

Zeitschrift für  
Familien-  
forschung

Journal of Family Research

*In diesem Heft:*

- Präferenzen für unterschiedliche Mobilitätsformen in „dual career“-Partnerschaften
- Sechs Typen von „Living apart together“
- Berufstätige Mütter und sozial-emotionale Kompetenzen ihrer Kinder
- Bildung und Zweitgeburtenverhalten in Polen während der sozio-ökonomischen Transformation
- Entscheidungsverhalten von Paaren in prekären Lagen über Anschaffungen und Freizeitgestaltung
- Employment characteristics and partnership formation among lone mothers in Russia

*ifb*-Mitteilungen

Referiert im SSCI

3/2012



ISSN 1437-2940  
24. Jahrgang 2012, Heft 3  
Verlag Barbara Budrich

## Inhalt

Editorial .....	228
<i>Martin Abraham &amp; Thess Schönholzer</i> Warum Pendeln nicht alle Probleme löst: Präferenzen für unterschiedliche Mobilitätsformen in „dual career“-Partnerschaften .....	229
<i>Nadia Lois</i> „Living apart together“: Sechs Typen einer heterogenen Lebensform .....	247
<i>Una M. Röhr-Sendlmeier, Sebastian Bergold, Andreas Jöris, Anna Verena Cummings, Karin Heim &amp; Eva Johannen</i> Berufstätige Mütter und sozial-emotionale Kompetenzen ihrer Kinder .....	269
<i>Paulina Gałęzewska</i> Einfluss der Bildung auf das Zweitgeburtenverhalten in Polen während der sozio-ökonomischen Transformation .....	295
<i>Arne Bethmann &amp; Anne Berngruber</i> Entscheidungsverhalten von Paaren in materiell prekären Lagen über größere Anschaffungen und die Freizeitgestaltung .....	319
<i>Cordula Zabel</i> Employment characteristics and partnership formation among lone mothers in Russia .....	344
<b>ifb</b> -Mitteilungen .....	360

# Editorial

Liebe Leserinnen,  
liebe Leser,

nachdem sich die letzte Ausgabe der *Zeitschrift für Familienforschung/Journal of Family Research* vor allem dem Schwerpunktthema *Frühe Förderung in der Familie* gewidmet hatte, legen wir Ihnen mit diesem Heft wieder eine Reihe regulärer Beiträge vor. Die Beiträge von *Martin Abraham* und *Thess Schönholzer* sowie von *Nadia Lois* untersuchen verschiedene Aspekte beruflicher Mobilität: ersterer legt das Hauptaugenmerk auf Doppelverdienerpaare, zweiterer entwickelt ein neues Kategorisierungsschema für das „Living apart together“ aus einer Lebenslaufperspektive. Im Beitrag von *Una M. Röhr-Sendlmeier et al.* werden neue psychologische Forschungsergebnisse zu den Auswirkungen der Berufstätigkeit von Müttern auf die sozial-emotionalen Kompetenzen ihrer Kinder vorgestellt. *Paulina Gałęzewska* untersucht in ihrer familiendemographischen Studie den Einfluss des Bildungsniveaus auf das Zweitgeburtenverhalten der Polinnen in der Zeit des sozio-ökonomischen Umbruchs. Auswirkungen einer solchen Transition werden auch von *Cordula Zabel* thematisiert, die in ihrem Beitrag den Zusammenhang zwischen den Beschäftigungscharakteristika und dem Eingehen einer neuen Partnerschaft alleinerziehender Mütter in Russland vor und nach 1991 untersucht.

Für die nächsten Hefte sind Beiträge zu den Lebenslagen der verschiedenen Generationen türkischer Familien in Deutschland sowie zu Elterngeld und Elternzeit in Deutschland geplant.

Wir wünschen Ihnen eine anregende Lektüre.

Henriette Engelhardt-Wölfler  
Geschäftsführende Herausgeberin

Kurt P. Bierschock  
Redakteur

## Warum Pendeln nicht alle Probleme löst: Präferenzen für unterschiedliche Mobilitätsformen in „dual career“-Partnerschaften<sup>1</sup>

### Why commuting is no perfect solution: preferences for different mobility forms in dual career couples

#### **Zusammenfassung:**

Paare, in denen beide Partner einer Erwerbstätigkeit nachgehen, stehen grundsätzlich vor dem Problem, ihre Erwerbskarriere zeitlich wie örtlich koordinieren zu müssen. Insbesondere neue Arbeitsangebote in anderen Regionen erfolgen in der Regel nur für einen Partner und stellen für das Paar einen potenziellen Mobilitätskonflikt dar. Dieser könnte gelöst werden, indem zu der neuen Stelle gependelt und so der Haushaltsumzug vermieden wird. Wir untersuchen in diesem Beitrag, ob eine solche Strategie das Potenzial für eine einvernehmliche Lösung in einer Partnerschaft besitzt oder inwieweit sich daraus neue Interessenskonflikte ergeben können. Für die empirische Analyse dieser Frage wird auf ein faktorielles Design zurückgegriffen, mit dem beide Partner in „dual career“-Partnerschaften im Hinblick auf identische, experimentell variierte Situationen befragt werden. Es zeigt sich, dass der Wunsch nach einer Pendellösung zwar für beide Partner von denselben Einflussfaktoren beeinflusst wird, der pendelnde Partner aber deutlich schwächer ausgeprägte Präferenzen für diese Mobilitätsform besitzt. Der potenzielle Konflikt in der Partnerschaft kann somit nicht einfach durch die Erhöhung des täglichen Arbeitsweges gelöst werden.

#### **Abstract:**

Dual career couples are facing the problem to coordinate the locations of their jobs and their residence. Especially if one person receives a job offer in a new region, the question of whether to move or to stay arises. In order to solve this problem, couples may decide to establish a commute routine for one partner. Increasing commuter ratios indicate that couples try to balance interests this way. We examine whether commuting is really a valid strategy to reduce the potential for conflicts in a partnership. Data from a factorial survey is used in which dual career couples were asked about identical experimentally varied situations. Results suggest that both individuals' preferences for the commuting solution are influenced by the same factors, but that the potential commuter prefers the commuting solution less. Hence, commuting seems not to balance interests but, on the contrary, holds potential for new conflicts in dual career couples.

---

1 Wir danken unseren Konstanzer Kooperationspartnern Katrin Auspurg und Thomas Hinz für die methodische und empirische Unterstützung im Rahmen des Projekts sowie für wertvolle Hinweise zum Manuskript. Ebenfalls danken wir Natascha Nisic für hilfreiche Anmerkungen. Alle Fehler gehen selbstverständlich zu Lasten der Autoren.

**Schlagwörter:** Pendeln, Haushaltsumzug, regionale Mobilität, Arbeitsmarktmobilität, „dual career“-Partnerschaften, Konfliktpotential, Vignettendesign

**Key words:** commuting, household moving, regional mobility, labor market mobility, dual careers, vignette design

## 1. Problemstellung

Betrachtet man die Entwicklung auf dem deutschen Arbeitsmarkt, so scheinen die Arbeitnehmer zumindest auf den ersten Blick einem hohen Druck zur regionalen Mobilität ausgesetzt zu sein. Die nicht unbeträchtlichen Arbeitslosenquoten der letzten Dekaden, zunehmende Anreize einer Arbeitsaufnahme und die generell sinkende Stabilität von Arbeitsverhältnissen (Struck, 2005) legen den Schluss nahe, dass ein hoher Wettbewerb auf dem Arbeitsmarkt eine gewisse regionale Mobilität erzwingen sollte. Dies ergibt sich vor allem aus dem Umstand, dass Arbeitsmärkte einer starken regionalen Differenzierung unterliegen (Blien 2001; Blien et al., 2009). Diese Umstände ließen nun vermuten, dass die regionale, beruflich bedingte Mobilität in Deutschland zugenommen haben sollte. Betrachtet man jedoch die allgemeine Entwicklung der Umzugsmobilität, so lässt sich diese Vermutung nicht bestätigen. So ist in den alten Bundesländern zwischen 1970 und 2000 beispielsweise ein Rückgang der Haushaltsumzüge über die Grenzen der einzelnen Bundesländer hinweg um etwa 34% zu verzeichnen. Trotz eines kurzen Zwischenhochs aufgrund der Wiedervereinigung fiel die Anzahl der Umzüge innerhalb Deutschlands über Ländergrenzen hinweg von 18,5 auf 13,8 pro 1000 Einwohner (Statistisches Bundesamt, 2006: 46). Ein Einflussfaktor für diese Entwicklung dürfte in der immer noch steigenden Frauenerwerbsquote liegen (vgl. z.B. Wanger 2006). In der Migrationsforschung ist seit langem bekannt, dass sich Familien im Allgemeinen und „dual career“-Partnerschaften im Besonderen durch eine niedrige Umzugsmobilität auszeichnen (Schneider et al. 2008; Viry et al. 2008) Insbesondere im Falle einer doppelten Erwerbstätigkeit in einer Partnerschaft stellt sich das Problem, wie im Lebenslauf die Erwerbskarrieren in zeitlicher und regionaler Hinsicht koordiniert werden können (Schneider et al. 2009; Schneider/Collet 2010). Auch wenn aufgrund hoher Teilzeitquoten der erwerbstätigen Frauen der Mann immer noch häufig den Hauptverdiener im Haushalt darstellt, ist die Aufgabe der Erwerbstätigkeit durch die Frau für den karrierebedingten Umzug des Mannes keine Selbstverständlichkeit mehr. Dies liegt nicht nur an einem gestiegenen Unabhängigkeitsbedürfnis der Frauen, sondern auch an dem Umstand, dass die Haushalte häufig auf das zusätzliche Einkommen angewiesen sind und die Umzugsgewinne die Einkommensausfälle der Frau nicht automatisch kompensieren können (Nisic 2010).

Aufgrund dieser Entwicklung liegt die Vermutung nahe, dass die Haushalte durch eine Ausweitung des Arbeitsweges zumindest eines Partners versuchen, der Forderung nach mehr Mobilität nachzukommen. Auf den ersten Blick scheint sich dies zu bestätigen, da sich eine Zunahme der Pendlerströme insbesondere in der Gruppe der Hochqualifizierten feststellen lässt (Haas 2000). Zudem zeigen Daten des Mikrozensus der Jahre 1996 und 2004, dass in diesem Zeitraum der Anteil längerer Pendelstrecken zugenommen hat, während nur eine äußerst geringe Zunahme der Pendelzeiten vorliegt (Schulze 2009). Andererseits ist die Lebensform des ‚living apart together‘ nur leicht angestiegen. Ergebnisse

auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels im Hinblick auf die Entwicklung unterschiedlicher Lebensformen zeigen, dass für Fernbeziehungen nur ein leichter Anstieg von 8.5% im Jahr 1992 auf 10.9% im Jahr 2006 zu verzeichnen ist (Asendorpf 2008: 756). Insgesamt lässt sich hier festhalten, dass sich die Mobilitätsmuster verändert haben, dieser Wandel jedoch im Vergleich zur Zunahme von Paarhaushalten mit doppelter Erwerbstätigkeit in den letzten Dekaden relativ gering ausfällt (Gershuny et al. 2005: 656). Dies mag unter anderem an den immer wieder berichteten negativen Folgen langer Arbeitswege liegen, die sowohl für die Pendler wie für die Partner eine Belastung darstellen (Schneider et al. 2002; Limmer 2005; Stutzer/Frey 2008; gegenteilig jedoch Viry et al. 2010).

Diese deskriptiven Befunde zeigen bereits, dass die Substitution unterschiedlicher Mobilitätsformen vor allem in Partnerschaften schwierig ist. Vor diesem Hintergrund stellt sich die Frage, wie in Partnerschaften mit arbeitsmarktbedingten Anreizen zur Ausweitung des Arbeitsweges umgegangen wird. Noch spezifischer stellt sich die Frage, ob das Pendeln eines Partners den Konflikt um einen möglichen Standortwechsel des Haushaltes löst oder ob eine solche Option angesichts der drohenden Belastung wiederum selbst Konflikte hervorrufen kann.<sup>2</sup> Im folgenden Abschnitt wird daher kurz die relevante Literatur rezipiert und darauf aufbauend die Hypothese entwickelt, dass Pendelentscheidungen mit potenziellen Konflikten in einer Partnerschaft einhergehen. Darüber hinaus wird der Frage nachgegangen, ob dieses Konfliktpotenzial durch grundsätzlich unterschiedliche Präferenzen der beiden Akteure für unterschiedliche Zielzustände entsteht oder ob diese zwar ähnliche Präferenzen besitzen, diese sich aber in ihrer Stärke unterscheiden. Im dritten Kapitel werden die verwendeten Daten, eine auf einem mehrfaktorieller Survey beruhende Paarbefragung, beschrieben. Im vierten Abschnitt präsentieren wir die daraus gewonnenen Ergebnisse, um im letzten Kapitel ein kurzes Fazit zu ziehen.

## 2. Arbeitsmarktbedingte Mobilität von „dual career“-Paaren

Das Grundproblem der Mobilität von „dual career“-Paaren liegt in dem Umstand, dass die doppelte Erwerbstätigkeit zu „asynchronen“ Anreizstrukturen auf dem Arbeitsmarkt führt. Dies ist auch die Basisannahme des haushaltsökonomischen Standardmodells (Mincer 1978; Sandel/Stern 1998). Haushalte werden im Rahmen dieses Modells mobil, wenn die Summe der individuellen Nutzen über alle Haushaltsmitglieder die addierten Kosten der Mobilität übersteigen. Dabei wird angenommen, dass sich in der Regel nur ein Partner am neuen Ort verbessern kann. Die Chance, dass *beide* in der *gleichen* Zielregion die *jeweils besten* Arbeits- und Lebensbedingungen vorfinden, ist rein statistisch gering, wodurch bei einem gemeinsamen Umzug mindestens ein Partner zu Kompromissen gezwungen ist (ausführlich dazu Mincer 1978; Kalter 1998). Auf der individuellen Ebene führen kollektiv-

---

2 Wir fokussieren in diesem Beitrag Paare, die grundsätzlich eigentlich zusammen leben wollen, jedoch einen arbeitsmarktbedingten Anreiz für getrennte Wohnorte erhalten; diese dürften unter den „living apart together“-Partnerschaften die größte Gruppe in modernen Gesellschaften darstellen (vgl. für eine Übersicht zu Mobilitätsformen von Paaren in Europa auch Schneider/Collet 2010). Partnerschaften, die permanent oder temporär getrennt leben wollen, werden theoretisch wie empirisch ausgeblendet.

tiv effiziente Migrationsentscheidungen daher in aller Regel zu einseitigen Gewinnern und Verlierern. Akteure, die aufgrund der möglichen Umzugsgewinne für den Haushalt dem Umzugsanreiz des Partners nachgeben und durch den Umzug individuelle Verluste erleiden, bezeichnet Mincer als „tied movers“ (Mincer 1978).

Auf Basis dieses vereinfachenden Modells lassen sich nun etliche plausible Erklärungen für eine Reihe empirischer Befunde zu Mobilitätsentscheidungen von Paaren und Familien anführen. Die geringere Neigung von Doppelverdienerhaushalten für Wanderungen über weite Distanzen kann z.B. darauf zurückgeführt werden, dass der zu erwartende Verlust des Arbeitsplatzes eines Partners in der Regel nicht durch Einkommenszuwächse des anderen kompensiert werden kann (Jürges 1998a; Nisic 2010). Auch das in vielen empirischen Studien belegte relative Übergewicht der beruflichen Merkmale des männlichen Partners bei der familialen Wanderungsentscheidung wird vor diesem Hintergrund durch die insgesamt bessere Arbeitsmarktstellung und das höhere Lohnniveau von Männern erklärt (Shihadeh 1991; Spitze 1984; Long 1974).

Allerdings blieb in diesem Standardmodell die Option einer Ausweitung des Arbeitsweges lange Zeit unberücksichtigt. Hintergrund war wohl die Annahme, dass aufgrund des hohen Einkommenspotenzials des Mannes dieser das Mobilitätsverhalten des Haushaltes bestimmt und Frauen die Verliererinnen eines Haushaltsumzuges darstellen (Lichter 1983; Spitze 1984; Maxwell 1988; Jürges 1998b; Mincer 1978). Vor allem ältere Studien bestätigen sowohl die vorhergesagten Lohn- und Einkommeneinbußen (Lichter, 1983; Long 1974; Shihadeh 1991; Spitze 1984; Morrison/Lichter 1988), als auch den Rückgang des Erwerbsumfanges (S. Sandell 1977). Allerdings muss die Gültigkeit dieser Befunde vor allem auf die Zeit vor 1990 eingeschränkt werden. Aktuellere Studien liefern dagegen deutlich inkonsistentere Ergebnisse: Für Männer in Partnerschaften finden sich in manchen Analysen keine oder sogar negative Effekte auf den Arbeitsmarkterfolg infolge eines Umzuges (LeClere/McLaughlin 1997), während bei Frauen in den verschiedenen Studien sowohl keine (Cooke/Bailey 1996), als auch positive (Jacobsen/Levin 2000; Nisic 2010) oder negative (Böheim/Taylor 2000; Jacobsen/Levin 1997) Erwerbs- und Einkommensveränderungen berichtet werden.

Bereits diese neueren Befunde legen nahe, dass in Partnerschaften der Erwerbstätigkeit der Frau eine steigende Bedeutung zukommt. Ist der Umzug des Mannes für ein besseres Jobangebot aber keine Selbstverständlichkeit mehr, entstehen Konfliktpotenziale in einer Partnerschaft (Abraham/Schönholzer 2009; Abraham et al. 2010), für die Lösungen gefunden werden müssen. Hier liegt die Vermutung nahe, dass das Pendeln eines Partners diesen Konflikt entschärfen könnte. Längere Pendeldistanzen erhöhen den Stellenpool eines Partners ohne den Erwerbstatus des anderen zu gefährden und sollten daher Substitute für den Haushaltsumzug darstellen. Dies würde zu der Hypothese führen, dass eine doppelte Erwerbstätigkeit in einer Partnerschaft zu einer Ausweitung des Arbeitsweges mindestens eines Partners führen sollte.

Betrachtet man allerdings die empirischen Befunde für diesen Zusammenhang, so kann diese Hypothese nicht bestätigt werden. Kalter untersuchte die vermutete Substitutionsfunktion des Pendelns für den Zeitraum von 1984 bis 1990 anhand des Sozio-oekonomischen Panels (Kalter 1994) und kam dabei zu dem Ergebnis, dass in der Tat ein Teil der Pendelbewegungen auf dem Arbeitsmarkt Haushaltsumzüge ersetzt. Während Kinder, höheres Einkommen und höhere Bildung das Pendeln befördern, weisen jedoch Haushalte

mit Doppelverdienern in seinen Analysen im Vergleich mit anderen Haushaltsgruppen eine geringere Wahrscheinlichkeit auf, einen Fernpendler zu beinhalten. Abraham und Nisic betrachteten die Einflussfaktoren auf die zeitliche Dauer des Arbeitsweges in der Schweiz und Deutschland anhand von Querschnittsdaten für 1998. Sie kamen dabei zu dem Ergebnis, dass in der Schweiz die erwerbstätigen Befragten einen signifikant *kürzeren* Arbeitsweg haben, wenn ein weiterer vollzeitbeschäftigter Partner im Haushalt existiert. In Deutschland lässt sich kein signifikanter Effekt eines vollzeitbeschäftigten Partners auf die Dauer des Arbeitsweges der Befragten finden (Abraham/Nisic 2007).

Vor diesem Hintergrund stellt sich die Frage, warum eine doppelte Erwerbstätigkeit *nicht* zu längeren Arbeitswegen führt. Eine mögliche Erklärung lässt sich in dem Umstand finden, dass die Ausweitung des Arbeitsweges zwar als Kompromiss für einen Haushaltsumzug dienen könnte, jedoch selbst wieder die Quelle eines Konflikts sein kann. In einem handlungstheoretischen Verhandlungsmodell (Ott, 1992; Bergstrom 1993; Lundberg/Pollak 1996) wäre dies dann der Fall, wenn die Kosten des Pendelns ungleich verteilt sind. In einer solchen Situation würde der an einer anderen Arbeitsstelle interessierte Akteur viel eher einen Umzug wünschen als der Partner, da die Kosten des Pendelns eher zu seinen Lasten gehen. Aufgrund bisheriger Befunde erscheint es durchaus plausibel anzunehmen, dass die „Kosten“ des Pendelns vor allem durch den Pendler getragen werden. Hierbei schlagen weniger die finanziellen Kosten zu Buche, da diese das gemeinsame Haushaltsbudget belasten und daher von beiden Partnern getragen werden müssen. Vielmehr wird es vor allem um die immateriellen Kosten gehen, die vor allem aus erhöhtem Stress und Belastung durch den längeren Anfahrtsweg bestehen (Kosłowski/Kluger 1994; Schneider et al. 2002). Zwar hat auch der am Ort verbleibende Partner eine erhöhte Belastung durch die geringere zeitliche Anwesenheit des Pendlers im Haushalt, jedoch scheint der mit der Mobilität verbundene Stress als größere Belastung empfunden zu werden (Limmer 2005 108). *Insgesamt führt diese Argumentation zu der Hypothese, dass innerhalb einer Partnerschaft der potenzielle Pendler schwächere Präferenzen für eine Pendellösung besitzt als der immobile Partner.* Klaffen diese Präferenzen zu weit auseinander, können sie ein Potenzial für Konflikte in der Partnerschaft sein (Abraham et al. 2010).

Inwiefern diese Argumentation empirisch gestützt werden kann, soll im Folgenden anhand einer Paarbefragung mit einem faktoriellen Survey überprüft werden. Im Gegensatz zu bisherigen Studien werden dabei der Umzug und das Pendeln als Substitute modelliert und so die Möglichkeit eröffnet, Konfliktpotenziale in Partnerschaften im Hinblick auf die direkte Entscheidung zwischen den beiden Alternativen zu messen.

### 3. Daten und Design

Zur Überprüfung unserer Argumentation stützen wir uns auf eine Befragung von 278 Doppelverdienerpaaren in Deutschland und der Schweiz, die 2007 und 2008 mit dem im Folgenden beschriebenen Design befragt wurden (vgl. Auspurg et al. 2009).<sup>3</sup> Um zu ge-

---

3 Die Daten wurden von zwei Forscherteams an der Universität Bern und der Universität Konstanz erhoben.



währleiten, dass die Paare tatsächlich mit einem Standortdilemma konfrontiert sind, wurden nur zusammenwohnende Paare berücksichtigt. Weitere Ausschlussfaktoren waren – aufgrund der bekannten mobilitätshemmenden Wirkung - das Vorhandensein von Kindern unter 16 Jahren im Haushalt und eine beruflich selbstständige Erwerbstätigkeit. Aus demselben Grund wurde eine Altersspanne von etwa 20 bis 50 Jahren vorgegeben. Die Rekrutierung der so spezifizierten Paare geschah in der Schweiz über Absolventennetzwerke der Universität Bern, in Deutschland erfolgte die Kontaktabahnung über Teilnehmer eines Lehr-Forschungsseminars an der Universität Konstanz. Tabelle 2 enthält die deskriptiven Kennwerte der wichtigsten Befragtenmerkmale. Die Personen in der Stichprobe sind im Schnitt relativ jung (ca. 31 Jahre) und hoch gebildet.<sup>4</sup>

Kern dieser Studie war ein so genanntes mehrfaktorielles Design (häufig auch Vignettenstudie genannt), in der den Probanden anstelle des sonst üblichen eindimensionalen Items mehrere komplexe Situationen zur Beurteilung präsentiert werden. Diese Situationen setzen sich aus mehreren Dimensionen zusammen, deren Merkmalsausprägungen systematisch variiert und den Befragten randomisiert zugeteilt werden. Die Befragten erhalten in der Regel mehrere Situation vorgelegt und beurteilen diese anhand einer vorgegebenen Antwortskala. Durch die systematische Veränderung der Ausprägungen der einzelnen Situationen kann gemessen werden, welchen Einfluss die einzelnen Dimensionen auf das Antwortverhalten besitzen. Ein wesentlicher Vorteil dieses Verfahrens besteht darin, in der Realität seltene Konstellationen beobachten zu können; ein weiterer Vorzug liegt darin, dass die Varianz der Einflussfaktoren experimentell vollständig kontrolliert wird (für weitere Details zum faktoriellen Design vgl. Rossi 1979; Rossi/Anderson 1982; Beck/Opp 2001).

Als wesentliche Besonderheit beinhaltet die Studie eine „spiegelbildliche“ Erhebung durch eine Paarbefragung, d.h. auch der andere, ebenfalls erwerbstätige Partner im Haushalt (ALTER) sollte dieselben Situationen aus jeweils ihrer oder seiner Sicht bewerten. Beide Partner erhielten das gleiche Set von acht Situationen, die hinsichtlich ihrer Merkmalsausprägungen identisch waren. In dem hier verwendeten Datensatz beschreiben die Situationen (Vignetten) attraktive Stellenangebote, die einem zufällig ausgewählten Partner (EGO) fiktiv angeboten werden. Die beiden Partner wurden simultan befragt, und die Stellenangebote in den Vignetten bezogen sich immer auf EGO, wobei die Rolle von EGO für jedes Paar zufällig dem Mann oder der Frau zugeteilt wurde. Die Vignettensituationen enthielten sechs verschiedene Dimensionen, welche sich zu zwei Drittel auf EGO und zu einem Drittel auf ALTER bezogen. EGOs Verbesserung wurden mit zwei Dimensionen gemessen: (1) seinem prozentualen Einkommenszugewinn bei einer Stellenannahme, gemessen an seinem derzeitigen tatsächlichen Gehalt (30 bis 70% mehr Einkommen) und (2) seinen bei dieser Stelle bestehenden Aufstiegschancen (keine/einige/viele). Die Erwerbsoptionen von ALTER enthielten dagegen auch die

---

4 Damit handelt es sich natürlich um ein nicht repräsentatives Sample, dass keine statistischen Rückschlüsse auf die Gesamtbevölkerung zulässt. Trotzdem ist das Design zur Testung der Hypothesen geeignet, da – wie in allen experimentellen Verfahren – die vermuteten Einflussfaktoren zufällig auf die Befragten verteilt werden (Randomisierung). Darüber hinaus zeigen weitere Analysen, dass mit dem verwendeten Sample und dem angewandten Vignettendesign hinsichtlich der Umzugsneigung ähnliche Ergebnisse erzielt werden können wie mit dem Sozio-oekonomischen Panel (vgl. hierzu Nisic/Auspurg 2009).

Möglichkeit einer Verschlechterung am Zielort. Variiert wurden konkret (1) seine allgemeinen Aussichten, am Zielort eine neue Stelle zu finden (gering/mittelmäßig/gut) und (2) sein dortiges Verdienstniveau im Vergleich zum aktuellen Arbeitsmarkt (niedriger/gleich/höher). Die in diesem Beitrag im Mittelpunkt stehende Option des Pendelns wurde mit zwei weiteren variablen Dimensionen – die Entfernung des Zielorts (Pendelzeit von 0,75 bis 3 Stunden) und seine verkehrstechnische Anbindung (gut mit öffentlichen Verkehrsmitteln/nur mit dem Auto erreichbar) – erfasst (für weitere Details zum Design vgl. Auspurg et al. 2009). Abbildung 1 zeigt ein Beispiel einer Vignette, mit einem männlichen Befragten in der Rolle von EGO.

*Abbildung 1:* Beispiel einer Vignette, EGO ist männlich und erhält das Stellenangebot. Die variierten Merkmalsausprägungen sind unterstrichen.

Stellen Sie sich vor, ...

Das Ihnen am neuen Ort angebotene Gehalt beträgt netto Euro 1400, -. Die neue Stelle beinhaltet für Sie langfristig keine Aufstiegschancen. Wenn Sie nicht umziehen sondern pendeln, würde ein einfacher Arbeitsweg für Sie 1 1/2 Stunden dauern, wobei Sie auf ein Auto angewiesen wären.

Die Chancen Ihrer Partnerin, am neuen Ort eine Stelle zu finden, sind gering und die Verdienstmöglichkeiten Ihrer Partnerin sind im Vergleich zum hiesigen Arbeitsmarkt dort höher.

Wie gerne würden Sie selbst die Stelle annehmen und pendeln? (Skala A)

sehr ungerne	<u>1</u>	<u>2</u>	<u>3</u>	<u>4</u>	<u>5</u>	<u>6</u>	<u>7</u>	<u>8</u>	<u>9</u>	<u>10</u>	<u>11</u>	sehr gerne
--------------	----------	----------	----------	----------	----------	----------	----------	----------	----------	-----------	-----------	------------

Wie gerne würden Sie selbst die Stelle annehmen und umziehen? (Skala B)

sehr ungerne	<u>1</u>	<u>2</u>	<u>3</u>	<u>4</u>	<u>5</u>	<u>6</u>	<u>7</u>	<u>8</u>	<u>9</u>	<u>10</u>	<u>11</u>	sehr gerne
--------------	----------	----------	----------	----------	----------	----------	----------	----------	----------	-----------	-----------	------------

Tabelle 1 zeigt in einer Übersicht nochmals die verwendeten Dimensionen und ihre Ausprägungen, die über die Vignetten hinweg variieren. Theoretisch ergeben sich somit insgesamt 1350 mögliche Vignetten als Kombination aller möglichen Ausprägungen der sechs Dimensionen (5x3x5x2x3x3). Es war weder möglich noch notwendig, alle denkbaren Vignetten beantworten zu lassen, statt dessen wurde eine so genannte fraktionierte Auswahl getroffen, die die Varianz der unabhängigen Variablen, d.h. Dimensionen, maximiert und so für eine effiziente und unverzerrte Schätzung sorgt (vgl. Dülmer 2007; Steiner/Atzmüller 2006; Kuhfeld 2005; Auspurg et al. 2009: 193 für mehr Details). Dies führte zu einer Auswahl von 200 unterschiedlichen Vignetten, die in Gruppen mit 10 Vignetten zu 20 verschiedenen ‚Decks‘ gruppiert wurden. Jedes Paar bekam somit ein zufällig ausgewähltes Deck mit 10 Vignetten vorgelegt.

Tabelle 1: Vignettendimensionen und ihre Ausprägungen

Dimensionen	Ausprägungen					Total
	1	2	3	4	5	
<b>... bezüglich EGO</b>						
Nettoeinkommen	Plus 30%	Plus 40%	Plus 50%	Plus 60%	Plus 70%	5
Aufstiegschancen	keine	einige	viele			3
Einfacher Arbeitsweg	¼ Std	1 Std	1½ Std.	2 Std.	3 Std.	5
Verkehrsmittel	ÖNV	Auto				2
<b>... bezüglich ALTER</b>						
Chance auf Stelle	gering	mittelmäßig	gut	3		3
Verdienstmöglichkeiten	niedriger	vergleichbar	höher			3
Vignettenuniversum						1350

Die Befragten sollten für jede Vignette drei Antworten abgeben, für die je eine Skala vorgegeben wurde: jeweils die Attraktivität eines Umzugs (Skala B) und einer Pendellösung (Skala A) als Reaktion auf die Vignettensituation sowie die Realisierungschancen eines gemeinsamen Umzugs (vgl. Abb. 1). Für die folgenden Analysen werden nur die Antworten im Hinblick auf die Wünschbarkeit einer Pendel- oder Umzugslösung verwendet. Befragte in der Rolle von EGO sollten im Hinblick auf die vorgegebenen Situationen angeben, wie gerne sie selbst die Stelle (a) annehmen und pendeln sowie (b) umziehen würden. Befragte in der Rolle von ALTER wurden gefragt, (a) wie gerne sie es sähen, dass EGO in dieser Situation die Stelle annehmen und pendeln würde sowie (b) inwiefern sie selbst umziehen würden. Für beide wurde eine elfstufige Antwortskala von 1 (sehr ungerne) bis 11 (sehr gerne) vorgegeben.

Die Bildung der relevanten abhängigen Variablen geschah in zwei Etappen (vgl. hierzu Abraham/Schönholzer 2009). In einem ersten Schritt wurde die Präferenz für das jeweilige Stellenangebot eruiert. Diese ergibt sich aus dem Maximum der beiden Skalen. Durch die zweimalige Fragestellung: „Wie gerne würden Sie selbst die Stelle annehmen...“ konnte aus dem Antwortverhalten herausgelesen werden, ob jemand überhaupt Interesse an der angebotenen Stelle hatte. Wurden bei einer Vignette auf beiden Skalen A und B der minimale Wert 1 angekreuzt, signalisierte die Person, dass sie kein Interesse an dem Angebot zeigte. Die Präferenz der Befragten galt infolgedessen dem Status quo und die in den Vignetten dargestellten Veränderungen wurden in toto abgelehnt. Wurde auf einer der beiden Skalen A oder B der Wert 1 überschritten, wurde damit zum Ausdruck gebracht, dass ein gewisses Interesse an dem Stellenangebot besteht, wobei offen bleibt, durch welche Mobilitätsform es realisiert werden könnte. Das Ausmaß der Präferenz von EGO für die angebotene Stelle ergibt sich somit aus dem maximalen Wert, der über beide Mobilitätsformen hinweg als Präferenz angekreuzt wurde. Dieser Index hat folglich dieselben Ausprägungen wie die Ausgangsskalen A bzw. B, aber mit den Extrempunkten 1 ‚nicht an dem Stellenangebot interessiert‘ und 11 ‚sehr am Stellenangebot interessiert‘

$$\text{Stellenpräferenz} = \text{Maxima} \{ \text{SkalaA}, \text{SkalaB} \} \quad (1)$$

Das eigentliche Ziel besteht jedoch in der Frage, welche Mobilitätsform gewählt wird und nicht, ob das neue Jobangebot attraktiver erscheint oder gewählt wird. Daher soll bereits

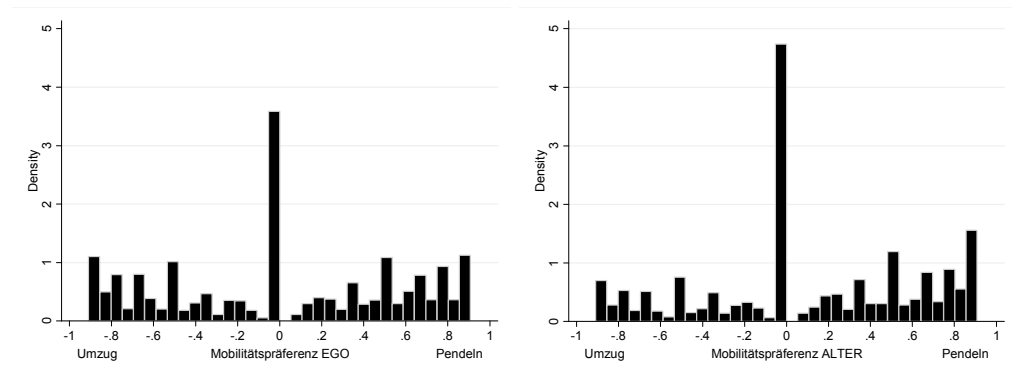
durch eine entsprechende Konstruktion der abhängigen Variable die Attraktivität der neuen Stelle konstant gehalten werden. Die reine ‚Mobilitätspräferenz‘ ergibt sich somit aus:<sup>5</sup>

$$\text{Mobilitätspräferenz} = \frac{\text{Skala A} - \text{Skala B}}{\text{Stellenpräferenz}} \quad (2)$$

Von der Wahrscheinlichkeit des Pendelns wurde der auf der Umzugsskala angegebene Wert abgezogen und das Resultat durch die Stellenpräferenz geteilt. Vignetten, die keine Stellenpräferenz aufweisen, wurden von den weiteren Analysen ausgeschlossen.<sup>6</sup> Die Variable beinhaltet folglich nur jene Fälle, für die eine der beiden Wahrscheinlichkeiten von Skala A oder B grösser ist als der minimale Wert von 1. Je mehr der Wert der so gebildeten kontinuierlichen Mobilitätsskala gegen Eins geht, umso eher würde sich ein Befragter für das Pendeln entscheiden. Geht im Gegenteil dazu die Mobilitätspräferenz gegen minus Eins, dann kommt Pendeln immer weniger in Frage und stattdessen wird ein Umzug präferiert. Dadurch, dass jene Vignetten ohne Stellenpräferenz in der Mobilitätsvariable nicht berücksichtigt sind, repräsentiert der Wert Null nur jene Fälle, die bezüglich der Mobilitätsform indifferent sind, sich also nicht zwischen Umziehen oder Pendeln entscheiden konnten oder wollten (die also in Skala A und B von Abbildung 2 denselben Wert größer 1 angekreuzt hatten).<sup>7</sup> Die Extremwerte Eins und minus Eins werden aufgrund der Skalenkonstruktion nicht erreicht, stattdessen ergeben sich Maxima bzw. Minima von plus/minus 0.91. Abbildung 2 zeigt die Verteilung der abhängigen Variable „Pendeln vs. Umzug“:

- 
- 5 Alternative Operationalisierungen der Mobilitätspräferenz führten zu weitgehend identischen Resultaten.
  - 6 Von den insgesamt 7015 beantworteten Vignetten wiesen 730 Vignetten von EGO und 636 Vignetten von ALTER keine Stellenpräferenz auf (zusammen 19.47%).
  - 7 Die fraktionierte Auswahl aller Vignetten basiert auf einem D-Effizienten Design, Sowohl die erforderliche Unkorreliertheit als auch eine maximale Varianz zwischen den Dimensionen ist gegeben. Berechnungen mit allen Vignetten in den Modellen führten zu vergleichbaren Resultaten wie in den hier verwendeten Grafiken unter Ausschluss jener Vignetten ohne Stellenpräferenz. Der Vorteil dieser Selektion besteht darin, dass die indifferenten Fälle nunmehr nur noch die Indifferenz zwischen den hier interessierenden Mobilitätsformen betreffen und nicht noch das Desinteresse an den neuen Arbeitsstellen (Vgl. Auspurg et al. 2009: 193; Dülmer 2007).

Abbildung 2: Verteilung der abhängigen Variable für EGO und ALTER (falls überhaupt ein Interesse an der präsentierten Stelle angezeigt wurde)



In Abbildung 2 stechen in erster Linie die zwei Balken der indifferenten Urteile über die Mobilitätsformen hervor. Bei EGO (Grafik links) betrifft dies absolut 531 Urteile (19.17%) der insgesamt 2769 Vignetten und bei ALTER (Grafik rechts) 730 Urteile (25.35%) von den insgesamt in die Berechnung einbezogenen 2880 Vignetten. Die restlichen Mobilitätspräferenzen verteilen sich für EGO und ALTER über die gesamte Spannweite der abhängigen Skala.

Tabelle 2: Deskriptive Kennwerte für EGO und ALTER – und T-Test der abhängigen Variable (Basis: Fälle, die letztendlich in die Auswertung eingingen)

Variablen	Ausprägung	Anzahl	Min.	Max.	Mean	Std.Abw.
<b>Abhängige Variabel</b>						
Mobilitätspräferenz	EGO	2195	-0.909	0.909	0.012	0.563
	ALTER	3218	-0.909	0.909	0.103	0.516
<b>Befragtenmerkmale:</b>						
Verheiratet 0/1	1 = ja	271	0	1	0.284	0.4512
Wohneigentum 0/1	1 = ja	268	0	1	0.228	0.419
Wohnort in 0/1	1 = CH	271	0	1	0.2696	0.444
Haushaltseinkommen Total/Mt.	in EURO	270	1700	10450	4202	1808.637
Anteil HH-Einkommen von Alter	in %	270	18.18	82.86	50.14	12-262
mm Lebensalter von EGO	in Jahren	267	22	49	31.56	5.000
Lebensalter von ALTER	in Jahren	267	21	50	31.52	4.912
Bildung von EGO	6 Kategorien	270	1	6	4.25	1.34
Bilder von ALTER	6 Kategorien	271	2	6	4.29	1.322

Jedes Paar hatte jeweils getrennt zehn Vignetten zu beurteilen, wobei die beiden Partner dies unabhängig voneinander durchlaufen mussten. Dies wurde durch die Anwesenheit eines Interviewers und den Einsatz von Computern (CATI) sichergestellt. Neben den Vignetten war ein ausführlicher individueller sowie ein gemeinsamer Haushaltsfragebogen zu bearbeiten. Diese liefern eine Reihe von individuellen und paarbezogenen Variablen, die ebenfalls zur Analyse herangezogen werden. In Tabelle 2 sind die wichtigsten deskriptiven Kennwerte für EGO und ALTER dargestellt. Der Mittelwert für die abhängige

Variable liegt für beide befragten Gruppen über dem indifferenten Wert Null in Richtung Pendeln. Alle EGO-Personen, welche eine Präferenz für die Stellen aufwiesen, unterscheiden sich von den entsprechenden ALTER-Personen signifikant in ihrer Mobilitätspräferenz (T-Wert: -6.911). Die Gruppe der ALTER-Personen wünscht eher, dass EGO zu der neuen Stelle pendelt, als dies EGO-Personen selbst zu tun bereit sind. Die ausgewiesenen Variablen der Befragtenmerkmale von Tabelle 2 zeigen zudem, dass die zufällige Zuordnung der beiden Gruppen erfolgreich war.

#### 4. Empirische Analyse

Kern der folgenden Analyse ist die Betrachtung der Faktoren, die die Entscheidung Pendeln vs. Umzug beeinflussen. Das Untersuchungsdesign erlaubt aufgrund der direkten Vergleichbarkeit der Ergebnisse von EGO und ALTER die Frage, ob (a) die gleichen Einflussfaktoren die relativen Präferenzen für die beiden Alternativen beeinflussen, und (b) diese in ihrer Stärke vergleichbar sind. Die zur Überprüfung der Hypothesen herangezogenen Daten besitzen aufgrund der Vignettenstruktur das Problem, dass die Annahme der Unabhängigkeit die einzelnen Fälle – hier also die Vignetten – verletzt wird. Da jeder Befragte mehrere Vignetten beantwortet, werden die Eigenschaften des Befragten simultan mehrere Vignettenurteile beeinflussen. Um für die dadurch verursachte Verzerrung der Schätzung zu korrigieren, greifen wir auf ein Random-Intercept-Modell zurück, das die Mehrebenenstruktur der Daten berücksichtigt, indem ein individuenspezifischer Term explizit in die Regressionsgleichung eingeführt wird. Es wird also ein gemeinsamer, zufälliger Effekt für alle zu einer Person gehörenden Beobachtungen geschätzt, welcher – vereinfacht gesprochen – die unbeobachtete und damit schätztechnisch problematische Heterogenität im Urteilsverhalten der Befragten abbildet (Auspurg et al. 2009: 198; siehe auch Engel, 1998; Snijders/Bosker 1999). Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse dieser Schätzung für die abhängige Variable „Umzug vs. Pendeln“, jeweils getrennt für EGO (Modell 1) und ALTER (Modell 2). Die Koeffizienten können analog zum Standardmodell der OLS-Regression interpretiert werden und geben damit an, um wie viele Skalenpunkte die abhängige Variable steigt (und damit der oder die Befragte zu einer Pendellösung tendiert) wenn sich die unabhängige Variable um eine Einheit erhöht.

