n \cdot z_{nij}$$

mit  $\beta_{0ij} = \gamma_0 + v_{0j} + u_{0ij}$  als Regressionskonstante (*intercept*) und  $\beta_{1i} = \gamma_1 + u_{1ij}$  als mittlerer Steigungskoeffizient (*slope*) im Zeitraum der zwei aufeinander folgenden Jahre. In der Modellberechnung wird die Kovarianz  $\sigma_{u01}$  zwischen *intercept* und *slope* ausgewiesen, die Aufschluss darüber gibt, wie stark sich das individuelle Einkommen in Abhängigkeit vom Ausgangsniveau vor dem Ereignis verändert.

## 5 Empirische Ergebnisse

### 5.1 Deskriptive Analyse der Einkommensveränderung

Ziel der folgenden deskriptiven Analyse ist es, die Veränderung im Einkommen von Frauen und Männern im Kontext der ehelichen Auflösung und der Wiederheirat im Vergleich zwischen der Schweiz, den alten und den neuen Deutschen Bundesländern zu explorieren. Ausgangspunkt für diese Beobachtungen stellen die Angaben

zu den Makroindikatoren der Arbeitslosigkeit, des Geschlechterverhältnisses der Beschäftigungsquoten sowie der privaten und öffentlichen Transferleistungen dar, die auf wesentliche Unterschiede zwischen den betrachteten Regionen/Ländern schliessen lassen. Die mittleren Ausprägungen der regionalen Kontextindikatoren weisen auf entsprechende Niveauunterschiede der wohlfahrtsstaatlichen Ausprägung hin. Neben diesen makroökonomischen Indikatoren können auch unterschiedliche Ausprägungen individueller und haushaltsorganisatorischer Merkmale in den verschiedenen Ländern und Grossregionen nachgewiesen werden, insbesondere das vorherrschende Erwerbsmodell und die Anzahl Haushalte mit Kindern.<sup>13</sup>

Veränderungen des Pro-Kopf-Einkommens nach einer Trennung und nach einer Wiederheirat in der Schweiz wie auch in den alten und neuen Deutschen Bundesländern veranschaulicht Abbildung 1. Fokussiert man auf die finanziellen Folgen bei der ehelichen Auflösung, zeigt sich, dass das mittlere Einkommen der Männer nach der Trennung generell zunimmt, das Einkommen der Frauen in Westdeutschland signifikant und in der Schweiz tendenziell abnimmt. Dagegen bleibt es für die Frauen in Ostdeutschland unverändert.

Betrachtet man die Einkommensentwicklung im Zuge der Wiederheirat, zeigen sich teils entgegengesetzte Veränderungen: Bei den Männern aus der Schweiz kommt es – anders als bei der Trennung – zu einer Einkommensenkung, wohingegen die Frauen tendenziell an Einkommen gewinnen. Hingegen werden sowohl in den alten wie auch in den neuen Bundesländern keine relevanten Unterschiede zwischen den Geschlechtern beobachtet.

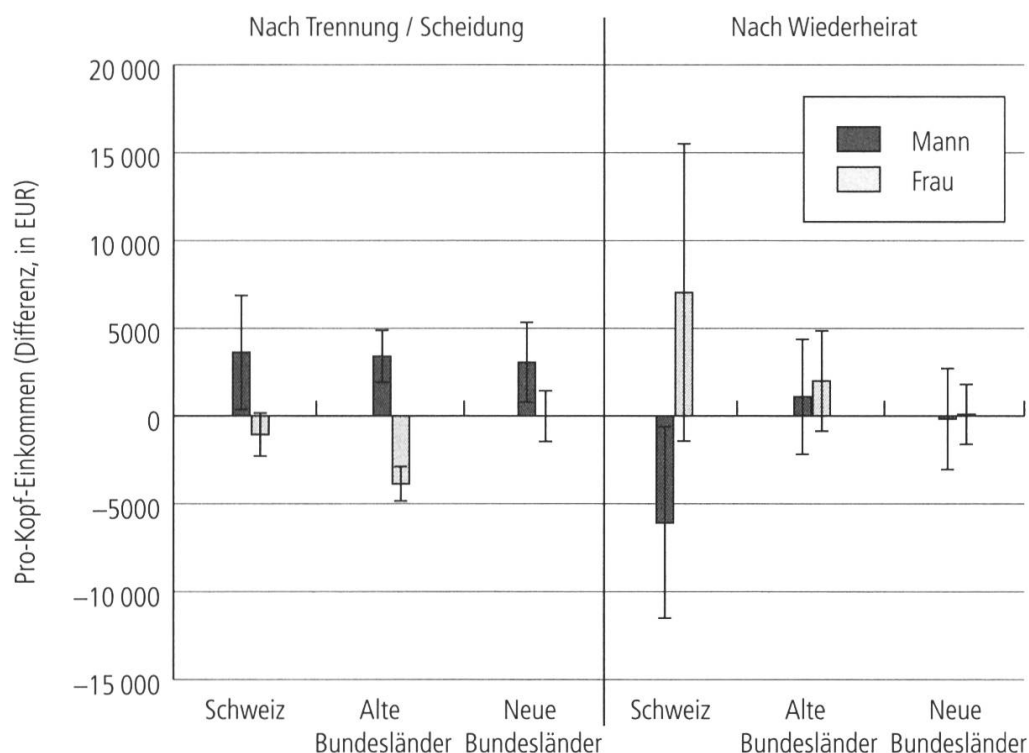
Das geschlechtsspezifische Veränderungsmuster des Pro-Kopf-Einkommens nach einem Partnerschaftsereignis entspricht weitgehend demjenigen des Äquivalenzeinkommens der betroffenen Haushalte, wenngleich die Unterschiede beim Äquivalenzeinkommen stärker ausgeprägt sind. Insgesamt kann sowohl in den alten Bundesländern als auch in der Schweiz gezeigt werden, dass die eheliche Auflösung besonders für Frauen mit Einkommensverlusten einhergeht, während die Männer tendenziell mehr Einkommen generieren. Dagegen sind die Ergebnisse infolge der Etablierung einer neuen Paargemeinschaft durch Wiederheirat nicht mehr so eindeutig: Nur in der Schweiz gibt es bedeutende Unterschiede, wobei die Frauen tendenziell an Einkommen gewinnen, die Männer dagegen verlieren.

Insgesamt lässt sich im Kontext von Partnerschaftsereignissen ein länderabhängiger Einkommensbefund reflektieren, der mit einer Variation des Einkommens zwischen den Geschlechtergruppen einhergeht. Es gibt empirische Indizien dafür, dass regionale (sozialpolitische, ökonomische und kulturelle) Einflüsse auf das Einkommen wirksam werden können. Ausgehend von dieser Befundlage erscheint es angemessen, die Variabilität des Einkommens zwischen den Regionen sowohl mittels

---

13 Auf regionen- oder länderspezifische Differenzen wird nicht näher eingegangen, da hier primär die Auswirkungen beziehungsweise Veränderungen im Rahmen von Partnerschaftsereignissen interessieren.