Betrachtet man in Tabelle 3 zuerst das Modell für EGO, so tendiert dieser mit steigenden Einkommensgewinnen eher zu einer Ausweitung der Fahrtstrecke als zu einem Umzug. Dieser relativ schwach ausgeprägte Effekt erscheint vor allem angesichts des negativen Effekts des Haushaltseinkommens auf die Neigung zu einer Pendellösung paradox zu sein. Der in der Vignette abgebildete prozentuale Einkommensgewinn durch die neue Arbeitsstelle erhöht jedoch die Neigung zu einer Pendellösung. Wir vermuten, dass die in den Vignetten realisierbaren hohen Mobilitätsgewinne dazu führen, dass auch Befragte mit geringer Mobilitätsneigung diese Vorteile realisieren wollen. Denkbar wäre, dass die Befragten den neuen Job als temporäre Lösung begreifen, der es ihnen zu einem späteren Zeitpunkt erlaubt, eine besser dotierte Stelle an dem alten Wohnort zu finden. Mit anderen Worten: der hoch dotierte Arbeitsplatz kann als Verbesserung der Verhandlungsposition gegenüber zukünftigen Arbeitgebern betrachtet werden. Diese Interpreta-

tion wird gestützt durch den Umstand, dass die Einkommensgewinne keinen signifikanten Effekt für die Entscheidung von ALTER haben. Die Aufstiegschancen von EGO am neuen Arbeitsplatz zeigen dagegen kaum signifikante Effekte. Dies ist insofern plausibel, als er diese in jedem Fall unabhängig von Umzug oder einer Pendellösung realisieren würde. Schlechte Verdienst- und Beschäftigungsaussichten von ALTER am Zielort fördern dagegen die Neigung für eine Pendellösung. Dies ist wenig überraschend, da einerseits ALTERs Widerstand gegen einen Umzug bei schlechten Beschäftigungsaussichten antizipiert wird, andererseits EGO auch ein Interesse am Wohlbefinden seines Partners oder seiner Partnerin hat.

Tabelle 3: Random Intercept-Modelle für die Präferenz „Pendeln vs Umzug“

	EGO	ALTER
<b>Vignettenmerkmale</b>		
Einkommensgewinn [10 Prozent]	0.01 **	0.00
Aufstiegschancen (Ref.: viele)		
– einige	-0.04 +	-0.00
– keine	-0.02	-0.02
Beschäftigungsaussichten Alter am Zielort (Ref.: gut)		
– mittelmäßig	0.04 *	0.14 ***
– gering	0.07 ***	0.25 ***
Verdienstaussichten Alter am Zielort (Ref.: höher)		
– vergleichbar	0.03 +	0.12 ***
– niedriger	0.07 ***	0.22 ***
Pendelzeit (Stunden)	-0.34 ***	-0.26 ***
Nur mit dem Auto erreichbar (Ref.: mit ÖNV erreichbar)	-0.08 ***	-0.04 *
<b>Befragtenmerkmale</b>		
	<b>EGO</b>	<b>ALTER</b>
Geschlecht (1 = Frau)	0.03	0.00
Haushalts-Einkommen [1000,- CHF]	-0.04 *	0.00
Verheiratet (1 = ja)	0.06	0.01
Wohneigentum (1 = ja)	0.25 ***	0.12 **
Wohnort in der Schweiz (Ref.: in Deutschland)	0.01	0.07
Konstante	0.67 ***	0.75 ***
Anzahl Fälle	261	266
Paarebene $\sigma^2v$	0.29	0.27
Vignettenebene $\sigma^2\varepsilon$	0.35	0.35

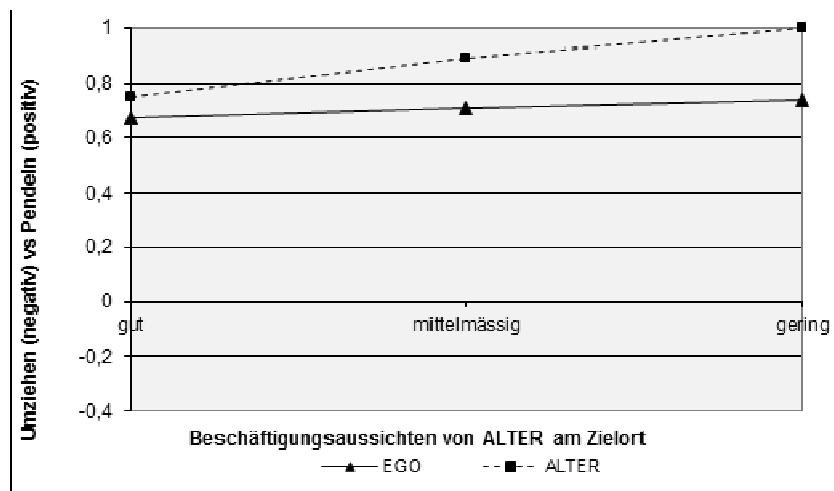
Random-Intercept-Modelle (Maximum-Likelihood-Schätzung) Abhängige Variable: Mobilitätspräferenz, Pendeln=positiv, Umzug=negativ. Signifikant für:  $p < 0.001$  (\*\*\*),  $p < 0.01$  (\*\*),  $p < 0.05$  (\*),  $p < 0.1$  (+) bei zweiseitigem Test.

Auch die Individualvariablen in Tabelle 3 zeigen wenig überraschende Effekte. Dass EGO mit steigendem *Haushaltseinkommen* weniger stark zum Pendeln neigt, kann mit dem abnehmenden Grenznutzen zusätzlichen Einkommens erklärt werden, d.h. bei höheren Einkommen sind weitere Einkommenssteigerungen weniger attraktiv sind als bei niedrigeren Einkommen. Verdient ein Befragter bzw. dessen Haushalt sowieso schon relativ viel, wird die zusätzliche Einkommenssteigerung die Belastung einer Pendelbeziehung weniger aufwiegen und damit der neue Arbeitsplatz eher attraktiv werden, wenn ein gemeinsamer Haushaltsumzug erfolgt. Neben dem Effekt des Haushaltseinkommens führt insbesondere Wohneigentum eher zu einer Pendellösung als einem Umzug. Dies steht im

Einklang mit Befunden über die reduzierte Wahrscheinlichkeit eines Umzugs von Immobilienbesitzern auf Basis von Befragungsdaten (vgl. Nivalainen 2004; Jürgens 2006). Keinen Effekt haben die Nationalität, die Existenz eines Trauscheins sowie insbesondere das Geschlecht, d.h. es spielt keine Rolle ob Mann oder Frau in der Partnerschaft den Anreiz zum Stellenwechsel erhält (vgl. hierzu auch Jürgens 2006).

Ein Blick auf die Koeffizienten von Alter in Tabelle 3.1 zeigt, dass die Einflussfaktoren auf den Mobilitätstyp bis auf die Einkommensvariablen im Hinblick auf Richtung und Signifikanz identisch sind. Mit anderen Worten: ALTER orientiert sich hinsichtlich der Wünschbarkeit einer spezifischen Mobilitätsform an den gleichen situativen Faktoren wie EGO. Damit wäre eigentlich grundsätzlich eine Voraussetzung gegeben, eine Konsenslösung in der Partnerschaft zu finden. Allerdings zeigt ein Blick auf die – durch das spezifische Design direkt vergleichbaren – Effektstärken der Koeffizienten, dass die Interessen trotzdem divergieren. Wie bereits die Modellkonstanten zeigen, präferiert ALTER bei sonst konstanten Bedingungen grundsätzlich die Pendellösung etwas stärker (0,75 für ALTER vs. 0,67 für EGO). Dieser unterschiedliche Ausgangswert wird nun durch die relevanten Dimensionen noch verstärkt: Während beispielsweise EGO auf eine Veränderung von guten zu geringen Beschäftigungsaussichten für ALTER am Zielort nur mit einer um 0,07 Skalenpunkte stärkeren Neigung zu einer Pendellösung reagiert, hat dies für ALTER selbst einen etwa 3,5fachen Effekt (0,25 statt 0,07 Skalenpunkte). Abbildung 3 verdeutlicht diese Unterschiede graphisch: beide reagieren auf zunehmend schlechtere Beschäftigungsaussichten für ALTER am Zielort mit einer erhöhten Pendelneigung, aber die Reaktion von EGO fällt schwächer aus als die von ALTER. Es öffnet sich demnach eine Schere hinsichtlich der Wünschbarkeit einer konkreten Lösung, die auf ein Konfliktpotenzial für die Partnerschaft hindeutet.

Abbildung 3: Grafische Darstellung der Effektkoeffizienten für unterschiedliche Beschäftigungsaussichten von ALTER am Zielort





Ein ähnlicher Effekt zeigt sich bei den Verdienstsaußsichten, die zwar ebenfalls für EGO und ALTER in die gleiche Richtung weisen, deren Veränderung jedoch für ALTER deutlich stärkere Effekte hervorruft als für EGO und damit ebenfalls eine „Schere“ hinsichtlich der Wünschbarkeit von unterschiedlichen Mobilitätslösungen produziert. Damit bestätigt sich die eingangs skizzierte Vermutung, dass Pendeln zwar als Substitut für Umzüge in Partnerschaften wahrgenommen wird, jedoch aufgrund unterschiedlicher Präferenzen der Partner die Entscheidung für die eine oder andere Lösung mit einem Konfliktpotenzial behaftet ist. Dies liegt jedoch nicht daran, dass es diametral entgegengesetzte Einschätzungen der beiden Lösungen gibt, sondern dass die Partner unterschiedlich stark auf strukturelle Determinanten, die für oder gegen eine Lösung sprechen, reagieren. Unsere Befunde zeigen somit, dass ALTER eine deutlich stärkere Präferenz für eine Pendellösung besitzt als EGO und somit ein Konfliktpotenzial existiert, mit dem die Partner umgehen müssen. Ob und mit welchem Ergebnis dies geschieht, ist jedoch nicht Gegenstand dieser Arbeit.

## 5. Fazit

Ziel dieses Beitrages war es, die Einflussfaktoren von Mobilitätsentscheidungen in Paarchaushalten im Hinblick auf deren Konfliktpotenzial zu beleuchten. Dahinter stand die Beobachtung, dass im Falle einer doppelten Erwerbstätigkeit von (Ehe-)Partnern arbeitsmarktbedingte Mobilitätsanreize strukturell zu einem Konfliktpotenzial in der Partnerschaft führen. Dabei wurde häufig die Vermutung geäußert, dass die Ausweitung des Weges zur Arbeit diesen Konflikt reduzieren kann, da Gewinne aus der Arbeitsplatzmobilität ohne Haushaltsmobilität und damit Arbeitsmarktnachteile für den Partner realisiert werden können. Allerdings zeigen empirische Befunde auch, dass eine doppelte Erwerbstätigkeit im Haushalt nicht zu längeren Arbeitswegen führt (vgl. Ommeren et al. 2002; Abraham/Nisic 2007).

Dieser Widerspruch lässt sich auf Basis unserer Befunde erhellen. Theoretisch kann gegen die obige Argumentation eingewendet werden, dass das Pendeln eines Partners den Konflikt nur dann wirklich entschärfen kann, wenn die Partner bei einer Entscheidung „Umzug oder Pendeln?“ – intuitiv ausgedrückt – der gleichen „Logik“ folgen. Die Akteure weisen im Schnitt erstens eine generell niedrige Bereitschaft zur Annahme des Jobangebots auf und tendieren im Falle einer grundsätzlichen Mobilitätsbereitschaft eher zu einer Pendellösung als zu einem Umzug (siehe hierzu auch Abraham et al, 2010). Dies korrespondiert auch mit den stabilen empirischen Befunden, dass die Umzugswahrscheinlichkeit von Paaren tendenziell niedriger ist als die von Alleinstehenden. Die Paare versuchen also, den durch das Jobangebot entstandenen Interessenkonflikt entweder durch Immobilität oder – bei besonders starken Mobilitätsanreizen – durch eine Pendellösung zu entschärfen. Diese Strategie beseitigt mögliche Konfliktpotenziale jedoch nicht grundsätzlich. Anhand eines quasi-experimentellen Vignettendesigns, mit dem die Reaktionen beider Partner auf unterschiedliche Bedingungen vergleichbar gemessen werden können, zeigt sich zwar, dass beide Akteure hinsichtlich der Wünschbarkeit einer Pendellösung auf die gleichen Einflussfaktoren reagieren. Allerdings unterscheidet sich, in welchem Umfang auf veränderte Rahmenbedingungen reagiert wird. Anhand der empirischen Ergebnisse wird deutlich, dass den Arbeitsmarktchancen des Partners am Zielort eine

entscheidende Bedeutung zukommt. Diese werden in ihrer Bedeutung von beiden Partnern unterschiedlich stark eingeschätzt, so dass der von einem regionalen Wechsel profitierende Partner weniger schnell bereit ist, eine Pendellösung zu realisieren, als dies der Partner erwartet. Pendeln ist demnach kein unproblematisches Substitut zu einem Umzug, wenn es um die Lösung von Interessenskonflikten in der Partnerschaft geht. Beide Optionen – Pendeln und Umzug – sind mit Konfliktpotenzialen verbunden.

Die Ergebnisse unterliegen jedoch auch einigen Einschränkungen. Erstens können wir auf Basis unserer Daten keine Aussagen darüber treffen, inwieweit aus dem beobachteten Konfliktpotenzial dann tatsächlich ein Konflikt entsteht. Einerseits besteht in der „realen Welt“ im Gegensatz zu unserer experimentellen Situation natürlich die Möglichkeit, nach weitergehenden Kompromissen zu suchen. Andererseits ist in Anschluss an Kalter (1998) denkbar, dass ein zu hohes Konfliktpotenzial dazu führt, dass die Akteure die damit verbundenen Handlungsoptionen überhaupt nicht mehr thematisieren, um den Konflikt gar nicht erst entstehen zu lassen. Wie Paare sich hier tatsächlich verhalten, muss die weitere Forschung zeigen. Zweitens handelt es sich aufgrund des experimentellen Designs nicht um eine „repräsentative“ Zufallsstichprobe, die in einem strengen Sinne einen Rückschluss auf die Grundgesamtheit zulässt. Unser tendenziell jüngeres und gut gebildetes Sample wird wohl grundsätzlich eine etwas höhere Mobilitätsbereitschaft aufweisen als die Durchschnittsbevölkerung, die Mobilitätsbereitschaft wird somit etwas überschätzt. Allerdings lassen sich viele Ergebnisse der Mobilitätsforschung auch mit unserem Datensatz replizieren, so dass eine gewisse Vergleichbarkeit der Befunde wahrscheinlich erscheint. Drittens konnten wir im Rahmen unseres Designs keine alternativen Mobilitätsformen wie Wochenendbeziehungen, Shuttles oder andere Partnerschaftsformen mit unregelmäßigem Mobilitätsverhalten untersuchen. Hier bleibt abzuwarten, ob sich die hier auf den Arbeitsweg beschränkten Befunde in ähnlicher Weise replizieren lassen.

## Literatur

- Abraham, M., Auspurg, K. & Hinz, T. (2012). Migration decisions within dual-earner partnerships: A test of bargaining theory. *Journal of Marriage and Family*, 72, S. 876-892.
- Abraham, M. & Nisic, N. (2007). Regionale Bindung, räumliche Mobilität und Arbeitsmarkt – Analysen für die Schweiz und Deutschland. *Schweizer Zeitschrift für Soziologie*, 33, S. 69-87.
- Abraham, M. & Schönholzer, T. (2009). Pendeln oder Umziehen? Entscheidungen über unterschiedliche Mobilitätsformen in Paarhaushalten. In: Kriwy, P. & Gross, C. (Hrsg.), *Klein aber fein! Quantitative empirische Sozialforschung mit kleinen Fallzahlen*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 247-268.
- Asendorpf, J. B. (2008). Living Apart Together: Alters- und Kohortenabhängigkeit einer heterogenen Lebensform. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 4, S. 749-764.
- Auspurg, K., Abraham, M. & Hinz, T. (2009). Die Methodik des Faktoriellen Surveys in einer Paarbefragung. In: Kriwy, P. & Gross, C. (Hrsg.), *Klein aber fein! Quantitative empirische Sozialforschung mit kleinen Fallzahlen*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 179-210.
- Beck, M. & Opp, K.-D. (2001). Der faktorielle Survey und die Messung von Normen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 53, S. 283-306.
- Bergstrom, T. C. (1993). *Marriage markets and bargaining between spouses*. University of Michigan. <http://www.econ.ucsb.edu/~tedb/Family/fambarg.pdf>

- Blien, U. (2001). *Arbeitslosigkeit und Entlohnung auf regionalen Arbeitsmärkten*. Heidelberg: Physica.
- Blien, U., Gartner, H., Stüber, H. & Wolf, K. (2009). Regional price levels and the agglomeration wage differential in Western Germany. *The Annals of Regional Science*, 43, 1, S. 71-88.
- Böheim, R. & Taylor, M. B. (2000). *From the dark end of the street to the bright side of the road? Investigating the returns to residential mobility in Britain*. Essex: University of Essex, Institute for Social and Economic Research.
- Cooke, T. J. & Bailey, A. J. (1996). *Family migration and the employment of married women and men*. *Economic Geography*, 72, S. 38-48.
- Dülmer, H. (2007). Experimental plans in factorial surveys: Random or quota Design? *Sociological Methods & Research*, 35, S. 382-409.
- Engel, U. (1998). *Einführung in die Mehrebenenanalyse. Grundlagen, Auswertungsverfahren und praktische Beispiele*. Opladen, Wiesbaden: Westdeutscher Verlag.
- Gershuny J., Bittman, M. & Brice, J. (2005). Exit, voice and suffering: Do couples adapt to changing employment patterns? *Journal of Marriage and Family*, 67, S. 656-665.
- Haas, A. (2000). *Regionale Mobilität gestiegen*. Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt und Berufsforschung (IAB-Kurzberichte Nr. 4 vom 18.4.2000).
- Jacobsen, J. P. & Levin, L. M. (1997). Marriage and migration: Comparing gains and losses from migration for couples and singles. *Social Science Quarterly*, 78, S. 688-709.
- Jacobsen, J. P. & Levin, L. M. (2000). The effects of internal migration on the relative economic status of women and men. *Journal of Socio-Economics*, 29, S. 291-304.
- Jürges, H. (1998a). Beruflich bedingte Umzüge von Doppelverdienern: Eine empirische Analyse mit Daten des sozio-ökonomischen Panels. *Zeitschrift für Soziologie*, 27, S. 358-377.
- Jürges, H. (1998b). Einkommen und Berufliche Situation von Doppelverdienern. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 31, S. 234-243.
- Jürges, H. (2006). Gender ideology, division of housework, and the geographic mobility of families. *Review of Economics of the Household*, 4, 4, S. 299-323.
- Kalter, F. (1994). Pendeln statt Migration? Die Wahl und Stabilität von Wohnort-Arbeitsort-Kombinationen. *Zeitschrift für Soziologie*, 23, S. 460-476.
- Kalter, F. (1998). Partnerschaft und Migration. Zur theoretischen Erklärung eines empirischen Effekts. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 50, S. 283-309.
- Koslowski, M. & Kluger, A. (1994). *Commuting stress. Causes, effects, and methods of coping*. New York: Plenum.
- Kuhfeld, W. F. (2005). *Marketing research methods in SAS. Experimental design, choice, conjoint and graphical techniques*. Cary: SAS Institute.
- Leclere, F. B. & McLaughlin, D. K. (1997). Family migration and changes in women's earnings: A decomposition analysis. *Population Research and Policy Review*, 16, 4, S. 315-335.
- Lichter, D. T. (1983). Socioeconomic returns to migration among married women. *Social Forces*, 62, S. 487-503.
- Limmer, R. (2005). Berufsmobilität und Familie in Deutschland. *Zeitschrift für Familienforschung*, 17, 2, S. 96-114.
- Long, L. (1974). Women's labor force participation and the residential mobility of families. *Social Forces*, 52, S. 342-348.
- Lundberg, S. & Pollak, R. A. (1996). Bargaining and distribution in marriage. *Journal of Economic Perspectives*, 10, 4, S. 139-158.
- Maxwell, N. L. (1988). Economic returns to migration: Marital status and gender differences. *Social Science Quarterly*, 69, 108-121.
- Mincer, J. (1978). Family migration decisions. *Journal of Political Economy*, 86, S. 749-773.
- Morrison, D. R. & Lichter, D. T. (1988). Family migration and female employment: The problem of underemployment among married women. *Journal of Marriage and the Family*, 50, S. 161-172.
- Mühler, K. & Opp, K. D. (2004). *Region und Nation. Zu den Ursachen und Wirkungen regionaler und überregionaler Identifikation*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

- Nisic, N. (2010). Mitgegangen – mitgefangen? Die Folgen von Haushaltsumzügen für die Einkommenssituation von Frauen in Partnerschaften. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 62, 3, S. 515-549.
- Nisic, N. & Auspurg, K. (2009). Faktorieller Survey und klassische Bevölkerungsumfragen im Vergleich – Validität, Grenzen und Möglichkeiten beider Ansätze. In: Kriwy, P. & Gross, C. (Hrsg.), *Klein aber fein! Quantitative empirische Sozialforschung mit kleinen Fallzahlen*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 211-235.
- Nivalainen, S. (2004). Determinants of family migration: short moves vs. long moves. *Journal of Population Economics*, 17, S. 157-175.
- Ommeren, J., Rietveld, P. & Nijkamp, P. (2002). A bivariate duration model for job mobility of two-earner households. *European Journal of Operational Research*, 137, S. 574-587.
- Ott, N. (1992). *Intrafamily bargaining and household decisions*. Berlin u. a.: Springer.
- Rossi, P. H. (1979). Vignette analysis: Uncovering the normative structure of complex judgments. In: Merton, R. K., Coleman, J. S. & Rossi, P. H. (Hrsg.), *Qualitative and quantitative social research. Papers in honor of Paul F. Lazarsfeld*. New York: Free Press, S. 176-185.
- Rossi, P. H. & Anderson, A. B. (1982). The factorial survey design. An introduction. In: Rossi, P. H. & Nock, S. L. (Hrsg.), *Measuring social judgments. The factorial survey approach*. Beverly Hills: Sage, S. 15-67.
- Sandell, R. & Stern, C. (1998). Group size and the logic of collective action: A network analysis of a Swedish Temperance movement 1896-1937. *Rationality and Society*, 10, 3, S. 327-345.
- Sandell, S. (1977). Women and the economics of family migration. *Review of Economics and Statistics*, 59, S. 406-414.
- Schneider, N. F., Limmer, R. & Ruckdeschel, K. (2002). *Mobil, flexibel, gebunden. Familie und Beruf in der mobilen Gesellschaft*. Frankfurt: Campus-Verlag.
- Schneider, N. F., Ruppenthal S., Lück D., Rüter H. & Dauber A. (2008). Germany – A country of locally attached but highly mobile people. Schneider, N. F. & Meil G. (Hrsg.): *Mobile living across Europe. Relevance and diversity of job-related spatial mobility in six European countries*. Opladen, Farmington Hills, MI: Barbara Budrich Publishers, S. 105-147.
- Schneider, N. F., Ruppenthal, S. & Lück, D. (2009): Beruf, Mobilität und Familie. In: Burkart, G. (Hrsg.) (2009): *Zukunft der Familie. Prognosen und Szenarien*. Leverkusen: Verlag Barbara Budrich (Zeitschrift für Familienforschung, Sonderheft 6), S. 111-136.
- Schneider, N. F. & Collet, B. (Hrsg.) (2010). *Mobile living across Europe. Volume II: Causes and consequences of job-related spatial mobility in cross-national comparison*. Opladen, Farmington Hills, MI: Barbara Budrich Publishers
- Schulze, S. (2009). *Einige Beobachtungen zum Pendlerverhalten in Deutschland*. Hamburg: Hamburgisches WeltWirtschaftsinstitut (Paper 1-19 des HWWI-Kompetenzbereiches Hamburg und regionale Entwicklungen).
- Shihadeh, E. S. (1991). The prevalence of husband-centered migration: Employment consequences for married mothers. *Journal of Marriage and the Family*, 53, S. 432-444.
- Snijders, T. A. B. & Bosker, R. J. (1999). *Multilevel analysis. An introduction to basic and advanced multilevel modeling*. London: Sage.
- Spitze, G. (1984). The effect of family migration on wives' employment: How long does it last? *Social Science Quarterly*, 65, S. 21-36.
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (2006). *Datenreport 2006*. Bonn: Bundeszentrale für politische Bildung.
- Steiner, P. M. & Atzmüller, C. (2006). Experimentelle Vignettendesigns in faktoriellen Surveys. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 58, 117-146.
- Struck, O. (2005): Betrieb und Arbeitsmarkt. In: Abraham, M. & Hinz, T. (Hrsg.), *Arbeitsmarktsoziologie: Probleme, Theorien, empirische Befunde*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 169-198.
- Stutzer, A. & Frey, B. S. (2008). Stress that doesn't pay: The commuting paradox. *Scandinavian Journal of Economics*, 110, 2, S. 339-366.
- Viry, G., Kaufmann V. & Widmer E. (2008). Switzerland – Mobility: A life stage issue? In: Schneider, N. F. & Meil G. (Hrsg.), *Mobile living across Europe. Relevance and diversity of job-related spatial*

- mobility in six European countries*. Opladen, Farmington Hills, MI: Barbara Budrich Publishers, S. 189-228.
- Viry, G., Widmer, E. & Kaufmann, V. (2010). Does it matter for us that my partner or I commute? Spatial mobility for job reasons and the quality of conjugal relationships in France, Germany, and Switzerland. *Zeitschrift für Familienforschung/Journal of Family Research*, 22, S. 149-170.
- Wanger, S. (2006). *Erwerbstätigkeit, Arbeitszeit und Arbeitsvolumen nach Geschlecht und Altersgruppen*. Ergebnisse der IAB-Arbeitszeitrechnung nach Geschlecht und Alter für die Jahre 1991-2004. Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt und Berufsforschung (IAB Forschungsbericht Nr. /2006).

Eingereicht am/Submitted on: 24.06.2011

Angenommen am/Accepted on: 27.03.2012

Anschriften des Autors und der Autorin/Addresses of the authors:

Prof. Dr. Martin Abraham (Korrespondenzautor/corresponding author)

Universität Erlangen-Nürnberg  
Rechts- und Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät  
Fachbereich Wirtschaftswissenschaften  
Lehrstuhl für Soziologie und Empirische Sozialforschung  
Findelstraße 79  
90402 Nürnberg  
Deutschland/Germany

Dr. Thess Schönholzer

Universität Bern  
Departement Sozialwissenschaften  
Lerchenweg 36  
3000 Bern  
Schweiz/Switzerland

E-Mail: martin.abraham@wiso.uni-erlangen.de  
thess.schoenholzer@sowi.unibe.ch

*Nadia Lois*

## „Living apart together“: Sechs Typen einer heterogenen Lebensform<sup>1</sup>

### „Living apart together“: Six types of a heterogeneous living arrangement

#### **Zusammenfassung:**

In dieser Studie wird mit Daten des Beziehungs- und Familienpanels (pairfam) (Befragte zwischen 15 und 37 Jahre) überprüft, in welchen Erscheinungsformen Partnerschaften mit getrennten Haushalten („living apart together“, LAT) auftreten. Die heuristische Einteilung in die Typen Vorstufe, berufsbedingte Fernbeziehung und Beziehungsideal erweist sich dabei teilweise als fruchtbar, muss jedoch nach den Ergebnissen einer Clusteranalyse weiter differenziert werden. Der vor allem bei Jugendlichen anzutreffende Vorstufen-Typ spaltet sich in zwei Unterformen, eine unverbindliche und eine stärker verfestigte Form, auf. Berufsbedingte LAT-Partnerschaften zeichnen sich erwartungsgemäß durch einen hohen Anteil von Doppelverdienerpaaaren und eine überdurchschnittliche Wohnortentfernung aus, sind aber in ihrer Partnerschaftsqualität weniger eingeschränkt als erwartet. Während darüber hinaus ein Cluster von stark konfliktbehafteten LAT-Partnerschaften identifiziert werden kann, finden sich keine eindeutigen Hinweise auf die Existenz der LAT als Beziehungsideal. Im Anschluss an die Clusteranalyse wird im Längsschnitt überprüft, inwieweit sich die Wahrscheinlichkeit einer Trennung bzw. einer Haushaltsgründung zwischen den sechs LAT-Typen innerhalb von 12 Monaten unterscheidet.

#### **Abstract:**

Based on data of the German Family Panel (pairfam) (respondents aged 15 to 37), this study explores different types of partnerships with separate households (“living apart together”, LAT). A cluster analysis suggests that the initial classification into three types of LAT (precursor to cohabitation, work-related long-distance relationship or deliberately chosen living arrangement) has to be qualified. Among adolescents, the precursor type splits up into two subtypes, which mainly differ in the degree of commitment to the partner. Although couples in the cluster "work-related LAT" live particularly far apart, their relationship quality is somewhat higher than expected. Furthermore, a cluster of high-conflict partnerships is found. However, there is no clear evidence of LAT as a deliberately chosen arrangement. In addition to the cluster analysis, it is examined longitudinally whether the six clusters differ systematically with regard to the propensity of subsequent cohabitation and partnership dissolution, respectively.

---

1 Diese Arbeit nutzt Daten des Beziehungs- und Familienpanels (pairfam), welches von Josef Brüderl, Johannes Huinink, Bernhard Nauck und Sabine Walper geleitet wird. Die Studie wird als Langfristvorhaben durch die Deutsche Forschungsgemeinschaft (DFG) gefördert.

*Schlagwörter:* Living apart together, bilokale Partnerschaft, berufsbedingte Fernbeziehung, Partnerschaftsstabilität, Partnerschaftsqualität, Kohabitation

*Key words:* Living apart together, separate households, relationship stability, relationship quality, cohabitation

## 1. Einleitung

Unter „living apart together“ (LAT) wird eine Lebensform verstanden, in der die Partner überwiegend in getrennten Haushalten leben: „Die Rede ist von verheirateten und unverheirateten Paaren, mit oder ohne Kind, die getrennt in verschiedenen Haushalten leben und wirtschaften“ (Schneider et al. 1998: 264ff; Reuschke 2010b).<sup>2</sup> Dieser Partnerschaftstyp kann in seiner heutigen Form als eine relativ neue Erscheinung gelten, auch wenn er schon immer zumindest zeitweise existierte, wie bspw. bei Seelenten, Handelsreisenden und Soldaten. Derzeit wird davon ausgegangen, dass über 10% der Bevölkerung in einer Partnerschaft mit getrennten Haushalten leben und in Zukunft die Tendenz weiterhin steigend ist (Schmidt et al. 2003; Asendorpf 2008).<sup>3</sup>

In der bisherigen Forschung zu LAT-Partnerschaften ist immer wieder zu lesen, dass es sich um eine heterogene Lebensform handelt, deren eindeutige Charakterisierung schwer fällt (Asendorpf 2008; Peuckert 2008: 79; Dorbritz 2009). Einig sind sich die Autoren bezüglich der starken Altersabhängigkeit. Asendorpf (2008: 758) zeigt auf Basis der Daten des Sozio-oekonomischen Panels, dass von den Personen im Alter von 20 Jahren knapp 80% in einer Partnerschaft mit getrennten Haushalten leben, während es im Alter von 40 Jahren nur noch ca. 10% sind. Zudem konnten Schneider und Ruckdeschel (2003) anhand der Daten des DJI-Familiensurvey 2000 einige Merkmale identifizieren, die typisch für Personen in LAT-Partnerschaften sind. Nach diesen Ergebnissen handelt es sich bei den getrennt lebenden Paaren zu 70% um eine voreheliche Lebensform und ca. 60% der Personen sind kinderlos. Zudem sind die Partner überdurchschnittlich hoch gebildet und infolgedessen auch häufig beide in Vollzeit erwerbstätig (59%).

Über diese Gemeinsamkeiten hinaus wird in der vorliegenden Literatur häufig zwischen drei Typen von LAT-Beziehungen differenziert (Asendorpf 2008: 752; Peuckert 2008: 79): Der erste Typ ist überwiegend in der Anfangsphase einer Beziehung vorzufinden und kann deshalb als „Vorstufe“ bezeichnet werden. Insbesondere in der Zeit nach dem Kennenlernen der Partner ist das Risiko einer Trennung besonders hoch, wodurch dieser Typ instabil und infolge der geringen Partnerschaftsdauer noch nicht so stark institutionalisiert sein sollte. Zudem kann LAT aufgrund berufsbedingter Erfordernisse eingegangen werden, wenn die Arbeitsorte der Partner zu weit auseinander liegen, um zu einem gemeinsamen Lebensmittelpunkt zu pendeln. Insbesondere bei diesem zweiten Typ

---

2 In der Literatur werden LAT-Partnerschaften unterschiedlich definiert. Die enge Definition (vgl. Peuckert 2008: 78) bezieht nur Personen ein, die nicht mehr im Elternhaus leben und demzufolge meist wirtschaftlich unabhängig sind. Bei der weiten Definition ist das Vorhandensein getrennter Lebensmittelpunkte (inklusive der jeweiligen Elternhaushalte) ausschlaggebend (vgl. Schneider/Ruckdeschel 2003). Im Folgenden wird die weite Definition zugrunde gelegt.

3 Aufgrund des Fehlens amtlicher Statistiken liegen allerdings keine belastbaren Daten zur Verbreitung von „living apart together“ vor.

ist zu erwarten, dass er infolge der zunehmenden Mobilitätsanforderungen auf dem Arbeitsmarkt immer häufiger vorzufinden ist (Reuschke 2010a, 2010b). Ferner besteht die Möglichkeit, dass diese Lebensform eine Art „Beziehungsideal“ darstellt. Dies sollte auf Personen zutreffen, die ganz bewusst in getrennten Haushalten leben und nicht zusammenziehen möchten, weil sie sich Freiräume für die individuelle Lebensgestaltung erhalten und Alltagsprobleme umgehen wollen. Bei dieser Konstellation sollte eine Haushaltsgründung demzufolge dauerhaft ausbleiben.

Bislang liegen nur wenige Studien vor, die Typologien von LAT-Partnerschaften entwickelt haben (Schneider et al. 2002; Levin 2004; Reimondos et al. 2011). Diese enthalten erste Hinweise darauf, dass die LAT-Typen „Vorstufe“, „berufsbedingte Fernbeziehung“ und „Beziehungsideal“ empirisch zu identifizieren sind. Der derzeitige Forschungsstand weist dennoch einige Defizite auf: Zum einen ist die Verallgemeinerbarkeit der berichteten Ergebnisse anzuzweifeln, da es sich überwiegend um qualitativ ausgerichtete Untersuchungen bzw. um eher kleine Stichproben handelt. Zum anderen fehlen Längsschnittstudien, in denen die weitere Partnerschaftsentwicklung in den jeweiligen Typen analysiert wird. Der LAT-Typ „Beziehungsideal“ kann z.B. nur dann eine prädiktive Validität beanspruchen, wenn Paare, die eine Partnerschaft mit getrennten Haushalten bewusst wählen, tatsächlich dauerhaft nicht zusammenziehen. Die Ziele der vorliegenden Studie bestehen entsprechend darin, explorativ eine Typologie von LAT-Partnerschaften auf einer breiten empirischen Basis, dem Beziehungs- und Familienpanel, zu bilden und zusätzlich die Partnerschaftsentwicklung der jeweiligen Typen im Längsschnitt zu verfolgen.

## **2. Theorie, Hypothesen und Forschungsstand**

Gegenwärtig existiert keine ausgereifte Theorie, aus der die in der Literatur genannten Typen – Vorstufe, berufsbedingte Fernbeziehung und Beziehungsideal – eindeutig abgeleitet werden könnten. Diese Typologie kann daher allenfalls als vorläufige Heuristik dienen. In der vorliegenden Arbeit werden a priori keine Annahmen zur Anzahl der Cluster gemacht. Die Auswahl der Variablen, durch die sich die verschiedenen LAT-Konstellationen unterscheiden sollten, orientiert sich jedoch an der genannten Einteilung in die drei Idealtypen. Somit wird ein Mittelweg zwischen einer rein explorativen und einer strikt theoriegeleiteten Vorgehensweise bestritten. Im Folgenden wird erläutert, durch welche speziellen Merkmale sich der jeweilige Typ auszeichnen sollte.

### **2.1 Welche Merkmale charakterisieren die LAT als Vorstufe?**

Zunächst kann die Lebensform LAT aus einer Paarperspektive als Vorstufe bezeichnet werden. Da ein Partner fast ausschließlich außerhalb des eigenen Haushaltes gefunden wird, müsste eine Partnerschaft mit getrennten Haushalten, zumindest für eine begrenzte Zeit am Anfang einer Beziehung, immer eingegangen werden. Ferner kann bei der LAT als Vorstufe angenommen werden, dass der Suchprozess nach dem geeigneten Partner noch nicht abgeschlossen ist. Erst mit längerer Suchzeit sollten sich die Kenntnisse über



den Partnermarkt verbessern und zudem unrealistische Erwartungen abgebaut werden (Klein 1999). Wie in diversen Stufenmodellen der Partnerwahl angenommen wird, durchlaufen Partnerschaften eine Reihe von verschiedenen Auswahl- und Filterprozessen, die bei weitem nicht jede Beziehung erfolgreich absolviert (Murstein 1986). Insbesondere in der Anfangsphase einer Partnerschaft kann es daher, aufgrund mangelnder Passung, zu einer Auflösung der Beziehung kommen. Darüber hinaus unterscheiden sich Liebesbeziehungen in der Adoleszenz deutlich von Partnerschaften im Erwachsenenalter. Jugendpartnerschaften stellen häufig ein Übungsfeld zum Erwerb von Beziehungskompetenzen dar. Eine enge Bindung an den Partner ist für Jugendliche nicht nur von untergeordneter Bedeutung, sondern wird vielfach sogar als Nachteil wahrgenommen. Erst mit steigendem Alter erhöht sich auch die Bindungsbereitschaft und übersteigt dann die wahrgenommenen Kosten durch Autonomieverluste (Feiring 1996; Walper et al. 2008). Entsprechend sollte der überwiegende Teil der jugendlichen LAT-Partnerschaften schwach verfestigt sein und ein hohes Trennungsrisiko aufweisen (zu entsprechenden Forschungsbefunden siehe z.B. Asendorpf 2008).

Wird eine Lebensverlaufsperspektive anstelle einer Paarperspektive eingenommen, ergeben sich einige weitere Annahmen zum Charakter des Vorstufen-Typs. Die Verfestigung der Paarbeziehung sollte sich solange verzögern, bis zentrale biografische Passagen absolviert wurden. Jugendliche und junge Erwachsene wohnen häufig noch im Elternhaus, befinden sich in Ausbildungsphasen und haben die Familiengründung in der Regel noch nicht vollzogen. Damit fehlen wichtige Anreize und Voraussetzungen zum Übergang in die Kohabitation (eigenständiges Entscheidungsrecht, ökonomische Unabhängigkeit, praktische Notwendigkeiten der Kinderbetreuung). Die positiven Effekte des Auszugs aus dem Elternhaus, des Erwerbseinstiegs und der Familiengründung auf den Übergang in die Kohabitation sind empirisch gut belegt (Müller et al. 1999; Konietzka/Huinink 2003; Kley/ Huinink 2006; Müller 2006: 239f; Kopp et al. 2010: 143). Unter speziellen Bedingungen können jedoch auch Jugendliche gezwungen sein, frühzeitig das Elternhaus zu verlassen bzw. den Übergang in die Kohabitation mit dem Partner zu vollziehen. Als erklärungskräftig haben sich hier vor allem Merkmale der Herkunftsfamilie, insbesondere eine Scheidung der Eltern oder der Tod eines Elternteils, erwiesen (Teachmann 2003).<sup>4</sup>

Es ist zusammenfassend zu erwarten, dass ein Typ von LAT-Partnerschaften zu identifizieren ist, der sich durch eine geringe Partnerschaftsdauer und einen niedrigen Institutionalisierungsgrad der Partnerschaft (Paarperspektive) sowie durch ein geringes Alter und ein frühes Stadium im Erwerbs- und Familienzyklus (Lebensverlaufsperspektive) auszeichnet. Neben einem erhöhten Trennungsrisiko sollte diese Konstellation durch eine geringe Neigung zur Kohabitation gekennzeichnet sein. Darüber hinaus ist denkbar, dass ein Teil der Jugendlichen, bei denen es sich überproportional häufig um Scheidungskinder bzw. Waisen handeln sollte, zu einer frühzeitigen Verfestigung ihrer Partnerschaft neigt.

---

4 Der positive Zusammenhang zwischen einer unvollständigen Herkunftsfamilie und einem frühzeitigen Übernehmen von Erwachsenenrollen durch die Kinder (frühzeitiger Auszug aus dem Elternhaus, schnellere Aufnahme und Verfestigung von Partnerschaften) wird mit verschiedenen Argumenten begründet. Diese reichen von einer ökonomischen Deprivation über eine geringere soziale Kontrolle in Einelternfamilien bis zu einer Transmission entsprechender Verhaltensweisen von den Eltern auf ihre Kinder (Teachmann 2003).

## 2.2 Wodurch zeichnen sich berufsbedingte Fernbeziehungen aus?

Aufgrund einer angespannten Arbeitsmarktsituation, der damit einhergehenden Notwendigkeit den Arbeitsort flexibel zu wechseln sowie der zunehmenden Häufigkeit von „Zwei-Karrieren-Partnerschaften“ (Peuckert 2008: 264ff) kommt es vermehrt zu Konstellationen, die es den Partnern nicht ermöglichen, dauerhaft in einem gemeinsamen Haushalt zu leben. Bei Paaren, die aus beruflichen Gründen in getrennten Haushalten leben, sollte es sich folglich überwiegend um Partnerschaften handeln, in denen beide Partner berufstätig sind. Da erst mit dem Voranschreiten im Erwerbszyklus die Notwendigkeit eines berufsbedingten Wohnortwechsels wächst (Schimpl-Neimanns 2006: 7), kann davon ausgegangen werden, dass dieser Typ weniger bei Jugendlichen als bei Erwachsenen, die sich in der Phase der beruflichen Etablierung befinden, vorzufinden ist. Der berufsbedingte Typ sollte darüber hinaus für Personen charakteristisch sein, die sich in gehobenen beruflichen Lagen befinden (Dorbritz 2009). Nur wenn die Anreize der Berufstätigkeit hoch sind, steigt die Bereitschaft, die entstehenden Opportunitätskosten – d.h. vor allem getrennte Arbeitsorte – in Kauf zu nehmen (Jürges 1998). Mit einer überdurchschnittlichen Wohnortentfernung der Partner müssten folglich hohe Berufspositionen einhergehen (Reuschke 2010a, 2010b). Im Hinblick auf die Partnerschaftsentwicklung ist zumindest von einer Verzögerung der Kohabitation auszugehen.

Berufsbedingten Fernbeziehungen wird häufig ein Notlösungscharakter unterstellt. Aus der bisherigen Forschung ist bekannt, dass beruflich mobile Personen vermehrt Stress ausgesetzt sind, der die Partnerschaftsqualität senkt und das Trennungsrisiko erhöht (Bodenmann/Cina 1999). Zusätzlich kann eine große Wohnortentfernung der Partner zu einer Entfremdung führen, da unter diesen Bedingungen weniger Gelegenheiten für gemeinsame Freizeitaktivitäten, den Austausch von Erlebnissen und die Sexualität vorhanden sind (Schneider et al. 2002). Die Konzentration der Paaraktivitäten auf das Wochenende wird zudem häufig als weniger spontan erlebt, was zusätzlich Stress und Konflikte auslöst. Folglich kann angenommen werden, dass die berufsbedingte LAT eine geringere Partnerschaftsqualität und möglicherweise auch ein erhöhtes Trennungsrisiko aufweist.

Der Forschungsstand zur Qualität bzw. Stabilität von berufsbedingten Fernbeziehungen ist allerdings nicht eindeutig. Die von Schneider et al. (2002) qualitativ befragten Personen berichten, dass sich die Berufsmobilität negativ auf ihre Partnerschaft auswirkt, vor allem durch das Gefühl einer zunehmenden Entfremdung. Auch die Ergebnisse von Bunker et al. (1992) verdeutlichen, dass Personen in Fernbeziehungen mit zwei Haushalten – verglichen mit kohabitierenden Zwei-Karrieren-Partnerschaften – zwar eine höhere berufliche Zufriedenheit aufweisen, gleichzeitig aber mit der Partnerschaft und dem Familienleben unzufriedener sind. Viry et al. (2010) kommen dagegen zu dem widersprechenden Ergebnis, dass sich verschiedene Mobilitätsformen – tägliches Fernpendeln, Wochenendpendeln, Fernbeziehungen – nicht auf die Partnerschaftszufriedenheit auswirken.

## 2.3 Für wen ist LAT ein Beziehungsideal?

Beim dritten hier behandelten Typ ist „living apart together“ weder eine Vorstufe stärker verfestigter Lebensformen wie nichteheliche Lebensgemeinschaft und Ehe, noch das Re-

sultat berufsbedingter Mobilität, sondern ein von den Partnern bewusst gewähltes und gewolltes Arrangement, d.h. ein Beziehungsideal. Diese Konstellation wird in der Literatur an verschiedenen Stellen angesprochen, wenn z.B. ein Wandel der Partnerschaftsideale angenommen wird, die sich hin zu mehr Unabhängigkeit, Distanz und individueller Autonomie entwickeln (Singly 1994). Andere Autoren sehen in diesem Zusammenhang die Partnerschaft mit getrennten Haushalten als eine „historically new family form“ (Levin 2004) oder als „individualisierte Partnerschaft par excellence“ (Burkart/Kohli 1992). Für diese Konstellation sollte letztlich entscheidend sein, dass sich die Partner bewusst für getrennte Haushalte entscheiden, obwohl Anreize und Gelegenheiten zur Kohabitation vorhanden sind. Der Hintergrund für diese Entscheidung könnte der Wunsch sein, sich Freiräume im Alltag zu bewahren. Anders formuliert sollten Personen dieses Typs bestimmte negative Erwartungen an Partnerschaften aufweisen, vor allem die Befürchtung, durch den Partner in der persönlichen Autonomie eingeschränkt zu werden, die ein wesentlicher Bestandteil der Partnerschaftsqualität ist (Hassebrauck/Fehr 2002). Möglicherweise gehen mit dieser Haltung auch eher moderne Geschlechtsrollenorientierungen einher (Duncan/Phillips 2010). Im Hinblick auf die Partnerschaftsentwicklung ist für diesen Typ vor allem eine geringe Neigung zur Kohabitation zu erwarten.

Ein Selektionsmechanismus könnte dazu führen, dass die LAT als Beziehungsideal eher für Erwachsene im Alter von über 30 typisch ist. Die meisten Menschen haben klare Vorstellungen davon, in welchem Alter bestimmte Entwicklungsziele erreicht werden sollten (Heckhausen et al. 2001). Da der Lebensbereich Familie nach wie vor zu den wichtigsten Bestandteilen im Leben zählt (Statistisches Bundesamt 2003: 454), erscheint vor allem das Erreichen des vierzigsten Lebensjahres, und damit das Ende der weiblichen Reproduktionsphase, als kritische Frist (Asendorpf 2008). Die Lebensform LAT ist allerdings mit den Erfordernissen der Kinderbetreuung nur schwer vereinbar. Bei Personen, die sich dem Ende des vierten Lebensjahrzehnts nähern und dabei dauerhaft in einer Partnerschaft mit getrennten Haushalten leben, sollte es sich folglich um Personen handeln, die LAT im Sinne des Beziehungsideals bewusst gewählt haben.

Es liegen bereits einige Forschungsbefunde zu den Eigenschaften der LAT als Beziehungsideal vor. Dorbritz (2009) findet auf Grundlage der Daten des „Generations and Gender Survey“ heraus, dass getrennte Haushalte bei etwa 20% der Befragten nach eigenen Angaben von beiden Partnern bewusst gewollt sind und dieses Motiv mit steigendem Alter zunimmt. Dennoch wird die Lebensform LAT überwiegend durch äußere Umstände, vor allem berufliche Gründe, erzwungen. Auch die Ergebnisse von Schneider et al. (2002) sprechen dafür, dass der Beziehungsideal-Typ eher bei älteren Erwachsenen anzutreffen ist. Es wird eine Befragtengruppe herausgearbeitet, die älter, häufig bereits geschieden und selten kinderlos ist. Außerdem ist bei diesen Befragten, in Übereinstimmung mit dem Beziehungsideal-Begriff, der Wunsch nach einer Haushaltsgründung mit dem Partner eher schwach ausgeprägt.

### 3. Daten und Methode

#### 3.1 Datengrundlage

Im Folgenden werden die Daten der ersten beiden Wellen des Beziehungs- und Familienpanel (pairfam) (Huinink et al. 2011) verwendet, die im Winter 2008/09 bzw. 2009/10 erhoben wurden (Nauck et al. 2012). Bei diesem Panel handelt es sich um eine interdisziplinäre Längsschnittstudie zur Erforschung partnerschaftlicher und familialer Lebensformen in der Bundesrepublik Deutschland. Das Projekt ist auf 14 Jahre angelegt und basiert auf einer jährlichen Wiederbefragung von bundesweit zufällig ausgewählten Personen. Zum Zeitpunkt der Erstbefragung im Jahr 2008/09 waren die Befragten zwischen 15 und 17, 25 und 27 sowie 35 und 37 Jahre alt. Zur Analyse stehen  $n = 2191$  Personen zur Verfügung, die in einer Partnerschaft mit getrennten Haushalten leben.<sup>5</sup> Fehlende Werte wurden im Rahmen einer multiplen Imputation ersetzt (Acock 2005). Zur zweiten Befragung konnten  $n = 1590$  (72,6%) Personen erneut befragt werden. Von diesen haben sich zur zweiten Welle 350 Personen (22%) von ihrem Partner getrennt und 236 Personen (14,8%) einen gemeinsamen Haushalt gegründet.

Wesentliche Vorteile des Datensatzes liegen, neben seiner Größe, in seinem prospektiven Charakter und dem breiten Informationsspektrum. Die Paneldaten ermöglichen es, die potentielle Ursache (LAT-Typologie) vor der Wirkung (Partnerschaftsentwicklung) zu messen. Dies erscheint gerade in Bezug auf „weiche“ Faktoren, wie der Partnerschaftsqualität, sinnvoll, da diese eventuell nachträglichen Uminterpretationen durch die Befragten unterliegen (Teitler et al. 2006). Ferner enthalten die Daten diverse theoretisch zentrale partnerschaftsspezifische Fragen (z.B. Erwartungen an Partnerschaften, Partnerschaftszufriedenheit), die bei anderen Paneldatensätzen, wie z.B. dem Sozio-oekonomischen Panel, nicht zur Verfügung stehen.

#### 3.2 Auswertungsstrategie

Über die Anzahl und Struktur von LAT-Typen ist im derzeitigen Forschungsstadium wenig bekannt; zudem liegen keine ausgereiften Theorien vor. Eine theoriegeleitete Klassifikation läuft daher Gefahr, dass Konstellationen generiert werden, die nicht gut an die empirischen Daten angepasst sind. Vor diesem Hintergrund erscheint eine explorative Vorgehensweise deutlich sinnvoller zu sein. Als statistisches Verfahren eignet sich hier eine Clusteranalyse (Backhaus et al. 2006: 489-556), die insofern „offen“ ist, da die Anzahl und Struktur der Typen nicht im Vorhinein festgelegt wird. Gleichzeitig haben die gebildeten Cluster aber konzeptionell wünschenswerte Eigenschaften: Die Unterschiede zwischen den Gruppen werden maximiert und gleichzeitig sind die Cluster intern möglichst homogen.

---

5 Es wird keine Einschränkung im Hinblick auf die Partnerschaftsdauer oder das Institutionalisierungsniveau der Partnerschaft vorgenommen, da es kaum begründet definierbar ist, wer als „fester Partner“ gilt (Dorbritz 2009). Diese Einschätzung wird insofern den Befragten überlassen.

Die Clusteranalyse erfolgt in zwei Schritten: Zunächst wird eine hierarchische Clusteranalyse nach der Ward-Methode (Distanzmaß: Euklidische Distanz für binäre Merkmale) durchgeführt. Die Auswahl der Ward-Methode begründet sich dadurch, dass dieses Verfahren einen Mittelweg zwischen der Generierung von vielen, intern möglichst homogenen Clustern („complete linkage“) bzw. der Bildung von wenigen, heterogenen Clustern („single linkage“) beschreitet. Für die ausgewählten Variablen ist sichergestellt, dass Faktoren nicht zu hoch miteinander korrelieren und dadurch die Clusterlösung dominieren. Da sich das Messniveau der in die Clusteranalyse eingehenden Variablen unterscheidet, werden die metrischen Variablen in je ein Dummy-Set umkodiert. Diese von Backhaus et al. (2006: 509) vorgeschlagene Methode minimiert Informationsverluste bei den metrischen Variablen. Die durch die hierarchische Clusteranalyse gewonnene Typologie wird anschließend durch eine Clusterzentrenanalyse (k-means-Verfahren) optimiert. Da sich die Qualität der Paarbeziehung und auch die biografische Lage sehr stark zwischen Jugendlichen und Erwachsenen unterscheiden sollte, werden die Clusteranalysen jeweils separat für die Jugendkohorte (Jahrgänge 1991-1993) und die Erwachsenenkohorten (Jahrgänge 1981-1983 und 1971-1973) durchgeführt.<sup>6</sup>

Im Anschluss an die Clusteranalyse werden die LAT-Typen auf Unterschiede in der Wahrscheinlichkeit einer Kohabitation bzw. Trennung untersucht. Hierfür wird eine zeitdiskrete Ereignisdatenanalyse herangezogen, die auf dem Verfahren der multinomialen logistischen Regression basiert (Singer/Willet 2003: 357-406). Mit diesem Verfahren können die Einflüsse der Kovariaten, die auf die konkurrierenden Risiken Haushaltsgründung und Trennung wirken, simultan geschätzt werden. Die Referenzkategorie ist das Verbleiben in einer LAT-Partnerschaft. Diese Methode eignet sich zudem insbesondere für die zugrundeliegenden, teilweise linksgestützten<sup>7</sup> Paneldaten (Guo 1993).

### 3.3 Operationalisierungen<sup>8</sup>

Um den LAT-Typ „Vorstufe“ identifizieren zu können, wird im Rahmen der Clusteranalyse auf Variablen zurückgegriffen, welche den Verfestigungsgrad der Partnerschaft und die Stellung im Erwerbs- und Familienzyklus abbilden:

- Personen aus dem Vorstufen-Typ sollten jünger sein und eine geringe Partnerschaftsdauer aufweisen. Entsprechend geht das Alter der Zielpersonen in die Berechnungen ein und ebenso die Partnerschaftsdauer (monatsgenau gemessen und in Jahre umgerechnet).
- Das bislang erreichte Institutionalisierungsniveau der Partnerschaft wird in Anlehnung an Kind und Christensen (1983) operationalisiert. Die Skala nimmt den Wert 1 an, wenn der jeweilige Partner bereits den Eltern vorgestellt wurde. Wenn zusätzlich

6 Eine separate Clusteranalyse für die älteste Kohorte (Geburtsjahre 1971-1973) ist aufgrund der geringen Fallzahl in dieser Gruppe von n = 264 Befragten in Welle 1 und n = 180 in Welle 2 nicht empfehlenswert. Die Erwachsenenkohorten werden daher im Rahmen der Clusteranalyse gepoolt.

7 Gemeint ist hiermit der Sachverhalt, dass die Personen bereits vor der ersten Befragung im Panel dem Risiko zum Übergang in eine Trennung oder Kohabitation ausgesetzt waren (nicht zu verwechseln mit Linkszensurierung, bei der der Beginn der Prozesszeit nicht bekannt ist).

8 Alle im Folgenden genannten Indikatoren basieren auf der ersten Befragungswelle.

bereits Gegenstände (z.B. Zahnbürste, Kleidung) in der Wohnung des Partners deponiert wurden, wird der Wert 2 vergeben. Ist keines der beiden Ereignisse eingetreten, hat die Skala den Wert 0.

- Folgende Merkmale erfassen das Stadium im Familienzyklus: Eine Dummy-Variable bildet ab, ob die Befragten noch im Haushalt der Eltern wohnen. Eine eventuelle Familiengründung wird ebenfalls über eine dichotome Variable erfasst, die den Wert 1 annimmt, wenn entweder schon ein gemeinsames Kind geboren ist oder zumindest eine Schwangerschaft der Zielperson bzw. des Partners vorliegt.
- Um die derzeitige Stellung im Erwerbszyklus operationalisieren zu können, werden drei Dummy-Variablen gebildet (Mehrfachnennungen sind möglich): (1) erwerbstätig (Vollzeit, Teilzeit, Selbständigkeit), (2) in Ausbildung und (3) nicht erwerbstätig (z.B. Nichterwerbspersonen, Arbeitslose, geringfügig Beschäftigte). Diese drei Variablen werden jeweils geschlechtsspezifisch für beide Partner gebildet.
- Als „Push“-Faktoren zu einem frühzeitigen Übergang in die Kohabitation werden im Rahmen der Clusteranalyse für die Jugendkohorte zwei Dummy-Variablen berücksichtigt, die eine Scheidung der Eltern<sup>9</sup> bzw. den Tod eines Elternteils erfassen.

Mit dem Ziel, den berufsbedingten Charakter der LAT abzubilden, gehen folgende Variablen in die Analyse ein:

- Die berufsbedingte Mobilität wird in erster Linie durch die Wohnortentfernung der Partner in Minuten abgebildet („Wie lange brauchen Sie von Ihrem Wohnort zu Ihrem Partner durchschnittlich in Stunden und Minuten?“). Die Angabe in Minuten impliziert dabei, inwieweit bestimmte Verkehrsmittel, wie z.B. ein Auto, zur Verfügung stehen. Zusätzlich wird die Anzahl der gemeinsam verbrachten Nächte im letzten Monat erfasst (1 = nie, 2 = selten oder unregelmäßig, 3 = etwa 1 Nacht pro Woche, 4 = 2 bis 3 Nächte pro Woche, 5 = 4 bis 5 Nächte pro Woche und 6 = jede Nacht).
- Berufsbedingte Fernbeziehungen sollten sich durch ein überdurchschnittliches Bildungsniveau und eine gehobene berufliche Stellung zumindest eines Partners auszeichnen. Das Bildungsniveau wird über die Jahre gemessen, die eine Befragungsperson bereits im Bildungssystem verbracht hat, wobei hier die schulische Erstausbildung sowie Berufsausbildung oder Studium Berücksichtigung finden. Das Berufsprestige wird über die Magnitude-Prestigeskala (Wegener 1988) erfasst, die für nicht erwerbstätige Personen mit 0 codiert ist. Beide Variablen fließen nur in die Clusteranalyse für die Erwachsenkohorten ein.
- Eine zentrale Annahme besteht darin, dass Fernbeziehungen durch eine verringerte Partnerschaftsqualität gekennzeichnet sind. Als Globalindikator wird hier die Partnerschaftszufriedenheit (Hasebrauck/Fehr 2002) verwendet, die auf einer Skala von 0 (sehr unzufrieden) bis 10 (sehr zufrieden) gemessen wird. Zusätzlich fließt eine Skala zu Konflikten innerhalb Partnerschaft ein, welche folgende zwei Items beinhaltet: „Wie oft passiert es zwischen Ihnen und ihrem Partner, dass Sie ärgerlich oder wütend aufeinander sind?“ und „Wie oft sind ihr Partner und Sie unterschiedlicher

---

9 Eine Scheidung der Eltern ist erst in der zweiten Welle des Beziehungs- und Familienpanel operationalisierbar. Für einen Teil der Befragten in Welle 1 (28,1%) fehlt diese Information daher. Im Rahmen der Clusteranalyse wird für diese fehlenden Fälle eine Flag-Variable verwendet.

Meinung und streiten sich?“ (1 = nie bis 5 = immer). Cronbachs Alpha nimmt den Wert .79 an.

- Um die Interaktionsgelegenheiten der Partner abzubilden, die in Fernbeziehungen deutlich eingeschränkt sein sollten, wird ein Zählindex bezüglich gemeinsamer Freizeitaktivitäten herangezogen. Dieser misst, wie oft die Zielperson mit ihrem Partner die folgenden fünf Freizeitaktivitäten gemeinsam unternimmt: „Café, Kneipen oder Restaurants besuchen“, „Aktive sportliche Betätigung“, „In die Disko gehen“, „Mit Freunden treffen“ und „Urlaubsreisen“ (0 = nie bis 5 = sehr oft). Der Zählindex ergibt sich aus der Häufigkeit der Nennung der Ausprägungen „oft“ oder „sehr oft“ bezüglich der fünf Aktivitäten.

Zur Beantwortung der Frage, inwieweit eine Partnerschaft mit getrennten Haushalten als Beziehungsideal begriffen wird, fließen folgende Indikatoren ein:

- Von zentraler Bedeutung ist, inwieweit die Befragten Einschränkungen und Autonomieverluste durch den Partner befürchten. Aus diesem Grund wird eine Skala zu negativen Erwartungen an Partnerschaften aufgenommen, die aus drei Items besteht: „Stress in der Partnerschaft haben“, „in einer Partnerschaft Langeweile und Gewöhnung erleben“ sowie die Erwartung, „dass der Partner einen einschränkt“ (1 = überhaupt nicht bis 5 = sehr stark). Cronbachs Alpha liegt bei .64.
- In der Literatur wird kontrovers diskutiert, inwieweit der LAT-Typ „Beziehungsideal“ auch ein Anzeichen für einen Wertewandel im partnerschaftlichen Bereich darstellt (Duncan & Phillips 2010). Daher findet eine entsprechende Traditionalismus-Skala in der Clusteranalyse Berücksichtigung (3 Items: „Man sollte heiraten, wenn man mit seinem Partner dauerhaft zusammenlebt“, „Man sollte spätestens dann heiraten, wenn ein Kind da ist“, „Die Ehe ist eine lebenslange Verbindung und sollte nicht beendet werden“). Cronbachs Alpha beträgt .65.
- Als Indikatoren für nonkonformes Verhalten werden Dummy-Variablen zu einer Scheidung der Befragungsperson (nur in der Clusteranalyse für Erwachsene) bzw. zum Auftreten von Untreue in der Partnerschaft innerhalb des letzten Jahres aufgenommen.

## 4. Empirische Ergebnisse

### 4.1 Ergebnisse der Clusteranalyse

Bei Clusteranalysen wird zur Bestimmung der Clusteranzahl die Fehlerquadratsumme herangezogen. Dabei deutet ein sprunghafter Anstieg dieses Funktionswertes darauf hin, dass eine weitere Zusammenfassung von Clustern nicht mehr sinnvoll ist, da die dann entstehenden Cluster intern zu heterogen werden. In den vorliegenden Analysen legt die Entwicklung der Fehlerquadratsumme für die Jugendkohorte eine 2-Cluster-Lösung und für die Erwachsenenkohorten eine 3-Cluster-Lösung nahe. Die zusätzliche Interpretation von alternativen Varianten führt zu der Erkenntnis, dass eine 4-Cluster-Lösung bei den erwachsenen Befragungspersonen mit theoretisch interessanten Differenzierungen ver-

bunden und somit aus sachlogischen Gründen zu bevorzugen ist. Insgesamt ergeben sich somit sechs Typen von LAT-Partnerschaften (zwei bei den Jugendlichen und vier bei den erwachsenen Befragten).

*Typ 1 (verfestigte Jugendpartnerschaft) und Typ 2 (unverbindliche Jugendpartnerschaft)*

Die unverbindliche Jugendpartnerschaft (Typ 2 in Tabelle 1) entspricht weitgehend dem heuristischen Idealtyp der LAT als Vorstufe. Im Hinblick auf die Partnerschaft sind eine kurze Partnerschaftsdauer (0,7 Jahre) und ein geringes Institutionalisationniveau (1,0) typisch. Zudem verbringen die Partner wenig Zeit miteinander, übernachten selten bei einander und erleben nur wenige gemeinsame Freizeitaktivitäten. Bei den unverbindlichen Jugendpartnerschaften handelt es sich aber dennoch um Paare, die eine relativ hohe Partnerschaftsqualität aufweisen. Die Partnerschaftszufriedenheit ist überdurchschnittlich und die Konflikte unterdurchschnittlich ausgeprägt. Das frühe Stadium im Erwerbs- und Familienzyklus wird – bei beiden LAT-Typen im Jugendalter in Tabelle 1 – ebenfalls klar bestätigt: Berufliche Erfordernisse nehmen erwartungsgemäß keine wesentliche Rolle ein. Meist sind beide Partner noch in Ausbildung, wohnen fast ausschließlich noch im Elternhaus und nur sehr selten ist die Familiengründung bereits vollzogen.

Bei allen Gemeinsamkeiten in der biografischen Lage von Jugendlichen führt die Differenzierung von zwei jugendlichen LAT-Typen zu einigen weiteren Erkenntnissen. Im Vergleich zu den unverbindlichen Jugendpartnerschaften zeichnet sich der in Tabelle 1, Spalte 1, dargestellte Typ durch eine längere Partnerschaftsdauer (1 Jahr versus 0,7 Jahre), vor allem aber durch ein deutlich höheren Durchschnittswert auf der Institutionalisationsskala (1,9 versus 1,0) sowie häufigere gemeinsame Übernachtungen (3,3 versus 1,6) und Freizeitunternehmungen mit dem Partner (1,6 versus 1,0) aus. Vor diesem Hintergrund wurde der Name „verfestigte Jugendpartnerschaft“ gewählt. Die Ursache für diese schnellere Verfestigung im ersten Typ ist wohl nicht in einer höheren Partnerschaftsqualität zu suchen, die insgesamt niedriger liegt als bei den unverbindlichen Jugendpartnerschaften. Dies wird anhand der Mittelwertunterschiede bei der Partnerschaftszufriedenheit und dem Konfliktniveau deutlich. Die Ergebnisse bestätigen aber zumindest tendenziell die Vermutung, dass die Scheidung der Eltern als paarexternes Ereignis zu einer frühzeitigen Verfestigung von Jugendpartnerschaften beitragen kann. Der Anteil der Scheidungskinder liegt im ersten Cluster mit 16,3% etwas höher als im zweiten mit 11,2%, wohingegen sich beim Tod eines Elternteils kaum Unterschiede zeigen. In Bezug auf die weitere Partnerschaftsentwicklung ist zu erwarten, dass die verfestigten Jugendpartnerschaften ein niedrigeres Trennungsrisiko und eine höhere Kohabitationsneigung aufweisen als die unverbindlichen Jugendpartnerschaften.



*Tabelle 1:* Beschreibung der LAT-Cluster in der Jugendkohorte (Mittelwerte mit Standardabweichungen oder Spaltenprozentage)

	(1) Verfestigte Jugendpartnerschaft		(2) Unverbindliche Jugendpartnerschaft		Gesamt	
	MW	(SD)	MW	(SD)	MW	(SD)
Alter	16.4	(0.7)	16.0	(0.8)	16.2	(0.8)
Partnerschaftsdauer	1.0	(0.8)	0.7	(1.2)	0.9	(1.0)
Institutionalisierungsskala	1.9	(0.3)	1.0	(0.6)	1.5	(0.6)
Partnerschaftszufriedenheit	8.4	(2.1)	9.0	(1.5)	8.7	(1.9)
Konflikte	2.7	(0.7)	2.1	(0.7)	2.4	(0.8)
Freizeit mit dem Partner	1.6	(1.1)	1.0	(0.9)	1.3	(1.0)
Wohnortentfernung	40.9	(107.3)	47.1	(118.4)	43.8	(112.5)
Gemeinsame Nächte	3.3	(1.4)	1.6	(0.9)	2.6	(1.5)
Negative Erwartungen	2.6	(0.8)	2.2	(0.8)	2.4	(0.8)
Traditionalismus-Skala	3.0	(1.0)	3.2	(0.9)	3.1	(1.0)
Eltern geschieden	16.3%		11.2%		14.1%	
Tod eines Elternteils	4.5%		3.7%		4.1%	
Wohnt im Elternhaus	97.9%		97.5%		97.7%	
Familiengründung vollzogen	2.4%		1.4%		1.9%	
Untreue im letzten Jahr	8.6%		5.8%		7.3%	
Erwerbstätigkeit Mann	14.0%		5.7%		10.2%	
Erwerbstätigkeit Frau	13.7%		5.7%		10.0%	
Ausbildung Mann	78.5%		89.6%		83.6%	
Ausbildung Frau	92.7%		92.9%		92.8%	
Nicht erwerbstätig Mann	12.4%		10.4%		11.5%	
Nicht erwerbstätig Frau	14.1%		10.3%		12.4%	
n	594		508		1102	

Quelle: Beziehungs- und Familienpanel (Welle 1, eigene Berechnungen)

### *Typ 3: Beruflich integrierte, harmonische LAT*

In Tabelle 2 sind die Ergebnisse zu den LAT-Clustern in den Erwachsenenkohorten dargestellt. Wie bereits dargestellt wurde, sollten berufsbedingte Fernbeziehungen häufig den Charakter einer Notlösung haben, da die Partnerschaftsqualität eingeschränkt ist. Wie die empirische Analyse zeigt, scheint diese Annahme jedoch nicht zwangsläufig gerechtfertigt zu sein. Der Cluster „beruflich integrierte, harmonische LAT“ (Tabelle 2, Spalte 1) ist zwar stark beruflich eingebunden – Männer sind zu 97,1% und Frauen zu 80,7% erwerbstätig –, weist jedoch mit etwa 45 Minuten gleichzeitig eine unterdurchschnittliche Wohnortentfernung auf. Die hohe Partnerschaftszufriedenheit, das niedrige Konfliktniveau und viele gemeinsame Freizeitaktivitäten deuten zudem auf eine sehr gute Partnerschaftsqualität hin. Bei diesem Typ scheinen somit die Vorteile der Berufstätigkeit, die vor allem in einer wirtschaftlichen Unabhängigkeit bestehen, deutlich zu überwiegen. Da die Bedingungen für eine Stabilität und Verfestigung der Partnerschaft insgesamt sehr günstig sind, ist für diesen Typ eine hohe Übergangsrate in die Kohabitation und ein geringes Trennungsrisiko zu erwarten.

**Tabelle 2:** Beschreibung der LAT-Cluster in den Erwachsenenkohorten (Mittelwerte mit Standardabweichungen oder Spaltenprozentage)

	<b>(3) Beruflich integrierte, harmonische LAT</b>		<b>(4) Berufsbedingte Fernbeziehung</b>		<b>(5) Biografisch Gebremste</b>		<b>(6) Konfliktbehaftete LAT</b>		<b>Gesamt</b>	
	<b>MW</b>	<b>(SD)</b>	<b>MW</b>	<b>(SD)</b>	<b>MW</b>	<b>(SD)</b>	<b>MW</b>	<b>(SD)</b>	<b>MW</b>	<b>(SD)</b>
	Alter	26.2	(2.2)	33.7	(4.3)	26.4	(3.3)	28.2	(4.8)	28.3
Partnerschaftsdauer	2.5	(2.6)	3.1	(3.4)	2.3	(2.3)	4.0	(4.0)	2.9	(3.1)
Institutionalisierungsskala	1.8	(0.4)	1.8	(0.5)	1.6	(0.6)	1.7	(0.6)	1.7	(0.5)
Partnerschaftszufriedenheit	9.1	(1.0)	8.7	(1.3)	8.7	(1.1)	4.9	(2.6)	8.1	(2.2)
Konflikte	2.2	(0.6)	2.3	(0.7)	2.5	(0.7)	3.1	(0.8)	2.5	(0.7)
Freizeit mit dem Partner	2.0	(1.2)	1.2	(1.1)	1.4	(1.2)	1.1	(1.0)	1.5	(1.2)
Bildungsjahre Mann	13.1	(2.8)	14.3	(3.4)	12.6	(3.0)	12.1	(2.3)	13.1	(2.8)
Bildungsjahre Frau	13.1	(3.0)	14.1	(3.1)	12.5	(3.3)	12.1	(3.3)	13.1	(3.0)
Magnitude Berufsprestige	46.0	(31.2)	71.5	(40.3)	14.8	(26.1)	37.1	(30.7)	43.3	(37.6)
Wohnortentfernung	45.6	(70.4)	118.4	(214.4)	57.1	(89.4)	43.1	(72.9)	62.1	(121.1)
Gemeinsame Nächte	4.0	(1.4)	3.7	(1.5)	3.6	(1.6)	3.4	(1.6)	3.8	(1.5)
Negative Erwartungen	2.2	(0.7)	2.4	(0.8)	2.5	(0.8)	3.0	(0.9)	2.5	(0.8)
Traditionalismus-Skala	3.1	(1.0)	2.0	(0.9)	2.8	(1.0)	2.7	(1.1)	2.7	(1.1)
Geschieden	4.1%		20.0%		3.7%		9.5%		8.3%	
Wohnt im Elternhaus	48.4%		18.1%		44.8%		39.0%		39.0%	
Familiengründung vollzogen	5.4%		8.4%		5.3%		11.6%		7.3%	
Untreue im letzten Jahr	2.6%		3.0%		3.7%		9.4%		4.2%	
Erwerbstätigkeit Mann	97.1%		94.4%		3.5%		87.2%		75.9%	
Erwerbstätigkeit Frau	80.7%		87.7%		15.0%		74.6%		67.9%	
Ausbildung Mann	30.5%		14.7%		77.9%		28.6%		36.4%	
Ausbildung Frau	31.6%		16.1%		75.9%		28.8%		36.5%	
Nicht erwerbstätig Mann	8.0%		8.4%		33.0%		12.3%		14.2%	
Nicht erwerbstätig Frau	12.0%		21.1%		28.0%		24.8%		20.0%	
n	425		224		220		220		1089	

Quelle: Beziehungs- und Familienpanel (Welle 1, eigene Berechnungen)

#### *Typ 4: Berufsbedingte Fernbeziehung*

Der in der zweiten Spalte von Tabelle 2 dargestellte Cluster kommt der Heuristik „LAT als berufsbedingte Fernbeziehung“ sehr nahe. Charakteristisch sind ein relativ hohes Alter (33,7 Jahre), ein sehr hoher Anteil von Zwei-Karrieren-Partnerschaften und die mit Abstand höchste Wohnortentfernung (ca. zwei Stunden). Zudem liegen das Bildungsniveau und auch das Berufsprestige der Befragten in diesem Cluster erwartungsgemäß deutlich über dem Durchschnitt; auffällig sind zudem die antitraditionellen Eheinstellungen (Mittelwert auf der Traditionalismus-Skala von 2.0 versus 2.7 im Gesamtdurchschnitt). Das Leben in einer Fernbeziehung scheint sich allerdings nur bedingt belastend auf die Partnerschaftsqualität auszuwirken. Dafür sprechen die insgesamt sogar überdurchschnittliche Partnerschaftszufriedenheit und das in etwa durchschnittliche Konfliktniveau. Im Vergleich zur beruflich integrierten, harmonischen LAT, die bei ebenfalls starker beruflicher Einbindung beider Partner eine deutlich geringere Wohnortentfernung aufweist, ergeben sich zwar einige Unterschiede, vor allem bei den gemeinsamen Freizeitaktivitäten (2.0 versus 1.2). Da es sich hierbei jedoch allenfalls um Nuancen handelt, kann auch bei die-

sem Cluster nicht von einem Notlösungscharakter der LAT gesprochen werden. Im Hinblick auf die Partnerschaftsentwicklung ist daher für die berufsbedingten Fernbeziehungen lediglich von einer Verzögerung des Übergangs in die Kohabitation – vor allem im direkten Vergleich mit der beruflich integrierten, harmonischen LAT – auszugehen.

#### *Typ 5: Biografisch Gebremste*

Der fünfte identifizierte LAT-Typ kann ebenfalls unter den Begriff „Vorstufe“ subsumiert werden. Die entsprechenden Befragten sind – innerhalb der Erwachsenenkohorten – am jüngsten (26,4 Jahre) und haben verschiedene biografische Entwicklungsaufgaben noch vor sich. Dies betrifft vor allem den Einstieg ins Erwerbsleben, da geschlechtsübergreifend über drei Viertel der Befragten noch in Ausbildung sind und zudem 44,8% noch im Elternhaus wohnen. Auch die Verfestigung der Partnerschaft ist weniger vorangeschritten als in den anderen Erwachsenen-Clustern. Dies kommt vor allem durch die kürzere Partnerschaftsdauer und das niedrige Institutionalisierungsniveau zum Ausdruck. Insgesamt ist für diesen Typ von Verzögerungen beim Übergang in die Kohabitation auszugehen, da vor allem die wirtschaftliche Unabhängigkeit überwiegend noch nicht erreicht ist.

#### *Typ 6: Konfliktbehaftete LAT*

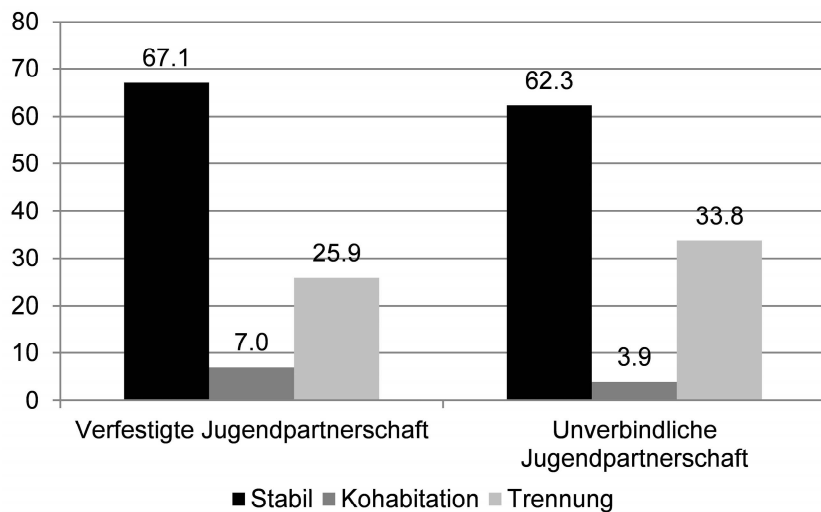
Der sechste identifizierte LAT-Typ weist vordergründig einige Merkmale auf, die als typisch für die LAT als Beziehungsideal gelten: Die Befragten dieses Clusters leben bereits die längste Zeit mit ihrem Partner zusammen, ohne den Übergang in die Kohabitation vollzogen zu haben (4 Jahre versus 2,9 Jahre im Durchschnitt). Auffällig sind zudem die stark ausgeprägten negativen Erwartungen an Partnerschaften (3,0 versus 2,5 im Durchschnitt) sowie ein hoher Anteil von „Seitensprüngen“ (9,4%), die auf einen ungebundenen und sexuell freizügigen Lebensstil hindeuten.

Bei näherer Betrachtung muss allerdings festgestellt werden, dass das wesentliche Kennzeichen dieses Clusters die belastete Partnerschaftsqualität ist. Dies kommt vor allem durch die sehr niedrige Partnerschaftszufriedenheit (4,9 versus 8,1 im Durchschnitt) und das hohe Konfliktniveau (3,1 versus 2,5) zum Ausdruck. Vor diesem Hintergrund wurde der Begriff „konfliktbehaftete LAT“ gewählt. Die Verfestigung der Partnerschaft wird bei diesem Typ wahrscheinlich weniger durch Vorbehalte gegenüber der Kohabitation als vielmehr durch die mangelnde Passung der Partner gehemmt. Theoretisch lässt sich dies mit dem sequentiell verlaufenden Partnerwahlprozess begründen. Während kohabitierende und verheiratete Paare bereits eine Reihe von Filter- und Selektionsprozessen überstanden haben, sollten in schwach verfestigten Partnerschaften Paare mit nicht optimaler Passung überrepräsentiert sein. Insgesamt sind für den konfliktbehafteten Typ sowohl eine niedrige Übergangsrate in die Kohabitation als auch ein erhöhtes Trennungsrisiko zu erwarten.

## 4.2 Analyse der Übergangsraten der LAT-Typen in Kohabitation und Trennung

Im Folgenden werden die sechs identifizierten Typen daraufhin überprüft, inwieweit sie sich in ihren Übergangsraten in die Kohabitation bzw. in eine Trennung unterscheiden. Für die empirische Untersuchung wird die Veränderung der Partnerschaft zwischen den beiden Panelwellen betrachtet. Die deskriptive Betrachtung des Zusammenhangs zwischen den jugendlichen LAT-Clustern und dem Übergang in Kohabitation bzw. Trennung (Abbildung 1) zeigt folgendes Bild: Erwartungsgemäß sind Jugendpartnerschaften mit getrennten Haushalten insgesamt sehr instabil (25,9% bzw. 33,8% Trennungen) und weisen nur eine schwache Kohabitationsneigung auf (3,9% bzw. 7% Haushaltsgründungen mit dem Partner). Hypothesenkonform ist zudem, dass das Trennungsrisiko in der verfestigten Jugendpartnerschaft niedriger und die Übergangsraten in die Kohabitation höher liegen als in der unverbindlichen Jugendpartnerschaft.

Abbildung 1: Prozentuale Verteilung der Übergänge in die Kohabitation und in eine Trennung, differenziert für zwei LAT-Typen in der Jugendkohorte

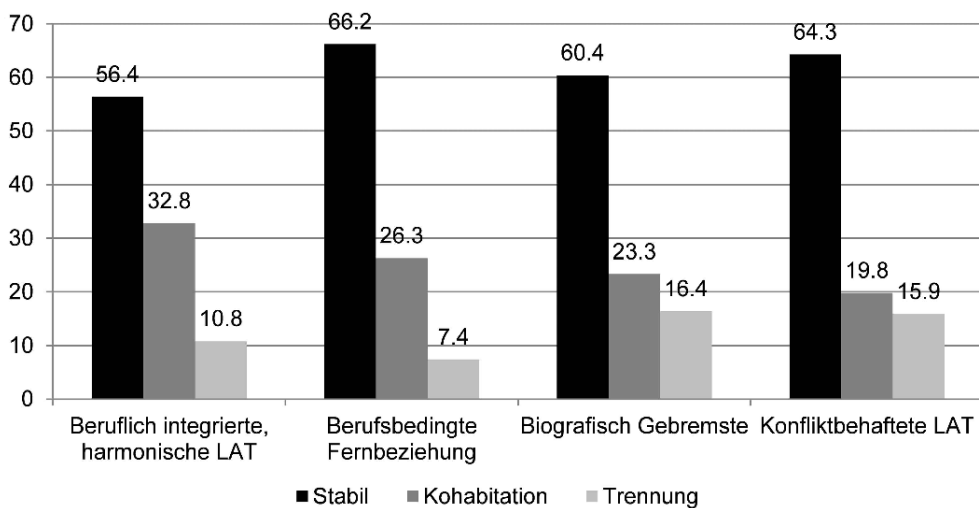


Quelle: Beziehungs- und Familienpanel (Welle 1 und 2, eigene Berechnungen)

Bei den Erwachsenen-Clustern (Abbildung 2) ist zunächst der direkte Vergleich zwischen der beruflich integrierten, harmonischen LAT und den berufsbedingten Fernbeziehungen interessant. Erwartungsgemäß scheint sich der Übergang in die Kohabitation bei den Fernbeziehungen etwas zu verzögern (26,3% versus 32,8% Zusammenzüge). Überraschend ist dabei, dass trotz der hohen Wohnentfernung dennoch ein gutes Viertel der Befragten aus dem Fernbeziehungs-Typ zusammenzieht. Dies deutet auf mögliche Nachzüge eines Partners hin, die in der vorliegenden Arbeit nicht vertiefend untersucht werden können. Das Trennungsrisiko liegt bei den Fernbeziehungen mit 7,4% (gegenüber 10,8%) sogar niedriger; dies ist möglicherweise auf den Altersunterschied zwischen den Clustern zurückzuführen.

Die konfliktbehaftete LAT weist, zumindest bezogen auf erwachsene Befragte, die geringste Übergangsrate in die Kohabitation auf. 19,8% der entsprechenden Paare sind bis Welle 2 zusammengezogen. Gleichzeitig liegt das Trennungsrisiko mit 15,9% erwartungsgemäß relativ hoch. Auch im Cluster „biografisch Gebremste“ verdeutlichen die relativ niedrige Kohabitationsneigung und das erhöhte Trennungsrisiko, dass die Bedingungen für eine Verfestigung und Stabilität der Partnerschaft ungünstig sind. Die Ursachen sind hier jedoch weniger in Partnerschaftsproblemen als in äußeren Restriktionen zu suchen, die auf das frühe Stadium im Erwerbs- und Familienzyklus zurückzuführen sind.