Abbildung 1 Veränderung des Pro-Kopf-Einkommens in EUR (Mittelwerte; Konfidenzintervalle bei 95%) nach der Trennung / Scheidung (N = 1608) bzw. nach der Wiederheirat (N = 587)



Quellen: SHP und SOEP 1999–2007.

individueller als auch regionaler Faktoren zu erfassen und somit beide Ebenen in die weiteren Analysen zu integrieren.

## 5.2 Inferenzstatistische Ergebnisse: Mehrebenenanalyse des Pro-Kopf-Einkommens

Um die Einflüsse auf das Pro-Kopf-Einkommen von Frauen und Männern im Rahmen der Auflösung und der Neubildung von Paargemeinschaften besser zu verstehen, werden verschiedene Mehrebenenanalysen durchgeführt, wobei schrittweise vorgegangen wird (vgl. Tabellen 2 und 3). Insgesamt werden je neun Modelle zur Erklärung des Pro-Kopf-Einkommens nach einer ehelichen Auflösung oder Wiederheirat betrachtet. Das Nullmodell (Modell 0) beinhaltet noch keine erklärenden Variablen. Anschliessend werden blockweise Individual- und Kontextvariablen eingeführt, wobei das Geschlecht als erste Messgrösse in die Modellberechnung aufgenommen wird. In den Modellen 1 bis 4 werden die individuellen und kontextuellen Einflüsse der Gruppen «Trennung» und «Wiederheirat» auf das generelle Einkommensniveau bestimmt. Um die geschlechtsspezifischen Einflüsse auf das



Einkommen infolge eines Partnerschaftsereignisses erfassen zu können, werden die unabhängigen Messgrößen im Vorher-Nachher-Zeitvergleich mittels Interaktionsvariablen analysiert (Modelle 5 bis 8). Die Variable «Zeit», die zur Modellierung des Einflusses über die Zeit (*slope*) bzw. der Veränderung der Einkommen aufgrund der Partnerschaftsereignisse aufgenommen wird, kann hierbei im Gegensatz zu den vorangegangenen Modellberechnungen individuell variieren. Schliesslich werden die beiden Endmodelle der Gruppen «Trennung» und «Wiederheirat» miteinander verglichen, um Aufschluss über die unterschiedlichen Einflüsse der unabhängigen Variablen auf das Einkommen und die Einkommensveränderung infolge der Partnerschaftsereignisse zu geben. Zur Beurteilung der Schätzung werden einzelne Likelihood-Ratio-Tests<sup>14</sup> durchgeführt: Ein Vergleich der entsprechenden Chi-Quadrat-Werte verdeutlicht nach jedem Analyseschritt, ob sich das Modell durch die Aufnahme weiterer Variablen signifikant verbessert. In den Tabellen 2 und 3 sind die Ergebnisse der Modellberechnungen für beide untersuchten Ereignisse jeweils gemeinsam aufgeführt – links für «Trennung» und rechts für «Wiederheirat».

In beiden Nullmodellen geht aus dem Vergleich der Residualvarianzen zunächst hervor, dass das Pro-Kopf-Einkommen nicht nur zwischen Individuen, sondern auch zwischen Kontexten signifikant variiert (vgl. Tabelle 2). Im Modell 1 resultieren für beide Gruppen keine signifikanten Einkommensunterschiede zwischen Frauen und Männern. Nach der ehelichen Auflösung erhöht sich jedoch das Einkommensniveau signifikant, wobei Frauen im Vorher-Nachher-Vergleich stark an Einkommen einbüßen (negativer Interaktionseffekt zwischen Geschlecht und Zeit). Bei den wiederverheirateten Frauen und Männern ergeben sich keine signifikanten Zeit- oder Interaktionseffekte – ein Ergebnis, worauf bereits die deskriptive Analyse hindeutet.

Die Aufnahme weiterer Variablen zeigt für die Frauen und Männer der Gruppe «Trennung» interessante Resultate. Im Modell 2 wird sichtbar, dass sich die Anwesenheit von Kindern im Haushalt nicht signifikant auf das Einkommen auswirkt. Dagegen zeigt sich, dass das Einkommen mit zunehmendem Alter generell zunimmt. Ebenfalls hat das Erwerbsmodell einen Einfluss auf das Einkommen: Im Vergleich zu einem egalitären Erwerbsmodell gehen sowohl das traditionelle (Mann als Hauptverdiener) wie auch das unkonventionelle Erwerbsmodell (Frau als Hauptverdienerin) mit weniger Einkommen einher. Dieser Zusammenhang schwindet für das traditionelle Erwerbsmodell unter Einschluss des Bildungsniveaus und des Arbeitspensums (Modell 3) und bleibt in den folgenden Modellen nicht signifikant. Im Modell 3 fallen auch die signifikanten Einflüsse der Bildung und des Arbeitspensums auf, welche den positiven Kindereffekt auf das Einkommen moderieren. Insofern generieren Frauen und Männer mit Kindern durch einen zunehmenden Bildungs- und Beschäftigungsgrad im Vergleich zu denjenigen ohne Kinder mehr Einkommen. Der positive Interaktionseffekt beim Arbeitspensum weist darauf hin,

---

14 Aufgrund einer geringeren Anzahl Fälle auf der Kontextebene (23 Regionen) werden alle Modelle mit *restricted iterative generalised least squares* (RIGLS) geschätzt (vgl. u. a. Goldstein 2011).