Abbildung 2: Prozentuale Verteilung der Übergänge in die Kohabitation und in eine Trennung, differenziert für vier LAT-Typen in den Erwachsenenkohorten



Quelle: Beziehungs- und Familienpanel (Welle 1 und 2, eigene Berechnungen)

In Tabelle 3 sind die multivariaten Analysen zu den Übergängen in die Kohabitation bzw. in eine Trennung abgebildet, wobei der Verbleib in der Lebensform LAT die Referenzkategorie darstellt.<sup>10</sup> Im ersten Modell (Jugendliche) können die weiter oben bereits berichteten Ergebnisse statistisch abgesichert werden: Befragte aus dem Cluster „verfestigte Jugendpartnerschaft“ trennen sich signifikant seltener und ziehen signifikant ( $p < .10$ ) schneller zusammen als Befragte aus dem Typ der unverbindlichen Jugendpartnerschaft. In Bezug auf die beiden älteren Kohorten (Modell 2) zeigt sich, dass die konfliktbehaftete LAT eine signifikant niedrigere Übergangsrate in die Kohabitation aufweist als Befragte aus der beruflich integrierten, harmonischen LAT, wohingegen die Unterschiede

10 Es wurde überprüft, ob sich die Wahrscheinlichkeit einer Wiederbefragung in Welle 2 signifikant zwischen den sechs Clustern unterscheidet. Dabei zeigt sich, dass – verglichen mit den Jugendpartnerschaften – alle Erwachsenen-Cluster mehr Panelmortalität aufweisen. Diese Unterschiede sind allerdings ausschließlich durch Differenzen im Alter und in der Partnerschaftsdauer erklärbar. Da die multivariaten Analysen (siehe Tabelle 3, Modell 4) diese Variablen enthalten, wird auf eine Gewichtung verzichtet.

zu den weiteren Clustern nicht signifikant sind. Durch eine alternative Wahl der Referenzkategorie (Modell nicht dargestellt) kann zudem bestätigt werden, dass die beruflich integrierte, harmonische LAT eine signifikant höhere Übergangsrate zur Kohabitation aufweist als die berufsbedingten Fernbeziehungen ( $p < .10$ ).

In Modell 3 werden alle sechs LAT-Typen simultan analysiert; die Referenzkategorie stellt hier die unverbindliche Jugendpartnerschaft dar. Die Ergebnisse verdeutlichen, dass alle anderen LAT-Typen eine signifikant höhere Wahrscheinlichkeit zum Übergang in die Kohabitation aufweisen und zudem signifikant stabiler sind als dieser Referenztyp. LAT-Partnerschaften im Jugend- und Erwachsenenalter haben demzufolge einen sehr unterschiedlichen Charakter. Dies wird auch durch den Vergleich der  $R^2$ -Werte in den Modellen 1-3 untermauert. Es stellt eine wesentlich größere Herausforderung dar, innerhalb der strukturell ähnlichen Kohorten Differenzierungen aufzudecken ( $R^2$ -Werte von 1,4% bzw. 2,6% in Modell 1 bzw. 2) als Unterschiede zwischen den Kohorten zu analysieren ( $R^2$  von 15% in Modell 3).

*Tabelle 3:* Multinomiale logistische Regression zum Übergang in eine Kohabitation bzw. Trennung innerhalb von 12 Monaten (Referenz: keine Veränderung)

	Modell 1		Modell 2		Modell 3		Modell 4	
	Kohabit.	Trennung	Kohabit.	Trennung	Kohabit.	Trennung	Kohabit.	Trennung
Cluster in der Jugendkohorte								
Verfestigte Jugendpartnerschaft	0.6+	-0.4*			0.5+	-0.3*	0.5+	-0.3+
Unverb. Jugendpartnerschaft (Ref.)	-	-			-	-	-	-
Cluster in den Erwachsenenkohorten								
Beruflich integrierte, harm. LAT			0.6*	-0.3	2.2**	-1.0**	1.8**	-0.7+
Berufsbedingte Fernbeziehung			0.2	-0.8*	1.8**	-1.6**	1.0	-1.0+
Biografisch Gebremste			0.2	0.1	1.8**	-0.7**	1.4**	-0.4
Konfliktbehaftete LAT (Referenz)			-	-	1.6**	-0.8**	1.0+	-0.3
Kontrollvariable								
Alter							0.1*	-0.0
Partnerschaftsdauer (zentriert)							-0.0	-0.1*
Partnerschaftsdauer (quadiert)							-0.0	0.0*
N (Ereignisse)	50	265	186	85	236	350	236	350
N (Personen)		1102		1089			2191	
Pseudo- $R^2$ (Nagelkerke)		.014		.026		.150		.158

+  $p \leq 0.1$ , \*  $p \leq 0.05$ , \*\*  $p \leq 0.01$

Quelle: Beziehungs- und Familienpanel (Welle 1 und 2, eigene Berechnungen)

Da ferner davon ausgegangen werden kann, dass insbesondere das Alter und die Partnerschaftsdauer den weiteren Verlauf einer Partnerschaft mit getrennten Haushalten beeinflussen, werden diese Merkmale in Modell 4 zusätzlich aufgenommen. Damit soll die Frage geklärt werden, inwieweit die Unterschiede zwischen den LAT-Typen eventuell allein durch Gruppenunterschiede bezüglich des Alters der Ankerperson und der Partnerschaftsdauer vermittelt werden. Werden die sechs Typen um die Merkmale Alter und Partnerschaftsdauer statistisch bereinigt (siehe Modell 2)<sup>11</sup>, ergeben sich teilweise andere

11 Das Alter und die Partnerschaftsdauer erweisen sich erwartungsgemäß als erklärungskräftig: Bezüglich der Partnerschaftsdauer zeigt sich ein u-förmiger Verlauf. Inhaltlich bedeutet dies, dass die

Befunde. Besonders erwähnenswert ist, dass sich die LAT-Cluster „berufsbedingte Fernbeziehung“, „biografisch Gebremste“ und „konfliktbehaftete LAT“ multivariat – in ihrem Trennungsrisiko und ihrer Kohabitationsneigung – an die unverbindlichen Jugendpartnerschaften annähern. Dies untermauert nochmals, dass in diesen Clustern paarexterne Restriktionen (z.B. Wohnortentfernung, fehlende ökonomische Unabhängigkeit) bzw. paarinterne Bremsfaktoren (geringe Partnerschaftsqualität) wirksam sind, die das Trennungsrisiko erhöhen bzw. den Zusammenzug der Partner verzögern.

## 5. Zusammenfassung und Diskussion

In der vorliegenden Untersuchung wurden, mit Hilfe von explorativen Verfahren, Typen von Paaren herausgearbeitet, die in getrennten Haushalten leben. Das Ziel dieser Typenbildung bestand darin, die Breite und Vielfalt des Gegenstandsbereichs darzustellen und gleichzeitig die soziale Realität auf eine beschränkte Zahl von charakteristischen Gruppen zu verdichten. Diese typischen Konstellationen haben nicht nur einen beschreibenden Charakter, sondern können auch die Theoriebildung unterstützen (Kelle/Kluge 2009). Zusammenfassend ist festzuhalten, dass sich die heuristische Grundeinteilung von LAT-Partnerschaften in drei Gruppen – Vorstufe, berufsbedingte Fernbeziehung und Beziehungsideal – in weiten Teilen zwar durchaus bewährt hat, in der empirischen Realität aber in einer differenzierten Form auftritt als ursprünglich angenommen wurde.

Es konnten zunächst verschiedene Gruppen von LAT-Partnerschaften identifiziert werden, die mit dem heuristischen Begriff der „Vorstufe“ korrespondieren. Der Cluster „unverbindliche Jugendpartnerschaften“ zeichnet sich, neben dem niedrigen Durchschnittsalter, vor allem durch sein geringes Institutionalisierungsniveau und den hohen Anteil von Personen aus, die noch im Elternhaus leben.<sup>12</sup> Die Längsschnittanalyse der Partnerschaftsentwicklung deutet auf eine sehr hohe Instabilität dieser Konstellation hin: nur 3,9% der Paare ziehen binnen eines Jahres zusammen, während sich 33,8% der Partnerschaften im gleichen Zeitraum wieder auflösen. Vor allem das hohe Trennungsrisiko korrespondiert mit Forschungsbefunden, wonach Jugendpartnerschaften sich noch nicht durch eine enge Bindung an den Partner auszeichnen (Walper et al. 2008). Unverbindliche Jugendpartnerschaften können vor diesem Hintergrund wohl kaum als eine Vorstufe der Kohabitation gelten. Es erscheint angemessener, sie als eine Vorform fester Bindungen im Partnerwahlprozess einzuordnen.

Gleichzeitig ergeben die Analysen allerdings Hinweise darauf, dass eine Binnendifferenzierung innerhalb der Jugendkohorte vorzunehmen ist. Es konnte ein zweites Clus-

---

Wahrscheinlichkeit einer Trennung zu Beginn einer Beziehung hoch ist, dann abnimmt und unter der Bedingung, dass das Paar keinen gemeinsamen Haushalt gründet, wieder ansteigt. Die Partnerschaftsdauer besitzt darüber hinaus keinen Einfluss auf den Übergang in die Kohabitation. Eine Haushaltsgründung wird zudem mit zunehmenden Alter wahrscheinlicher.

12 Vor dem Hintergrund verlängerter Ausbildungszeiten mag zudem das Ergebnis nicht überraschen, dass auch bei den älteren Geburtskohorten, vor allem bei den 25- bis 27- Jährigen, noch ein Vorstufentyp anzutreffen ist, der sich ebenfalls dadurch auszeichnet, dass sich die Befragten überwiegend noch in der Berufsausbildung befinden.

ter, die verfestigte Jugendpartnerschaft, identifiziert werden, in dem die Bindung an den Partner, die Kohabitationsneigung und auch die Stabilität der Partnerschaft etwas stärker ausgeprägt sind. Gleichzeitig ist der Anteil von Scheidungskindern in dieser Gruppe erhöht, womit die Analysen auch einen ersten Hinweis auf mögliche Ursachen für die beschleunigte Partnerschaftsverfestigung liefern. In diesem Zusammenhang deutet sich auch an, dass eine frühzeitige Bindung an den Partner bei Jugendlichen, bedingt durch eine unvollständige Suche auf dem Partnermarkt, häufig zu Lasten der Partnerschaftsqualität geht (Arránz Becker 2008: 39-61). Die Befragten im Cluster „verfestigte Jugendpartnerschaft“ sind, verglichen mit dem unverbindlichen Typ, unzufriedener mit ihren Partnerschaften und weisen ein höheres Konfliktniveau auf.

Die vorliegenden Ergebnisse liefern darüber hinaus neue Erkenntnisse zu berufsbedingten Fernbeziehungen, die gegenwärtig in der Debatte zur Individualisierung der Lebensformen und zu wachsenden Mobilitätsanforderungen breit thematisiert werden (z.B. Schneider/Meil 2008; Dorbritz 2009). Der Cluster „berufsbedingte Fernbeziehung“ zeichnet sich vor allem durch einen hohen Anteil von Zwei-Karrieren-Partnerschaften, eine stark überdurchschnittliche Wohnortentfernung sowie ein hohes Bildungsniveau und Berufsprestige aus. Es finden sich jedoch kaum Hinweise darauf, dass dieses Arrangement im Sinne einer Notlösung zu Lasten der Partnerschaftsqualität geht. Zudem kann eine weitere Gruppe („beruflich integrierte, harmonische LAT“) identifiziert werden, die sich ebenfalls durch einen hohen Anteil von Doppelverdienerpaaren, bei gleichzeitig deutlich niedriger Wohnentfernung, auszeichnet. Die Längsschnittanalyse zeigt im direkten Vergleich dieser Cluster, dass die Kohabitationsneigung in der harmonischen, beruflich integrierten LAT signifikant stärker ausgeprägt ist als bei den berufsbedingten Fernbeziehungen, wohingegen sich das Trennungsrisiko nicht bedeutsam unterscheidet. Folglich wirkt sich eine Integration ins Erwerbsleben, wenn sie nicht mit einer berufsbedingten Mobilität einhergeht, sehr förderlich auf die Stabilität und Verfestigung von Paarbeziehungen aus. Bei Zwei-Karrieren-Beziehungen mit hoher Wohnortentfernung kann es dagegen zu Verzögerungen im Institutionalisierungsprozess kommen. Die Hypothese, dass berufsbedingte Fernbeziehungen darüber hinaus auch einem erhöhten Trennungsrisiko ausgesetzt sind, kann jedoch nicht bestätigt werden.

Ferner ergeben die Analysen keine eindeutigen Hinweise darauf, dass der Beziehungsideal-Typ existiert. Die konfliktbehaftete LAT zeichnet sich zwar durch starke negative Erwartungen an Partnerschaften aus, z.B. die Befürchtung, durch den Partner eingeschränkt zu werden. Zudem weist dieser Typ über die Zeit die geringste Übergangsrate in die Kohabitation auf. Trotz dieser Befunde ist die Bezeichnung „Beziehungsideal“ letztlich nicht passend. Dafür spricht zunächst, dass es notwendig wäre, die entsprechenden Personen über einen längeren Zeitraum zu beobachten. Möglicherweise werden die negativen Erwartungen an Partnerschaften im weiteren Lebensverlauf abgebaut, sobald entwicklungspsychologische Ziele wie die Familiengründung an Dringlichkeit gewinnen. Zudem weist die geringe Partnerschaftsqualität in diesem Cluster darauf hin, dass wahrscheinlich nicht die Kohabitation an sich von den Befragten als problematisch angesehen wird, sondern nur eine enge Bindung an den gegenwärtigen Partner. Theoretisch plausibler erscheint es daher, die konfliktbehaftete LAT als Ausdruck eines frühen Stadiums im Partnerwahlprozess einzuordnen, in dem Paare mit nicht optimaler Passung noch überrepräsentiert sind.



Eine Einschränkung der vorliegenden Datengrundlage ist die Alterszusammensetzung der Stichprobe. In die Analysen konnten nur Personen bis 37 Jahre einbezogen werden. Ein Ansatzpunkt für zukünftige Forschungen zu LAT-Partnerschaften ist daher die Frage, wie sich der Charakter von LAT im höheren Alter verändert, wenn z.B. Ereignisse wie eine Scheidung bzw. der Tod des Partners eintreten. Sollten bei älteren Menschen LAT-Typen eines eigenständigen Typs nachweisbar sein, z.B. die diskutierte LAT als Beziehungsideal, könnte dies als weiterer Hinweis auf die Heterogenität von Partnerschaften mit getrennten Haushalten gewertet werden. Es wäre dann zu diskutieren, inwieweit es überhaupt sinnvoll ist, verschiedene sehr unterschiedlich gelagerte Partnerschaftskonstellationen unter einem relativ unscharfen Oberbegriff – LAT – zu subsumieren (vgl. Dorbritz 2009).

## Literatur

- Acock, A. C. (2005). Working with missing values. *Journal of Marriage and Family*, 67, S. 1012-1028.
- Allison, P. I. D. (2001). *Missing data*. Thousand Oaks: Sage (Quantitative applications in the social sciences. Volume 136).
- Arránz Becker, O. (2008). *Was hält Partnerschaften zusammen? Psychologische und soziologische Erklärungsansätze zum Erfolg von Paarbeziehungen*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Asendorpf, J. B. (2008). Living Apart Together: Alters- und Kohortenabhängigkeit einer heterogenen Lebensform. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 60, S. 749-764.
- Backhaus, K., Erichson, B. & Plinke, W. & Weiber, R. (2006). *Multivariate Analysemethoden. Eine anwendungsorientierte Einführung*. Berlin, Heidelberg, New York: Springer (11., überarbeitete Auflage).
- Bodenmann, G. & Cina, A. (1999). Der Einfluss von Stress, individueller Belastungsbewältigung und dyadischem Coping auf die Partnerschaftsstabilität: Eine 4-Jahres-Längsschnittstudie. *Zeitschrift für Klinische Psychologie*, 28, S. 130-139.
- Bunker, B. B., Zubek, J. M., Vanderslice, V. J. & Rice, R. W. (1992). Quality of life in dual-career families: Commuting versus single-residence couples. *Journal of Marriage and the Family*, 54, S. 399-407.
- Burkart, G. & Kohli, M. (1992). *Liebe, Ehe, Elternschaft. Die Zukunft der Familie*. München: Piper Verlag.
- Dorbritz, J. (2009). Bilokale Paarbeziehungen – die Bedeutung und Vielfalt einer Lebensform. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, 34, S. 31-56.
- Duncan, S. & Phillips, M. (2010). People who live apart together (LATs) – How different are they? *The Sociological Review*, 58, S. 112-134.
- Feiring, C. (1996). Concepts of romance in 15-year-old adolescents. *Journal of Research on Adolescence*, 6, S. 181-200.
- Guo, G. (1993). Event-history analysis for left-truncated data. In: Marsden, P. V. (Hrsg.), *Sociological methodology (Volume 23)*, S. 217-243.
- Hassebrauck, M. & Fehr, B. (2002). Dimensions of relationship quality. *Personal Relationships*, 9, S. 253-270.
- Heckhausen, J., Wrosch, C. & Fleeson, W. H. (2001). Developmental regulation before and after a developmental deadline: The sample case of 'biological clock' for childbearing. *Psychology and Aging*, 16, S. 400-413.
- Huinink, J., Brüderl, J., Nauck, B., Walper, S., Castiglioni, L. & Feldhaus, M. (2011). Panel Analysis of Intimate Relationships and Family Dynamics (pairfam): Conceptual framework and design. *Zeitschrift für Familienforschung/Journal of Family Research*, 23, S. 77-101.
- Jürges, H. (1998). Beruflich bedingte Umzüge von Doppelverdienern. Eine empirische Analyse mit Daten des SOEP. *Zeitschrift für Soziologie*, 27, S. 358-377.

- Kelle, U. & Kluge S. (2009). *Vom Einzelfall zum Typus: Fallvergleich und Fallkontrastierung in der qualitativen Sozialforschung*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- King, C. E. & Christensen, A. (1983). The relationship events scale: A Guttman scaling of progress in courtship. *Journal of Marriage and the Family*, 45, S. 671-678.
- Klein, T. (1999). Der Einfluss vorehelichen Zusammenlebens auf die spätere Ehestabilität. In: Klein, T. & Kopp, J. (Hrsg.), *Scheidungsursachen aus soziologischer Sicht*. Würzburg: Ergon, S. 143-158.
- Kley, S. & Huinink, J. (2006). Die Gründung des eigenen Haushalts bei Ost- und Westdeutschen nach der Wiedervereinigung. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, 31, S. 127-154.
- Konietzka, D. & Huinink, J. (2003). Die De-Standardisierung einer Statuspassage? Zum Wandel des Auszugs aus dem Elternhaus und des Übergangs in das Erwachsenenalter in Westdeutschland. *Soziale Welt*, 54, S. 285-312.
- Kopp, J., Lois, D., Kunz, C. & Arránz Becker, O. (2010). „*Verliebt, verlobt, verheiratet*.“ *Institutionalisierungsprozesse in Partnerschaften*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Levin, I. (2004). Living apart together: A new family form. *Current Sociology*, 52, S. 223-240.
- Müller, R. (2006). *Wandel der Rolle der Frau und Auflösung der Institution Ehe*. Bremen: RMInt Verlag.
- Müller, R., Sommer, T. & Timm, A. (1999). Nichteheliche Lebensgemeinschaft oder Ehe? Einflüsse auf die Wahl der Partnerschaftsform beim ersten Zusammenzug im Lebensverlauf. Bremen: Universität Bremen (Arbeitspapier Nr. 53 des Sonderforschungsbereichs 186 der Universität Bremen).
- Murstein, B. I. (1986). *Paths to marriage*. Beverly Hills: Sage.
- Nauck, B., Brüderl, J., Huinink, J. & Walper, S. (2012). Beziehungs- und Familienpanel (pairfam). In G. Datenarchiv (Hrsg.), *ZA 5678 Datenfile Version 3.0.0*. doi:10.4232/pairfam5678.3.0.0.
- Peuckert, R. (2008). *Familienformen im sozialen Wandel*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften (7. Auflage).
- Reimondos, A., Evans, A. & Gray, E. (2011). Living-apart-together (LAT) relationships in Australia. *Family Matters*, 87, S. 43-55.
- Reuschke, D. (2010a). Job-induced commuting between two residences – Characteristics of a multilocal living arrangement in the late modernity. *Comparative Population Studies - Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, 35, S. 107-134.
- Reuschke, D. (2010b). Living apart together over long distances – Time-space patterns and consequences of a late-modern living arrangement. *Erdkunde*, 63, S. 215-226.
- Schimml-Neimanns, B. (2006). *Auszug aus dem Elternhaus: Ergebnisse des Mikrozensuspanels 1996-1999*. Mannheim: Zentrum für Umfragen, Methoden und Analysen (ZUMA-Arbeitsbericht 2006/04).
- Schmidt, G., Starke, K., Matthiesen, S., Dekker, A. & Starke, U. (2003). Beziehungsformen und Beziehungsverläufe im sozialen Wandel. Eine empirische Studie an drei Generationen. *Zeitschrift für Sexualforschung*, 16, S. 1-38.
- Schneider, N. F., Limmer, R. & Ruckdeschel, K. (2002). *Mobil, flexibel, gebunden. Familie und Beruf in der modernen Gesellschaft*. Frankfurt am Main: Campus.
- Schneider, N. F. & Meil, G. (2008) (Hrsg.). *Mobile living across Europe. Volume I: Relevance and diversity of job-related spatial mobility in six European countries*. Opladen, Farmington Hills, MI: Barbara Budrich Publishers.
- Schneider, N. F., Rosenkranz, D. & Limmer, R. (1998). *Nichtkonventionelle Lebensformen. Entstehung, Entwicklung, Konsequenzen*. Opladen: Leske + Budrich.
- Schneider, N. F. & Ruckdeschel, K. (2003). Partnerschaften mit zwei Haushalten: Eine moderne Lebensform zwischen Partnerschaftsideal und beruflichen Erfordernissen. In: Bien, W. & Marbach, J. H. (Hrsg.), *Partnerschaft und Familiengründung. Ergebnisse der dritten Welle des Familien-Survey*. Opladen: Leske + Budrich, S. 245-258 (Band 11).
- Singer, J. D. & Willett, J. B. (2003). *Applied longitudinal data analysis. Modeling change and event occurrence*. Oxford: University Press.
- Singly, F. de (1994). *Familie der Moderne. Eine soziologische Einführung*. Konstanz: Universitäts-Verlag.
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (2003). *Datenreport 2002. Zahlen und Fakten über die Bundesrepublik Deutschland*. Bonn: Bundeszentrale für politische Bildung.

- Teachmann, J. D. (2003). Childhood living arrangements and the formation of coresidential unions. *Journal of Marriage and the Family*, 65, S. 507-524.
- Teitler, J. O., Reichman, N. E. & Koball, H. (2006). Contemporaneous versus retrospective reports of cohabitation in the Fragile Families Survey. *Journal of Marriage and the Family*, 68, S. 469-477.
- Viry, G., Widmer, E. D. & Kaufmann, V. (2010). Does it matter for us that my partner or I commute? Spatial mobility for job reasons and the quality of conjugal relationships in France, Germany, and Switzerland. *Zeitschrift für Familienforschung/Journal of Family Research*, 22, 2, S. 149-171.
- Walper, S., Guglhör-Rudan, A., Thönnissen, C., Wendt, E.-V. & Beckh, K. (2008). Paarbeziehungen im Jugend- und Erwachsenenalter: Entwicklungsbedingte Besonderheiten und Einflüsse der Herkunftsfamilie. In: Feldhaus, M. & Huinink, J. (Hrsg). *Neuere Entwicklungen in der Beziehungs- und Familienforschung. Vorstudien zum Beziehungs- und Familienentwicklungspanel (PAIRFAM)*. Würzburg: Ergon, S.115-149.
- Wegener, Bernd (1988). *Kritik des Prestiges*. Opladen: Westdeutscher Verlag.

Eingereicht am/Submitted on: 11.07.2011

Angenommen am/Accepted on: 05.03.2012

Anschrift der Autorin/Address of the author:

Nadia Lois, M.A.

Technische Universität Chemnitz

Allgemeine Soziologie I

09107 Chemnitz

E-Mail: [nadia.lois@soziologie.tu-chemnitz.de](mailto:nadia.lois@soziologie.tu-chemnitz.de)

*Una M. Röhr-Sendlmeier, Sebastian Bergold, Andreas Jöris,  
Anna Verena Cummings, Karin Heim & Eva Johannan*

## Berufstätige Mütter und sozial-emotionale Kompetenzen ihrer Kinder

### **Working mothers and social-emotional competencies of their children**

#### **Zusammenfassung:**

Bei 985 vollständigen Familien mit Kindern der 3., 4. und 6. Klassen aus Grundschulen, Hauptschulen, Realschulen und Gymnasien wurde in einer Querschnittsuntersuchung die Beziehung zwischen der Berufstätigkeit der Mutter und sozial-emotionalen Kompetenzen der Kinder untersucht. Die Aufgabenübernahme des Vaters (erfragt vom Vater), das Wohlbefinden und der praktizierte Erziehungsstil der Mutter (erfragt von der Mutter) wurden als vermittelnde Variablen für den postulierten Zusammenhang angenommen. In Mediatoranalysen der Fragebogendaten wurde der Zusammenhang zwischen Berufstätigkeit und seelischer Gesundheit der Mutter durch die väterliche Aufgabenbeteiligung vermittelt. Für den Zusammenhang zwischen mütterlichem Wohlbefinden und den von den Müttern eingeschätzten sozial-emotionalen Kompetenzen der Kinder erwies sich ein autoritativer Erziehungsstil als partieller Mediator. Zwischen dem Umfang der mütterlichen Berufstätigkeit und sozial-emotionalen Kompetenzen der Kinder konnten keine direkten Zusammenhänge gefunden werden, von Bedeutung war jedoch die Kongruenz zwischen gewünschtem und tatsächlichem beruflichem Status der Mutter.

**Schlagwörter:** mütterliche Berufstätigkeit, Aufgabenbeteiligung, Wohlbefinden, Erziehungsstil, sozial-emotionale Kompetenzen

#### **Abstract:**

A cross-sectional questionnaire survey of a total of 985 families (parents and children) of 3rd, 4th and 6th graders at different levels in the tripartite German school system was conducted to gain insight into socialization variables connected with maternal employment as to their impact on pupils' social-emotional competencies. Fathers' participation in household and educational tasks (answered by fathers), mothers' well-being and mode of parenting (both answered by mothers) were postulated to mediate between mothers' employment and social-emotional competencies of the children. Mediation analyses showed that fathers' participation mediated the correlation between mothers' employment and mental health. Authoritative parenting partially mediated the correlation between mothers' well-being and children's social-emotional competencies as seen by their mothers. No direct correlation was found between maternal employment and social-emotional competencies. Statistical path analyses revealed that congruence of desired and practiced working status was more relevant for mothers' well-being and children's social-emotional competencies than the amount of hours mothers worked.

**Key words:** working mothers, fathers' participation, psychological well-being, parenting, social-emotional competencies

## **1. Mütterliche Berufstätigkeit und sozial-emotionale Kompetenzen der Kinder – Stand der Forschung**

Bis heute hat die Debatte um die Berufstätigkeit von Müttern nichts von ihrer Aktualität verloren. Besonders in Westdeutschland stoßen berufstätige Mütter immer noch häufig auf Skepsis oder müssen sich gar Vorwürfe gefallen lassen, sie vernachlässigten durch ihre beruflichen Aktivitäten ihr Kind, was negative Folgen für dessen sozial-emotionale und kognitive Entwicklung nach sich ziehe. Die vorliegende Studie setzt sich daher mit den Zusammenhängen zwischen mütterlicher Berufstätigkeit und sozial-emotionalen Kompetenzen der Kinder auseinander, wobei sie entgegen der landläufigen Meinung und in Einklang mit neueren Studienergebnissen annimmt, dass eine Erwerbstätigkeit der Mutter eine positive Einflussgröße für die sozial-emotionale Entwicklung des Kindes darstellt. Als vermittelnde Variablen für diesen Zusammenhang werden eine vermehrte Aufgabenübernahme des Vaters im Haushalt und bei der Kindererziehung, das Wohlbefinden sowie der Erziehungsstil der Mutter angenommen.

Die Quote berufstätiger Frauen und Mütter steigt bis heute stetig an: Den Angaben des Statistischen Bundesamts (2011) zufolge waren im Jahr 2009 72% der 25- bis 49-jährigen Mütter mit mindestens einem im Haushalt lebenden Kind unter 25 Jahren erwerbstätig. Untersuchungen setzen sich zunehmend mit den Auswirkungen mütterlicher Berufstätigkeit auf die Entwicklung der Kinder auseinander. Bis in die 1960er und frühen 1970er Jahre hinein wurde die Berufstätigkeit der Mutter aufgrund des großen Einflusses der Bindungstheorie als schädlich für das Kind betrachtet. Bereits 1979 stellte jedoch Ursula Lehr fest, dass die mütterliche Berufstätigkeit weder positive noch negative Auswirkungen auf die Entwicklung des Kindes habe. Armistead/Wierson/Forehand (1990) konnten in ihrer Querschnittstudie mit 145 Jugendlichen im Alter zwischen 11;5 und 14;10 Jahren ebenfalls keine negativen Effekte bezüglich kognitiver Fähigkeiten, sozialer Kompetenzen, Verhaltensproblemen und der Mutter-Kind-Beziehung nachweisen.

In neueren Publikationen vor allem aus dem anglo-amerikanischen Raum wird die Berufstätigkeit der Mutter sogar als positive Einflussgröße gesehen. So fanden Hoffman/Youngblade (1999) in ihrer Querschnittstudie mit Drittklässlern, dass Kinder – insbesondere Töchter – berufstätiger Mütter neben besseren Schulleistungen außerdem ein besser entwickeltes Sozialverhalten aufwiesen, wobei die vermittelnden Variablen ein stärkeres Wohlbefinden der Mutter, ein autoritativerer Erziehungsstil und die Beteiligung des Vaters an Haushalts- und Kinderbetreuungsaufgaben waren. Sei die Mutter berufstätig, übernehme der Vater mehr Aufgaben, was ein höheres Wohlbefinden der Mutter durch eine Entlastung von ihrer Doppelrolle nach sich ziehe, was sich wiederum in ihrem Erziehungsverhalten und in den sozial-emotionalen Kompetenzen der Kinder niederschläge. In ihrer Längsschnittstudie mit knapp 12.000 Kindern und drei Erhebungszeitpunkten, als die Kinder ein Jahr, drei Jahre und fünf Jahre alt waren, konnten McMunn/Kelly/Cable/Bartley (2011) zeigen, dass Kinder, deren Mütter kurz nach der Geburt in die Erwerbstätigkeit zurückgekehrt waren, weniger Verhaltens- und Sozialprobleme aufwiesen als Kinder von nichtberufstätigen Müttern. Die Effekte fielen für Mädchen etwas stärker aus, waren jedoch für beide Geschlechter signifikant. Es profitierten diejenigen Kinder am meisten, deren Eltern beide berufstätig waren, aber den Beruf dennoch gut mit dem Familienleben vereinbaren konnten. Die Autoren vermuten, dass diese Eltern die höchste Zu-

friedenheit und Ausgeglichenheit besäßen, was sich positiv auf die sozial-emotionale Entwicklung der Kinder auswirke. In einer Meta-Analyse mit 69 Studien und insgesamt fast 129.000 Kindern zu den Auswirkungen mütterlicher Berufstätigkeit im Säuglings- und Kleinkindalter auf spätere sozial-emotionale Kompetenzen und Schulleistungen zeigten sich positive Effekte der Berufstätigkeit im Lehrerurteil (Lucas-Thompson/Goldberg/Prause 2010). Die Autoren stellten allerdings auch fest, dass sich ansonsten keine Zusammenhänge zeigten. Wurden Moderatorvariablen beachtet, ergaben sich differenziertere Ergebnisse: So zeigte sich, dass die Berufstätigkeit der Mutter eher positive Effekte hatte, wenn die Mutter alleinerziehend war (ein Ergebnis, das auch der deutsche Kinder- und Jugendgesundheitsurvey des Robert-Koch-Instituts bestätigen konnte, vgl. Hölling/Schlack 2008), wenn die Familie über einen niedrigen sozioökonomischen Status verfügte und wenn das Kind bei Wiederaufnahme der Berufstätigkeit mindestens zwei Jahre alt war. Eher negative Effekte traten auf, wenn die Mutter nicht alleinerziehend war, wenn die Familie mindestens der Mittelschicht angehörte und wenn das Kind bei Wiederaufnahme der Berufstätigkeit höchstens ein Jahr alt war (s. auch Goldberg/Prause/Lucas-Thompson/Himsel 2008). Insgesamt waren die Effektstärken mit Beträgen zwischen  $r = .015$  und  $r = .137$  (positive Effekte) bzw. höchstens  $r = .035$  (negative Effekte) jedoch klein. In einer aktuellen deutschen Längsschnittstudie von Jaurisch/Lösel (2011), die ihren Fokus auf kindliche Erlebens- und Verhaltensprobleme in Abhängigkeit von der mütterlichen Berufstätigkeit legt und in der 660 Kinder im Vorschulalter über sechs Jahre hinweg untersucht wurden, konnten keine negativen Effekte auf die Kinder durch eine Erwerbstätigkeit der Mutter in den ersten drei Lebensjahren des Kindes (retrospektiv erfragt) oder durch eine aktuelle Berufstätigkeit zum jeweiligen Erhebungszeitpunkt festgestellt werden.

Interessant ist die Sicht der Kinder auf die Berufstätigkeit der Mutter: Nach dem in Deutschland durchgeführten „GEOLino-Kinderwertemonitor 2010“ (GEOLino/Kinderhilfswerk der Vereinten Nationen 2010) betrachten die Kinder die Berufstätigkeit beider Eltern inzwischen als selbstverständlich. Ca. 90% der repräsentativ ausgewählten 1.500 6- bis 14-jährigen Kinder gaben an, froh bzw. stolz zu sein, dass ihre Mutter einer Arbeit nachgehe; 80% fanden, dass ihre Mutter trotz Berufstätigkeit unter der Woche genug Zeit für sie habe. Als besondere Pluspunkte führten sie an, dass sie mehr Freiheiten hätten, die Mutter zufriedener sei und mehr soziale Kontakte durch die Berufstätigkeit entstünden. Diese Daten werden auch durch die 2. World-Vision-Kinderstudie (Hurrelmann/Andresen 2010) gestützt: Nur ca. 8% der Kinder beklagten sich über zu wenig Zeit mit den Eltern, wenn ein Elternteil Vollzeit und das andere Teilzeit erwerbstätig war. Bei zwei Vollzeit erwerbstätigen Elternteilen stieg diese Zahl auf 18%, bei arbeitslosen Eltern aber auf ca. 31%. Abramovitch/Johnson stellten in ihrer Untersuchung mit Dritt- und Viertklässlern bereits 1992 fest, dass die Kinder ihre Mütter als zufriedener wahrnahmen, wenn diese einem Beruf nachgingen. Der Zufriedenheit der Kinder war die Erwerbstätigkeit der Mutter nicht abträglich, solange diese keine Schichtarbeit mit Spät- oder Nachtdiensten leistete.

## 1.1 Berufstätigkeit und Wohlbefinden der Mutter

Berufstätigkeit wird als eine wesentliche Determinante des psychischen Wohlbefindens und der Lebenszufriedenheit betrachtet, da neben der manifesten Funktion der wirtschaftlichen Existenzsicherung auch noch zahlreiche latente Funktionen erfüllt werden (Jahoda 1981): Die Strukturierung der Tages- und Lebenszeit, Erreichung von Selbsttranszendenz, Status- und Identitätsfindung, psychophysische Aktivierung sowie die Pflege sozialer Kontakte außerhalb der Familie. Frauen sehen ihre Berufstätigkeit sogar sehr viel stärker als Männer als sinnstiftend (Fthenakis 1999), und für ihr Selbstbewusstsein spielt der Beruf nach aktuellen Befragungsergebnissen eine zentrale Rolle (Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend 2010). Diese Befunde stehen in Einklang mit der *Bereicherungshypothese* (Gove 1984), nach der die simultane Ausübung mehrerer Rollen zusätzliche Belohnungs- und Kompensationsmöglichkeiten bietet, berufstätigen Müttern also einen Zugewinn an Selbstwertgefühl, finanziellen Ressourcen, sozialen Kontakten und Erfolgserlebnissen und damit eine bessere physische sowie psychische Gesundheit beschert. Tatsächlich zeigen berufstätige Mütter in vielen einschlägigen Studien einen besseren Gesundheitszustand und ein höheres subjektives Wohlbefinden als nichtberufstätige Mütter (Repetti/Matthews/Waldron 1989; Hoffman/Youngblade 1999; Klumb/Lampert 2004; Richter/Bergmann/Bergmann/Dudenhausen 2007; Buehler/O'Brien 2011). Längsschnittstudien zum Zusammenhang zwischen Berufstätigkeit und Wohlbefinden legen die Vermutung nahe, dass die kausale Wirkung in beide Richtungen verlaufen kann, meist jedoch die Berufstätigkeit auf das Wohlbefinden einwirkt (Wethington/Kessler 1989; Waldron/Weiss/Hughes 1998; Paul/Moser 2001; Raver 2003; Klumb/Lampert 2004). Querschnittliche Untersuchungen in Deutschland ermittelten jedoch auch vergleichbare Lebenszufriedenheiten bei berufstätigen und nichtberufstätigen Müttern, allerdings systematische Unterschiede in der Leistungsmotivation und der aktiven Freizeitgestaltung mit dem Kind zugunsten der Berufstätigen (Röhr-Sendlmeier 2009; Müller-Günther 2010; Röhr-Sendlmeier/Kröger 2011). Weitere Studien weisen auf die Bedeutung der Kongruenz zwischen dem erwünschten und dem realisierten Ausmaß der Berufstätigkeit für die Lebenszufriedenheit der Mütter hin (Berger 2009; Berger 2011).

Neben der Berufstätigkeit an sich wird auch die durch die Erwerbstätigkeit der Partnerin erhöhte Teilnahme des Vaters an Haushalts- und Kindererziehungsaufgaben als positive Einflussgröße auf das Wohlbefinden der Mutter angenommen, da die Mutter von ihrer Doppelrolle entlastet werde. In der Tat konnten sowohl in Quer- als auch in Längsschnittstudien empirisch positive Zusammenhänge zwischen dem Umfang der mütterlichen Berufstätigkeit und der Partizipation des Vaters einerseits (Crouter/Crowley 1990; Almeida/Maggs/Galambos 1993; Hoffman/Youngblade 1999; Pache 2009; Berger 2011; Röhr-Sendlmeier/Bergold 2012) sowie zwischen der väterlichen Partizipation und dem Wohlbefinden der Mutter andererseits aufgewiesen werden (Schwartzberg/Dytell 1996; Hoffman/Youngblade 1999; Wiese 2004; Berger 2011).

## 1.2 Berufstätigkeit und Erziehungsstil der Mutter

Verschiedene Studien konnten einen Zusammenhang zwischen der Berufstätigkeit der Mutter und dem praktizierten Erziehungsstil belegen. Hoffman/Youngblade (1999) fanden heraus, dass nichtberufstätige Mütter einen permissiveren oder einen autoritäreren Erziehungsstil anwendeten als berufstätige Mütter. Diese erzogen eher autoritativ, d.h., sie erwarteten die Einhaltung von Regeln, berücksichtigten dabei aber auch die Belange des Kindes. Nichtberufstätige Mütter legten unabhängig vom sozialen Status mehr Wert auf Gehorsam und autoritäre Verhaltenskontrolle als berufstätige Mütter. Gottfried/Gottfried (2006) konnten, diesen Befund untermauernd, zeigen, dass berufstätige Mütter die Selbständigkeit ihrer Kinder früher förderten als nichtberufstätige Mütter. In einer Studie von Raver (2003) mit zwei Erhebungszeitpunkten über einen Zeitraum von zwei Jahren (das Alter der Kinder zu  $t_1$  betrug zwischen 3.8 und 4.6 Jahre) zog ein gesteigener Umfang der mütterlichen Berufstätigkeit ebenfalls positive Folgen für die Kindererziehung nach sich: Nahm der Umfang der Berufstätigkeit von  $t_1$  zu  $t_2$  zu, drückten Mütter zu  $t_2$  weniger Ärger gegenüber ihren Kindern aus, waren emotional ausgeglichener bei der Erledigung von Kinderbetreuungsaufgaben und setzten weniger auf Bestrafung. Nach Hoffman (1989) werden Kinder aus Familien, in denen beide Elternteile erwerbstätig sind, früher zu Unabhängigkeit und Selbständigkeit angehalten, da so die alltäglichen Anforderungen des Familienlebens besser bewältigt werden könnten. Zudem empfänden Mütter, die sich ausschließlich für die Betreuung und Erziehung des Kindes zuständig sehen, die aufkommende Selbständigkeit ihrer Kinder möglicherweise als Bedrohung ihrer eigenen Rolle und ihres Selbstwertes.

Neben dem Wert, der einer frühen Selbständigkeit des Kindes zugesprochen wird, scheint jedoch auch das Wohlbefinden der Mutter, das positiv mit ihrer Berufstätigkeit zusammenhängt, günstig auf den Erziehungsstil zu wirken. Bei Hoffman und Youngblade (1999) hingen Depressivitätswerte der Mütter mit einem permissiveren und autoritäreren, die Lebenszufriedenheit mit einem autoritativeren Erziehungsstil zusammen. Rutter (1990) führt aus, dass Mütter mit höheren Depressivitätswerten Bedürfnisse und Signale ihrer Kinder weniger wahrnehmen und auf sie eingehen, sich weniger unterstützend verhalten, weniger positive und mehr negative Emotionen gegenüber ihrem Kind zeigen und in ihrem Erziehungsverhalten weniger konsistent sind als Mütter mit niedrigeren Depressivitätswerten.

## 1.3 Wohlbefinden und Erziehungsstil der Mutter und sozial-emotionale Kompetenzen der Kinder

Empirische Ergebnisse legen nahe, dass elterliche Zufriedenheit und elterlicher Erziehungsstil mit sozial-emotionalen Kompetenzen der Kinder in Verbindung stehen, so dass beide Variablen als Mediatoren für den Zusammenhang zwischen mütterlicher Berufstätigkeit und sozial-emotionalen Kompetenzen der Kinder angenommen werden können. Ein höheres Wohlbefinden der Mütter aus der „Arbeiterschicht“ in der Studie von Hoffman/Youngblade (1999) hing zusammen mit einer höheren Frustrationstoleranz, weniger ausagierendem Verhalten, höherer Beliebtheit bei den Mitschülern und weniger phy-



sischer und verbaler Aggressivität bei ihren Söhnen. In der Mittelschicht hatten Töchter zufriedenerer Mütter internalere Kontrollüberzeugungen sowie eine geringere Schüchternheit und Ängstlichkeit als Töchter von weniger zufriedenen Müttern. In einer Untersuchung mit 291 Schülerinnen und Schülern aus bildungsfernen Familien zeigten die Kinder ein umso positiveres schulisches Selbstkonzept, je zufriedener die Mütter mit der Unterstützung bei der Kindererziehung und -betreuung durch Dritte waren (Schnittert 2011). Der Zusammenhang zwischen elterlichem Erziehungsstil und der sozial-emotionalen Entwicklung der Kinder gilt als gut belegt. So fördert der autoritative Erziehungsstil durch einen einfühlsamen, unterstützenden und demokratischen Umgang mit den Kindern etwa die Ausbildung von positiven Selbstkonzepten, Selbstwirksamkeitsüberzeugungen, Empathie, prosozialem Verhalten und Beliebtheit bei Gleichaltrigen, während der autoritäre bzw. der permissive Erziehungsstil zur Entwicklung von externalen Kontrollüberzeugungen, Schüchternheit, Ängsten oder aggressiven Verhaltensweisen beitragen kann (z.B. Deković/Janssens 1992; Hoffman/Youngblade 1999; Franiek/Reichle 2007; Reichle/Gloger-Tippelt 2007). Hoffman/Youngblade (1999) gehen auf der Basis von Mediatoranalysen davon aus, dass sich ein hohes Wohlbefinden in einem autoritativeren Erziehungsstil niederschlägt, welcher sich wiederum förderlich auf die sozial-emotionale Entwicklung der Kinder auswirkt.

## 2. Hypothesen

Auf Basis der im vorangegangenen Abschnitt erläuterten Forschungsbefunde wurde ein Modell entwickelt (siehe Abbildung 1), in dem Wirkzusammenhänge zwischen mütterlicher Berufstätigkeit, väterlicher Beteiligung an Haushalts- und Kindererziehungsaufgaben, Wohlbefinden der Mutter, Erziehungsstil sowie den sozial-emotionalen Kompetenzen des Kindes postuliert wurden. Im Einzelnen wurden folgende Hypothesen aufgestellt:

*Hypothese 1:* Die Aufgabenpartizipation des Vaters mediiert zwischen der Berufstätigkeit und dem Wohlbefinden der Mutter.

Als Voraussetzung für eine mögliche Mediation waren folgende Einzelhypothesen zu überprüfen:

- Je umfangreicher die Berufstätigkeit der Mutter, desto höher ist ihr Wohlbefinden (1.1).
- Je umfangreicher die Berufstätigkeit der Mutter, desto ausgeprägter ist die Aufgabenpartizipation des Vaters (1.2).
- Je ausgeprägter die Aufgabenpartizipation des Vaters, desto höher ist das Wohlbefinden der Mutter (1.3).

*Hypothese 2:* Der Erziehungsstil der Mutter mediiert zwischen dem Wohlbefinden der Mutter und den sozial-emotionalen Kompetenzen des Kindes.

Als Voraussetzung für eine mögliche Mediation waren folgende Einzelhypothesen zu überprüfen:

- Je höher das Wohlbefinden der Mutter, desto ausgeprägter sind die sozial-emotionalen Kompetenzen des Kindes (2.1).
- Je höher das Wohlbefinden der Mutter, desto autoritativer und desto weniger permissiv und autoritär ist ihr Erziehungsstil (2.2).
- Je positiver der Erziehungsstil (autoritativ, wenig permissiv und wenig autoritär) der Mutter, desto ausgeprägter sind die sozial-emotionalen Kompetenzen des Kindes (2.3).

*Hypothese 3:* Der Erziehungsstil der Mutter mediiert zwischen dem Umfang der Berufstätigkeit der Mutter und den sozial-emotionalen Kompetenzen des Kindes.

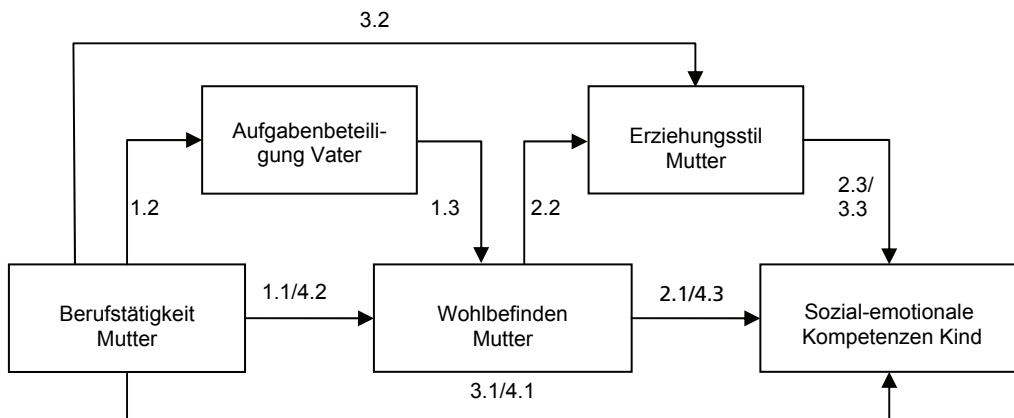
Als Voraussetzung für eine mögliche Mediation waren zusätzlich zu Hypothese 2.3 folgende Einzelhypothesen zu überprüfen:

- Je umfangreicher die Berufstätigkeit der Mutter, desto ausgeprägter sind die sozial-emotionalen Kompetenzen des Kindes (3.1).
- Je umfangreicher die Berufstätigkeit der Mutter, desto autoritativer und desto weniger permissiv und autoritär ist ihr Erziehungsstil (3.2).

*Hypothese 4:* Das Wohlbefinden der Mutter mediiert zwischen dem Umfang der Berufstätigkeit der Mutter und den sozial-emotionalen Kompetenzen des Kindes.

Voraussetzung für eine mögliche Mediation war die Bestätigung der Hypothesen 1.1, 2.1 und 3.1.

*Abbildung 1:* Den Hypothesen zugrunde liegendes Gesamtmodell



### 3. Methode

#### 3.1 Design und Stichprobe

Bei der vorliegenden Untersuchung handelt es sich um eine fragebogenbasierte Ex-post-facto-Studie. In 12 Grundschulen, 7 Hauptschulen, 2 Realschulen und 3 Gymnasien aus ländlichen und suburbanen Bezirken in Nordrhein-Westfalen sowie aus urbanen Gebieten Baden-Württembergs wurden Kinder und ihre (Stief-)Eltern klassenweise kontaktiert. Von 1.170 Familien wurden ausgefüllte Bögen zurückgegeben, was einer Rücklaufquote von 61.5% entspricht. 185 Bögen wurden ausgeschlossen, weil sie von allein erziehenden Eltern stammten oder nicht beide Elternbögen vorlagen, so dass die endgültige Stichprobe 985 vollständige Familien umfasst (250 Familien mit Drittklässlern, 255 Familien mit Viertklässlern, 480 Familien mit Sechstklässlern; davon 505 Grundschüler, 145 Hauptschüler, 107 Realschüler, 228 Gymnasiasten). Die Gesamtstichprobe umfasst 2.955 Personen. Nach Bundesländern (und damit unterschiedlichem Urbanisierungsgrad) gesonderte Datenanalysen offenbarten keine überzufälligen Unterschiede in den Ergebnissen, so dass beide Stichproben zusammengefasst wurden.

51.4% ( $n = 506$ ) der Schüler waren Mädchen, 48.6% ( $n = 479$ ) Jungen. Ihr Alter betrug im Schnitt 10.80 Jahre ( $SD = 1.38$ ). 94.4% ( $n = 930$ ) der Eltern waren verheiratet; 5.6% ( $n = 55$ ) lebten in einer festen Partnerschaft. Tabelle 1 informiert über Bildungsabschlüsse und Umfang der Berufstätigkeit der befragten Mütter und Väter.

*Tabelle 1:* Höchster Bildungsabschluss und Umfang der Berufstätigkeit bei den untersuchten Müttern und Vätern

	Mütter	Väter
Höchster Bildungsabschluss		
kein (Fach-)Abitur	70.4% ( $n = 693$ )	58.6% ( $n = 577$ )
(Fach-)Abitur	14.0% ( $n = 138$ )	10.1% ( $n = 100$ )
(Fach-)Hochschulstudium	14.3% ( $n = 141$ )	26.7% ( $n = 263$ )
k.A.	1.3% ( $n = 13$ )	4.6% ( $n = 45$ )
Umfang Berufstätigkeit		
nicht berufstätig	29.3% ( $n = 289$ )	2.8% ( $n = 27$ )
Teilzeit (ca. 25%)	35.0% ( $n = 345$ )	0.9% ( $n = 9$ )
halbtags	15.7% ( $n = 154$ )	0.4% ( $n = 4$ )
Teilzeit (ca. 75%)	12.1% ( $n = 119$ )	1.4% ( $n = 14$ )
Vollzeit	7.4% ( $n = 73$ )	93.9% ( $n = 925$ )
k.A.	0.5% ( $n = 5$ )	0.6% ( $n = 6$ )

*Anmerkung:* k.A. = keine Angabe.

#### 3.2 Instrumente

– *Berufstätigkeit und soziodemographische Merkmale.* Neben Alter, Geschlecht und Klasse des Kindes sowie dem Familienstand der Eltern wurden der höchste Bildungsabschluss von Mutter und Vater, der aktuell ausgeübte Beruf und der Umfang der Berufstätigkeit (Arbeitsstunden pro Woche) erfasst. Zudem wurde in Anlehnung an Wethington/

Kessler (1989) die Kongruenz zwischen gewünschtem und tatsächlichem Beschäftigungsstatus erhoben („Wenn Sie die Wahl hätten, würden Sie lieber...? Teilzeit arbeiten, Vollzeit arbeiten, nicht arbeiten“).

– Die *relative Aufgabenpartizipation des Vaters* im Haushalt und bei kindbezogenen Aufgaben wurde mithilfe einer modifizierten Form der „Who Does It More?“ Measure aus Hoffman/Youngblade (1999) erfasst, die – wie die weiteren ursprünglich amerikanischen Skalen (s.u.) – ins Deutsche übersetzt und durch Rückübersetzung ins Englische validiert wurde (hierzu auch Röhr-Sendlmeier/Schäfer/Vonderbank 2009). Mit 29 Items wurden die Väter hinsichtlich der Verantwortlichkeit für die Erledigung verschiedener Tätigkeiten im Haushalt und bei der Kindererziehung bzw. -betreuung auf einer 5-stufigen Ratingskala befragt (1 = „Mutter“, 2 = „Meist die Mutter, manchmal der Vater“, 3 = „Beide etwa gleich“, 4 = „Meist der Vater, manchmal die Mutter“, 5 = „Vater“). In explorativen Hauptkomponentenanalysen mit Varimax-Rotation ergaben sich die beiden Dimensionen „Haushalt und funktionale Kindererziehung“ (z.B. „Wäsche waschen“, „Mit den Kindern zum Arzt gehen“;  $\alpha = .859$ ) und „zielgerichtete Kindererziehung“ (z.B. „Den Kindern Sachen erklären/Fragen beantworten“, „Ihnen bei den Hausaufgaben helfen“;  $\alpha = .795$ ). Für das gesamte Instrument ergab sich eine interne Konsistenz von  $\alpha = .888$ .

– Das *subjektive Wohlbefinden der Mutter* wurde über Selbstauskünfte in drei Skalen operationalisiert: Die allgemeine Lebenszufriedenheit (z.B. „Mein Leben könnte kaum glücklicher sein, als es ist“) und das Stimmungsniveau (z.B. „Ich fühle mich meist ziemlich fröhlich“) wurden mit den entsprechenden Subskalen der *Habituellen Subjektiven Wohlbefindensskala* (HSWBS) von Dalbert (1992) erfasst. Im Vergleich zur Originalversion wurden die Skalen leicht modifiziert: Das Antwortformat wurde von 6 auf 5 Stufen reduziert und die Pole verbal verankert (1 = „stimmt nicht“, 5 = „stimmt sehr“). In Faktorenanalysen luden zwei Items der Stimmungsniveau-Skala höher auf der Lebenszufriedenheitsskala, so dass die ursprünglichen Itemanzahlen (Lebenszufriedenheit: 7 Items; Stimmungsniveau: 6 Items) nun 9 bzw. 4 betragen. Cronbachs  $\alpha$  lag bei .921 (Lebenszufriedenheit) und .793 (Stimmungsniveau). Zusätzlich wurden 8 nach inhaltlicher Relevanz und Trennschärfe ausgewählte Items der Skala *Seelische Gesundheit des Trierer Persönlichkeitsfragebogens* (TPF) (Becker 1989) eingesetzt (z.B. „Ich fühle mich dem Leben und seinen Schwierigkeiten eigentlich ... gut gewachsen“), deren 4-stufiges Antwortformat auf 5 Stufen erweitert wurde (1 = „immer“, 5 = „nie“) ( $\alpha = .811$ ). Ergänzend wurde die *Lebenszufriedenheit des Vaters* mit der entsprechenden Skala aus der HSWBS erfasst (7 Items;  $\alpha = .893$ ).

– Der *mütterliche Erziehungsstil* wurde mithilfe von 15 Items nach Hoffman/Youngblade (1999) erhoben, die die Erziehungsstile nach Baumrind (1966) erfassen. Das Antwortformat wurde von einer 6-stufigen auf eine 5-stufige Skala reduziert (1 = „stimmt nicht“, 5 = „stimmt sehr“). Die Originalskala enthält 20 Items, aufgrund geringer Trennschärfen wurden jedoch 5 Items ausgeschlossen. Der autoritative Erziehungsstil wurde somit mit 6 Items (z.B. „Kinder sollen sich an Familienentscheidungen beteiligen dürfen“;  $\alpha = .636$ ), der autoritäre Erziehungsstil mit 5 Items (z.B. „Es ist sehr wichtig, dass Kinder Autoritäten respektieren“;  $\alpha = .660$ ) und der permissive Erziehungsstil mit 4 Items (z.B. „Je weniger Regeln und Disziplin Kinder bekommen, desto besser ist es für sie“;  $\alpha = .510$ ) erfasst. Die Hauptkomponentenanalyse bestätigte die erwartete Faktorenstruktur.

Die internen Konsistenzen der Skalen blieben hinter den Erwartungen zurück, wurden jedoch als für Forschungszwecke noch ausreichend bewertet.

– Zur Erfassung der *sozial-emotionalen Kompetenzen der Kinder* wurden sowohl die Mütter als auch die Kinder selbst als Datenquellen herangezogen. Die Mütterereinschätzungen der sozialen Kompetenzen erfolgten über zwei Subskalen der *Home & Community Social Behavior Scales* (HCSBS) (Merrell/Caldarella 2008), bei denen auf einer 5-stufigen Ratingskala angegeben wird, wie oft das Kind in den letzten drei Monaten die jeweils genannte Verhaltensweise gezeigt hat (1 = „nie“, 5 = „häufig“). Die Skala *Peer Relations* thematisiert Verhaltensweisen, die relevant sind für das Schließen von Freundschaften, die Zugehörigkeit zu einer Gruppe und die Beliebtheit bei Gleichaltrigen (z.B. „Bietet Gleichaltrigen Hilfe an, wenn diese benötigt wird“, „Fordert Gleichaltrige auf, an Aktivitäten teilzunehmen“). Die 10 auf Basis inhaltlicher Relevanz und Trennschärfe ausgewählten Items wiesen eine interne Konsistenz von  $\alpha = .876$  auf. Die Skala *Self-Management/Compliance* erfragt Verhaltensweisen, die sich auf die Erfüllung von Erwartungen Erwachsener beziehen und die Fähigkeit zur Selbstkontrolle anzeigen (z.B. „Hört Anweisungen von Eltern oder Aufsichtspersonen an und führt sie aus“, „Beherrscht sich, wenn er/sie ärgerlich ist“). Hier lag die interne Konsistenz der 9 ausgewählten Items bei  $\alpha = .849$ .

Selbstkonzept und Empathiefähigkeit der Kinder wurden über Selbstauskünfte erfasst. Das Selbstkonzept wurde mithilfe der deutschen Fassung des *Self-Perception-Profile for Children* (SPPC-D) (Asendorpf/von Aken 1993) erhoben, bei dem die Beantwortung in zwei Schritten erfolgt. Zunächst beurteilt das Kind, welche von zwei vorgegebenen Aussagen besser auf es zutrifft. Im zweiten Schritt beurteilt es, ob die gewählte Aussage genau oder nur ungefähr zutrifft. Ausgewählt wurden die aus jeweils 6 Items bestehenden Skalen *Kognitive Kompetenz* (z.B. „Einige Kinder glauben, dass sie sehr gut in ihren Hausaufgaben sind“ vs. „Andere Kinder machen sich Sorgen, ob sie ihre Hausaufgaben richtig machen“;  $\alpha = .734$ ), *Peerakzeptanz* (z.B. „Einige Kinder finden es schwer, Freunde zu finden“ vs. „Andere Kinder finden es ziemlich leicht, Freunde zu finden“) und *Globales Selbstwertgefühl* (z.B. „Einige Kinder sind oft unglücklich über sich“ vs. „Andere Kinder sind ziemlich zufrieden mit sich“), wobei die beiden letzten Skalen auf Basis eigens durchgeführter Faktorenanalysen zu einem Faktor zusammengefasst wurden ( $\alpha = .817$ ).

Die Empathiefähigkeit der Kinder wurde mithilfe der Skala *Empathie aus dem Inventar zur Erfassung von Impulsivität, Risikoverhalten und Empathie bei 9- bis 14-jährigen Kindern* (IVE) (Stadler/Janke/Schmeck 2004) erhoben. 8 Items wurden nach ihrer Verständlichkeit und ihrer Trennschärfe ausgewählt (z.B. „Ich habe Mitleid mit einem Kind, das neu in der Klasse ist“, „Ich werde traurig, wenn einer meiner Freunde unglücklich ist“;  $\alpha = .860$ ). Die Antworten konnten auf einer modifizierten Antwortskala von 1 bis 5 gegeben werden (1 = „stimmt gar nicht“, 5 = „stimmt genau“).

Eine Übersicht über die erhobenen Variablen bietet Tabelle 2.

**Tabelle 2:** Überblick über die erhobenen Variablen sowie Mittelwerte und Standardabweichungen der verwendeten Skalen

<b>Variable</b>	<b>M</b>	<b>SD</b>	<b>Adressat</b>
Soziodemographische Merkmale			Mutter, Vater
Alter, Geschlecht und Klasse des Kindes			
Familienstand			
Höchster Bildungsabschluss			
Aktuell ausgeübter Beruf			
Umfang der Berufstätigkeit			
Kongruenz			
Relative Aufgabenteilung			Vater
Haushalt und funktionale Kindererziehung	1.958	.490	
Zielgerichtete Kindererziehung	2.529	.432	
Subjektives Wohlbefinden			
Allgemeine Lebenszufriedenheit (Mutter)	3.894	.702	Mutter
Allgemeine Lebenszufriedenheit (Vater)	3.903	.661	Vater
Stimmungsniveau	3.407	.786	Mutter
Seelische Gesundheit	3.930	.432	Mutter
Mütterlicher Erziehungsstil			Mutter
Autoritativer Stil	4.078	.494	
Autoritärer Stil	3.110	.692	
Permissiver Stil	2.069	.569	
Sozial-emotionale Kompetenzen des Kindes			
Peer Relations	4.213	.557	Mutter
Self-Management/Compliance	3.748	.588	Mutter
Selbstkonzept kognitive Kompetenz	2.933	.627	Kind
Peerakzeptanz/globales Selbstwertgefühl	3.109	.543	Kind
Empathiefähigkeit	3.700	.908	Kind

### 3.3 Auswertung

Die Hypothesentestungen wurden in einem ersten Schritt mittels Mediatoranalysen nach Baron/Kenny (1986) vorgenommen. Gemäß dieser muss die Prädiktorvariable zum einen die Mediatorvariable und zum anderen die Kriteriumsvariable signifikant vorhersagen. Wird anschließend eine multiple Regression auf die Kriteriumsvariable mit der Prädiktor- und der Mediatorvariable durchgeführt, muss die Mediatorvariable die Kriteriumsvariable trotz Hereinnahme des Prädiktors signifikant vorhersagen, während das  $\beta$ -Gewicht des Prädiktors durch die Hereinnahme des Mediators abgeschwächt werden muss. Der Grad der Abschwächung entscheidet darüber, ob es sich um eine vollständige oder um eine partielle Mediation handelt. In einem zweiten Schritt wurden die Mediationseffekte mit der Bootstrap-Methode statistisch abgesichert (Preacher/Hayes 2008). In einem dritten Schritt wurden schließlich die vermittelnden Effekte innerhalb des Gesamtmodells auf Signifikanz überprüft (Hayes 2012). Gewählt wurde ein nominelles  $\alpha$ -Niveau von 0.05. Aufgrund der Vielzahl der Signifikanztestungen wurde zur Kontrolle der Alpha-Fehler-Kumulierung eine family-wise-Adjustierung mit Bonferroni-Korrektur durchgeführt. Fehlende Werte innerhalb einer Skala wurden durch den Skalenmittelwert ersetzt.

## 4. Ergebnisse

### 4.1 Hypothese 1

Anhand der in Tabelle 3 dargestellten Produkt-Moment-Korrelationen kann festgehalten werden, dass der Umfang, in dem die Mütter berufstätig waren, nur schwach mit den Zufriedenheitsvariablen der Mütter zusammenhing. Nur die Korrelation mit der seelischen Gesundheit behielt nach der Bonferroni-Korrektur ihre Signifikanz. Der Umfang der mütterlichen Berufstätigkeit korrelierte dagegen signifikant und bedeutsam mit der Aufgabenübernahme des Vaters im Haushalt und bei der funktionalen sowie bei der zielgerichteten Kindererziehung. Das Engagement des Vaters hing wiederum signifikant mit dem Wohlbefinden der Mutter zusammen, allerdings bewegten sich die Korrelationskoeffizienten hier größtenteils in einem eher niedrigen Bereich. Die Teilnahme des Vaters an Aktivitäten der zielgerichteten Kindererziehung hing außerdem mit seiner Lebenszufriedenheit zusammen ( $r = .176, p < .001$ ), welche ihrerseits unabhängig von der Berufstätigkeit der Partnerin war ( $r = -.010, p = .819$ ) (nicht in der Tabelle).

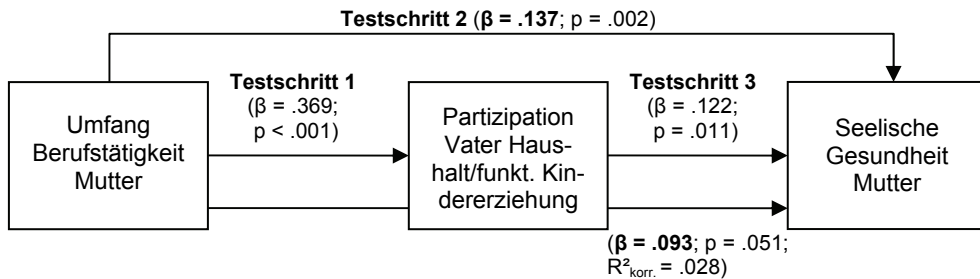
*Tabelle 3:* Produkt-Moment-Korrelationen zwischen Umfang der Berufstätigkeit und Wohlbefinden der Mutter sowie Aufgabenübernahme des Vaters

	1	2	3	4	5
1. Umfang Berufstätigkeit	–				
2. Lebenszufriedenheit	.089	–			
3. Stimmungsniveau	.100	.707*	–		
4. Seelische Gesundheit	.137*	.559*	.544*	–	
5. Haushalt/ funkt. Kindererziehung	.369*	.145*	.167*	.159*	–
6. Zielgerichtete Kindererziehung	.147*	.218*	.150*	.104	.602*

*Anmerkung:* \* nach Bonferroni-Korrektur ( $p_{krit} = .0045$ ) signifikant.

Die durchgeführte Mediatoranalyse ergab, dass die Partizipation des Vaters am Haushalt und an der funktionalen Kindererziehung den Zusammenhang zwischen der Berufstätigkeit und der seelischen Gesundheit der Mutter mediiert, wobei jedoch die korrigierte Varianzaufklärung im dritten Testschritt relativ schwach ausgeprägt ist (Abbildung 2). Es ergaben sich aufgrund der fehlenden Signifikanz der Zusammenhänge zwischen Berufstätigkeit und Lebenszufriedenheit bzw. Stimmungsniveau der Mutter keine weiteren Mediationseffekte.

**Abbildung 2:** Aufgabenbeteiligung des Vaters als Mediatorvariable des Zusammenhangs zwischen Berufstätigkeit und seelischer Gesundheit der Mutter  
 (Bootstrapping: indirekter Effekt = 0.0017, SE = 0.0007, Z = 2.4532, p = .014; Bias-korrigiertes 95%-Konfidenzintervall: 0.0005-0.0034)



### 4.2 Hypothese 2

Die zur Prüfung von Hypothese 2 relevanten Korrelationen sind in Tabelle 4 abgetragen. Es wird erkennbar, dass ein höheres Wohlbefinden der Mutter durchgängig mit einem autoritativeren Erziehungsstil und zumindest teilweise mit einem weniger autoritären Erziehungsstil zusammenhing. Mit dem permissiven Erziehungsstil ergaben sich keine Zusammenhänge. Bezüglich der sozial-emotionalen Kompetenzen der Kinder zeigten sich signifikante und bedeutsame Zusammenhänge des Wohlbefindens der Mutter mit ihren Urteilen in den Skalen Peer Relations und Self-Management/Compliance. Zwischen der Lebenszufriedenheit der Mutter und der Skala Peerakzeptanz/globales Selbstwertgefühl zeigte sich ebenfalls ein signifikanter Zusammenhang, der zwar schwächer ausfiel, allerdings seine Signifikanz auch nach Bonferroni-Korrektur beibehielt. Der autoritative Erziehungsstil korrelierte signifikant und bedeutsam mit den Skalen Peer Relations und Self-Management/Compliance. Ansonsten zeigten sich nach Bonferroni-Korrektur keine signifikanten Zusammenhänge zwischen Erziehungsstil und sozial-emotionalen Kompetenzen.

**Tabelle 4:** Produkt-Moment-Korrelationen zwischen Wohlbefinden der Mutter, sozial-emotionalen Kompetenzen des Kindes und Erziehungsstil

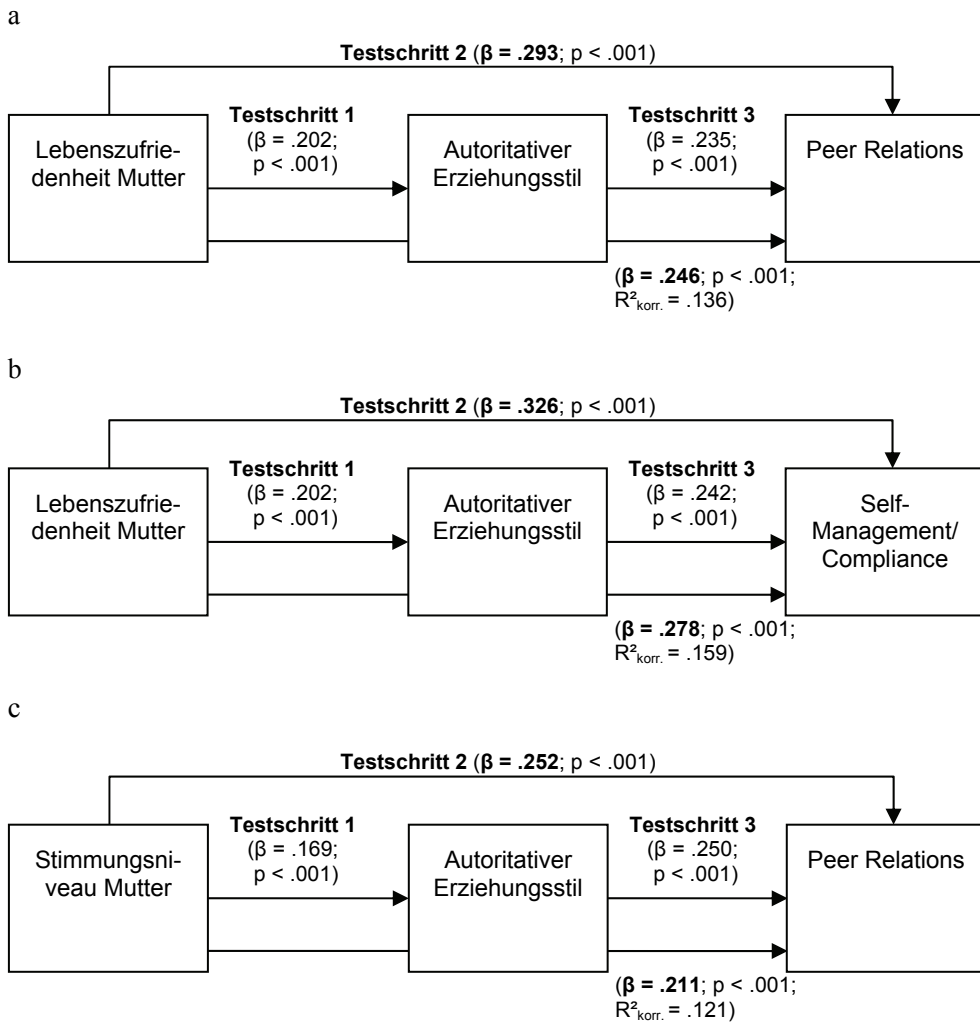
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. Lebenszufriedenheit	-									
2. Stimmungsniveau	.707*	-								
3. Seelische Gesundheit	.559*	.544*	-							
4. Peer Relations	.293*	.252*	.256*	-						
5. Self-Management/ Compliance	.326*	.248*	.301*	.683*	-					
6. Selbstkonzept kognitive Kompetenz	.051	-.008	-.032	.096	.124	-				
7. Peerakzeptanz/ globales Selbstwertgefühl	.142*	.093	.069	.257*	.193*	.465*	-			
8. Empathiefähigkeit	.057	.060	.000	.104	.178*	-.015	-.009	-		
9. Autoritativer Erziehungsstil	.202*	.169*	.265*	.285*	.298*	-.082	-.009	.001	-	
10. Autoritärer Erziehungsstil	-.090	-.050	-.138*	-.113	-.095	-.093	-.102	.044	-.135*	-
11. Permissiver Erziehungsstil	-.069	-.053	-.032	.020	.016	-.023	.011	-.031	.110	.097

*Anmerkungen:* Die hypothesenrelevanten Korrelationen sind fettgedruckt; \* nach Bonferroni-Korrektur ( $p_{\text{krit}} = .0027$ ) signifikant.

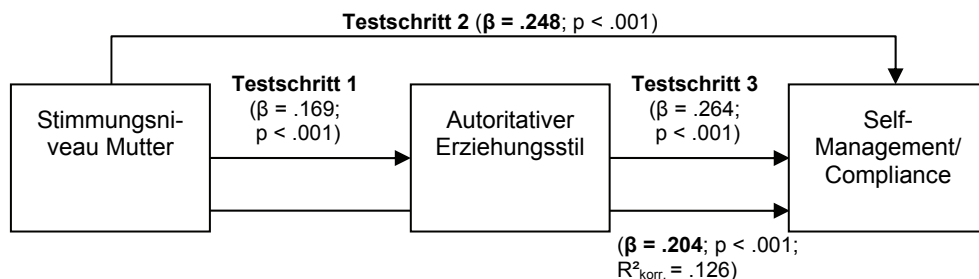


Die sich anschließenden Mediatoranalysen ergaben sechs partielle Mediationseffekte: Der autoritative Erziehungsstil vermittelte zwischen Lebenszufriedenheit bzw. Stimmungsniveau bzw. seelischer Gesundheit der Mutter und den Peer Relations bzw. Selbstmanagementfähigkeiten des Kindes, wobei sich die Effektstärken jeweils im mittleren Bereich bewegten (Abbildung 3). Die Ergebnisse des Bootstrappings zeigen, dass alle Mediations-effekte einen überzufälligen Beitrag zum jeweiligen Total-Effekt lieferten (Tabelle 5).

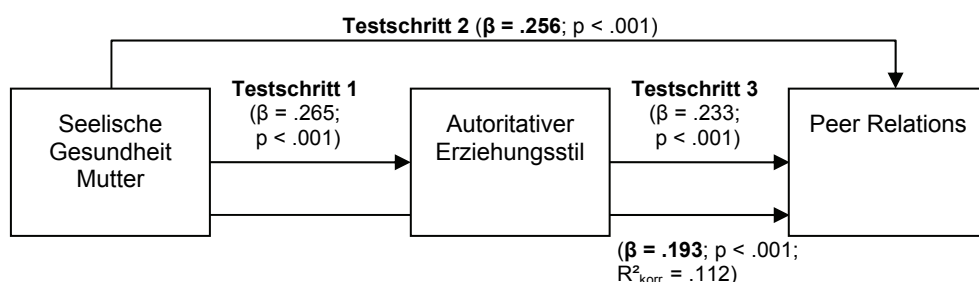
Abbildung 3: Autoritativer Erziehungsstil der Mutter als Mediatorvariable des Zusammenhangs zwischen Wohlbefinden der Mutter und sozial-emotionalen Kompetenzen des Kindes



d



e



f

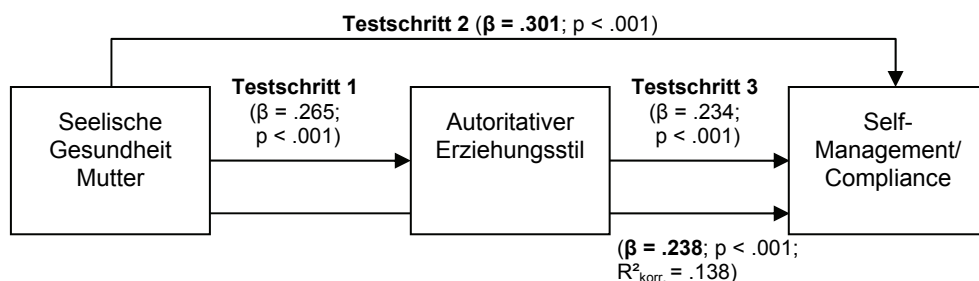


Tabelle 5: Mediationseffekte des autoritativen Erziehungsstils zwischen dem Wohlbefinden der Mutter und den sozial-emotionalen Kompetenzen des Kindes

	Indirekter Effekt	SE	Z	p	Bootstrapping: BC 95%-KI	
					Untere Grenze	Obere Grenze
a	0.0376	0.0106	3.5529	< .001	0.0191	0.0637
b	0.0407	0.0113	3.6090	< .001	0.0210	0.0701
c	0.0293	0.0092	3.1662	< .001	0.0126	0.0507
d	0.0326	0.0101	3.2152	< .001	0.0155	0.0582
e	0.0807	0.0198	4.0653	< .001	0.0459	0.1291
f	0.0854	0.0208	4.1042	< .001	0.0474	0.1397

Anmerkungen: BC 95%-KI = Bias-korrigiertes 95%-Konfidenzintervall; 5.000 Bootstrap-Stichproben.

### 4.3 Hypothesen 3 und 4

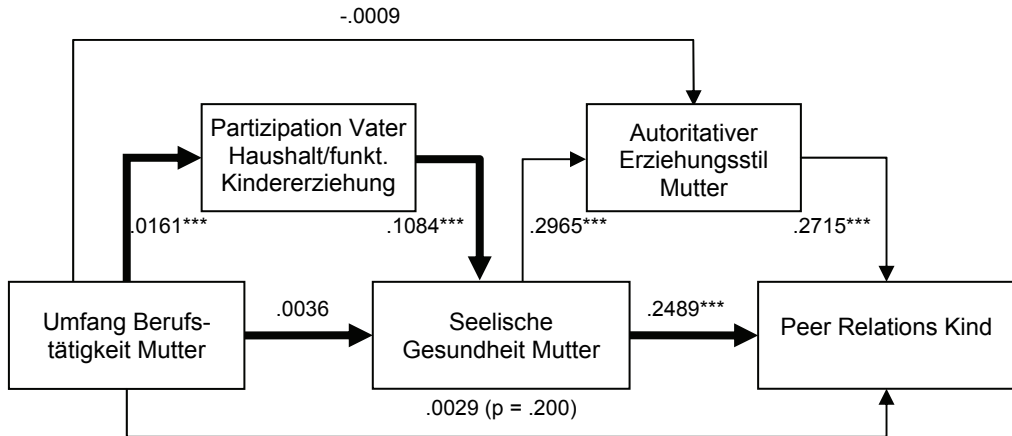
Zwischen Umfang der Berufstätigkeit der Mutter (Arbeitsstunden pro Woche) und den sozial-emotionalen Kompetenzen der Kinder ergaben sich keine signifikanten Zusammenhänge, auch nicht nach Berücksichtigung des Geschlechts. Wurde das Bildungsniveau in den Analysen berücksichtigt, zeigten sich nur vereinzelt Zusammenhänge, die nach Bonferroni-Korrektur allerdings keine Signifikanz mehr erreichten. Zwischen Berufstätigkeit und Erziehungsstil zeigten sich ebenfalls keine Zusammenhänge.

In einer pfadanalytischen Untersuchung konnte dementsprechend keine vollständige Bestätigung des Gesamtmodells gefunden werden, jedoch lieferten die Pfade *Berufstätigkeit* → *Aufgabenbeteiligung (Haushalt)* → *seelische Gesundheit* → *Peer Relations* bzw. *Self-Management/Compliance* (BC 95%-KI: 0.0001-0.0010 bzw. 0.0002-0.0012), *Berufstätigkeit* → *seelische Gesundheit* → *Peer Relations* (BC 95%-KI: 0.0001-0.0021) und *Berufstätigkeit* → *Aufgabenbeteiligung (Haushalt)* → *seelische Gesundheit* → *autoritativer Erziehungsstil* → *Self-Management/Compliance* (BC 95%-KI: 0.0001-0.0004) einen signifikanten Beitrag zum jeweiligen Total-Effekt (s. Abbildung 4), der allerdings in beiden Fällen nicht signifikant wurde (Peer Relations: 0.0037,  $p = .097$ ; Self-Management/Compliance: 0.0022,  $p = .346$ ).

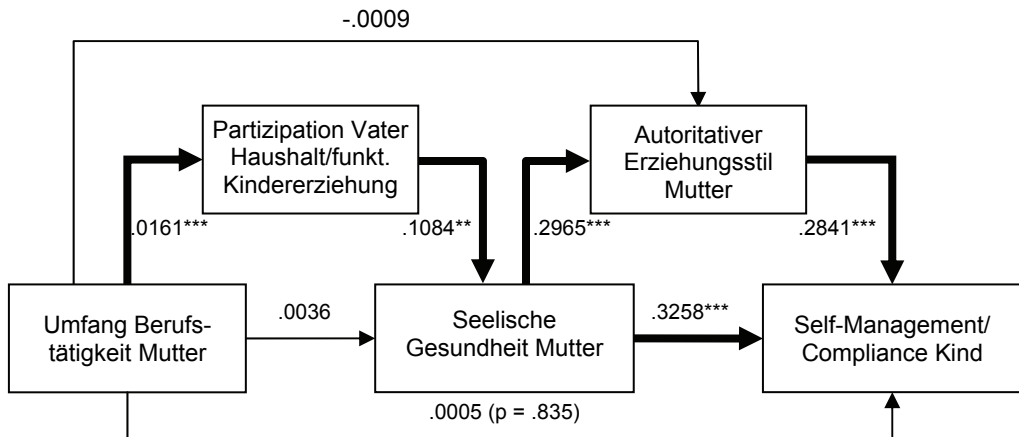
Im Rahmen explorativer Datenanalysen mittels multivariater Varianzanalysen wurde daher untersucht, ob die Kongruenz zwischen dem von der Mutter gewünschten und dem tatsächlichen Lebensmodell als Moderatorvariable für die Zusammenhänge zwischen Berufstätigkeit und sozial-emotionalen Kompetenzen, Wohlbefinden bzw. Erziehungsstil fungiert. Bezüglich der Selbstmanagementfähigkeiten der Kinder, des permissiven Erziehungsstils und sämtlicher Variablen des mütterlichen Wohlbefindens zeigte sich jedoch, dass der Haupteffekt der Kongruenz über den Interaktionseffekt beider Faktoren hinausgeht (vgl. Tabelle 6). Lediglich bei den Peer Relations zeigte sich das umgekehrte Bild. Bei nichtberufstätigen Müttern war die Ausprägung der Kongruenz irrelevant, während berufstätige Mütter, die Kongruenz empfanden, deutlich höhere Werte in den Peer Relationsangaben als solche, die keine Kongruenz empfanden. Beim autoritativen und beim autoritären Erziehungsstil traten keinerlei Effekte auf (nicht in der Tabelle).

Abbildung 4: Unstandardisierte Pfadkoeffizienten des postulierten Gesamtmodells (\*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$ ; fettgedruckte Pfeile bedeuten signifikante indirekte Effekte)

a (Total-Effekt: 0.0037,  $p = .097$ )



b (Total-Effekt: 0.0022,  $p = .346$ )



**Tabelle 6:** Ergebnisse der zweifaktoriellen MANOVA zu sozial-emotionalen Kompetenzen der Kinder sowie Erziehungsstil und Wohlbefinden der Mutter in Abhängigkeit vom Umfang der Berufstätigkeit und Kongruenz zwischen gewünschtem und tatsächlichem Umfang der Berufstätigkeit

Skala	Faktoren	F	p	$\eta^2$
Peer Relations	Berufstätigkeit	0.061	.805	.000
	Kongruenz	1.565	.211	.003
	Berufstätigkeit*Kongruenz	3.396	.066	.007
Self-Management	Berufstätigkeit	0.064	.801	.000
	Kongruenz	3.651	.057	.008
	Berufstätigkeit*Kongruenz	0.016	.899	.000
Permissiver Erziehungsstil	Berufstätigkeit	2.722	.100	.006
	Kongruenz	6.698	.010	.014
	Berufstätigkeit*Kongruenz	1.460	.228	.003
Lebenszufriedenheit	Berufstätigkeit	1.159	.282	.002
	Kongruenz	23.530	.000	.048
	Berufstätigkeit*Kongruenz	6.056	.014	.013
Stimmungsniveau	Berufstätigkeit	0.152	.696	.000
	Kongruenz	12.557	.000	.026
	Berufstätigkeit*Kongruenz	1.691	.194	.004
Seelische Gesundheit	Berufstätigkeit	2.712	.100	.006
	Kongruenz	3.863	.050	.008
	Berufstätigkeit*Kongruenz	2.738	.099	.006

*Anmerkung:* Da sich bezüglich autoritativem und autoritärem Erziehungsstil keinerlei Effekte ergaben, wurden beide Variablen nicht in die Tabelle aufgenommen.