Tabelle 2 Determinanten des Pro-Kopf-Einkommens bei der Trennung/Scheidung bzw. der Wiederheirat: Koeffizienten der Mehrebenenanalyse (abhängige Variable: logarithmiertes Einkommen)

	Trennung/Scheidung				Wiederheirat					
	Modell 0	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 0	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4
Fixe Effekte										
Konstante	9.769**	9.804**	9.969**	9.735**	9.806**	9.860**	9.907**	9.956**	9.826**	9.852**
Zeit <sup>a</sup>		0.105**	0.102**	0.159**	0.149**	-0.047	-0.047	-0.053*	-0.060*	-0.070**
Geschlecht <sup>b</sup>		-0.033	-0.028	0.052	0.055	0.097	0.097	-0.087*	0.060	0.063*
Geschlecht*Zeit		-0.266**	-0.270**	-0.337**	-0.340**	0.105	0.105	0.105**	0.128**	0.124**
Alter (in Jahren)			0.005**	0.006**	0.006**			0.006*	0.005*	0.005*
Kinder im Haushalt <sup>c</sup>			0.006	0.068**	0.067**			0.067	0.091*	0.097*
Unkonventionelles Erw. Mod. <sup>d</sup>			-0.126**	-0.088**	-0.092**			-0.148**	-0.091†	-0.089†
Traditionelles Erw. Mod. <sup>d</sup>			-0.093**	-0.001	-0.012			-0.135**	-0.062	-0.068†
Bildungsniveau (in Jahren)				0.055**	0.054**			0.066**	0.066**	0.067**
Arbeitspensum				0.016**	0.016**			0.014**	0.014**	0.014**
Geschlecht*Arbeitspensum				0.007**	0.007**			-0.002	-0.002	-0.002
BIP					0.010					0.099
Arbeitslosenquote					-0.021**					-0.020*
Beschäftigungsquote F/M					0.448					0.386
Regionale private Transfers					0.391**					-0.078
Regionale öffentliche Transfers					-0.329†					-0.092

Fortsetzung der Tabelle 2 auf der folgenden Seite.

Fortsetzung der Tabelle 2.

	Trennung / Scheidung				Wiederheirat					
	Modell 0	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 0	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4
Zufallseffekte: Varianzen (SE)										
Ebene 1: Intraindividuell [Zeit]	0.172 (0.006)	0.163 (0.006)	0.162 (0.006)	0.135 (0.006)	0.155 (0.006)	0.076 (0.004)	0.075 (0.004)	0.075 (0.004)	0.080 (0.005)	0.080 (0.005)
Ebene 2: Interindividuell	0.188 (0.010)	0.186 (0.010)	0.174 (0.010)	0.087 (0.007)	0.087 (0.007)	0.174 (0.013)	0.175 (0.013)	0.161 (0.012)	0.106 (0.009)	0.107 (0.009)
Ebene 3: Interregional	0.036 (0.013)	0.035 (0.012)	0.038 (0.013)	0.038 (0.013)	0.006 (0.003)	0.044 (0.017)	0.043 (0.016)	0.044 (0.016)	0.042 (0.015)	0.011 (0.006)
Modellschätzung										
-2 log-likelihood	5353.79	5222.73	5076.10	3836.28	3810.44	1348.89	1336.45	1292.62	1068.10	1045.81
Chi-Quadrat* (Δdf)		131.07** (3)	146.63** (4)	1239.82** (3)	25.84 (5)		12.44 (3)	43.82* (4)	224.52** (3)	22.29 (5)
N	3200	3200	3165	2806	2806	1173	1173	1169	1070	1070

\*\* p ≤ 0.01; \* p ≤ 0.05; † p ≤ 0.1; x Signifikanztests im Vergleich zum vorherigen Modell, wobei die Prüfgröße (Chi-Quadrat-Wert) der Differenz beider -2 log-likelihood Werte entspricht. Referenzkategorien: <sup>a</sup> Jahr vor dem Ereignis, <sup>b</sup> Mann, <sup>c</sup> Keine Kinder, <sup>d</sup> Egalitäres Erwerbsmodell (Erw. Mod.).  
 Quellen: SHP und SOEP 1999–2007.

dass die erwerbsbezogenen Einflüsse durch das Geschlecht moderiert werden, wobei Frauen mit zunehmender Erwerbstätigkeit im Vergleich zu den Männern mehr Einkommen generieren. Im Modell 5 werden weiter die Kontextmerkmale auf regionaler Ebene in die Berechnungen aufgenommen. Infolgedessen kann belegt werden, dass eine erhöhte Arbeitslosigkeit in der Region die Einkommenschancen reduziert. Es fällt weiter auf, dass die Korrelationen bei den privaten Transfers signifikant positiv sind, während die Einflüsse der öffentlichen Transferleistungen auf das Einkommen nicht signifikant ausfallen.

Die Ergebnisse der Mehrebenenanalyse (Modelle 2 bis 4) für die Gruppe der Wiederverheirateten entsprechen weitgehend den bereits beschriebenen Einflüsse für die Gruppe «Trennung», obschon eine geringere Anzahl signifikanter Koeffizienten auffällt – dies ist nicht zuletzt auf die kleinere Ausgangsstichprobe zurückzuführen. Trotz vergleichbaren Resultaten zeichnen sich für die Gruppe «Wiederheirat» spezifische Ergebnisse ab: Das Modell 4 in Tabelle 2 zeigt auf, dass es generelle Einkommensunterschiede zwischen Männern und Frauen gibt, die nicht durch das Ereignis oder die verwendeten weiteren Variablen erklärbar sind. Zudem ist die Interaktion zwischen Geschlecht und Arbeitspensum weiter nicht signifikant. Im Modell 4 fallen ausserdem veränderte Einflussstärken der Erwerbsmodelle auf: Die Unterschiede zwischen unkonventionellem und egalitärem Modell fallen geringer, diejenigen zwischen traditionellem und egalitärem Modell stärker aus. Schliesslich ist auf Kontextebene einzig der negative Einfluss der regionalen Arbeitslosenquote auf das Einkommen bedeutsam. Die Höhe der Transferleistungen in einer Region ist nicht mehr signifikant.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass sowohl die individuellen Merkmale des Geschlechts, der Kinder, des Erwerbsmodells, der Bildung und des Beschäftigungsgrads als auch die kontextuellen Merkmale der Arbeitslosenquote und der regionalen Transferleistungen unabhängig von den betrachteten Gruppen als zentrale Faktoren des generellen Einkommensniveaus bewertet werden können. Auf der Kontextebene verringern die Arbeitslosigkeit, die Beschäftigungsquote sowie die öffentlichen und privaten Transferleistungen deutlich den Anteil residueller Einkommensvarianz in beiden Untersuchungsgruppen. Der unterschiedliche Erklärungsgehalt der gewählten Prädiktoren in den Modellen 4 legt den Schluss nahe, dass die Messgrössen, welche das Einkommen der Gruppe «Trennung» relativ gut erklären ( $R^2 = 37.6\%$ ), einen tieferen Erklärungsgehalt für die Gruppe «Wiederheirat» aufweisen ( $R^2 = 32.5\%$ ).