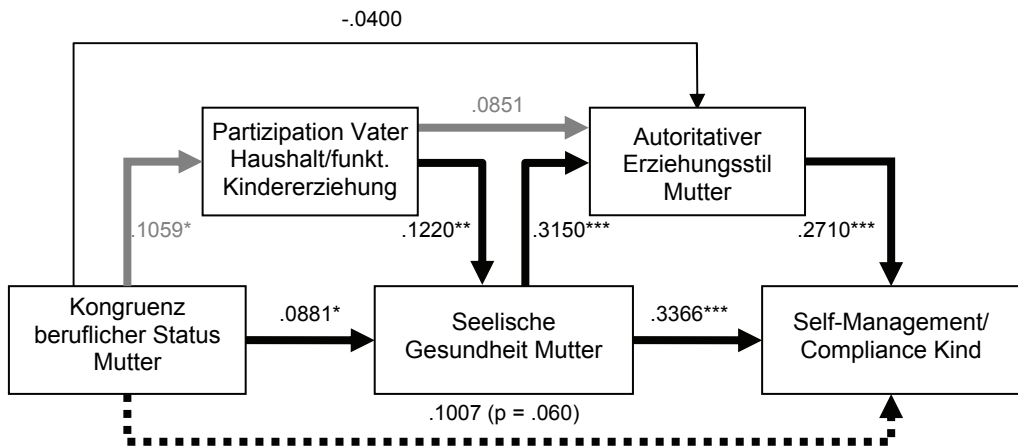
Wurde im Gesamtmodell mit der abhängigen Variable Self-Management/Compliance die Kongruenz statt des Umfangs der Berufstätigkeit eingesetzt, wurden fünf der sieben Mediationspfade signifikant (s. Tabelle 7 und Abbildung 5). Der direkte Effekt der Kongruenz war stärker als derjenige der Berufstätigkeit und verpasste nur knapp das Signifikanzniveau. Der Total-Effekt wurde nun signifikant (0.1324,  $p = .020$ ).

**Tabelle 7:** Signifikante Mediationseffekte im modifizierten Gesamtmodell

Mediationspfad	Indirekter Effekt	SE	Bootstrapping: BC 95%-KI	
			Untere Grenze	Obere Grenze
K→A→G→S	0.0043	0.0025	0.0009	0.0113
K→A→E→S	0.0024	0.0018	0.0002	0.0079
K→A→G→E→S	0.0011	0.0007	0.0002	0.0032
K→G→S	0.0297	0.0169	0.0027	0.0701
K→G→E→S	0.0075	0.0043	0.0011	0.0185

*Anmerkungen:* K = Kongruenz, A = Aufgabenteilung, G = seelische Gesundheit, E = autoritativer Erziehungsstil, S = Self-Management/Compliance; BC 95%-KI = Bias-korrigiertes 95%-Konfidenzintervall; 5.000 Bootstrap-Stichproben.

**Abbildung 5:** Unstandardisierte Pfadkoeffizienten des modifizierten Gesamtmodells (\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$ ; fettgedruckte Pfeile = signifikante indirekte Effekte; graue Pfeile = Zusammenhänge, die nicht postuliert wurden, aber signifikant wurden bzw. Bestandteil eines indirekten Effekts waren; Total-Effekt: 0.1324,  $p = .020$ )



Der signifikante Zusammenhang zwischen Kongruenz und väterlicher Partizipation erscheint erklärungsbedürftig, da Kongruenz auch bei einer Frau, die sich aus freien Stücken ausschließlich über ihre Rolle als Hausfrau und Mutter definiert, vorliegen kann und in diesem Fall kein Grund besteht, von einer höheren Partizipation des Vaters an haus- und kindbezogenen Aufgaben auszugehen. Möglicherweise lässt sich dieses Ergebnis jedoch dadurch erklären, dass in der vorliegenden Stichprobe berufstätige Frauen mit Kongruenz nichtberufstätigen Frauen mit Kongruenz zahlenmäßig deutlich überlegen waren (54.9% vs. 10.2% der Stichprobe), während bei den Frauen ohne Kongruenz die Nichtberufstätigen in der Überzahl waren (19.7% vs. 15.2%;  $\chi^2_{(1)} = 84.979$ ,  $p < .001$ ) und signifikante Zusammenhänge zwischen mütterlicher Berufstätigkeit und Aufgabenübernahme des Partners bestanden.

## 5. Diskussion

Gegenstand der Studie war die Überprüfung eines Modells, das Zusammenhänge zwischen mütterlicher Berufstätigkeit, väterlicher Beteiligung an Haushalts- und Kindererziehungsaufgaben, Wohlbefinden der Mutter, Erziehungsstil sowie den sozial-emotionalen Kompetenzen des Kindes annimmt (s. Abbildung 1). Zu diesem Zweck wurden Daten von insgesamt 985 vollständigen Familien mit Kindern der 3., 4. und 6. Klassen ausgewertet. Die postulierten Zusammenhänge konnten zum Teil bestätigt werden. Für das Wohlbefinden der Mutter und die sozial-emotionalen Kompetenzen des Kindes scheint der Kongruenz zwischen gewünschtem und tatsächlichem Erwerbstätigkeitsumfang eine größere Bedeutung zuzukommen als der Berufstätigkeit an sich.

## 5.1 Zusammenfassung und Interpretation der Ergebnisse

Die Auswertung der Daten ergab nur eine eingeschränkte Bestätigung von Hypothese 1. Der Umfang der mütterlichen Berufstätigkeit, das Wohlbefinden der Mutter sowie die Aufgabenübernahme des Vaters im Haushalt und bei der Kindererziehung korrelierten positiv miteinander, jedoch waren die Zusammenhänge zwischen dem Umfang der Berufstätigkeit und Wohlbefinden eher schwach ausgeprägt und wurden nur für die seelische Gesundheit signifikant. Dieser Zusammenhang wurde durch die Partizipation des Vaters an familiären Aufgaben mediiert, was die Annahme stützt, dass engagierte Partner berufstätige Mütter von ihrer Doppelrolle entlasten und so für ein höheres Wohlbefinden sorgen können (Hoffman/Youngblade 1999). Aufgrund der schwachen Zusammenhänge kann nicht von einer uneingeschränkten Stützung der Bereicherungshypothese und der Ergebnisse aus vorangegangenen Studien (Repetti et al. 1989; Hoffman/Youngblade 1999; Klumb/Lampert 2004; Richter et al. 2007; Buehler/O'Brien 2011) gesprochen werden.

Vielmehr scheint die Passung zwischen gewünschter und tatsächlicher Berufstätigkeit von Bedeutung für das Wohlbefinden der Mutter zu sein. Wenn Kongruenz gegeben war, gaben die Mütter eine signifikant höhere Lebenszufriedenheit, seelische Gesundheit und ein besseres Stimmungsniveau an, als wenn sie lieber weniger oder mehr arbeiten wollten. Dies steht in Einklang mit den Befunden von Berger (2009), die in ihrer Studie mit 5.706 Müttern zu dem Ergebnis kam, dass Mütter, die gerne mehr arbeiten wollten, dies aber aufgrund familiärer Einschränkungen nicht konnten, eine geringere Lebenszufriedenheit aufwiesen als Vollzeit berufstätige Mütter. Die entscheidenden Faktoren waren dabei entgangene monetäre Vorteile, ein geringeres soziales Netzwerk, fehlende Selbstwertbestätigung, fehlende Ablenkung von häuslichen Aufgaben, sinkende Karrierechancen und ein geringes, wenig befriedigendes Niveau von Teilzeittätigkeiten. In eine ähnliche Richtung weisen die Ergebnisse einer weiteren Untersuchung mit 863 Elternpaaren von Röhr-Sendlmeier/Bergold/Krüger (2013), nach denen traditionell eingestellte berufstätige Mütter mehr Schuldgefühle gegenüber ihren Kindern angaben als egalitär eingestellte berufstätige Mütter. Die Ergebnisse scheinen somit eher für das *Person-Environment-Fit-Modell* (Klumb/Lampert 2004) zu sprechen, nach dem Gesundheit und Wohlbefinden dann am höchsten ausgeprägt sind, wenn die ausgeübten Rollen den eigenen Wünschen, Vorstellungen und Fähigkeiten entsprechen. Demnach sind Rollen (z.B. als berufstätige Mutter oder als Hausfrau und Mutter) nicht an sich dem Wohlbefinden abträglich oder förderlich, sondern immer nur in Verbindung mit den Wünschen, Erwartungen und Fähigkeiten einer Person.

Hypothese 2 konnte in weiten Teilen bestätigt werden. Je höher das Wohlbefinden der Mütter war, desto häufiger gaben sie an, den autoritativen Erziehungsstil anzuwenden. Zudem war der autoritäre Stil umso schwächer ausgeprägt, je höher die Mütter ihre seelische Gesundheit einschätzten. Der autoritative Erziehungsstil korrelierte wiederum in erwarteter Richtung und signifikant mit den Peer Relations und den Selbstmanagementfähigkeiten der Kinder. Die Skalen Peer Relations und Self-Management/Compliance korrelierten außerdem signifikant positiv mit allen drei Skalen zum Wohlbefinden der Mutter, die Skala Peerakzeptanz/globales Selbstwertgefühl zumindest mit der Lebenszufriedenheit. Der autoritative Erziehungsstil vermittelte den positiven Zusammenhang zwischen mütterlichem Wohlbefinden und den Peer Relations bzw. Selbstmanagement-

fähigkeiten des Kindes partiell. Diese Befunde stehen in Einklang mit Studienergebnissen, die einen Zusammenhang zwischen positivem Erziehungsstil und sozial-emotionalen Kompetenzen der Kinder zeigen konnten (Deković/Janssens 1992; Hoffman/Youngblade 1999; Franiek/Reichle 2007; vgl. auch Reichle/Gloger-Tippelt 2007), und untermauern die Annahme, dass der positive Effekt eines hohen elterlichen Wohlbefindens auf die sozial-emotionalen Kompetenzen des Kindes über den Erziehungsstil vermittelt wird (Hoffman/Youngblade 1999).

Ein direkter Zusammenhang zwischen dem Umfang der mütterlichen Berufstätigkeit und sozial-emotionalen Kompetenzen der Kinder konnte nicht gefunden werden, so dass die Hypothesen 3 und 4 nicht nach der *causal steps* - Methode von Baron/Kenny (1986) überprüft werden konnten. Befunde aus dem anglo-amerikanischen Raum, nach denen die mütterliche Berufstätigkeit an sich eine positive Einflussgröße darstellt (Hoffman/Youngblade 1999; McMunn et al. 2011), konnten somit nicht bestätigt werden. In den Meta-Analysen von Goldberg et al. (2008) und Lucas-Thompson et al. (2010) waren mit dem Familienstand, dem Alter der Kinder und besonders dem sozioökonomischen Status wichtige Moderatorvariablen identifiziert worden, die auf diesen Zusammenhang einwirken. Das Bildungsniveau hatte in der vorliegenden Studie jedoch keinen Einfluss. Auch hinsichtlich des Erziehungsstils fanden sich keine Effekte der Berufstätigkeit, was Befunden aus englischsprachigen Studien (Hoffman/Youngblade 1999; Raver 2003; Gottfried/Gottfried 2006; Buehler/O'Brien 2011) ebenfalls widerspricht. Möglicherweise müssen hier kulturspezifische Einflüsse berücksichtigt werden.

In der vorliegenden Studie spielte für die sozial-emotionalen Fähigkeiten der Kinder die Kongruenz zwischen gewünschtem und realisiertem Beschäftigungsstatus eine wichtigere Rolle als der Umfang der Berufstätigkeit allein. Lag Kongruenz vor, erzielten die Kinder höhere Werte auf der Skala Self-Management/Compliance. Bezüglich des Zusammenhangs zwischen mütterlicher Berufstätigkeit und Peer Relations wirkte die Kongruenz als Moderatorvariable, wobei allerdings das Signifikanzniveau knapp verpasst wurde. Hierbei muss außerdem berücksichtigt werden, dass es sich um Einschätzungen der Mütter zu den sozial-emotionalen Kompetenzen ihrer Kinder handelt. In den Angaben, die die Kinder machten, zeigten sich keine entsprechenden Unterschiede. Möglicherweise liegt eine Verzerrung im Urteil zufriedenerer Mütter vor. Gottfried/Gottfried (2006) konnten jedoch ebenfalls zeigen, dass Kinder von Müttern, die mit ihrer jeweiligen Rolle zufrieden waren, eine höhere Leistungsmotivation besaßen und weniger Verhaltensprobleme zeigten als Kinder unzufriedenerer Mütter. In einer Untersuchung von Hart/Kelley (2006) berichteten Eltern umso mehr internalisierende (z.B. Ängste, Sorgen, Traurigkeit) und externalisierende (z.B. Aggressivität) Verhaltensweisen ihrer Kinder, je stärker sie einen Konflikt zwischen Beruf und Familie und Stress in ihrer Elternrolle erlebten. Zudem muss beachtet werden, dass die Kinder in der vorliegenden Untersuchung andere Skalen bearbeiteten als die Mütter. Möglicherweise hätten sich Unterschiede gezeigt, wenn auch die Kinder selber ihre Peer-Beziehungen und ihre Selbstmanagementfähigkeiten eingeschätzt hätten. Die Kongruenzhypothese ebenfalls stützende Ergebnisse konnten in Analysen der familiären Rahmenbedingungen bei 335 Familien für den Bereich der kognitiven Kompetenzen mittels Automatic Interaction Detector und Konfigurationsfrequenzanalyse gefunden werden (Martin 2009; Rahmann 2009): Mütter mit höherer Bildung und entsprechenden Berufen sowie akademisch nicht gebildete Mütter, die nicht berufstätig waren und ihre



Rolle primär als Hausfrau und Mutter sahen, hatten signifikant eher überdurchschnittlich begabte Kinder als Mütter mit akademischer Bildung in nicht-akademischen Berufen und Mütter, die sich als arbeitslos bezeichneten. Die Kongruenz des beruflichen Status war nach der Arbeitsgeschwindigkeit bzw. dem Verhalten während der Testsituation der zweitstärkste Prädiktor für die verbale (Varianzaufklärung: 6.02%) bzw. für die nonverbale (Varianzaufklärung: 7.02%) Intelligenz der Kinder.

Aufgrund der bedeutsamen Rolle der Kongruenz sowohl für das Wohlbefinden der Mütter als auch für die sozial-emotionale Entwicklung der Kinder wurde ein Alternativmodell zum ursprünglichen Modell vorgeschlagen, das an die Stelle des Umfangs der Berufstätigkeit die Kongruenz zwischen gewünschtem und realisiertem Beschäftigungsstatus der Mutter setzt. Die pfadanalytische Überprüfung dieses Modells erbrachte im Vergleich zum ursprünglichen Modell mehr signifikante Pfadkoeffizienten, mehr signifikante vermittelnde Effekte und einen signifikanten Total-Effekt. In zukünftigen Studien zum Zusammenhang zwischen Berufstätigkeit, Wohlbefinden und Auswirkungen auf Kindvariablen könnte es daher lohnend sein, weniger die Berufstätigkeit an sich, als vielmehr die Passung zwischen gewünschtem und realisiertem Lebensmodell als entscheidende Variable in Betracht zu ziehen.

## 5.2 Limitationen und Ausblick

Es ist auf einige Einschränkungen hinzuweisen, denen diese Studie unterliegt: Die Ergebnisse wurden aus einem Querschnitts- bzw. Ex-post-facto-Design gewonnen, welches keine gesicherten Aussagen über Kausalitätsbeziehungen erlaubt. Z.B. ist durchaus denkbar, dass sozial-emotionale Kompetenzen des Kindes auf den Erziehungsstil und die Zufriedenheit der Eltern einwirken bzw. dass reziproke Beziehungen bestehen. Gleiches gilt für die – wenn auch hier nur schwachen – Zusammenhänge zwischen Berufstätigkeit und Wohlbefinden. Zwar wurde versucht, durch Mediatoranalysen Hinweise auf kausale Wirkungen zu erhalten; diese sollten im Idealfall jedoch z.B. in prospektiven Längsschnittstudien untersucht werden. Eine Alternativerklärung für die gefundenen Ergebnisse könnten z.B. auch Moderatoreffekte der hier als Mediatoren untersuchten Variablen sein.

Am ausschließlichen Einsatz der Fragebogenmethode ist zu kritisieren, dass Fragebogendaten keine Informationen über tatsächlich gezeigtes Verhalten liefern. Bezüglich der sozial-emotionalen Kompetenzen hätten auch Daten aus Verhaltensbeobachtungen gesammelt werden können. Dies wäre besonders aufschlussreich gewesen, da sich in den Auskünften der Mütter postulierte Effekte zeigten, nicht jedoch in den Selbstauskünften der Kinder. Hier kann auch nicht ausgeschlossen werden, dass zumindest ein gewisser Teil der Zusammenhänge auf die gemeinsame Methodenvarianz zurückgeht. Die Aufgabenpartizipation der Väter wurde nur von diesen erfragt. Es wäre optimal gewesen, auch die Mütter dazu zu befragen und anschließend beide Angaben zu vergleichen und ggf. einen Mittelwert zu bilden. Die Gefahr von Verfälschungstendenzen ist trotz der Anonymitätsszusicherung gegeben.

Da die Erhebung auf freiwilliger Basis erfolgte, können systematische Selbstselektionseffekte nicht ausgeschlossen werden. Die Stichprobe umfasste zwar Familien aus urbanen, suburbanen und ländlichen Gebieten, dennoch waren Eltern mit akademischer Ausbildung überrepräsentiert, welche in der Regel über höhere ökonomische, kulturelle

und soziale Ressourcen verfügen, die der Entwicklung der Kinder zuträglich sind (Bos/Stubbe/Buddeberg 2010).

Dennoch weisen die Ergebnisse darauf hin, dass Eltern die Möglichkeit gegeben werden sollte, ihr favorisiertes Lebensmodell zu realisieren, da sich dies positiv auf Wohlbefinden und Zufriedenheit und damit auch auf die sozial-emotionale Entwicklung der Kinder auswirken kann. Dass hier noch großer Handlungsbedarf besteht, zeigen aktuelle Umfrageergebnisse: In einer repräsentativen Befragung des Forsa-Instituts (2008) sagten 44% der Mütter, dass sie gerne mehr arbeiten würden, die aktuelle Kinderbetreuungssituation dies aber nicht zulasse; in der Untersuchung von Berger (2009) wollten 57% der nichtberufstätigen Mütter gerne einer Erwerbstätigkeit nachgehen, sahen sich jedoch durch familiäre Aufgaben gebunden. Die Schaffung zusätzlicher Kinderbetreuungsplätze, flexiblerer Arbeitszeiten und -plätze und anspruchsvoller Teilzeittätigkeiten scheint dringend geboten, möchte man Müttern, die gerne oder in größerem Umfang berufstätig wären, eine entsprechende Erwerbstätigkeit auch tatsächlich ermöglichen.

## Literatur

- Abramovitch, R. & Johnson, L. C. (1992). Children's perceptions of parental work. *Canadian Journal of Behavioral Science*, 24, S. 319-332.
- Almeida, D. M., Maggs, J. L. & Galambos, N. L. (1993). Wives' employment hours and spousal participation in family work. *Journal of Family Psychology*, 7, S. 233-244.
- Armistead, L., Wierson, M. & Forehand, R. (1990). Adolescents and maternal employment: Is it harmful for a young adolescent to have an employed mother? *Journal of Early Adolescence*, 10, S. 260-278.
- Asendorpf, J. B. & Aken, M. A. G. von (1993). *Self-Perception Profile for Children – deutsche Fassung (SPPC-D)*. Berlin: Humboldt-Universität, Institut für Psychologie.
- Baron, R. M. & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, S. 1173-1182.
- Baumrind, D. (1966). Effects of authoritative parental control on child behavior. *Child Development*, 37, S. 887-907.
- Becker, P. (1989). *Trierer Persönlichkeitsfragebogen (TPF)*. Göttingen: Hogrefe.
- Berger, E. M. (2009). *Maternal employment and happiness: The effect of non-participation and part-time employment on mothers' life satisfaction*. Berlin: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (Discussion Paper 890).
- Berger, H. (2011). *Berufstätigkeit, Zufriedenheit und Leistungsmotivation: Ein Vergleich von Eltern mit kinderlosen Erwerbstätigen*. Bonn: Universität Bonn, Institut für Psychologie (Diplomarbeit).
- Bos, W., Stubbe, T. C. & Buddeberg, M. (2010). Gibt es eine armutsbedingte Bildungsbenachteiligung? Die Operationalisierung verschiedener Indikatoren der sozialen Herkunft in der empirischen Bildungsforschung. In: Rost, D. H. (Hrsg.), *Intelligenz, Hochbegabung, Vorschulerziehung, Bildungsbenachteiligung*. Münster: Waxmann, S. 165-208.
- Buehler, C. & O'Brien, M. (2011). Mothers' part-time employment: Associations with mother and family well-being. *Journal of Family Psychology*. doi: 10.1037/a0025993.
- Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (BMFSFJ) (Hrsg.) (2010). *Perspektive Wiedereinstieg. Ziele, Motive und Erfahrungen von Frauen vor, während und nach dem beruflichen Wiedereinstieg*. <http://www.bmfsfj.de/RedaktionBMFSFJ/Broschuerenstelle/Pdf-Anlagen/Perspektive-Wiedereinstieg-Ziele-Motive-Erfahrungen.property=pdf,bereich=bmfsfj,sprache=de,rwb=true.pdf> [Stand: 2011-11-14].

- Crouter, A. C. & Crowley, M. S. (1990). School-age children's time alone with fathers in single- and dual-earner families: Implications for the father-child relationship. *Journal of Early Adolescence*, 10, S. 296-312.
- Dalbert, C. (1992). Subjektives Wohlbefinden junger Erwachsener: Theoretische und empirische Analysen der Struktur und Stabilität. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 13, S. 207-220.
- Deković, M. & Janssens, J. M. A. M. (1992). Parents' child-rearing style and child's sociometric status. *Developmental Psychology*, 28, S. 925-932.
- Forsa-Institut (2008). *Lebensgefühl von Eltern. Repräsentativbefragung für Gruner + Jahr AG & Co KG, Redaktion ELTERN. Tabellenband*. [http://c1.eltern.de/pdf/Tab-Lebensgefuehl-von-Eltern\\_P8490\\_v2.pdf](http://c1.eltern.de/pdf/Tab-Lebensgefuehl-von-Eltern_P8490_v2.pdf) [Stand: 2011-11-25].
- Franiek, S. & Reichle, B. (2007). Elterliches Erziehungsverhalten und Sozialverhalten im Grundschulalter. *Kindheit und Entwicklung*, 16, S. 240-249.
- Fthenakis, W. E. (1999). Vaterschaft – gestern und heute. In: LBS-Initiative Junge Familie (Hrsg.), *Engagierte Vaterschaft. Die sanfte Revolution in der Familie*. Opladen: Leske + Budrich, S. 15-40.
- GEOlino & Kinderhilfswerk der Vereinten Nationen (UNICEF) (2010). *GEOlino-Kinderwertemonitor 2010*. [http://www.unicef.de/fileadmin/content\\_media/presse/Ergebnisse\\_Kinderwerte\\_Monitor\\_2010\\_Praesentation\\_gesamt2.6.pdf](http://www.unicef.de/fileadmin/content_media/presse/Ergebnisse_Kinderwerte_Monitor_2010_Praesentation_gesamt2.6.pdf) [Stand: 2011-11-15].
- Goldberg, W. A., Prause, J., Lucas-Thompson, R. G. & Himsel, A. (2008). Maternal employment and children's achievement in context: A meta-analysis of four decades of research. *Psychological Bulletin*, 134, S. 77-108.
- Gottfried, A. E. & Gottfried, A. W. (2006). A long-term investigation of the role of maternal and dual-earner employment in children's development: The Fullerton Longitudinal Study. *American Behavioral Scientist*, 49, S. 1310-1327.
- Gove, W. R. (1984). Gender differences in mental and physical illness: The effect of fixed roles and nurturant roles. *Social Science & Medicine*, 19, S. 77-91.
- Hart, S. M. & Kelley, M. L. (2006). Fathers' and mothers' work and family issues as related to internalizing and externalizing behaviour of children attending day care. *Journal of Family Issues*, 27, S. 252-270.
- Hayes, A. F. (2012). An analytical primer and computational tool for observed variable mediation, moderation, and conditional process modeling (submitted for publication). <http://www.afhayes.com/public/process.pdf> [Stand: 2012-04-07].
- Hoffman, L. W. (1989). Effects of maternal employment in the two-parent family. *American Psychologist*, 44, S. 283-292.
- Hoffman, L. W. & Youngblade, L. M. (1999). *Mothers at work. Effects on children's well-being*. New York, NY: Cambridge University Press.
- Hölling, H. & Schlack, R. (2008). Psychosoziale Risiko- und Schutzfaktoren für die psychische Gesundheit im Kindes- und Jugendalter – Ergebnisse aus dem Kinder- und Jugendgesundheitsurvey (KiGGS). *Gesundheitswesen*, 70, S. 154-163.
- Hurrelmann, K. & Andresen, S. (2010). *Kinder in Deutschland 2010. 2. World Vision Kinderstudie*. Frankfurt am Main: Fischer.
- Jahoda, M. (1981). Work, employment and unemployment. Values, theories, and approaches in social research. *American Psychologist*, 36, S. 184-191.
- Jausch, S. & Lösel, F. (2011). Mütterliche Berufstätigkeit und kindliches Sozialverhalten. *Kindheit und Entwicklung*, 20, S. 164-172.
- Klumb, P. L. & Lampert, T. (2004). Women, work, and well-being 1950-2000: a review and methodological critique. *Social Science & Medicine*, 58, S. 1007-1024.
- Lehr, U. (1979). *Ist Frauenarbeit schädlich? Im Spannungsfeld von Familie und Beruf*. Zürich: Edition Interfrom.
- Lucas-Thompson, R. G., Goldberg, W. A. & Prause, J. (2010). Maternal work early in the lives of children and its distal associations with achievement and behavior problems: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 136, S. 915-942.

- Martin, D. (2009). *Die Entwicklung von Grundschulern mit Verdacht auf Hochbegabung*. Bonn: Universität Bonn, Institut für Psychologie (Diplomarbeit).
- McMunn, A., Kelly, Y., Cable, N. & Bartley, M. (2011). Maternal employment and child socio-emotional behaviour in the UK: longitudinal evidence from the UK Millennium Cohort Study. *Journal of Epidemiology and Community Health*, doi: 10.1136/jech.2010.109553.
- Merrell, K. W. & Caldarella, P. (2008). *Home & Community Social Behavior Scales (HCSBS)*. East Peoria, IL: Versa Press.
- Müller-Günther, M. (2010). *Rahmenbedingungen des Lernens bei begabten Kindern*. Bonn: Universität Bonn (Dissertation) <http://hss.ulb.uni-bonn.de/2010/2274/2274.pdf> [Stand: 2011-09-16].
- Pache, M. (2009). *Determinanten der Leistungsmotivation deutsch- und türkischstämmiger Schüler*. Bonn: Universität Bonn, Institut für Psychologie (Diplomarbeit).
- Paul, K. & Moser, K. (2001). Negatives psychisches Befinden als Wirkung und als Ursache von Arbeitslosigkeit: Ergebnisse einer Meta-Analyse. In: Zempel, J., Bacher, J. & Moser, K. (Hrsg.), *Erwerbslosigkeit*. Opladen: Leske + Budrich, S. 83-110.
- Preacher, K. J. & Hayes, A. F. (2008). Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models. *Behavior Research Methods*, 40, S. 879-891.
- Rahmann, J. (2009). *Entwicklung, Verhalten und kognitive Leistungsfähigkeit von vermeintlich unterforderten Kindern und Jugendlichen – Eine Erhebung aus einer Beratungsstelle für Hochbegabte*. Bonn: Universität Bonn, Institut für Psychologie (Diplomarbeit).
- Raver, C. C. (2003). Does work pay psychologically as well as economically? The role of employment in predicting depressive symptoms and parenting among low-income families. *Child Development*, 74, S. 1720-1736.
- Reichle, B. & Gloger-Tippelt, G. (2007). Familiäre Kontexte und sozial-emotionale Entwicklung. *Kindheit und Entwicklung*, 16, S. 199-208.
- Repetti, R. L., Matthews, K. A. & Waldron, I. (1989). Employment and women's health. Effects of paid employment on women's mental and physical health. *American Psychologist*, 44, S. 1394-1401.
- Richter, R., Bergmann, R. L., Bergmann, K. E. & Dudenhausen, J. W. (2007). Berufstätigkeit und Lebensqualität von Müttern zwei Jahre nach der Geburt des ersten Kindes. *Gesundheitswesen*, 69, S. 448-456.
- Röhr-Sendmeier, U. M. (2009). Berufstätige Mütter und die Schulleistungen ihrer Kinder. *Bildung und Erziehung*, 62, S. 225-242.
- Röhr-Sendmeier, U. M. & Bergold, S. (2012). Die Rolle des Vaters bei berufstätiger Mutter – Aufgabenbeteiligung, Lebenszufriedenheit und Schulleistung der Kinder. *Zeitschrift für Familienforschung/Journal of Family Research*, 24, S. 3-26.
- Röhr-Sendmeier, U. M., Bergold, S. & Krüger, M. (2013). Eltern im Konflikt zwischen Familie und Beruf – elterliche Schuldgefühle und ihr Zusammenhang mit sozial-emotionalen und schulischen Kompetenzen der Kinder (in Begutachtung).
- Röhr-Sendmeier, U. M. & Kröger, M. (2011). Die Bedeutung der mütterlichen Berufstätigkeit für Leistungsmotivation und Berufswahlreife von Jugendlichen. *Bildung und Erziehung*, 64, S. 213-238.
- Röhr-Sendmeier, U. M., Schäfer, B. & Vonderbank, C. (2009). Kindliche Rollenvorstellungen vom Erwachsensein im Kontext gewandelter Geschlechtsstereotype. *Kinder- und Jugendschutz in Wissenschaft und Praxis*, 54, S. 107-111.
- Rutter, M. (1990). Commentary: Some focus and process considerations regarding effects of parental depression on children. *Developmental Psychology*, 26, S. 60-67.
- Schnittert, C. (2011). *Auswirkungen mütterlicher Berufstätigkeit auf den Schulerfolg von HauptschülerInnen*. Bonn: Universität Bonn, Institut für Psychologie (Diplomarbeit).
- Schwartzberg, N. S. & Dytell, R. S. (1996). Dual earner families: The importance of work stress and family stress for psychological well-being. *Journal of Occupational Health Psychology*, 1, S. 211-223.
- Stadler, C., Janke, W. & Schmeck, K. (2004). *Inventar zur Erfassung von Impulsivität, Risikoverhalten und Empathie bei 9- bis 14-jährigen Kindern (IVE)*. Göttingen: Hogrefe.

- Statistisches Bundesamt (2011). *Pressemitteilung Nr. 090 vom 08.03.2011*. [http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Presse/pm/2011/03/PD11\\_\\_090\\_\\_122.psml](http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Presse/pm/2011/03/PD11__090__122.psml) [Stand: 2011-11-12].
- Waldron, I., Weiss, C. C. & Hughes, M. E. (1998). Interacting effects of multiple roles on women's health. *Women and Health, 11*, S. 79-98.
- Wethington, E. & Kessler, R. C. (1989). Employment, parental responsibility, and psychological distress. A longitudinal study of married women. *Journal of Family Issues, 10*, S. 527-546.
- Wiese, B. S. (2004). Konflikte zwischen Beruf und Familie im Alltagserleben erwerbstätiger Paare. Querschnittliche und prozessuale Analysen. *Zeitschrift für Sozialpsychologie, 35*, S. 45-58.

Engereicht am/Submitted on: 24.01.2012

Angenommen am/Accepted on: 19.07.2012

Anschriften der Autorinnen und Autoren/Addresses of the authors:

Prof. Dr. Una Röhr-Sendlmeier (Korrespondenzautorin/corresponding author)

Dr. Sebastian Bergold

Andreas Jöris, Diplom-Psychologe

Anna Verena Cummings, Diplom-Psychologin

Karin Helm, Diplom-Psychologin

Eva Johannes, Diplom-Psychologin

Rheinische Friedrich-Wilhelms-Universität Bonn

Institut für Psychologie

Entwicklungspsychologie und Pädagogische Psychologie

Kaiser-Karl-Ring 9

53111 Bonn

Deutschland/Germany

E-Mail: [roehr-sendlmeier@uni-bonn.de](mailto:roehr-sendlmeier@uni-bonn.de)

[sbergold@uni-bonn.de](mailto:sbergold@uni-bonn.de)

[ajoeiris@uni-bonn.de](mailto:ajoeiris@uni-bonn.de)

*Paulina Gałęzewska*

# Einfluss der Bildung der Frau auf das Zweitgeburtsverhalten in Polen während der sozio-ökonomischen Transformation<sup>1</sup>

## Impact of educational attainment on the transition to the second child in post-socialistic Poland

### **Zusammenfassung:**

In Polen wurde nach dem Systemumbruch im Jahr 1989 ein starker Geburteneinbruch beobachtet, der nahezu parallel von einer Bildungsexpansion begleitet wurde. Der schnell steigende Anteil junger hoch gebildeter Frauen sollte sich stark auf die zukünftige Fertilitätsentwicklung Polens auswirken, denn Akademikerinnen bekommen nicht nur später, sondern auch weniger Kinder. Die Studie lenkt den Fokus auf das Zweitgeburtsverhalten, da die Geburt des ersten Kindes in Polen weiterhin als universell gilt. Die empirischen Ergebnisse auf Basis des Employment, Family and Education Surveys (2006) zeigen eine mit steigendem Bildungsniveau signifikant sinkende Zweitgeburtenrate. Hochschulabsolventinnen sind in Polen mit hohen Opportunitätskosten konfrontiert, die nur eingeschränkt von den geltenden familienpolitischen Maßnahmen und Arbeitsmarktregulierungen minimiert werden.

**Schlagwörter:** Polen, Fertilität, zweites Kind, Bildung

### **Abstract:**

Since the collapse of state socialism in Poland in 1989, a rapid decline in fertility has been observed in parallel with educational expansion. Polish women with university degree tend to postpone their childbearing, and often have fewer children than their less educated counterparts. Thus, an increase in the number of highly educated women may have an impact on the future fertility development of a country. The birth of a first child is fairly universal in women's lives in Poland, hence, this study focuses on the transition to the second child. Using the Employment, Family and Educational Survey (2006), several piecewise exponential models were estimated. The analyses reveal a strong negative effect of women's education on the second birth risk. We conclude that Polish women with university degree are exposed to higher opportunity costs, and these are not addressed adequately by existing family policies and labour market regulations related to working mothers.

**Key words:** Poland, fertility, second birth, education

---

1 Das Manuskript basiert auf der Masterarbeit eingereicht an der Universität Rostock im August 2009. Die vorgestellten Ergebnisse wurden auch in einer Postersession auf der Konferenz Population Association of America (PAA) 2011 Annual Meeting, Washington DC, USA, 31.03-02.04.2011 präsentiert.

## 1. Einleitung

Die ehemaligen Ostblockstaaten verzeichneten nach dem Systemumbruch um das Jahr 1990 einen dramatischen Geburtenrückgang, der von deutlichen Veränderungen im alters- und paritätsspezifischen Muster begleitet wurde (Council of Europe 2006).<sup>2</sup> Die Totalen Fertilitätsraten (TFR) sanken lediglich innerhalb eines Jahrzehntes drastisch – von meistens über 1,8 Kinder je Frau zu Beginn der Transformationsjahre bis zu unter die „lowest low“-Grenze ( $TFR \leq 1,3$ ; nach Kohler et al. (2002)). In der ganzen Region wurde dabei ein gestiegenes Alter beim ersten Kind, ein sinkender Anteil der Geburten der dritten und höheren Ordnung und eine zunehmende Kinderlosigkeit beobachtet (Frejka/Sobotka 2008; Sobotka 2004: Kap. 5; Sobotka et al. 2005). Neuerdings häuft sich auch die Befürchtung einer Erosion des in diesem Teil Europas vorherrschenden Zwei-Kinder-Familienmodells (Frejka 2008a; Frejka/Sardon 2007; Kreyenfeld 2008), die durchaus schwerwiegende Folgen für die künftige Bevölkerungsentwicklung Osteuropas nach sich ziehen könnte (Lutz et al. 2006).

Der beobachtete familiendemographische Wandel wird hauptsächlich auf tiefgreifende sozio-ökonomische Veränderungen zurückgeführt, die mit dem Regimewechsel und dem Übergang von der zentralen Planwirtschaft zur freien Marktwirtschaft einhergingen (Frejka 2008b; Kotowska et al. 2008; Potančoková et al. 2008; Sobotka et al. 2008; Spéder/Kamarás 2008; Witte/Wagner 1995). Daraufhin nahm auch die Bedeutung des Humankapitals für die persönlichen Lebensverhältnisse und Berufschancen enorm zu. Seit dem Beginn der 1990er Jahre wird in den meisten ehemaligen Ostblockstaaten eine vor allem von Frauen jüngerer Jahrgänge vorangetriebene Bildungsexpansion beobachtet (z.B. Kotowska et al. 2008; Potančoková et al. 2008; Sobotka et al. 2008; Spéder/Kamarás 2008). Ein rasant steigender Anteil der hoch gebildeten Frauen dürfte dabei Implikationen für die zukünftige Fertilitätsentwicklung dieser Region haben. Hochschulabsolventinnen unterscheiden sich in ihrem generativen Verhalten deutlich von Frauen niedrigerer Bildungsgruppen; sie bekommen ihr erstes Kind meistens später und entscheiden sich häufig für kleinere Familien (z.B. Blossfeld/Huinink 1991; Lappegård/Rønsen 2005; Liefbroer/Corijn 1999). Zahlreiche Studien wiesen einen negativen Bildungseffekt auf den Eintritt in die Mutterschaft auch in den ehemaligen Ostblockstaaten nach (z.B. Kantorová 2004; Koytcheva 2006; Matysiak 2009a, 2009b; Matysiak/Vignoli 2009). Der Einfluss des Schulabschlusses auf das Zweitgeburtsverhalten ist jedoch weniger eindeutig. Während in Westeuropa und Skandinavien ein positiver Bildungsgradient dokumentiert wurde (z.B. Gerster et al. 2007; Hoem/Hoem 1989; Köppen 2006; Kreyenfeld/Zabel 2005; Oláh 1996), ist das in den ehemaligen Ostblockstaaten nur in Estland (Klesment/Puur 2010) und Tschechien (Št'astná 2009) der Fall. In der Mehrheit der postsozialistischen Länder nimmt das Risiko einer zweiten Geburt mit steigendem Schulabschluss ab: Rumänien (Mureşan 2007), Russland (Rieck 2006), Ukraine (Perelli-Harris 2008), Bulgarien (Koytcheva 2006) und Ungarn (Oláh 2003). Vor dem Hintergrund unterschiedlicher

---

2 Einen detaillierten Überblick über die familiendemographischen, sozio-ökonomischen und familienpolitischen Veränderungen in den einzelnen ehemaligen Ostblockstaaten liefert der Sammelband der Zeitschrift *Demographic Research* (2008) mit dem Titel „Special collection 7: Childbearing trends and policies in Europe“.

Ergebnisse und für unser besseres Verständnis des Fertilitätsrückgangs in Osteuropa scheint eine weitere Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Schulabschluss und Familienerweiterung in einem bisher unerforschten sozio-ökonomischen und kulturellen Kontext von besonderer Relevanz.

Das Ziel der vorliegenden Studie ist demnach, den Einfluss der Bildung auf den Übergang zum zweiten Kind im postsozialistischen Polen zu ermitteln. Zu dem Effekt des Schulabschlusses auf das Zweitgeburtsverhalten liegen, unseres Wissens nach, noch keine empirischen Untersuchungen vor. Unsere Überlegungen beruhen auf dem ökonomischen Ansatz der Fertilität (z.B. Becker 1963, 1993), auf dessen Grundlage die Rolle der Vereinbarkeit von Kind und Beruf erörtert wird. Außerdem wird die Auswirkung der Bildung der Frau auf Familiengründung und -erweiterung aus der Lebenslaufperspektive betrachtet. Nachdem der polnische Kontext beleuchtet wird, folgt die Formulierung der Forschungshypothesen, deren Gültigkeit auf Basis des *Employment, Family and Education Survey* aus dem Jahr 2006 empirisch geprüft wird. Die empirische Analyse erfolgt mithilfe von Methoden und Techniken der Ereignisdatenanalyse.

## 2. Theoretische Vorüberlegungen

Die theoretischen Überlegungen zum Einfluss der Bildung der Frau auf die Fertilitätsentscheidung basieren auf dem ökonomischen Ansatz der Fertilität (z.B. Becker 1965, 1993). Dieser sieht Frauen als rational handelnde, nutzenmaximierende Akteure, die vor dem Hintergrund konstanter Präferenzen und gegebener Budgetrestriktionen bestrebt sind, ihre verfügbare Zeit zwischen den Haushalts- und Arbeitsmarktaktivitäten optimal aufzuteilen. Der Wert der Zeit einer Frau wird dabei mit dem Stundenlohn gemessen, zu dem sie auf dem Arbeitsmarkt beschäftigt wird. Je höher das Bildungsniveau einer Frau ist, umso besser sind ihre Arbeitsmarktchancen und damit auch das Verdienstpotezial (Mincer 1974; Mincer/Polachek 1974). Hoch gebildete Frauen sollen daher einen höheren Anreiz haben, einer Erwerbsarbeit nachzugehen.

Die mit zunehmendem Schulabschluss ebenfalls steigenden Löhne wirken sich zweierlei – über den Einkommens- und den Substitutionseffekt – auf die Fertilitätsentscheidungen einer Frau aus (z.B. Ermisch 2003: 114-117; Matysiak 2009b: 58f.). Der Einkommenseffekt unterstellt einen positiven Einfluss steigender Bildung der Frau auf die Familiengröße. Höhere Einkünfte verhelfen einerseits die anfallenden direkten Kinderkosten (Ernährung, Bekleidung, Bildung etc.) abzudecken. Andererseits vermögen sie die entstandenen Zeitkosten der Kindererziehung zu reduzieren, wie etwa durch einfachere Finanzierung der kostenpflichtigen außerfamiliären Kinderbetreuungsmöglichkeiten. Der Substitutionseffekt wirkt in die entgegengesetzte Richtung und spiegelt den Zeitkonflikt zwischen Erwerbstätigkeit der Frau und häuslicher Kinderbetreuung wider. Die Zeit, die eine Frau für Erziehung der Kinder und Verrichtung der Haushaltsarbeiten aufbringt, könnte der Erwerbsarbeit gewidmet werden. Mit steigendem Bildungsniveau erhöhen sich das zu erwartende Einkommen und damit auch die Opportunitätskosten der Kindererziehung. Da Frauen aus ökonomischer Sicht rational handeln, versuchen sie diese Kosten zu minimieren, indem sie sich für kleinere Familien entscheiden. Der Substitutionseffekt impliziert folglich einen negativen Einfluss des höheren Schulabschlusses der Frau auf ihre Kinderzahl.