Aufbauend auf den bisherigen Modellberechnungen werden Bestimmungsgründe der Einkommensveränderung infolge der Ereignisse der Trennung und der Wiederheirat untersucht. Ziel ist es, die (direkten und indirekten) Geschlechtereinflüsse auf das Einkommen im Zeitvergleich (vor und nach einem Partnerschaftereignis) nach den generellen (zeitunabhängigen) Faktoren des Einkommensniveaus und den weiteren zeitveränderlichen individuellen und kontextuellen Messgrössen zu bestim-

men. Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse zweier Mehrebenenanalysen zur Erklärung der Einkommensdifferenzen nach den beiden Ereignissen der Trennung (links) und der Wiederheirat (rechts). Im Gegensatz zu den vorangegangenen Modellberechnungen, können die Koeffizienten der Variable «Zeit» individuell variieren. Diese präzisere Modellberechnung führt zu einer signifikanten Verbesserung der Modellgüte für die Gruppe «Trennung», wobei die Stärken der Einflussgrößen in beiden Modellen 5 denjenigen aus den vorangegangenen Modellen 4 (Tabelle 2) weitgehend entsprechen. Als einzig wesentlicher Unterschied zeigt sich der allgemeine Einfluss des Geschlechts auf das Einkommen bei der Gruppe «Wiederheirat», der in Modell 5 nicht mehr signifikant ausfällt. Durch schrittweises Vorgehen wird aufgezeigt, welche zeitveränderlichen Faktoren die individuellen und geschlechtsspezifischen Einkommensunterschiede nach den beiden Ereignissen am besten erklären.

Wie bereits aufgezeigt und im Modell 5 eindeutig ersichtlich, gibt es einen generellen Einkommensanstieg des Pro-Kopf-Einkommens nach der ehelichen Auflösung, wobei die Frauen im Vergleich zu den Männern infolge der Trennung deutlich an Einkommen verlieren. Werden haushaltsorganisatorische Merkmale in die Berechnungen aufgenommen, kann gezeigt werden, dass die Kinder keine Implikationen auf die Einkommensveränderung nach der Trennung haben und dass ein traditionelles Erwerbsmodell während der Ehe zu negativen ökonomischen Konsequenzen im Vergleich zu einem egalitären Modell führt (Modell 6). Durch die Einflüsse des Bildungsniveaus und der Veränderung des Arbeitspensums (Modell 7) können die geschlechtsspezifischen Unterschiede teilweise und die generelle Einkommenszunahme nach einer Trennung grösstenteils aufgeklärt werden. Die erhöhte Einkommensgenerierung hängt in erster Linie von einer Zunahme des Beschäftigungsgrads nach der Trennung ab, dagegen spielt das Bildungsniveau kaum eine Rolle. Im Modell 8 werden Kontextmerkmale auf regionaler Ebene hinzugefügt. Auffallend ist der positive Kindereffekt auf die Einkommensveränderung, der erstmals signifikant ausfällt. Darüber hinaus resultiert in Regionen mit erhöhten öffentlichen Transferleistungen ein negativer Einfluss; positiv auf das Einkommen nach der ehelichen Trennung wirkt sich hingegen eine stärkere Einbindung der Frauen in den Arbeitsmarkt aus. Die weiteren Faktoren wie die Arbeitslosenquote, die wirtschaftliche Stärke oder die Höhe der privaten Transfers zeigen keinen signifikanten Einfluss auf die Einkommensveränderung.

In Bezug zur Wiederheirat zeigen die Ergebnisse aus dem Modell 5 in der Tabelle 3 eine signifikante Reduktion des Pro-Kopf-Einkommens, wobei durch die Wiederheirat die geschiedenen Frauen im Vergleich zu den Männern signifikant mehr Einkommen erzeugen. Selbst mit einem schrittweisen Vorgehen können keine eindeutigen Einflussfaktoren auf die Einkommensveränderung und die Geschlechtereffekte identifiziert werden. Im Gegensatz zur ehelichen Auflösung zeigt sich im Schlussmodell 8, dass weder die Kinder im Haushalt noch das Erwerbsmodell einen bedeutenden Einfluss haben. An Bedeutung gewinnt auf der individuellen

Tabelle 3 Determinanten der Einkommensveränderung nach der Trennung / Scheidung bzw. nach der Wiederheirat: Koeffizienten der Mehrebenenanalyse (abhängige Variable: logarithmiertes Pro-Kopf-Einkommen)

	Trennung / Scheidung				Wiederheirat			
	Modell 5	Modell 6	Modell 7	Modell 8	Modell 5	Modell 6	Modell 7	Modell 8
Fixe Effekte								
Konstante: <i>Intercept</i>	9.805**	9.790**	9.860**	10.076**	9.848**	9.835**	9.907**	10.063**
Zeitvariable <sup>a</sup> (T): <i>Slope</i>	0.146**	0.195**	0.082	0.347	-0.069**	-0.035	-0.204*	-0.515
Geschlecht <sup>b</sup>	0.057	0.053	0.010	0.010	0.069	0.065	0.063	0.061
T*Geschlecht	-0.338**	-0.333**	-0.314**	-0.315**	0.124**	0.111*	0.110*	0.112*
Alter (in Jahren)	0.006**	0.006**	0.006**	0.006**	0.005*	0.005*	0.005*	0.005*
Kinder im Haushalt <sup>c</sup>	0.057*	0.044 <sup>†</sup>	0.054*	0.048 <sup>†</sup>	0.097*	0.106*	0.087 <sup>†</sup>	0.089*
unkonventionelles Erw. Mod. <sup>d</sup>	-0.101**	-0.128**	-0.141**	-0.137**	-0.086 <sup>†</sup>	-0.059	-0.067	-0.067
traditionelles Erw. Mod. <sup>d</sup>	0.003	0.069*	0.070*	0.069*	-0.067 <sup>†</sup>	-0.056	-0.047	-0.041
Bildungsniveau	0.054**	0.054**	0.060**	0.061**	0.066**	0.066**	0.065**	0.065**
Arbeitspensum	0.015**	0.015**	0.014**	0.014**	0.014**	0.014**	0.015**	0.015**
Geschlecht*Arbeitspensum	0.007**	0.007**	0.009**	0.009**	-0.002	-0.002	-0.001	-0.001
BIP	0.018	0.029	0.019	0.044	0.087	0.084	0.029	-0.009
Arbeitslosenquote	-0.021**	-0.020**	-0.019**	-0.015**	-0.021*	-0.021*	-0.024**	-0.025**
Beschäftigungsquote F/M	0.504	0.363	0.523	0.347	0.476	0.538	0.726	0.661
private Transfers	0.360**	0.339**	0.490**	0.413**	-0.089	-0.088	-0.174	-0.016
öffentliche Transfers	-0.312 <sup>†</sup>	-0.270	-0.492*	-0.500**	-0.120	-0.149	-0.193	-0.373
T*Kinder		0.060	0.070	0.092*		-0.037	-0.044	-0.044
T*Geschlecht*Kinder		-0.041	-0.051	-0.054		0.037	0.038	0.039
T*Unkonventionelles Erw. Mod. <sup>d</sup>		0.068	0.071	0.061		-0.056	-0.069	-0.070
T*Traditionelles Erw. Mod. <sup>d</sup>		-0.191**	-0.192**	-0.190**		-0.022	-0.014	-0.023

Fortsetzung der Tabelle 3 auf der folgenden Seite.

Fortsetzung der Tabelle 3.

	Trennung / Scheidung			Wiederheirat			
	Modell 5	Modell 6	Modell 7	Modell 5	Modell 6	Modell 7	Modell 8
T*Bildungsniveau			0.008			0.014 <sup>†</sup>	0.014 <sup>†</sup>
ΔArbeitspensum			0.005*			-0.001	-0.002
T*Geschlecht*ΔArbeitspensum			-0.001			0.007	0.008
T*BIP			-0.091 <sup>†</sup>				0.062
T*Arbeitslosenquote			-0.008				-0.003
T*Beschäftigungsquote F/M			1.110*				-0.108
T*Private Transfers			0.183				0.215
T*Öffentliche Transfers			-0.572*				0.610*
Zufallseffekte: Varianzen (SE)							
Varianz <i>Intercept</i>	0.209 (0.008)	0.207 (0.008)	0.202 (0.008)	0.202 (0.008)	0.176 (0.011)	0.176 (0.011)	0.176 (0.011)
Kovarianz <i>Intercept-Slope</i>	-0.117 (0.008)	-0.113 (0.007)	-0.109 (0.008)	-0.108 (0.008)	-0.069 (0.008)	-0.066 (0.008)	-0.066 (0.008)
Varianz <i>Slope</i>	0.310 (0.012)	0.298 (0.012)	0.297 (0.012)	0.295 (0.012)	0.159 (0.010)	0.161 (0.010)	0.161 (0.010)
Varianz Regionen	0.005 (0.002)	0.005 (0.003)	0.003 (0.002)	0.002 (0.001)	0.011 (0.005)	0.006 (0.004)	0.005 (0.004)
Modellschätzung							
-2 <i>log-likelihood</i>	3775.39	3725.36	3307.68	3288.58	1043.27	1041.29	976.96
Chi-Quadrat* (Δdf)	35.05** (1)	50.03* (4)	417.68** (3)	19.10 (5)	2.54 (1)	1.98 (4)	64.34** (3)
N	2806	2806	2509	2509	1070	1013	1013

\*\* p ≤ 0.01; \* p ≤ 0.05; † p ≤ 0.1; \* Signifikanztests im Vergleich zum vorherigen Modell, wobei die Prüfgröße der Differenz beider -2 *log-likelihood*-Werte entspricht. Referenzkategorien: <sup>a</sup> Jahr vor dem Ereignis, <sup>b</sup> Mann, <sup>c</sup> Keine Kinder, <sup>d</sup> Egalitäres Erwerbsmodell (Erw. Mod.).  
 Quellen: SHP und SOEP 1999–2007.

Ebene ausschliesslich das Bildungsniveau (auf dem 10%- $\alpha$ -Niveau): Eine höhere Bildung beeinflusst die Einkommensveränderung nach der Wiederheirat positiv. Auf Kontextebene zeigen sich die mittleren Transferleistungen einer Region als einziger signifikanter Einflussfaktor: Ein stärkerer Ausdehnungsgrad der öffentlichen Transferleistungen in der Region wirkt sich positiv auf das Einkommen nach der Wiederheirat aus.

Resümierend bekräftigen die gewonnenen Ergebnisse auf der einen Seite (Gruppe «Trennung»), dass infolge einer ehelichen Auflösung die Frauen im Vergleich zu den Männern an Einkommen verlieren. Auf der Basis theoretischer Vorüberlegungen wird somit die Hypothese  $H_1$  gestützt. Es tritt zudem deutlich die Relevanz der Einflüsse des Erwerbsmodells während der Heirat und der Veränderung des Arbeitspensums nach der Trennung hervor, worauf gleichzeitig ein Teil der beobachteten Geschlechtereffekte im Einkommen erklärt werden kann. Da die Kinder im Haushalt infolge einer ehelichen Trennung und unter der Berücksichtigung der kontextuellen Einflüsse einen unerwarteten positiven Effekt auf das Einkommen aufweisen, trifft jedoch die Hypothese  $H_3$  zu den Einflüssen der Haushaltsorganisation nur teilweise zu. Die Hypothese  $H_5$  zu den sozioökonomischen Ressourcen kann hingegen angenommen werden. Es fällt dabei auf, dass die Geschlechterdifferenzen über die Zeit durch die Einflüsse der Haushaltsorganisation nur wenig verändert werden, die sozioökonomischen Ressourcen erklären dennoch einen Teil der Geschlechtereffekte im Einkommen. Gleichfalls werden auf der Ebene der kontextuellen Faktoren signifikante Effekte im Einkommen festgestellt: Eine höhere Arbeitsmarktintegration der Frauen im Verhältnis zu den Männern fördert die Einkommensgenerierung, höhere öffentliche Transferleistungen zeigen eine negative Wirkung auf das Einkommen. Dennoch kann schliesslich nur ein geringer Teil des geschlechtsspezifischen Effekts im Einkommen erklärt werden. Der negative Zusammenhang zwischen Geschlecht und Einkommen bleibt bestehen und ist weiterhin signifikant.

Auf der anderen Seite (Gruppe «Wiederheirat») gewinnen die Frauen durch die Wiederheirat im Vergleich zu den Männern an Einkommen – allerdings fallen die Einkommensdifferenzen generell wesentlich tiefer aus als bei der ehelichen Auflösung. Dieser Befund spricht für die Hypothese  $H_2$ . Zur Erklärung der geschlechtsspezifischen Veränderungen können hingegen keine spezifischen Faktoren bestimmt werden – sowohl die Einflüsse der Haushaltsorganisation wie auch der sozioökonomischen Ressourcen fallen nicht signifikant aus. Dabei geht hervor, dass die Hypothese  $H_4$  zu den Einflüssen der Haushaltsorganisation nur teilweise angenommen werden kann: Unerwartet haben die Kinder im Haushalt keinen Einfluss, während das Erwerbsmodell, wie vermutet, infolge der Wiederheirat an Relevanz verliert. Nach Aufnahme der individuellen sozioökonomischen Ressourcen ist einzig der Effekt des Bildungsniveaus auf dem 10%- $\alpha$ -Niveau signifikant. Doch verringert sich dadurch der geschlechtsspezifische Effekt nicht wesentlich. Die Hypothese  $H_6$  zu den sozioökonomischen Ressourcen wird auf der Basis dieses Ergebnisses verworfen.



Schliesslich wird im Rahmen einer Wiederheirat die Einkommensgenerierung durch höhere öffentliche Transferleistungen in einer Region begünstigt.