Die endgültige Entscheidung für oder gegen eine (weitere) Mutterschaft wird durch das Zusammenspiel zwischen dem Substitutions- und dem Einkommenseffekt bestimmt. Beide Effekte treten gleichzeitig auf und beeinflussen gegenläufig die Familienplanung der Frau. Ob eine Familie erweitert wird, hängt schließlich davon ab, welcher der Effekte dominiert. Das Zusammenspiel beider Effekte wird dabei weitgehend durch die gesellschaftlichen Gegebenheiten bestimmt, in denen die Fertilitätsentscheidungen getroffen werden (Matysiak 2009b). Hierbei sind die länderspezifischen sozialen, ökonomischen, politischen und kulturellen Rahmenbedingungen gemeint, die die Entscheidung über ein (weiteres) Kind begünstigen oder hindern können (z.B. Gornick et al. 1998; Liefbroer/Corijn 1999; Matysiak 2009b; Muszyńska 2004, 2007; Rindfuss et al. 2003). Folglich kann der Einfluss der Bildung auf Familiengründung und Erweiterung zwischen den Ländern stark variieren (Blossfeld 1995).

Das Ausmaß des Substitutionseffekts lässt sich über die Höhe der Opportunitätskosten bestimmen. Da Betreuung der Kinder und Erwerbsarbeit der Frau als konkurrierende Aktivitäten um die weiblichen Zeitressourcen gelten, fallen die Opportunitätskosten der Kindererziehung mit zunehmendem Schulabschluss umso geringer aus, je besser sich diese beiden Tätigkeiten miteinander vereinbaren lassen (Liefbroer/Corijn 1999). Eine zentrale Bedeutung wird hier den familien- und arbeitsmarktpolitischen Regulierungen zur Unterstützung der Mutterschaft und Frauenerwerbstätigkeit zugeschrieben (Matysiak 2009b: 61; Neyer 2006). Dazu gehören etwa die Bestimmungen zum Mutterschafts- und Erziehungsurlaub, die Versorgung mit bedarfsgerechter Kinderbetreuung, sowie Regulierungen zu den Arbeitszeiten, vor allem deren Umfang (Voll- und Teilzeit), und dem (Wieder-)Einstieg der Frau in das Berufsleben. Zu beachten sind zudem auch alle Instrumente, die sich auf das Haushaltsbudget und somit auch auf das Ausmaß des Einkommenseffekts auswirken. Als solche gelten diverse Leistungen, die auf Kompensierung der direkten Kinderkosten abzielen. Zu nennen sind vor allem familienbezogene monetäre Transfers (Mutterschafts-, Erziehungsgeld, Familienbeihilfen etc.), steuerliche Vergünstigungen für Familien mit Kindern sowie Zuschüsse zu Dienstleistungen, etwa für Gesundheitsvorsorge, Bildung oder öffentliche Verkehrsmittel (Wóycicka 2005: 80).

Die ökonomische Theorie der Fertilität thematisiert den Einfluss der Bildung der Frau auf die Familiengröße, jedoch nicht den Zeitpunkt und den Abstand zwischen den Geburten. Dabei wird jede familiäre Entscheidung, mit all ihren Konsequenzen für die zukünftigen Handlungsmöglichkeiten, in einem bestimmten Moment des Lebens getroffen. Frauen haben, von sozialen Alterspräferenzen abgesehen, ein relativ breites Zeitfenster, das lediglich von der biologischen Grenze einschränkt wird, um ihren Kinderwunsch zu realisieren. Die reproduktive Phase fällt allerdings mit dem Lebensabschnitt zusammen, in dem die Integration in den Arbeitsmarkt stattfindet (Schmitt 2007: 3). Familiäre Entscheidungen einer Frau und ihr berufliches Engagement stehen entsprechend in Wechselwirkung zueinander und üben einen strukturierenden Einfluss auf den Lebenslauf der Frau aus (ibid.: 4).

Eine erhöhte Bildungspartizipation der Frau wirkt sich wesentlich auf das Timing der Familiengründung und Erweiterung aus. Akademikerinnen sind für gewöhnlich älter bei Geburt des ersten Kindes als Frauen mit niedrigerem Schulabschluss. Längeres Verweilen in dem Bildungssystem trägt unmittelbar zum zeitlichen Hinauszögern von familiären Entscheidungen bei (z.B. Blossfeld/Huinink 1991; Klein/Lauterbach 1994; Lappegård/

Rønsen 2005). Sowohl das Hochschulstudium als auch die Mutterschaft sind mit hohen Zeitanforderungen verbunden, wodurch sich die beiden Lebensbereiche nur schwer miteinander vereinbaren lassen. Die während der Ausbildung meistens noch unsichere finanzielle Lage sowie die normativen Erwartungen *erst Schulabschluss, dann Kinder* (Blossfeld/Huinink 1991) sprechen weiterhin für einen Aufschub der Familiengründung. Schließlich sollen die langfristigen Opportunitätskosten eines familienbedingten Ausbildungsabbruchs deutlich höher als die der späteren Erwerbsunterbrechung ausfallen (Klein/Lauterbach 1994).

Sobald das Studium abgeschlossen ist, scheint es rational, die erworbenen Bildungsressourcen in berufliche Statuspositionen zu übertragen (Schmitt 2007: 4). Da das Einkommensprofil der Hochschulabsolventinnen steiler als das der Frauen mit einem niedrigeren Schulabschluss verläuft, sind die Opportunitätskosten der Kindererziehung in den ersten Berufsjahren besonders hoch (Liefbroer/Corijn 1999: 54). Eine Unterbrechung in der Erwerbskarriere zugunsten häuslicher Kinderbetreuung bedeutet nicht nur entgangenes Einkommen, sondern auch fehlende Investitionen bis hin zum Abbau des Humankapitals. Letzteres kann sich heute, in den Zeiten des schnellen, technologischen Fortschritts, gerade bei einem langen Ausstieg aus dem Berufsleben negativ auf die zukünftigen Karrierechancen und das Erwerbspotenzial der Frau auswirken (z.B. Aisenbrey et al. 2009; Albrecht et al. 1999; Mincer/Ofek 1982). Die Familiengründung wird daher häufig bis zur Etablierung auf dem Arbeitsmarkt hinausgezögert. Ein Aufschub der Mutterschaft bedeutet zugleich eine Verkürzung der Zeitspanne, in der die Realisierung des Kinderwunsches möglich ist. Die Akademikerinnen können entsprechend bestrebt sein, ihre Kinder zeitlich eng nacheinander zu bekommen. In der Literatur wird in solchem Fall von einem „Time-Squeeze“ gesprochen (Kreyenfeld 2002). Eine Minimierung des Geburtenabstandes dürfte sich in weitestem Sinne auch positiv auf die Erwerbskarriere der Frauen auswirken, da sie eine schnelle Rückkehr in das Erwerbsleben und daher auch die Reduzierung der Opportunitätskosten ermöglicht (NíBhrolcháin 1986a, b).

### 3. Polen nach dem Systemumbruch 1989

#### 3.1 Entwicklung der Fertilität

Mit dem Systemumbruch im Jahr 1989 ging in Polen die TFR von 2,07 dramatisch auf 1,22 im Jahr 2003 zurück und stabilisierte sich in den letzten Jahren bei etwa 1,3 Kindern je Frau.<sup>3</sup> Das Durchschnittsalter bei Geburt des ersten Kindes stieg gleichzeitig von 23,6 auf 25,9 Jahre an, sowie von 26,8 auf 28,1 Jahre bei Geburt aller Kinder. Zudem ist der Anteil der dritten und vierten Geburten an allen Geburten seit dem Jahr 1989 von jeweils 17% auf 10% und von 12% auf knapp 6% im Jahr 2007 gesunken. Interessanterweise erweist sich der Kinderwunsch in Polen, trotz des Rückgangs der Fertilität, als nahezu uni-

---

3 Die hier verwendeten Daten für Polen stammen hauptsächlich von den Datenbank *OECD.Stat Extracts* und *ILO LABORSTA*, sowie vom Zentralen Statistischen Amt in Warschau (auf Polnisch: Główny Urząd Statystyczny, *GUS*). Zusätzlich verwendete Datenquellen werden ggf. separat angegeben.

versal. Wenn auch die Kinderlosigkeit in den jüngeren Kohorten von 6,9% für die Kohorte 1938 auf 15% für den Jahrgang 1966 anstieg (Kotowska et al. 2008: 807), beabsichtigten im Eurobarometer Survey aus dem Jahr 2006 lediglich 1,6% der 15 bis 39-jährigen kinderlosen Polinnen keine Mutterschaft zu realisieren (Testa 2006).

### 3.2 Sozio-ökonomische Rahmenbedingungen

Der dramatische Geburtenrückgang und der damit einhergehende alters- und paritätsspezifische Wandel des Fertilitätsmusters polnischer Frauen werden, wie in allen ehemaligen Ostblockstaaten, hauptsächlich auf die tiefgreifenden sozio-ökonomischen und institutionellen Veränderungen zurückgeführt, die der Systemumbruch in 1989 mit sich brachte (Kotowska et al. 2008; Kotowska 1999). Anfang der 1990er Jahre wurden zahlreiche ökonomische Reformen eingeleitet, die eine weitgehende Liberalisierung der polnischen Wirtschaft (etwa Freisetzung der Preise, Privatisierung und Restrukturierung staatlicher Unternehmen, Anpassung der Beschäftigungsstruktur an marktwirtschaftliche Kriterien der Produktionsauslastung) beabsichtigten. Die ersten Transformationsjahre Polens waren von einem starken Rückgang der Beschäftigung und des Bruttoinlandsproduktes gekennzeichnet. Zugleich trat massive Arbeitslosigkeit (1993: 14,4%), ein im Sozialismus unbekanntes Phänomen, auf. In den folgenden Jahren wurden eine kurzzeitige Verbesserung der wirtschaftlichen Lage und eine leichte Entspannung auf dem Arbeitsmarkt beobachtet. Seit dem Jahr 1998 verlangsamte sich jedoch das Wirtschaftswachstum und die Arbeitslosigkeit stieg auf das bisher höchstnotierte Niveau von 20,3% im Jahr 2003 an.<sup>4</sup> Mit dem EU-Beitritt Polens im Mai 2004 setzte eine anhaltende Hochkonjunktur ein. Die Erwerbsquote blieb auf einem relativ konstanten Niveau von durchschnittlich 64,1% (vgl. 1988: 71,5%), die Arbeitslosenquote sank kontinuierlich auf einen Wert von unter 10% und die jährliche Wachstumsrate des BIP stieg bis zum Jahr 2007 auf ca. 6% an.

Der Systemumbruch eröffnete bisher unbekannt Chancen hinsichtlich individueller Wahlfreiheiten, Lebensgestaltung und Konsummöglichkeiten, jedoch nicht für alle in gleichem Maße (Kotowska 2004). Ökonomische und soziale Ungleichheiten spiegelten sich in der verstärkten Polarisierung der Gesellschaft, steigender Armut und sozialer Ausgrenzung bestimmter Gruppen wider (Kotowska et al. 2008: 822f.). Aufgrund erschwelter Partizipation auf dem Arbeitsmarkt sowie der Abkehr des Staates von seiner bisher übergeordneten Funktion der Absicherung persönlicher Lebensverhältnisse, hängt nun die finanzielle Lage privater Haushalte vorwiegend von den Ressourcen ihrer Mitglieder ab. Die insgesamt gestiegene Eigenverantwortung für das materielle Wohlergehen einerseits und die wachsende Nachfrage nach gut qualifizierten Arbeitskräften andererseits, erhöhten dabei die Bedeutung des eigenen Humankapitals, was eine fortschreitende Bildungs-

---

4 Der Verschlechterung der Situation auf dem Arbeitsmarkt zu Beginn des 21. Jahrhunderts lagen einerseits der weitere Stellenabbau infolge anhaltender Restrukturierungs- und Privatisierungsprozesse und andererseits die aus steigendem Wettbewerb und Druck nach mehr Effizienz und Produktivität resultierenden Veränderungen der Beschäftigungsstruktur zugrunde.

expansion auslöste.<sup>5</sup> Diese wurde dabei hauptsächlich von den Frauen jüngerer Geburtsjahrgänge vorangetrieben; der Anteil der Akademikerinnen in der Altersgruppe der 25- bis 34-Jährigen erhöhte sich seit dem Systemumbruch um den Faktor 3,6 und lag im Jahr 2005 bei knapp 31%.<sup>6</sup>

Die hoch gebildeten Polinnen unterscheiden sich dabei in ihrem generativen Verhalten wesentlich von Frauen anderer Bildungsgruppen. Sie verweilen deutlich länger in der Ausbildungsphase, sind aber – ähnlich wie die geringer qualifizierten Frauen – bestrebt, bereits vor der ersten Mutterschaft im Arbeitsmarkt vollkommen integriert zu sein (Matysiak 2009b; Matysiak/Vignoli 2009). Im Jahr 2007 lag das Medianalter der Akademikerinnen bei der ersten Geburt bei 28,1 und das der Frauen aller Bildungsgruppen bei 25,8 Jahren (GUS 2008b). Die Betrachtung der jährlichen Zahl der Lebendgeborenen nach durchschnittlicher Geburtenordnung verdeutlicht zudem, dass die hoch gebildeten Polinnen nicht nur später sondern auch weniger Kinder in ihrem Leben bekommen.<sup>7</sup>

### 3.3 Frauenerwerbstätigkeit

In den Zeiten des Sozialismus war die Frauenerwerbstätigkeit ideologisch angestrebt, gemäß Vollbeschäftigungspolitik staatlich gefördert und für das Haushaltsbudget angesichts der *Politik der niedrigen Löhne* notwendig. Die strukturellen Veränderungen auf dem Arbeitsmarkt nach dem Jahr 1989 beeinträchtigten erheblich das Erwerbsleben der Frauen. Die Frauenerwerbsquote ging in den Transformationsjahren kontinuierlich von 64% in 1988 auf 50,6% im Jahr 2007 zurück. Ein höherer Schulabschluss reduzierte dabei in jedem Alter das Risiko von Arbeitslosigkeit betroffen zu werden und verbesserte die Chancen der Frau eine Vollzeitbeschäftigung, und dies sogar unbefristet, aufzunehmen<sup>8</sup> (Matysiak 2007).

Die höchste Erwerbsbeteiligung der Polinnen fällt mit der Phase verstärkter familiärer Entscheidungen, d.h. mit dem Alter 25-44, zusammen (Kotowska/Sztanderska 2007; Sztanderska 2005). Die Beschäftigung der Frau stellt eine sehr wichtige Voraussetzung für eine (weitere) Mutterschaft dar (Matysiak 2009a; Matysiak/Vignoli 2009). Nach der Geburt des Kindes sinkt die Erwerbsbeteiligung der Frauen jedoch rapide ab. Zahlreiche empirische Untersuchungen bestätigen einen starken negativen Einfluss von Kleinkindern auf die Müttererwerbstätigkeit (Matysiak 2005, 2009a; Matysiak/Steinmetz 2008). Die Polinnen ziehen sich vorerst aus dem Berufsleben zurück, um sich der häuslichen Kinderbetreuung zu widmen. Wenn das Kind älter ist, versuchen sie in das Berufsleben zurückzukehren, stoßen aber auf große Schwierigkeiten; sie sind oft von Arbeitslosigkeit betroffen oder werden mit Diskriminierung konfrontiert (z.B. Kotowska et al. 2008; Kotowska

---

5 Die Studentenzahl ist seit Anfang der 1990er Jahre um das Fünffache gestiegen und der Anteil der Studierenden im Alter von 19 bis 24 Jahren an allen jungen Erwachsenen dieser Altersgruppe nahm von 9,8% im akademischen Jahr 1990/91 auf knapp 40% im Jahr 2007/08 zu (GUS 2008b).

6 Quelle: LFS, 2. Quartal; nach Kotowska et al. (2008: 831).

7 Unter allen Neugeborenen im Jahr 2007 gebaren die Akademikerinnen im Durchschnitt ihr 1,5. Kind. Die durchschnittliche Geburtenordnung für Frauen aller Bildungsgruppen betrug zugleich 1,8 (GUS 2008a).

8 Beispielsweise variierte im Jahr 2007 die Erwerbsquote der Frauen in der Altersgruppe 25-39 je nach Schulabschluss von 40,8% bei den niedrig- bis 86% bei den hochgebildeten Polinnen (Arbeitslosenquote entsprechend: 22,8% und 5,5%).

1995; Mishtal 2009). Frauen in Polen sind dabei bestrebt, gemäß der vorherrschenden Polarisierung des Erwerbsmusters, in erster Linie eine Vollzeitstelle anzunehmen (Matysiak 2007; Matysiak/Steinmetz 2006). Die Teilzeitarbeit gilt eher als eine Alternative bei fehlenden Möglichkeiten einer Vollzeitbeschäftigung. Sie wird meistens von gering qualifizierten Frauen nachgegangen und ist häufig mit einem befristeten Arbeitsverhältnis verbunden (Matysiak 2007). Im Jahr 2006 waren weniger als 10% der 25 bis 54-jährigen Frauen teilzeiterwerbstätig.

### 3.4 Institutionelle Rahmenbedingungen

Ähnlich wie in anderen ehemaligen Ostblockstaaten sind Polinnen weiterhin nahezu alleine für Kinderbetreuung und -erziehung zuständig (CBOS 2006; Matysiak 2007). Das sozialistische Regime förderte zwar eine hohe Arbeitsmarktbeteiligung der Frauen, und dies im vollen Stundenumfang, zielte aber auf keine Veränderung der traditionellen Arbeitsteilung im Haushalt ab (Fodor et al. 2002). In den Zeiten des Sozialismus ermöglichte ein umfangreiches Paket an familien- und arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen die Rolle einer Vollzeiterwerbstätigen mit der einer Hausfrau, relativ gut zu vereinbaren und damit die direkten Kinderkosten zu reduzieren (Frejka 2008b). In der neuen Realität Polens verschärften jedoch die weiterhin bestehende Doppelbelastung und der fortschreitende Wandel der Beschäftigungsstruktur den Konflikt zwischen den familiären und beruflichen Verpflichtungen einer Frau (Kotowska 2004, 2005; Matysiak 2005). Dieser wurde dabei keinesfalls von den bereits wirksamen oder neu eingeführten familien- und arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen gelöst.

Wie in den meisten postsozialistischen Staaten wurden in Polen nach dem Systemumbruch eingeleitete familienpolitische Reformen einerseits dem Diktat der Einsparungen, die das Staatshaushaltsdefizit verringern sollten, und andererseits dem der Bekämpfung von wachsender Armut unterworfen (Balcerzak-Paradowska et al. 2003; Frejka 2008b; Kotowska et al. 2008). Die im Sozialismus an den Erwerbsstatus gekoppelten Sozialversicherungsleistungen mit universalem Charakter wurden größtenteils durch selektive, einkommensabhängige Beihilfen ersetzt, die effektiv nur den ärmsten Familien zugutekommen. Mit der Übertragung der Verwaltung und Finanzierung der Kinderkrippen und Kindergärten aus dem Staatsbudget an die unterfinanzierten Gemeinden, ging zudem das Angebot an Kinderbetreuungseinrichtungen erheblich zurück (Balcerzak-Paradowska et al. 2003). Die Zahl der Kinderkrippen verringerte sich im Zeitraum von 1989 bis 2007 um 76% und die der Kindergärten um 36%. In Anbetracht des fortschreitenden Geburtenrückgangs blieb jedoch die Versorgung mit institutionellen Kinderbetreuungseinrichtungen nahezu unverändert. Zum Zeitpunkt der letzten zwei Nationalen Volkszählungen – in den Jahren 1988 und 2002 – standen jeweils der Hälfte aller Kinder im Alter von drei bis sechs Jahre ein Kindergartenplatz zur Verfügung (Matysiak/Steinmetz 2006).<sup>9</sup> Die Verlagerung von etwa 30 bis 40% der Betreuungskosten von den Gemeinden auf die Eltern (Balcerzak-Paradowska et al. 2003),

9 Die Zahl der Kinderkrippenplätze pro 100 Kinder bis zum zweiten Lebensjahr sank von 4,5 im Jahr 1988 auf 2,5 im Jahr 2002 (Matysiak/Steinmetz 2006). Kinderkrippen spielten jedoch schon in den Zeiten des Sozialismus eine untergeordnete Rolle, da die Unterversorgung mit öffentlichen Kinderkrippen mit einem ausgedehnten Erziehungsurlaub kompensiert wurde (ibid.).

trug jedoch zur Erhöhung der direkten Kinderkosten und damit zu einer, aus finanziellen Gründen, geringeren Bereitschaft der Inanspruchnahme bei.

Die gesetzlichen Regulierungen zum Erziehungsurlaub veränderten sich seit dem Systemumbruch nur unwesentlich. Er kann weiterhin im Anschluss an den Mutterschaftsurlaub einer erwerbstätigen Mutter, und seit dem Jahr 1996 auch vom Vater, drei Jahre lang – aber maximal bis zum vierten Lebensjahr des Kindes – in Anspruch genommen werden. Die neu eingeführten Bestimmungen aus den Jahren 2002 und 2003 zur besseren Vereinbarkeit von Kind und Beruf räumen den Eltern die Möglichkeiten ein, den Erziehungsurlaub durch Teilzeitarbeit zu ersetzen oder in vier Abschnitte aufzuteilen (bis zum vierten Lebensjahr des Kindes). Die Eltern dürfen auch, solange die Betreuung der Kinder dadurch nicht erschwert wird, eine Beschäftigung aufnehmen und an Weiterbildungsmaßnahmen teilnehmen. Eine empirische Untersuchung von Matysiak (2007) zeigt allerdings, dass diese Möglichkeiten, zumindest in den ersten Jahren nach der Einführung, kaum genutzt wurden. Lediglich 3% der Frauen ersetzen den Erziehungsurlaub durch eine Teilzeitarbeit, 7% teilten ihn in Abschnitte auf und 5% nahmen während der Beanspruchung an Weiterbildungsmaßnahmen teil. Der Erziehungsurlaub wird dabei hauptsächlich von Frauen in Anspruch genommen (50% der berechtigten Mütter und 2,6% der Väter), wobei 80% der Mütter ihn in seiner vollen Länge nutzt. Die Inanspruchnahme steigt mit sinkendem Schulabschluss deutlich an – nur knapp über ein Drittel der Frauen im Erziehungsurlaub hatten ein hohes, dafür aber 60% ein niedriges Bildungsniveau. Eine wesentliche Rolle spielt offensichtlich das Anrecht auf finanzielle Leistungen, die während des Erziehungsurlaubs bei Erfüllung des Einkommenskriteriums bezogen werden können.<sup>10</sup> Nahezu 70% der Frauen im Erziehungsurlaub erhalten eine monetäre Leistung (Matysiak 2007). Eine fehlende Berechtigung zur Beihilfe oder zu niedrige Leistungen werden hingegen von jeder dritten Frau als Verzichtsggrund auf den Erziehungsurlaub genannt. Jede fünfte Polin macht keinen Gebrauch von dieser Maßnahme aus Angst vor deren negativen Auswirkungen auf das Berufsleben und auf das Verhältnis zu dem Arbeitsgeber (ibd.).

### 3.5 Forschungshypothesen

Vor dem Hintergrund der theoretischen Überlegungen und des landesspezifischen sozio-ökonomischen Kontexts lässt sich in Polen ein starker Substitutionseffekt vermuten. Die weiterhin gültige traditionelle Rollenaufteilung hinsichtlich der Kinderbetreuung bedeutet bei Geburt eines Kindes einen zumindest temporären Rückzug der Frau aus dem Erwerbsleben. Obwohl die Polinnen, zumindest im Alter, in dem die meisten familiären Entscheidungen getroffen werden, besser gebildet sind als Männer, ist ihre Position auf dem Arbeitsmarkt als eher schwierig einzustufen. Dennoch oder gerade deswegen sind sie stark bemüht berufstätig zu werden. Ein höherer Schulabschluss wirkt sich positiv auf die Erwerbchancen, die Einstellungsbedingungen und das zu erwartende Einkommen der Frau aus. Mit dem steigenden Bildungsniveau nehmen jedoch auch die Opportunitätskosten einer familienbedingten Erwerbsunterbrechung zu. Die Akademikerinnen müssen im Ver-

10 Die so genannte *Beihilfe aufgrund von Kinderbetreuung* wird bis zu 24 Monate in einem relativ niedrigen Pauschalbetrag ausgezahlt, der jedoch wegfällt, wenn die Eltern im Erziehungsurlaub eine Arbeit aufnehmen.

gleich zu den geringer qualifizierten Frauen größere finanzielle Einbußen hinnehmen, die nur unwesentlich von den staatlichen Familienleistungen kompensiert werden. Darüber hinaus haben die eingeschränkte Flexibilisierung des Erziehungsurlaubs sowie dessen strikte Regulierungen zu Verdienstmöglichkeiten (beim Bezug von monetären Leistungen) zur Folge, dass viele der Frauen während der dreijährigen Inanspruchnahme nahezu vollständig den Kontakt zu ihrem beruflichen Umfeld verlieren. Die Hochschulabsolventinnen müssen dabei größere Nachteile der Entwertung des Humankapitals im Laufe einer solch langen Erwerbspause für die zukünftige Berufskarriere befürchten, als Frauen anderer Bildungsgruppen. Viele der hoch gebildeten Polinnen entscheiden demnach erst gar keinen Gebrauch vom Erziehungsurlaub zu machen, wodurch der Konflikt zwischen ihren familiären Verpflichtungen und ihrem beruflichen Engagement zusätzlich verschärft wird. Hinzu kommen die erschwerte Rückkehr in das Erwerbsleben und die Diskriminierung von Müttern mit Kleinkindern, die das Einkommen und Berufschancen der Akademikerinnen langfristig beeinflussen. Gemäß der ökonomischen Theorie der Fertilität sollen die hoch gebildeten Polinnen nach Geburt des ersten Kindes, die immer noch nahezu universal gewünscht wird, bestrebt sein, die entstandenen Kosten zu reduzieren, indem sie sich gegen ein zweites Kind entscheiden. Demzufolge wird im postsozialistischen Polen eine mit zunehmendem Bildungsniveau der Frau sinkende Zweitgeburtsintensität erwartet (*Substitutionseffekt-Hypothese*).

Des Weiteren verlangt die sozio-ökonomische Situation der meisten Haushalte in Polen eine Erwerbsbeteiligung beider Partner. Die Partizipation der Frau auf dem Arbeitsmarkt wirkt sich wesentlich auf das Haushaltsbudget und die Erhaltung des Lebensstandards aus. Die Akademikerinnen können über größere finanzielle Ressourcen verfügen und sind somit besser in der Lage die anfallenden, nach dem Jahr 1989 deutlich angestiegenen, direkten Kinderkosten aufzubringen. Höheres Einkommen verhilft außerdem die entstandenen Zeitkosten zu reduzieren. Die Hochschulabsolventinnen können einfacher als Polinnen niedrigerer Bildungsgruppen die kostenpflichtigen Kindergärtenplätze oder auch andere außerfamiliäre Möglichkeiten der Kinderbetreuung beanspruchen. Diese Aspekte sprechen für einen starken Einkommenseffekt in Polen, der eine mit steigendem Bildungsniveau ebenfalls zunehmende Übergangsrate zum zweiten Kind erwarten lässt (*Einkommenseffekt-Hypothese*).

Die folgende Studie nimmt somit an, dass sowohl der Substitutions- als auch der Einkommenseffekt in Polen stark sind. Die empirischen Analysen sollen zeigen, welcher der beiden Effekte dominiert. In einem weiteren Schritt wird zusätzlich die Gültigkeit der *Time-Squeeze-Hypothese* überprüft. Die hoch gebildeten Polinnen bekommen ihr erstes Kind später als Frauen anderer Bildungsgruppen. Längere Ausbildungsphase und eine Erwerbsstrategie, die auf Absicherung der Position der Frauen auf dem Arbeitsmarkt vor dem Eintritt in die Mutterschaft ausgerichtet ist, tragen unmittelbar zum Aufschub der Familiengründung bei. Folglich verkürzt sich der Zeitraum in dem angesichts der biologischen Grenze ein weiterer Kinderwunsch realisiert werden kann. Betrachtet man zusätzlich die gültigen Altersnormen für familiäre Entscheidungen – die Polinnen bekommen ihre Kinder immer noch sehr jung – sowie die negativen Folgen einer langen Erwerbsunterbrechung und die Schwierigkeiten der erwerbstätigen Mütter auf dem Arbeitsmarkt, dann ist eine Minimierung des Geburtenabstands unter den Akademikerinnen durchaus denkbar. Solch ein „Time-Squeeze“ hat dabei Implikationen für ereignisanalytische Mo-

delle, in denen die abhängige Variable die Rate ist. Diese kann sich erhöhen, wenn sich der Geburtsabstand verkürzt, obwohl die endgültige Wahrscheinlichkeit, ein zweites Kind zu bekommen, unverändert bleibt.

## 4. Empirische Analyse

### 4.1 Datensatz und Variablen

Die Analyse des Einflusses der Bildung der Frau auf den Übergang zum zweiten Kind in Polen beruht auf dem *Employment, Family and Education Survey* (EFES). Der EFES wurde im Rahmen des Projektes „Cultural and structural conditions of female labour force participation in Poland“ vom Institut für Statistik und Demographie (Warsaw School of Economics) konzipiert und im Jahr 2006 durchgeführt. Er stellt eine retrospektive Umfrage dar, die eine vollständige, monatsgenaue Rekonstruktion der Bildungs-, Erwerbs-, Partnerschafts-, Fertilitäts- und Migrationsbiographie der Befragten ab dem 15. Lebensjahr ermöglicht. Interviewt wurden dabei 3005 Frauen, die zwischen den Jahren 1966 und 1981 geboren wurden. Die Befragten gingen aus einer repräsentativen Stichprobe hervor.

Die folgende Studie konzentriert sich auf den Einfluss der Bildung auf das Zweitgeburtverhalten von Frauen, die ihre bisherige Fertilitätskarriere nahezu vollständig im postsozialistischen Polen durchlebten. Die Analyse beschränkt sich daher auf die Familienentscheidungen von Frauen der Geburtskohorten 1971-1981.<sup>11</sup> Diese waren zum Zeitpunkt des Regimewechsels zwischen dem 8. und dem 18. Lebensjahr und bei der Befragung im Jahr 2006 im Alter von 25 bis 35 Jahren. Die Stichprobe umfasst dabei nur Befragte, die ihr erstes Kind unter den veränderten sozio-ökonomischen Rahmenbedingungen, d.h. nach dem Jahr 1989, bekamen. Für das erste Kind wird das Geburtsdatum und für das zweite der Schwangerschaftsbeginn analysiert. Die Untersuchung beschränkt sich nur auf die leiblichen Kinder. Frauen, die eine Zwillingsgeburt (als erste Geburt) erfuhren, wurden jedoch aus der Stichprobe ausgeschlossen. Die derartig abgegrenzte Stichprobe ermöglicht eine Analyse der Familienbiographien von 1520 Polinnen.

Als abhängige Variable gilt die Übergangsrate zum zweiten Kind. Unter der Annahme, dass eine Schwangerschaft in den ersten Wochen nach der Entbindung eher unwahrscheinlich ist, fängt die Prozesszeit drei Monate nach der Geburt des ersten Kindes an. Als Ereignis gilt der Beginn einer zweiten Schwangerschaft mit dem die *Entscheidung* für eine Familienerweiterung untersucht werden soll (Št'astná 2009).<sup>12</sup> Die Fälle, die bis zum Zeitpunkt der Befragung kein Ereignis erfuhren, wurden zensiert (Rechtszensierung). Dies gilt auch für die wenigen Frauen, die länger als zehn Jahre dem Risiko ausgesetzt

---

11 Zusätzlich wurde ein Versuch unternommen, die möglichen Lebenspartner der befragten Frauen zu interviewen. Da jedoch unter den 2223 Lebensgefährten lediglich 44% bereit waren, an der Umfrage teilzunehmen, gelten die Angaben zum Partner als eher ungeeignet für wissenschaftliche Analysen.

12 In der Analyse wird angenommen, dass eine Schwangerschaft genau neun Monate dauert. Dementsprechend werden vom Geburtsdatum des zweiten Kindes neun Monate subtrahiert. Die fehlenden Angaben zum Geburtsmonat wurden mithilfe einer Zufallsvariable ergänzt.



waren, aber kein zweites Kind bekamen (12 Fälle). Das Ereignis ist bei 771 von 1520 beobachteten Frauen eingetreten.

In dieser Studie stellt das Bildungsniveau der Frau die zentrale Erklärungsvariable des Zweitgeburtsverhaltens der Polinnen dar. Mithilfe dieser Kovariate soll das Zusammenspiel zwischen dem Einkommens- und dem Substitutionseffekt sowie die Gültigkeit der Time-Squeeze-Hypothese untersucht werden. Für die empirischen Modelle wurde der Schulabschluss der Frau als zeitabhängige Variable mit Ausprägungen: *in Ausbildung* und jeweils *niedrige*, *mittlere* und *hohe* Bildung generiert. Zu der *niedrigen* Bildungsgruppe gehören Abgängerinnen einer Grund- oder Berufsgrundschule<sup>13</sup>. Die Kategorie *mittlere* Bildung erfasst Frauen, die ein Allgemeinbildendes Lyzeum, eine technische bzw. Berufsbildende Mittelschule und/oder eine Postabiturschule abgeschlossen haben. Als hoch gebildet gelten Frauen mit einem universitären Abschluss. In den empirischen Modellen wird ebenfalls für die demographischen Merkmale wie Kohortenzugehörigkeit und das Alter der Frau bei der Geburt des ersten Kindes kontrolliert. Außerdem wird der Einfluss der Wohnortgröße der Frau im Alter von 15 Jahren mitberücksichtigt. Diese Variable ist relevant, da die Fertilität in den ländlichen Gebieten Polens traditionell etwas höher als in den Städten ist (GUS 2008a). Schließlich wird der Effekt der sozialen Herkunft über die Bildung der Mutter und des Vaters der befragten Frau untersucht. Alle Kovariaten sind über die Zeit konstant. Die Komposition der Stichprobe veranschaulichen Tabellen 1(a, b).

*Tabelle 1(a):* Deskription der Stichprobe. Verteilung der Personenmonate, Frauenzahl und des Ereignisses auf die verschiedenen Ausprägungen der erklärenden Variablen

Erklärende Variable	Personenmonate		Frauenzahl		Zweites Kind
	absolut	%	absolut	%	
<i>Kohorte</i>					
1971-1975	41329	57.46	767	50.46	464
1976-1981	30596	42.54	753	49.54	307
<i>Bildung der befragten Frau</i>					
in Ausbildung	6388	8.88	–	–	41
Grund- und Berufsgrundschule	26487	36.83	–	–	379
Mittlere Bildung (*)	28646	39.83	–	–	284
Hochschulabschluss	10404	14.47	–	–	67
<i>Alter der Frau bei Geburt des ersten Kindes</i>					
über 15 bis 19	6253	8.69	118	7.76	87
über 19 bis 22	27571	38.33	488	32.11	339
über 22 bis 26	27557	38.31	593	39.01	275
über 26 bis 35	10544	14.66	321	21.12	70
<i>Wohnortgröße der Frau im Alter von 15 Jahren</i>					
> 500.000 Einw.	5351	7.44	118	7.76	36
100.000-500.000 Einw.	11245	15.63	205	13.49	84
< 100.000 Einw.	26314	36.59	521	34.28	254
Dorf	27181	37.79	629	41.38	371
Missing	1834	2.55	49	3.22	1.26

13 Die erstellten Bildungskategorien beziehen sich auf das aus den Zeiten des Sozialismus stammende Schulsystem Polens. Dies wurde im Jahr 1999 grundlegend reformiert.

Erklärende Variable	Personenmonate		Frauenzahl		Zweites Kind
	absolut	%	absolut	%	
<i>Bildung der Mutter</i>					
niedrige Bildung	19856	27.61	443	29.14	281
Berufsgrundschule	26083	36.26	536	35.26	284
mittlere Bildung	19635	27.3	413	27.17	168
hohe Bildung	4384	6.1	97	6.38	27
Missing	1967	2.73	31	2.04	11
<i>Bildung des Vaters</i>					
niedrige Bildung	17155	23.85	397	26.12	246
Berufsgrundschule	34182	47.52	704	46.32	361
mittlere Bildung	14357	19.96	297	19.54	124
hohe Bildung	4262	5.93	90	5.92	27
Missing	1969	2.74	32	2.11	13
Fallzahlen					
Frauen					1520
Personenmonate					71925
Ereignis (zweite Schwangerschaft)					771

*Tabelle 1(b):* Deskription der Stichprobe. Frauenzahl nach Bildung der befragten Frau. Zeitveränderliche Bildungsvariable zu Episodenbeginn

Bildung der befragten Frau	Alter des ersten Kindes									
	0 bis unter 1 Jahr		1 bis unter 2 Jahre		2 bis unter 4 Jahre		4 bis unter 6 Jahre		6 bis unter 10 Jahre	
	abso- lut	in (%)	abso- lut	in (%)	abso- lut	in (%)	abso- lut	in (%)	abso- lut	in (%)
in Ausbildung	221	14.54	141	11.08	92	9.06	41	6.69	23	6.34
Grund- und Berufsgrund- schule	563	37.04	471	37.03	374	36.81	220	35.89	129	35.54
Mittlere Bildung (*)	529	34.80	481	37.81	411	40.45	261	42.58	155	42.70
Hochschulabschluss	207	13.62	179	14.07	139	13.68	91	14.85	56	15.43
Frauenzahl zu Episodenbeginn	1,520		1,272		1,016		613		363	

(\*) Mittlere Bildung: Abschluss eines Allgemeinbildenden Lyzeums, einer technischen bzw. berufsbildenden Mittelschule und/oder einer Postabiturschule.

Quelle: Employment, Family and Education Survey 2006; eigene Berechnungen.

## 4.2 Methode

Für die empirische Untersuchung wird auf die Methoden und Techniken der Ereignisdatenanalyse zurückgegriffen. Im ersten Schritt wird der Übergang zum zweiten Kind anhand von Survivalkurven dargestellt, die mittels Kaplan-Meier-Verfahren geschätzt wurden. Im zweiten Schritt wird anhand eines proportionalen Hazard-Modells der gleichzeitige Einfluss mehrerer Kovariaten auf den Übergang zum zweiten Kind ermittelt. Das Modell lässt sich mathematisch folgendermaßen darstellen:

$$h(t | X) = h_0(t) \exp\left(\sum_{i=1}^p \beta_i X_i\right) \text{ mit } X = (X_1, X_2, \dots, X_p),$$

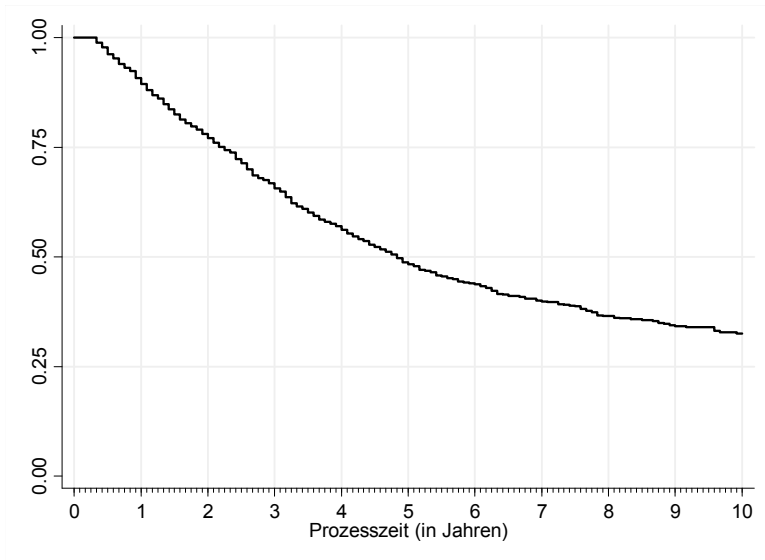
wobei  $h_0(t)$  die Baseline-Hazardfunktion beschreibt.  $\beta_i$  steht für die unbekannt und zu schätzenden Regressionsparameter und  $X_i$  für die bekannten Kovariaten. In dieser Studie wird die Übergangsrate zum zweiten Kind anhand eines so genannten Piecewise-Constant-Exponential-Modells geschätzt. Dem Modell liegt ein Exponentialmodell zugrunde, jedoch mit dem Unterschied, dass die Baseline-Hazard in mehrere vorgegebene Intervalle unterteilt wird. Entsprechend handelt sich um eine Baseline-Hazard, die zwischen den Segmenten variieren kann, innerhalb der einzelnen Intervalle jedoch immer konstant verläuft. Für die Untersuchung der Zweitgeburtsintensität in Polen wird die Baseline-Hazard über das Alter des ersten Kindes bei der zweiten Schwangerschaft definiert. Das Risiko der zweiten Empfängnis soll per Annahme für die folgenden Jahressegmente konstant bleiben: *unter einem Jahr, ein Jahr bis unter zwei Jahre, zwei Jahre bis unter vier Jahre, vier bis unter sechs Jahre und sechs Jahre bis unter zehn Jahre*. Zur Schätzung der Koeffizientenwerte wird die Maximum-Likelihood-Methode herangezogen. In diesem Schätzverfahren werden die Werte für die unbekannt Parameter ermittelt, bei denen das beobachtete Stichprobenergebnis am wahrscheinlichsten ist. Das ereignisanalytische Modell wird mit Hilfe der statistischen Software *STATA* geschätzt.

### 4.3 Ergebnisse

#### Deskriptive Darstellung

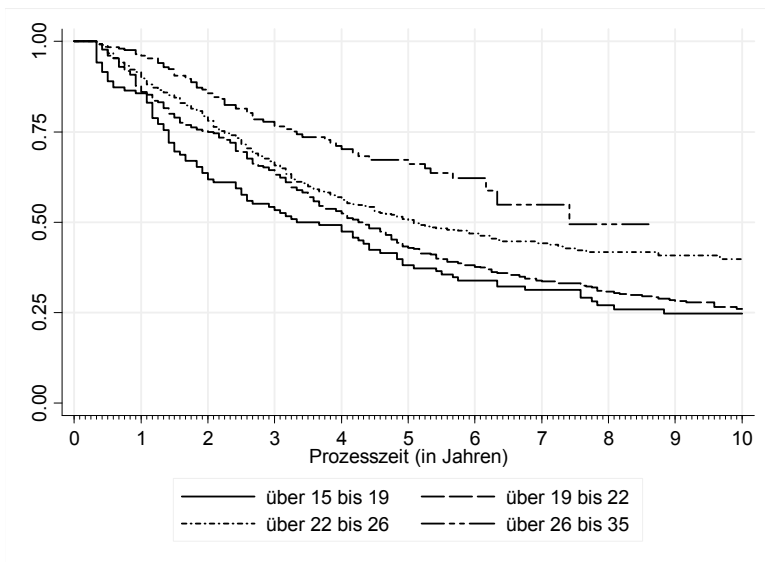
Die Abbildung 1 zeigt den Verlauf einer mittels Kaplan-Meier Methode geschätzten Survivalfunktion für den Übergang zum zweiten Kind in Polen. Der Median des Geburtenabstandes beträgt 58 Monate, d.h. die Hälfte der Frauen wurde 4,8 Jahre nach der ersten Mutterschaft mit dem zweiten Kind schwanger. Das Ereignis ist bei einem Drittel der Mütter (32%) zehn Jahre nach der Geburt des ersten Kindes immer noch nicht eingetreten. Die in der Abbildung 2 dargestellten Survivalverläufe bringen erhebliche Unterschiede im Zweitgeburtsverhalten hinsichtlich des Alters der Frau bei Geburt des ersten Kindes zum Vorschein. Je jünger die Polin bei der Familiengründung ist, umso niedriger fällt der Median des Geburtenabstandes aus. Er liegt bei 44 Monaten (3,7 Jahre) bei den Frauen, die ihr erstes Kind im Alter von 15 bis 19 Jahren bekommen und dementsprechend bei 89 Monate (7,4 Jahre) bei denjenigen, die ihre erste Mutterschaft erst nach dem 26. Lebensjahr realisieren. Interessanterweise wurde zehn Jahre nach der ersten Mutterschaft nur ein Viertel aller Frauen, die im Alter von über 15 bis 19 und über 19 bis 22 ihr erstes Kind bekamen, noch nicht erneut schwanger. Von den Polinnen, die im Alter über 22 bis 26 Mutter wurden, erfuhren im selben Zeitraum etwa 40% noch kein Ereignis. Die Unterschiede beim Übergang zur zweiten Schwangerschaft zwischen den Frauen verschiedener Altersgruppen bei Geburt des ersten Kindes sind laut des Log-rank-Tests hoch signifikant.