## 6 Diskussion und Schlussfolgerung

Dieser Beitrag beschäftigte sich ausgehend von mikroökonomischen, geschlechterrollentheoretischen und lebensverlaufsbezogenen Überlegungen mit dem Einkommen von Frauen und Männern im Kontext der ehelichen Auflösung und der Neugründung einer Lebensgemeinschaft durch Wiederheirat. In deskriptiver Hinsicht wurde zunächst ein geschlechtsspezifisches Veränderungsmuster des Einkommens deutlich, wonach Frauen nach einer ehelichen Trennung tendenziell an Einkommen verlieren und Männer gewinnen. Hingegen werden bei der Neugründung durch Wiederheirat nur in der Schweiz bedeutende Unterschiede ersichtlich, wobei die Frauen tendenziell an Einkommen gewinnen, die Männer dagegen verlieren. Mittels Mehrebenenanalysen konnten konform zu bisherigen Studienergebnissen (u. a. Mortelmans und Jansen 2010) entgegengesetzte Geschlechtereffekte im tatsächlich erwirtschafteten Einkommen infolge der Partnerschaftsereignisse identifiziert werden. Frauen verlieren nach einer ehelichen Auflösung im Vergleich zu Männern an Einkommen. Im Gegenzug wird im Kontext der Neugründung deutlich, dass Frauen an Einkommen gewinnen. Dabei können indirekte Geschlechtereffekte beobachtet werden, die besonders infolge einer ehelichen Scheidung teilweise über die Haushaltsorganisation und die sozioökonomischen Ressourcen erklärt werden können.

Es sind unterschiedliche Einflüsse der sozioökonomischen Ressourcen auf die Einkommensveränderung zu konstatieren: Auf der einen Seite stellen sich einer ehelichen Auflösung zufolge positive Arbeitszeiteffekte heraus, während das Bildungsniveau keinen signifikanten Einfluss hat. Auf der anderen Seite lässt sich die positive Einkommensveränderung infolge einer Wiederheirat nicht primär über das Arbeitspensum begründen, da vielmehr der Bildungsgrad an Relevanz gewinnt. Die Gründe hierfür können im Rahmen dieser Untersuchung nicht abschliessend beantwortet werden. Dennoch drängt sich unter mikroökonomischen Gesichtspunkten die Vermutung auf, dass die Neugründung einer Paargemeinschaft für Geschiedene neue Möglichkeiten der gemeinsamen ressourcenbasierten Nutzung von Einkommenserwerb und Hausarbeit eröffnet, die gegebenenfalls mit verbesserten bildungsspezifischen Optimierungs- und Verwertungsmöglichkeiten der Einkommensgenerierung einhergehen können.

Werden die beobachteten Unterschiede des Humankapitals und des Erwerbsstatus durch die Befunde bezüglich des Erwerbsmodells der Paarmitglieder ergänzt, fällt auf, dass sich eine traditionelle Arbeitsteilung während der Ehe nach einer Trennung negativ auf das Einkommen auswirkt. Es gibt empirische Indizien dafür, dass sich Frauen durch eine eheliche Auflösung mit einer verstärkten ökonomischen

Abhängigkeit konfrontiert sehen, wenn während der Ehe die Arbeitsteilung auf ein traditionelles Erwerbsmodell ausgerichtet war. Gründen hingegen Geschiedene eine neue Paargemeinschaft und heiraten wieder, verliert dieser rollenspezifische Sachverhalt an Erklärungsgehalt. Aus geschlechterrollentheoretischer Sicht nach Greenstein (1990) gibt es empirische Anhaltspunkte dafür, dass sich für getrennt lebende Frauen, die erneut im Familienverlauf heiraten, ökonomische Unabhängigkeitseffekte abzeichnen, die bisher bei einer Erstheirat so nicht dokumentiert werden können (vgl. Grunow et al. 2007).

Wird der Fokus auf das tatsächlich erwirtschaftete Einkommen von Frauen und Männern gelegt, kommt den Kindern in einem Haushalt je nach Partnerschaftsereignis eine unterschiedliche ökonomische Bedeutung zu. In Abgrenzung zu bisherigen Studienergebnissen rückt unter Berücksichtigung der Einflüsse der sozialen Kontextmerkmale ein positiver Kindereffekt im Einkommen hervor. Der positive Effekt zeigt an, dass zusätzliche Einkommensquellen nach einer Trennung für die Betroffenen mit Kindern wirksam werden. Empirisch könnte dieses Ergebnis im Zusammenhang mit den elterlichen Vorsorgeansprüchen im Familienverlauf von Geschiedenen gesehen werden, das mitunter nach einer ehelichen Auflösung neben dem Arbeitsmarkt die sozialpolitische Relevanz von kontextgebundenen Steuerungs- und Anreizmechanismen der Einkommenssicherung markiert.

Aus dem gesellschaftlichen Arbeitszusammenhang bricht wider Erwarten eine divergierende Wirkung von verankerten Geschlechterrollen je nach Partnerschaftsereignis hervor: Ein egalitäres Beschäftigungsverhältnis zwischen Frauen und Männern kann innerhalb einer beruflichen Struktur nur durch die eheliche Auflösung als räumlicher Markierungspunkt zusätzlicher Einkommenschancen eingeschätzt werden. In Verbindung mit wohlfahrtsstaatlichen Überlegungen kann zudem belegt werden, dass eine Ausdehnung der öffentlichen Transferleistungen in einem Kontext einen Einfluss auf die Einkommenschancen hat. Wenn nach der ehelichen Auflösung eine verstärkte regionale Verbreitung von öffentlichen Transfers mit einem tieferen Einkommen einhergeht, erhöhen die Einflüsse derselben Transfers nach Wiederheirat das Einkommen der Betroffenen. Die beobachtete Wirkung der Transfers ist jedoch nicht konsistent mit den eingangs formulierten Erwartungen.

Gleichwohl deutet die Befundlage den Stellenwert von regionalen staatlichen Steuerungs- und Anreizsystemen der Einkommenssicherung an, die mitunter über strukturelle und kulturelle Regulative die Organisation von Familie sowie besonders die Erwerbsbeteiligung von Frauen mitbestimmen (Stadelmann-Steffen 2007). Ergänzend liessen sich mit Rückgriff auf Mayer und Müller (1989) die Einflüsse der öffentlichen Transfers als empirisches Indiz dafür werten, dass regionale sozialpolitische Setzungen über finanzielle Anreize im Lebensverlauf wirksam werden und infolge der Veränderung von Paargemeinschaften mit gegenläufigen Implikationen der Einkommenssicherung einhergehen können. Dieser Sachverhalt sollte allerdings mittels vertiefender Längsschnittanalysen weitergehend überprüft werden.

Auf Grund einer vorwiegend sozioökonomisch ausgerichteten Datenbasis und einer geringen Fallzahl auf Individual- und Länderebene zeigen sich einschränkend zu den vorgestellten Ergebnissen einige Grenzen dieser Studie. Zunächst war es nicht möglich, die spezifischen Unterschiede zwischen Ehe und Konsensualpartnerschaft zu untersuchen – weder die Einflüsse der Auflösung noch der Neugründung einer Partnerschaft konnten in dieser Hinsicht differenziert analysiert werden. Schliesslich ist nach wie vor die Operationalisierung verschiedener Einflussvariablen kritisch zu hinterfragen. Räumt man ein, dass in einem ehelichen Haushalt nicht generell nur von einer gemeinsamen Verwaltung der Geschlechtereinkommen ausgegangen werden kann – insbesondere bei Wiederheirat (vgl. Bennett 2013) –, greift die «Pool-Annahme» bei der differenzierten Ermittlung der Einkommenskomponenten von Mann und Frau zu kurz. Gleichwohl kann festgehalten werden, dass sich indes die in dieser Studie angewandte Berechnung der individuellen Einkommen vom gängig verwendeten Äquivalenzeinkommen nicht unterscheidet.

Dennoch liefern die vorliegenden Ergebnisse in Ergänzung zu bisherigen Forschungsergebnissen zusätzliche empirische Hinweise dafür, dass die Ereignisse der ehelichen Auflösung und der Wiederheirat mit gegenläufigen Geschlechtereffekten der Einkommensgenerierung einhergehen, die nicht allein durch ressourcenbasierte und geschlechtsspezifische Mechanismen der familiären und beruflichen Reorganisation zu erklären sind. Vielmehr verbergen sich infolge der ehelichen Auflösung und der Neugründung von Paargemeinschaften ökonomische Veränderungspotenziale des Einkommens, die während einer kurzen Dauer im Lebensverlauf im Zusammenhang mit Organisationsprinzipien der Institution Familie, Arbeitsmarkt und Wohlfahrtsstaat ausgeleuchtet werden können. Infolgedessen wird die Vermutung nahe gelegt, dass die im Rahmen von Partnerschaftsereignissen konstatierten Geschlechterunterschiede auf ressourcenspezifische, kulturelle, strukturelle und sozialpolitische Mechanismen einkommensbezogener Handlungsweisen zurückzuführen sind, die je nach der Art der Veränderung des institutionellen Charakters der Paarbeziehung variieren.

Ergänzende Untersuchungen zur Zeitveränderlichkeit oder -stabilität von Einkommensverläufen infolge von Partnerschaftsereignissen sind wünschenswert. Es ist zu bedenken, dass diese Ereignisse mit längerfristigen Adaptationsprozessen einhergehen können und auch die (Neu-)Organisation von Haushalten und Lebensentwürfen in der Regel eine längere Zeit in Anspruch nimmt. Weiterführende Forschungen, die besonders die Wirkung der Veränderung von Paargemeinschaften auf das persönliche Einkommen aus einer Verlaufsperspektive und in Abhängigkeit von verschiedenen Merkmalsgruppen genauer in den Blick nehmen, sind gefragt – um etwa die Einflüsse von Kindern im Haushalt besser zu erfassen, um nach dem familiären Hintergrund oder dem Wohn-, Arbeits- und Herkunftskontext der Betroffenen zu differenzieren und um damit ein trennschärferes Bild über den Zusammenhang von Familienstand, Paar- / Familienbeziehungen und geschlechtsspezifischer Relevanz gewinnen zu können.

## 7 Literaturverzeichnis

- Andress, Hans-Jürgen, Barbara Borgloh, Miriam Güllner und Katja Wilking. 2003. *Wenn aus Liebe rote Zahlen werden. Über die wirtschaftlichen Folgen von Trennung und Scheidung*. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- Andress, Hans-Jürgen, Barbara Borgloh, Miriam Bröckel, Marco Giesselmann und Dina Hummelsheim. 2006. The economic consequences of partnership dissolution. A comparative analysis of panel studies from Belgium, Germany, Great Britain, Italy, and Sweden. *European Sociological Review* 22(5): 533–560.
- Bahle, Thomas. 1995. *Familienpolitik in Westeuropa. Ursprünge und Wandel im internationalen Vergleich*. Frankfurt: Campus.
- Becker, Gary. 1991. *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press.
- Behrens, Johann und Wolfgang Voges (Hrsg.). 1996. *Kritische Übergänge. Statuspassagen und sozialstaatliche Institutionalisierung*. Frankfurt: Campus.
- Bennett, Fran. 2013. Researching within-household distribution: Overview, developments, debates, and methodological challenges. *Journal of Marriage and Family* 75(3): 582–597.
- Bielby, William T. und Denise D. Bielby. 1989. Family ties. Balancing commitments to work and family in dual earner households. *American Sociological Review* 54(5): 776–789.
- Björnberg, Ulla und Mia Latta. 2007. The roles of the family and the welfare state: The relationship between public and private financial support in Sweden. *Current Sociology* 55(3): 415–445.
- Blood, Robert O. und Donald M. Wolfe. 1960. *Husbands and Wives: The Dynamics of Married Living*. New York: Free Press.
- Dewilde, Caroline und Wilfred Uunk. 2008. Remarriage as a way to overcome the financial consequences of divorce. A test of the economic need hypothesis for European women. *European Sociological Review* 24(3): 393–407.
- 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* 108(2): 267–309.
- Dorau, Ralf. 2004. Die zentralen Faktoren prekärer Lebenslagen – Ermittlung mittels multivariater Analyse. S. 149–161 in *Leben neben der Wohlstandsgesellschaft. Familien in prekären Lebenslagen*, hrsg. von Walter Bien und Alois Weidacher. Wiesbaden: VS-Verlag.
- Eurostat. 2007. Online-Datenbank des Statistischen Amtes der Europäischen Union, <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/themes> (24.07.2013).
- Filipp, Sigrun-Heide (Hrsg.). 1995. *Kritische Lebensereignisse*. 3. Auflage. Weinheim: Beltz Psychologie Verlags Union.
- Franz, Peter. 1986. Der «Constrained-Choice»-Ansatz als gemeinsamer Nenner individualistischer Ansätze in der Soziologie. Ein Vorschlag zur Integration. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 38(1): 32–54.
- Frick, Joachim R., Stephen P. Jenkins, Dean R. Lillard, Oliver Lipps und Mark Wooden. 2007. The Cross-National Equivalent File (CNEF) and its member country household panel studies. *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften (Schmollers Jahrbuch)* 127(4): 627–654.
- Gerfin, Michael. 2001. *Ausgaben-Aequivalenzskalen für die Schweiz. Eine ökonomische Untersuchung der Einkommens- und Verbrauchserhebung 1998 (EVE 98)*. Neuenburg: Bundesamt für Statistik.
- Glaser, Barney G. und Anselm L. Strauss. 1971. *Status Passage*. London: Routledge and Kegan Paul.
- Goldstein, Harvey. 2011. *Multilevel Statistical Models*. 4. Auflage. New York: John Wiley and Sons.
- Greenstein, Theodore. N. 1990. Marital disruption and the employment of married woman. *Journal of Marriage and the Family* 52(3): 657–676.

- Greenstein, Theodore. N. 1996. Husbands' participation in domestic labor: Interactive effects of wives' and husbands' gender ideologies. *Journal of Marriage and Family* 58(3): 585–595.
- Grunow, Daniela, Florian Schulz und Hanspeter Blossfeld. 2007. Was erklärt die Traditionalisierungsprozesse häuslicher Arbeitsteilung im Eheverlauf: soziale Normen oder ökonomische Ressourcen? *Zeitschrift für Soziologie* 36(3): 162–181.
- Hagestad, Gunhild O. 1991. Trends and dilemmas in life course research: An international perspective. S. 23–57 in *Theoretical Advances in Life Course Research*, hrsg. von Walter R. Heinz. Weinheim: Deutscher Studien Verlag.
- Heinz, Walter R., Johannes Huinink und Ansgar Weymann (Hrsg.). 2009. *The Life Course Reader. Individuals and Societies Across Time*. Frankfurt: Campus.
- Hoffmeyer-Zlotnik, Jürgen H.P. 2000. *Regionalisierung sozialwissenschaftlicher Umfragedaten: Siedlungsstruktur und Wohnquartier*. Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- Hosoya, Georg, Tobias Koch und Michael Eid. 2014. Längsschnittdaten und Mehrebenenanalyse. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 66 (Supplement 1): 189–218.
- Huinink, Johannes. 1995. *Warum noch Familie? Zur Attraktivität von Partnerschaft und Elternschaft in unserer Gesellschaft*. Frankfurt: Campus.
- Jansen, Mieke, Dimitri Mortelmans und Laurent Snoeckx. 2009. Repartnering and (re)employment: Strategies to cope with the economic consequences of partnership dissolution. *Journal of Marriage and Family* 71(5): 1271–1293.
- Jaschinski, Ina. 2011. Der Übergang in eine naheheliche Partnerschaft: Eine vergleichende Analyse zwischen Männern und Frauen auf der Basis des deutschen Generations and Gender Survey. *Zeitschrift für Familienforschung* 23(2): 219–240.
- Klanberg, Frank, Peter Krause und Aloys Prinz. 1992. Einkommenssicherung in Familien mit einem Elternteil. S. 83–124 in *Familie und Erwerbstätigkeit im Umbruch. Referate der Herbsttagung 1991 des Arbeitskreises «Bevölkerungsökonomie» der Deutschen Gesellschaft für Bevölkerungswissenschaft*, hrsg. von Notburga Ott und Gert Wagner. Berlin: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung.
- Konietzka, Dirk und Michaela Kreyenfeld. 2005. Nichteeliche Mutterschaft und soziale Ungleichheit im familialistischen Wohlfahrtsstaat. Zur sozioökonomischen Differenzierung der Familienformen in Ost- und Westdeutschland. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 57(1): 32–61.
- Lankuttis, Teresa und Hans-Peter Blossfeld. 2003. Determinanten der Wiederheirat nach der ersten Scheidung in der Bundesrepublik Deutschland. *Zeitschrift für Familienforschung* 15(1): 5–24.
- Lois, Daniel. 2008. Arbeitsteilung, Berufsorientierung und Partnerschaftsstabilität – Ehen und nichteheliche Lebensgemeinschaften im Vergleich. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 60(1): 53–77.
- Lyness, Karen S. und Marcia B. Kropf. 2005. The relationships of national gender equality and organizational support with work-family balance: A study of European managers. *Human Relations* 58(1): 33–60.
- Mayer, Karl Ulrich und Walter Müller. 1989. Lebensverläufe im Wohlfahrtsstaat. S. 41–60 in *Handlungsspielräume*, hrsg. von Ansgar Weymann. Stuttgart: Enke.
- Mortelmans, Dimitri und Mieke Jansen. 2010. Income dynamics after divorce. A latent growth model of income change on the European Community Household Panel. *Brussels Economic Review* 53(1): 85–107.
- Ott, Notburga. 1991. Die Wirkung politischer Massnahmen auf die Familienbildung aus ökonomischer und verhandlungstheoretischer Sicht. S. 385–407 in *Vom Regen in die Traufe: Frauen zwischen Beruf und Familie*, hrsg. von Karl Ulrich Mayer, Jutta Allmendinger und Johannes Huinink. Frankfurt: Campus.
- Ott, Notburga. 1992. *Intrafamily Bargaining and Household Decisions*. Berlin, Heidelberg und New York: Springer.



- Poortman, Anne-Right. 2000. Sex differences in the economic consequences of separation. A panel study of the Netherlands. *European Sociological Review* 16(4): 367–383.
- Rasbash, John, Chris Charlton, Jones, Kelvyn und Rebecca Pillinger. 2009. *Manual Supplement to MLwiN Version 2.14*. Bristol: Centre for Multilevel Modeling, University of Bristol.
- Rössel, Jörg. 2012. Gibt es in der Schweiz soziale Schichten? *Schweizerische Zeitschrift für Soziologie* 38(1): 99–124.
- Sainsbury, Diane. 1994. *Gendering Welfare States*. London: Sage.
- Shafer, Kevin und Spencer L. James. 2013. Gender and socioeconomic status differences in first and second marriage formation. *Journal of Marriage and Family* 75(3): 544–564.
- Sjöberg, Ola. 2004. The role of family policy institutions in explaining gender-role attitudes: A comparative multilevel analysis of thirteen industrialized countries. *Journal of European Social Policy* 14(2): 107–123.
- Snijders, Tom und Roel Bosker. 1999. *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. London: Sage.
- Stadelmann-Steffen, Isabelle. 2007. Der Einfluss der sozialpolitischen Kontexte auf die Frauenerwerbstätigkeit in der Schweiz. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 59(4): 589–614.
- Uunk, Wilfred. 2004. The economic consequences of divorce for women in the European Union: The impact of welfare state arrangements. *European Journal of Population* 20(3): 251–285.
- Waldfoegel, Jane. 1995. The price of motherhood: Family status and women's pay in young British cohort. *Oxford Economic Papers* 47(4): 584–610.