Abbildung 1: Kaplan-Meier Schätzer für den Übergang zum zweiten Kind in Polen



Quelle: Employment, Family and Education Survey 2006; eigene Berechnungen.

Abbildung 2: Kaplan-Meier Schätzer für den Übergang zum zweiten Kind in Polen nach Alter bei Geburt des ersten Kindes



Quelle: Employment, Family and Education Survey 2006; eigene Berechnungen.

## Multivariate Analyse

In bisherigen Analysen wurden die Effekte einzelner Kovariaten auf das Zweitgeburtverhalten in Polen getrennt voneinander betrachtet. In einem weiteren Schritt soll deren gleichzeitiger Einfluss mit besonderem Augenmerk auf den Bildungseffekt untersucht werden. Dazu werden insgesamt vier Piecewise-Constant-Exponential-Modelle geschätzt, deren Ergebnisse die Tabelle 2 dargestellt. Ausgehend vom Modell 1, das lediglich für die Kohorte und die Bildung der befragten Frau kontrolliert, werden schrittweise weitere erklärende Variable eingefügt.

Das erste Modell zeigt, dass die Übergangsrate zur zweiten Schwangerschaft mit dem Alter des ersten Kindes, wenn für Kohortenzugehörigkeit und Bildungsniveau der Frau kontrolliert wird, eine Glockenform annimmt. Die Zweitgeburtsintensität ist am höchsten, wenn das erste Kind im Alter von zwei bis vier Jahren ist. Die Polinnen jüngerer Jahrgänge weisen eine signifikant geringere Übergangsrate zum zweiten Kind auf als Frauen älterer Geburtskohorten. Mit dem steigenden Bildungsniveau der Frau nimmt das Risiko einer zweiten Schwangerschaft signifikant ab. Bezugnehmend auf die Referenzkategorie (niedrige Bildung) haben die Akademikerinnen eine um 56% und die mittel gebildeten Frauen eine um 31% geringere Zweitgeburtsintensität. Das Modell zeigt auch, dass Frauen in der Ausbildungsphase ebenfalls ein signifikant geringeres Risiko einer zweiten Schwangerschaft haben als die niedrig gebildeten Polinnen. Im zweiten Modell wird zusätzlich für das Alter der Frau bei Geburt des ersten Kindes kontrolliert. Hier wird der negative Einfluss des steigenden Alters bei Familiengründung auf das Zweitgeburtverhalten sichtbar. Polinnen, die das erste Kind im Alter von 22 bis 26 Jahren bekommen, zeigen eine um 17% signifikant geringere Übergangsrate zum zweiten Kind als Frauen der Referenzkategorie (Geburt des ersten Kindes im Alter von 19 bis 22 Jahre). Ein noch stärkerer Effekt lässt sich für Frauen feststellen, die ihr erstes Kind erst nach dem 26. Lebensjahr realisieren. Solch ein später Eintritt in die Mutterschaft senkt die Zweitgeburtsintensität sogar um 42% im Vergleich zur Referenzkategorie. Durch die Aufnahme des Alters der Frau bei Geburt des ersten Kindes in das Modell fällt der Bildungseffekt wesentlich schwächer aus, der negative Bildungsgradient bleibt jedoch weiterhin bestehen. In das dritte Modell wird der Einfluss der Wohnortgröße der Frau im Alter von 15 Jahren eingefügt. Die Übergangsrate zur zweiten Schwangerschaft sinkt signifikant mit zunehmender Größe des Ortes, in dem die Frau aufwuchs. Die Berücksichtigung dieser Variable im Modell verringert ebenfalls den negativen Bildungseffekt und den des Verweilens in der Ausbildungsphase. Schließlich wird die Bildung der Mutter und die des Vaters der befragten Frau in das vierte Modell miteinbezogen. Diese Elterncharakteristika üben keinen signifikanten Einfluss auf die Übergangsrate zum zweiten Kind aus, reduzieren jedoch weiter den negativen Effekt der steigenden Bildung der Frau. Demnach weisen die Akademikerinnen eine um 31% und die mittel gebildeten Frauen eine um 16% niedrigere Zweitgeburtsintensität auf als Frauen der Referenzkategorie. Eine ähnliche Abschwächung lässt sich auch für den negativen Effekt des Verweilens in der Ausbildungsphase feststellen. Polinnen, die im Bildungssystem verweilen, weisen eine um 47% geringere Zweitgeburtssrate als die niedrig gebildeten Frauen auf.

*Tabelle 2:* Relative Risiken des Übergangs zum zweiten Kind in Polen. Ergebnisse eines Piecewise-Constant-Exponential Modells

Erklärende Variable	Modell1	Modell 2	Modell 3	Modell4
<i>Alter des ersten Kindes</i>				
0 bis unter 1 Jahr	1	1	1	1
1 bis unter 2 Jahre	1.36***	1.34***	1.36***	1.36***
2 bis unter 4 Jahre	1.44***	1.39***	1.42***	1.42***
4 bis unter 6 Jahre	1.17	1.11	1.14	1.14
6 bis unter 10 Jahre	0.70**	0.64**	0.66***	0.66***
<i>Kohorte</i>				
1971-1975	1	1	1	1
1976-1981	0.86**	0.81***	0.81***	0.80***
<i>Bildung der befragten Frau</i>				
in Ausbildung	0.45***	0.46***	0.5 ***	0.53***
Grund- und Berufsgrund- schule	1	1	1	1
mittlere Bildung (*)	0.69***	0.74***	0.80***	0.84**
Hochschulabschluss	0.44***	0.56***	0.64***	0.69**
<i>Alter der Frau bei Geburt des ersten Kindes</i>				
über 15 bis 19		1.13	1.16	1.18
über 19 bis 22		1	1	1
über 22 bis 26		0.83***	0.82***	0.81***
über 26 bis 35		0.58***	0.59***	0.58***
<i>Wohnortgröße der Frau im Al- ter von 15 Jahren</i>				
> 500.000 Einw.			0.58***	0.63***
100.000-500.000 Einw.			0.62***	0.65***
< 100.000 Einw.			0.78***	0.82**
Dorf			1	1
Missing			1.12	1.12
<i>Bildung der Mutter</i>				
niedrige Bildung				1.11
Berufsgrundschule				1
mittlere Bildung				1.03
hohe Bildung				0.92
Missing				0.52
<i>Bildung des Vaters</i>				
niedrige Bildung				1.1
Berufsgrundschule				1
mittlere Bildung				1.03
hohe Bildung				0.93
Missing				1.16
Log likelihood (Baseline)	-1759.664	-1758.664	-1757.664	-1757.664
Log likelihood (Endwert)	-1707.063	-1696.737	-1683.427	-1678.775

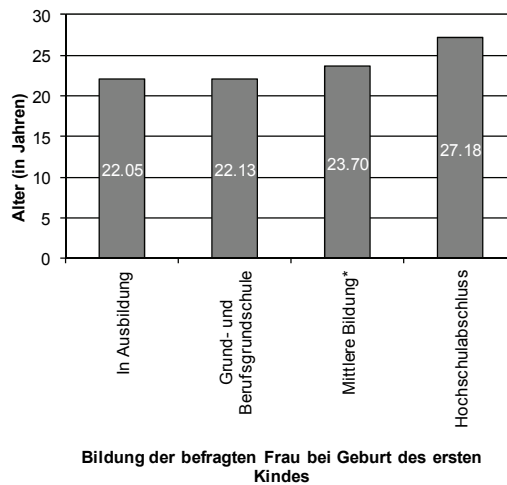
Signifikanzniveau: \*\*\* $p \leq 0,01$ ; \*\* $p \leq 0,05$ ; \* $p \leq 0,1$ .

(\*) Mittlere Bildung: Abschluss eines Allgemeinbildenden Lyzeums, einer technischen bzw. berufsbildenden Mittelschule und/oder einer Postabiturschule.

Quelle: Employment, Family and Education Survey 2006; eigene Berechnungen.

Die Befunde der multivariaten Analysen zeigen einen signifikant negativen Effekt der steigenden Bildung der Polinnen auf ihr Zweitgeburtsverhalten. Bezugnehmend auf die aufgestellten Hypothesen fällt damit der Substitutionseffekt stärker als der Einkommenseffekt aus. Die Akademikerinnen sind folglich mit hohen Opportunitätskosten der Kindererziehung konfrontiert, die nicht ausreichend von den geltenden familien- und arbeitsmarktpolitischen Regulierungen reduziert werden. Im nächsten Schritt soll die Gültigkeit der Time-Squeeze-Hypothese für Polen untersucht werden. Solch eine Minimierung des Geburtenabstandes unter den hoch gebildeten Frauen wird aufgrund ihres höheren Alters bei der ersten Mutterschaft und dadurch auch verkürzter reproduktiver Phase angenommen. Die Abbildung 3 veranschaulicht, dass das Alter der Polinnen bei Geburt des ersten Kindes mit zunehmendem Schulabschluss tatsächlich ansteigt und unter den Akademikerinnen am höchsten ist. Weiterhin könnten auch die in Polen geltenden Altersnormen und die negativen Folgen einer langen familienbedingten Pause auf die zukünftige Berufskarriere die Hochschulabsolventinnen dazu verleiten, ihre gewünschte Kinderzahl in einem engen Zeitraum direkt nacheinander zu realisieren.

Abbildung 3: Durchschnittliches Alter bei Geburt des ersten Kindes nach Bildung der befragten Frau



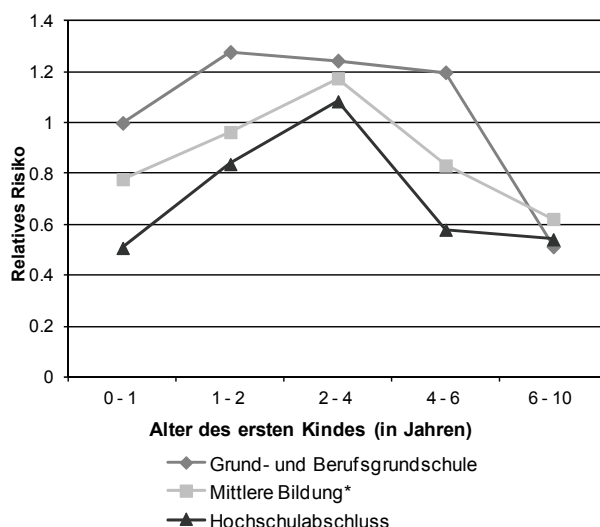
(\*) Mittlere Bildung: Abschluss eines Allgemeinbildenden Lyzeums, einer technischen bzw. berufsbildenden Mittelschule und/oder einer Postabiturschule.

Quelle: Employment, Family and Education Survey 2006; eigene Berechnungen.

Die Abbildung 4 stellt den Interaktionseffekt zwischen dem Alter des ersten Kindes (Baseline-Hazard) und dem Schulabschluss der befragten Frau dar. Im Falle eines Time-Squeeze sollte die Übergangsrate zum zweiten Kind bei den Akademikerinnen ihren Höchstwert vor dem Maximum der niedrig gebildeten Frauen aufweisen. In Polen weisen die niedrig gebildeten Frauen über die ganze Prozesszeit die höchste Übergangsrate zum zweiten Kind auf. Die Zweitgeburtsintensität ist ein bis zwei Jahre nach der Geburt des ersten Kindes besonders hoch und sinkt erst rapide ab, wenn das erste Kind sechs Jahre alt ist. Die Hochschulabsolventinnen haben durchgehend das niedrigste Risiko einer zweiten

Schwangerschaft, mit dem Maximum zwei bis vier Jahre nach der ersten Mutterschaft. Die beschriebene Interaktion lässt somit nicht den Schluss zu, dass in Polen hoch qualifizierte Frauen einen geringen Geburtsabstand zwischen ersten und zweiten Kind wählen, so wie dies für andere Länder, etwa Frankreich (Köppen 2006), gezeigt wurde.

Abbildung 4: Interaktion zwischen dem Alter des ersten Kindes und der Bildung der befragten Frau



Kontrollvariablen: Kohortenzugehörigkeit, Bildung der Mutter, Bildung des Vaters, Alter der Frau bei Geburt des ersten Kindes, Wohnortgröße der Frau im Alter von 15 Jahren. Für alle Gruppen gilt die Referenzkategorie: Alter des ersten Kindes 0 bis unter 1 und Grund- und Berufsgrundschule.

(\*) Mittlere Bildung: Abschluss eines Allgemeinen Lyzeums, einer technischen bzw. berufsbildenden Mittelschule und/oder einer Postabiturschule.

Quelle: Employment, Family and Education Survey 2006; eigene Berechnungen.

## 5. Schlussfolgerungen und Ausblick

Nach den Ergebnissen dieser Studie lässt sich Polen international unter den meisten osteuropäischen Ländern platzieren, in denen – mit Ausnahme von Estland und der Tschechischen Republik – die Zweitgeburtsintensität mit dem zunehmenden Schulabschluss der Frau signifikant sinkt. Der negative Bildungseffekt fällt in Polen schwächer aus, bleibt jedoch weiterhin bestehen, wenn für das Alter der Frau bei der Geburt des ersten Kindes, Wohnortgröße der Frau im Alter von 15 Jahren und Bildung der Eltern der Befragten kontrolliert wird. Entsprechend ist die Zweitgeburtsintensität der Akademikerinnen um 31% und die der mittel gebildeten Frauen um 16% geringer als die der niedrig gebildeten Polinnen (Modell 4). Diese Befunde scheinen für eine Dominanz des Substitutions- über den Einkommenseffekt in Polen zu sprechen. Familienpolitische Maßnahmen und die Ar-



beitsmarktregulierungen können nur eingeschränkt die hohen Opportunitätskosten der Kindererziehung reduzieren. Ein starker Substitutionseffekt impliziert beträchtliche Schwierigkeiten in der Vereinbarkeit von Kind und Beruf, mit denen die Hochschulabsolventinnen offensichtlich stärker konfrontiert sind als Frauen anderer Bildungsgruppen. Die Überprüfung der Time-Squeeze-Hypothese in Polen gab keine Hinweise darauf, dass die Hochschulabsolventinnen aufgrund ihres höheren Alters bei der ersten Mutterschaft und der daraus resultierenden verkürzten reproduktiven Phase den Geburtenabstand minimieren, um die gewünschte Kinderzahl zu realisieren. Dies kann mit einem relativ jungen Alter der Akademikerinnen bei Geburt des ersten Kindes begründet werden; hoch gebildete Frauen haben noch *genug* Zeit um ihre Familie zu erweitern.<sup>14</sup>

Die empirischen Befunde aus anderen Ländern deuten auf einen starken Einfluss der Partnercharakteristika auf die Übergangsrate zum zweiten Kind hin, die einen einst nachgewiesenen Bildungseffekt entscheidend schwächen oder sogar ganz verschwinden lassen können (z.B. Gerster et al. 2007; Köppen 2006; Kreyenfeld 2002). Dieser Aspekt konnte hier aufgrund von Einschränkungen des Datensatzes nicht untersucht und muss mit anderen Daten in der weiterführenden Forschung noch berücksichtigt werden. Außerdem zeigen zahlreiche Studien, dass die Operationalisierung der Selektionseffekte (unbeobachtete Heterogenität) wesentliche Auswirkungen auf empirische Modelle und damit auch auf den geschätzten Bildungseffekt haben kann (Kreyenfeld 2002; Kravdal 2001). In dem vorliegenden Beitrag wurde, gemäß der ökonomischen Theorie, die Annahme getroffen, dass die Präferenzen aller Frauen gleich und über die Zeit konstant sind. Die Bildung der Frau gilt hier als Proxy für ihr Verdienstpotal. Die Fertilitätsentscheidungen einer Frau können jedoch neben der finanziellen Situation, auch von den individuellen Familien- und Berufsorientierungen der Frau abhängen (Hakim 2003, 2000). Dies dürfte erklären, warum manche Frauen sich gegen ein weiteres Kind entscheiden, obwohl bei ihnen, ökonomisch betrachtet, der Einkommens- den Substitutionseffekt übersteigt (Matysiak 2009b: 73). Die Analyse der Rolle der Präferenzen zusammen mit der Berücksichtigung der Partnercharakteristika könnte den negativen Bildungsgradient entscheidend beeinflussen. Die Aufgabe zukünftiger Studien ist es diese Effekte genauer zu erkunden, denn sie positionieren Polen womöglich international mit Estland und der Tschechischen Republik und damit auch mit den westeuropäischen und skandinavischen Ländern.

## Danksagung

Mein ganz besonderer Dank gilt Michaela Kreyenfeld und Anna Matysiak für ihre kritischen Kommentare und zahlreichen Anregungen. Für wertvolle Hinweise möchte ich

---

14 Bei der Interpretation der Ergebnisse sei jedoch zu beachten, dass die betrachteten Frauen immer noch in ihrer reproduktiven Phase sind. Außerdem waren Frauen, die dem Risiko einer zweiten Schwangerschaft ausgesetzt sind, womöglich selektiv. Dies betrifft vor allem Polinnen jüngerer Jahrgänge. Wenn sie in der Stichprobe enthalten sind, bedeutet das, dass sie das erste Kind sehr früh in ihrem Leben bekamen. Sie mögen eher niedrig gebildet sein, denn die Akademikerinnen gründen ihre Familien meist in einem höheren Alter. Frauen hingegen, die ihr erstes Kind nach dem 26. Lebensjahr gebären, sind in der Risikopopulation unterrepräsentiert. Entsprechend wird das Zweitgeburtsrisiko für höher gebildete Frauen möglicherweise unterschätzt.

meinen Dank auch Monika Mynarska und Katja Köppen sowie den anonymen Gutachter(inne)n für ihre Verbesserungsvorschläge aussprechen.

## Literatur

- Aisenbrey, S., Evertsson, M. & Grunow, D. (2009). Is there a career penalty for mothers' time out? A comparison of Germany, Sweden and the United States. *Social Forces*, 88, 2, S. 573-605.
- Albrecht, J. W., Edin, P.-A., Sundström, M. & Vroman, S. B. (1999). Career interruptions and subsequent earnings: A reexamination using Swedish data. *Journal of Human Resources*, 34, 2, S. 294-311.
- Balcerzak-Paradowska, B., Chłoń-Domińczak, A., Kotowska, I. E., Olejniczuk-Merta, A., Topińska, I. & Wóycicka, I. (2003). The gender dimensions of social security reform in Poland. In: Fultz, E., Ruck, M. & Steinhilber, S. (Hrsg.), *The gender dimensions of social security reform in Central and Eastern Europe: Case studies of the Czech Republic, Hungary and Poland*. Budapest: International Labour Organization, Subregional Office for Central and Eastern Europe, S. 187-313.
- Becker, G. S. (1965). A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, 75, 299, S. 493-517.
- Becker, G. S. (1993). *A treatise on the family*. London: Harvard University Press.
- Blossfeld, H.-P. (1995). *The new role of women: Family formation in modern societies*: Boulder, CO: Westview
- Blossfeld, H.-P. & Huinink, J. (1991). Human capital investments or norms of role transition? How women's schooling and career affect the process of family formation. *The American Journal of Sociology*, 97, 1, S: 143-68.
- CBOS (2006). *Kobiety i mężczyźni o podziale obowiązków domowych* [Frauen und Männer über die Arbeitsteilung im Haushalt]. Warschau: CBOS (BS/183/2006, Forschungsnotiz, Dezember 2006).
- Council of Europe (2006). *Recent demographic developments in Europe*. Strasbourg: Council of Europe Press.
- Demographic Research (2008). *Special collection 7: Childbearing trends and policies in Europe*. Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research.
- Ermisch, J. F. (2003). *An economic analysis of the family*. Princeton, Oxford: Princeton University Press.
- Fodor, E., Glass, C., Kawachi, J. & Popescu, L. (2002). Family policies and gender in Hungary, Poland and Romania. *Communist and Post-Communist Studies*, 35, S. 475-490.
- Frejka, T. (2008a). Overview chapter 2: Parity distribution and completed family size in Europe Incipient decline of the two-child family model. *Demographic Research*, 19, 4, S. 47-72.
- Frejka, T. (2008b). Overview chapter 5: Determinants of family formation and childbearing during the societal transition in Central and Eastern Europe. *Demographic Research*, 19, 7, S. 139-170.
- Frejka, T. & Sardon, J.-P. (2007). Cohort birth order, parity progression ratio and parity distribution trends in developed countries. *Demographic Research*, 16, 11, S. 315-374.
- Frejka, T. & Sobotka, T. (2008). Fertility in Europe. Diverse, delayed and below replacement. *Demographic Research*, 19, 3, S. 15-46.
- Gerster, M., Keiding, N., Knudsen, L. B. & Strandberg-Larsen, K. (2007). Education and second birth rates in Denmark 1981-1994. *Demographic Research*, 17, 8, S. 181-210.
- Gornick, J. C., Meyers, M. K. & Ross, K. E. (1998). Public policies and the employment of mothers: A cross-national study. *Social Science Quarterly*, 79, 11, S. 35-54.
- GUS (2008a): *Rocznik demograficzny 2008* [Demographisches Jahrbuch 2008]. Warschau: ZWS.
- GUS (2008b): *Szkoły wyższe i ich finanse w 2007 r.* [Hochschulen und ihre Finanzen im Jahre 2007]. Warschau: ZWS.
- Hakim, C. (2000). *Work-lifestyle choices in the 21st century. Preference theory*. Oxford: Oxford University Press.
- Hakim, C. (2003). A new approach to explaining fertility patterns: Preference theory. *Population and Development Review*, 29, S. 349-374.
- Hoem, B. & Hoem, J. M. (1989). The impact of women's employment on second and third births in modern Sweden. *Population Studies*, 43, 1, S.47-67.

- Kantorová, V. (2004). Education and entry into motherhood: The Czech Republic during state socialism and the transition period (1970-1997). *Demographic Research, Special collection 3, 10*, S. 243-274.
- Klein, T. & Lauterbach, W. (1994). Bildungseinflüsse auf Heirat, die Geburt des ersten Kindes und die Erwerbsunterbrechung von Frauen: eine empirische Analyse familienökonomischer Erklärungsmuster. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 46, 2, S. 278-298.
- Klesment, M. & Puur, A. (2010). Effects of education on second births before and after societal transition: Evidence from the Estonian GGS. *Demographic Research*, 22, 28, S. 891-932
- Kohler, H.-P., Billari, F. C. & Ortega, J. A. (2002). The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s. *Population and Development Review*, 28, 4, S. 641-680.
- Köppen, K. (2006): Second births in western Germany and France. *Demographic Research*, 14, 14, S. 295-330.
- Kotowska, I., Józwiak, J., Matysiak, & Baranowska, A. (2008). Poland: Fertility decline as a response to profound societal and labour market changes? *Demographic Research*, 19, 22, S. 795-854
- Kotowska, I. E. (1995). Discrimination against women in the labor market in Poland during the transition to a market economy. *Social Politics*, 2, 1, S. 76-90.
- Kotowska, I. E. (1999). *Przemiany demograficzne w Polsce w latach 90. w świetle koncepcji drugiego przejścia demograficznego* [Demographische Veränderungen in Polen in den 90er Jahren im Lichte des Konzepts des zweiten demographischen Übergangs]. Warschau: Szkola Główna Handlowa.
- Kotowska, I. E. (2004). Fertility and nuptiality in the CEE countries in the context of weakening families and a weakening state. In: Knijn, T. & Komter, A. (Hrsg.), *Solidarity between the sexes and the generations: Transformations in Europe*. Cheltenham, UK: Edward Elgar, S. 111-130.
- Kotowska, I. E. (2005). Work and parenthood: Main findings of comparative data analysis and policy implications. *Studia Demograficzne*, 2, 148, S. 54-73.
- Kotowska, I.E. & Sztanderska, U. (2007). Zmiany demograficzne a zmiany na rynku pracy w Polsce [Demografischer Wandel und Veränderungen auf dem Arbeitsmarkt in Polen]. In: Kotowska, I. E., Sztanderska U. & Wóycicka, I. (Hrsg.), *Aktywność zawodowa i edukacyjna a obowiązki rodzinne w świetle badań empirycznych*. Warschau: Scholar Publishing, S. 13-46.
- Koytcheva, E. (2006). *Social-demographic differences of fertility and union formation in Bulgaria before and after the start of the societal transition*. Rostock: Universität Rostock (Dissertation).
- Kraval, Ø. (2001). The high fertility of college educated women in Norway. *Demographic Research*, 5, S. 187-215.
- Kreyenfeld, M. (2002). Time-squeeze, partner effect or self-selection? An investigation into the positive effect of women's education on second birth risks in West Germany. *Demographic Research*, 7, 2, S. 15-48.
- Kreyenfeld, M. (2008). Das zweite Kind in Ostdeutschland: Aufschub oder Verzicht? In: Cassens, I., Luy, M. & Scholz, R. (Hrsg.), *Die Bevölkerung in Ost- und Westdeutschland: Demografische, gesellschaftliche und wirtschaftliche Entwicklungen seit der Wende*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 100-123.
- Kreyenfeld, M. & Zabel, Z. (2005). Female education and the second child: Great Britain and Western Germany compared. *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften/Schmollers Jahrbuch*, 125, S. 145-156.
- Lappegård, T. & Rønsen, M. (2005). The multifaceted impact of education on entry into motherhood. *European Journal of Population*, 21, S. 31-49.
- Liefbroer, A. C. & Corijn, M. (1999). Who, what, where, and when? Specifying the impact of educational attainment and labour force participation on family formation. *European Journal of Population*, 15, S. 45-75.
- Lutz, W., Skirbekk, V. & Testa, M. R. (2006). The low-fertility trap hypothesis: Forces that may lead to further postponement and fewer births in Europe. *Vienna Yearbook of Population Research 2006*, S. 167-92.
- Matysiak, A. (2005). The sharing of professional and household duties between Polish couples: Preferences and actual choices. *Studia Demograficzne*, 1, 147, S. 122-154.

- Matysiak, A. (2007). Organizacja czasu pracy i opieki [Organisation der Arbeitszeit und Pflege]. In: Kotowska, I. E., Sztanderska, U. & Wóycicka, I. (Hrsg.), *Aktywność zawodowa i edukacyjna a obowiązki rodzinne w świetle badań empirycznych*. Warszawa: Scholar Publishing: 345-80.
- Matysiak, A. (2009a). Employment first, then childbearing: Womens strategy in post-socialist Poland. *Population Studies: A Journal of Demography*, 63, 3, S. 253-276.
- Matysiak, A. (2009b). On the interdependencies between fertility and women's labour force participation. Warszawa: Warsaw School of Economics (Dissertation).
- Matysiak, A. & S. Steinmetz, S. (2006). *Who follows whom? Female employment patterns in West Germany, East Germany and Poland*. Mannheim: Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung (Arbeitspapiere – Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung 94).
- Matysiak, A. & Steinmetz, S. (2008). Finding their way? Female employment patterns in West Germany, East Germany and Poland. *European Sociological Review*, 24, 3, S. 331-345.
- Matysiak, A. & Vignoli, D. (2009). *Finding the „right moment“ for the first baby to come: A comparison between Italy and Poland*. Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research (MPIDR Working Paper, WP-2009-011).
- Mincer, J. (1974). *Schooling, experience and earnings*. New York, London: Columbia University Press.
- Mincer, J. & Ofek, H. (1982). Interrupted work careers: Depreciation and restoration of human capital. *The Journal of Human Resources*, 17, 1, S. 3-24.
- Mincer, J. & Polachek, S. (1974). Family investments in human capital: Earnings of women. *The Journal of Political Economy*, 82, 2, S. 76-108.
- Mishtal, J. Z. (2009). Understanding low fertility in Poland: Demographic consequences of gendered discrimination in employment and post-socialist neoliberal restructuring. *Demographic Research*, 21, 20, S. 599-626.
- Mureşan, C. (2007). *Educational attainment and second births in Romania*. Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research (MPIDR Working Paper WP-2007-028).
- Muszyńska, M. (2004). *Family models in Europe in the context of women's status*. Budapest: Hungarian Central Statistical Office (Working Papers on Population, Family and Welfare, Nr. 6).
- Muszyńska, M. (2007). *Structural and cultural determinants of fertility in Europe*. Warszawa: Warsaw School of Economics Publishing.
- Neyer, G. R. (2006). *Family policies and fertility in Europe: Fertility policies at the intersection of gender policies, employment policies and care policies*. Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research (MPIDR Working Paper WP-2006-010).
- NíBhrolcháin, M. (1986a). The interpretation and role of work-associated accelerated childbearing in post-war Britain. *European Journal of Population*, 2, 2, S.135-154.
- NíBhrolcháin, M. (1986b). Women's paid work and the timing of births. *European Journal of Population* 2, 1, S. 43-70.
- Oláh, L. S. (1996). *The impact of public policies on the second-birth rates in Sweden: A gender perspective*. Stockholm: University of Stockholm (Stockholm Research Reports in Demography 98).
- Oláh, L. S. (2003). Gendering fertility: Second births in Sweden and Hungary. *Population Research and Policy Review*, 22, 2, S. 171-200.
- Perelli-Harris, B. (2008). Family formation in post-Soviet Ukraine: Changing effects of education in a period of rapid social change. *Social Forces*, 87, 2, S. 767-794.
- Potaňčoková, M., Vaňo, B., Pilinská, V. & Jurčová, D. (2008). Slovakia: Fertility between tradition and modernity. *Demographic Research*, 19, 25, S. 973-1018.
- Rieck, D. (2006). *Transition to second birth – The case of Russia*. Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research (MPIDR Working Paper WP-2006-036).
- Rindfuss, R. R., Guzzo, K. B. & Morgan, S. P. (2003). The changing institutional context of low fertility. *Population Research and Policy Review*, 22, S. 411-438.
- Schmitt, C. (2007). Familiengründung und Erwerbstätigkeit im Lebenslauf. *Aus Politik und Zeitgeschichte*, 7, S. 3-8.
- Sobotka, T. (2004). *Postponement of childbearing and low fertility in Europe*. Amsterdam: Dutch University Press.

- Sobotka, T., Lutz, W. & Philipov, D. (2005). "Missing births": Decomposing the declining number of births in Europe into tempo, quantum, and age structure effects. Wien: Vienna Institute of Demography (European Demographic Research Papers 2/2005).
- Sobotka, T., Št'astná, A., Zeman, K., Hamplová, D. & Kantorová, V. (2008). Czech Republic: A rapid transformation of fertility and family behaviour after the collapse of state socialism. *Demographic Research*, 19, 14, S. 403-54.
- Spéder, Z. & Kamarás, F. (2008). Hungary: Secular fertility decline with distinct period fluctuations. *Demographic Research*, 19, 18, S. 599-664.
- Št'astná, A. (2009). Second births in the Czech Republic. *Romanian Journal of Population Studies*, 1, S. 109-130.
- Sztanderska, U. (2005). Aktywność zawodowa kobiet w Polsce. Jakie szanse? Jakie rezultaty? [Frauen-erwerbstätigkeit in Polen. Was sind die Chancen? Was sind die Ergebnisse?]. In: Wóycicka, I. (Hrsg.), *Niebieskie księgi: Szanse na wzrost dzietności – jaka polityka rodzinna? Polskie Forum Strategii Lizbońskiej*. Gdańsk: Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową, S. 43-63.
- Testa, M. R. (2006). Childbearing preferences and family issues in Europe. *Special Eurobarometer 253/Wave 65.1*. Strasbourg: European Commission.
- Witte, J. C. & Wagner, G. G. (1995). Declining fertility in East Germany after unification: A demographic response to socioeconomic change. *Population and Development Review*, 21, 2, S. 387-397.
- Wóycicka, I. (2005). Instrumenty polityki rodzinnej w Polsce na tle doświadczeń międzynarodowych [Instrumente der Familienpolitik in Polen vor dem Hintergrund der internationalen Erfahrungen]. In: Wóycicka, I. (Hrsg.), *Niebieskie księgi: Szanse na wzrost dzietności – jaka polityka rodzinna? Polskie Forum Strategii Lizbońskiej*. Gdańsk: Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową, S. 79-91.

Eingereicht am/Submitted on: 22.12.2010

Angenommen am/Accepted on: 17.02.2012

Anschrift der Autorin/Address of the author:

Paulina Gałęzewska, M.Sc.  
Postgraduate Research Student  
Room 2113, Murray Building (58)  
Division of Social Statistics and Demography  
University of Southampton  
Southampton  
SO17 1BJ  
Vereinigtes Königreich/United Kingdom  
Email: pbg1e11@soton.ac.uk

*Arne Bethmann & Anne Berngruber*

## Entscheidungsverhalten von Paaren in materiell prekären Lagen über größere Anschaffungen und die Freizeitgestaltung

### Decision making within couples in deprived circumstances concerning major purchases and leisure time activities

#### **Zusammenfassung:**

Der vorliegende Artikel analysiert die Aussagen von Paaren zur Verteilung der Entscheidungsmacht innerhalb der Partnerschaft. Mit den Daten der zweiten Welle der Panelbefragung „Arbeitsmarkt und soziale Sicherung“ wird insbesondere die Machtverteilung bei Paaren in materiell prekären Lagen untersucht, die wir über den Arbeitslosengeld-II-Bezug (ALG II, ugs. „Hartz IV“) definieren. Über größere Anschaffungen entscheidet in prekären Lagen eher die Frau alleine. Die Freizeitgestaltung wird dagegen bei diesen Paaren seltener alleine von der Frau bestimmt. In multinomialen, logistischen Regressionsmodellen zeigt sich, dass für die Verteilung der Entscheidungsmacht bei den ALG-II-Paaren z.T. andere Einflussfaktoren maßgeblich sind als bei Paaren ohne Bezug. Die ökonomischen Ressourcen, die die beiden Partner in die Partnerschaft einbringen, haben im Wesentlichen nur für Paare ohne ALG-II-Bezug Bedeutung. Eine modernere Geschlechterrolleinstellung ist unseren Analysen nach in beiden Gruppen häufiger mit einem egalitären Entscheidungsverhalten bzgl. größerer Anschaffungen verknüpft. Bei Entscheidungen über die Freizeitgestaltung ist dieser Einfluss wiederum nur bei den Nicht-Beziehern zu finden. Daneben zeigen sich weitere Faktoren, die die Verteilung der Entscheidungsmacht beeinflussen. Auffällig ist z.B. das egalitärere Entscheidungsverhalten von Personen mit niedriger Bildung im ALG-II-Bezug.

**Schlagwörter:** Entscheidungsmacht, Partnerschaft, ALG II

#### **Abstract:**

This article analyses the division of decision power within couples. Based on data from the second wave of the panel study “Labour Market and Social Security”, the allocation of power between the spouses is studied with special regard to couples receiving the German „Unemployment Benefit II“. In deprived circumstances, decisions on major purchases are more often made solely by the woman. On the other hand, decisions on leisure time activities among these couples are less often taken by the women alone. Multinomial logistic regressions indicate that the distribution of decision power among couples in receipt of benefits is governed by other factors than among couples without receipt. The influence of the economic resources that both partners contribute is only visible in the non-recipient group. In both groups, modern gender role attitudes are often connected with a more egalitarian decision-making process regarding major purchases. Again for decisions about leisure time activities, this relation can only be found among the non-recipients. Apart from these, we find additional factors influencing the division of decision power, like individuals with low education deciding more egalitarian in the Unemployment Benefit II group.

**Key words:** decision power, couples, welfare benefits

## 1. Einleitung

Ein in sozialwissenschaftlichen Studien zu Ungleichheiten zwischen den Geschlechtern häufig diskutierter Aspekt sind Machtungleichheiten zwischen den Partnern. In diesem Zusammenhang ist häufig die Kontrolle über das Geld in der Partnerschaft oder die Kontoführung der zentrale Untersuchungsgegenstand (vgl. Ludwig-Mayerhofer 2000, 2006; Pahl 1980, 1983, 1990, 1995; Vogler 1998; Vogler/Lyonette/Wiggins 2008; Vogler/Pahl 1993). Die Prozesse der Entscheidungen des Paares über Anschaffungen (vgl. Kirchler 1995; Kirchler/Hoelzl/Kamleitner 2008; Lise/Seitz 2011) oder auch über Spendenausgaben (vgl. Andreoni/Brown/Rischall 2003; Wiepking/Bekkers 2010) sind ebenfalls Thema zahlreicher Studien.

Ein Teil der Studien analysiert, inwiefern in Niedrigeinkommenshaushalten andere Mechanismen der Machtverteilung – insbesondere mit Blick auf die Allokation des Geldes zwischen den Partnern – wirken, als in finanziell besser gestellten Partnerschaften (vgl. Addo/Sassler 2010; Lott 2009; Ludwig-Mayerhofer/Gartner/Allmendinger 2006; Pahl 1980). Bereits 1980 kommt Pahl (1980) zu dem Befund, dass in Niedrigeinkommenshaushalten im Gegensatz zu besser gestellten Haushalten die Geldverwaltung eher als Belastung denn als Machtinstrument wahrgenommen wird und eher den Frauen zufällt. Nye (1978, 1980) schlussfolgert dementsprechend auch, dass die Verwaltung des Geldes mit Kosten verbunden ist und der Partner über mehr Macht verfügt, der diese abgeben kann und somit autonom ist.

Allerdings sind in diesen Untersuchungen Haushalte mit Erwerbseinkommen Gegenstand der Betrachtung. Im vorliegenden Artikel nähern wir uns dem Zusammenhang von prekärer sozio-ökonomischer Lage und Machtungleichheit innerhalb der Partnerschaft durch die Berücksichtigung des ALG-II-Bezugs mit einer bisher vernachlässigten Schwerpunktsetzung. Neben Haushalten, die noch über ein eigenes Erwerbseinkommen verfügen (den sogenannten „Aufstockern“), beinhaltet die Gruppe der ALG-II-Bezieher eine große Zahl von Personen ohne eigenes Einkommen.

Für Paare stellt der ALG-II-Bezug eine besondere Situation dar. Im Vergleich zu sonstigen Niedrigeinkommensbeziehern ist die gegenseitige Abhängigkeit zwischen den Partnern, die von der staatlichen Grundsicherung (dem Arbeitslosengeld II, umgangssprachlich häufig als „Hartz IV“ bezeichnet) leben, noch stärker ausgeprägt. Der Gesetzgeber geht davon aus, dass Partner, die miteinander verheiratet sind oder in einer ähnlich engen Intimbeziehung innerhalb eines Haushaltes leben, füreinander eintreten müssen und eine sog. „Bedarfsgemeinschaft“ bilden (§ 7 Absatz 3 SGB II). An dieses Konstrukt ist auch der Bezug von staatlichen Transferleistungen gekoppelt, die in solchen Fällen oft die einzige Einkommensquelle bilden. Die materiellen Unterstützungsleistungen des SGB II sind so bemessen, dass einerseits eine schnelle Wiederaufnahme einer Erwerbstätigkeit angestrebt wird, andererseits jedoch das Existenzminimum im Sinne einer Grundsicherung gewährleistet wird (vgl. Hirsland/Ramos Lobato 2010: 20ff.).

Im Rahmen des SGB II-Grundsatzes des „Förderns und Forderns“ können Versäumnisse und Pflichtverletzungen seitens des Beziehers auch durch Leistungskürzungen sanktioniert werden, wovon schließlich die ganze Bedarfsgemeinschaft betroffen ist (vgl. Götz/Ludwig-Mayerhofer/Schreyer 2010). Die Erwerbslosigkeit eines Partners kann auch dazu führen, dass der andere Partner gezwungen wird, sein Arbeitsangebot auszuweiten,

nicht nur um das durch die Erwerbslosigkeit verringerte Haushaltseinkommen auszugleichen, sondern auch um institutionalisierten Zwangsmaßnahmen zu entgehen. Dadurch stellt sich die Schicksalsgemeinschaft der beiden Partner noch enger dar als bei Partnerschaften ohne Leistungsbezug.

Folgt man einschlägigen Befunden zur Belastung von Arbeitslosen (vgl. Grün/Hauser/Rhein 2008; Jahoda/Lazarsfeld/Zeisel 2007 [1933]; Mohr/Richter 2008), kann angenommen werden, dass neben den geringen Möglichkeiten materieller Teilhabe auch psychische Belastungsfaktoren die Betroffenen beeinträchtigen, die ebenfalls Rückwirkungen auf das Zusammenleben der Partner haben können. Für ALG-II-Bezieher kommen Wenzel (2008), sowie Hirsland/Ramos Lobato (2010) zu ähnlichen Befunden und benennen als typische Wahrnehmungs- und Verarbeitungsmuster von ALG-II-Beziehern unter anderem Gefühle des Autonomieverlustes wie auch der Exklusion. Nach Lenz (2009: 126) kann Arbeitslosigkeit einen Wendepunkt in Partnerschaftsbeziehungen hinsichtlich der Machtbalance sowie in Bezug auf den Alltag von Beziehungen darstellen. In einer 1991 durchgeführten Studie betonen Hess, Hartenstein und Smid (1991: 186ff.), dass bei Arbeitslosigkeit vor allem die Stellung des Mannes in der Familie durch den Verlust seiner Rolle als Ernährer beeinträchtigt wird und sich durch die ständige Anwesenheit des Mannes Veränderungen für die Beziehung ergeben.

Für Partnerschaften, die ALG-II-Leistungen beziehen, ergibt sich somit eine besonders prekäre Lage, da über das Konzept der Bedarfsgemeinschaft die ökonomische Abhängigkeit zwischen den Partnern noch verstärkt wird. Dieser Artikel untersucht, welche besonderen Auswirkungen dies auf die Machtverteilung in der Partnerschaft haben kann.

Die zitierten Studien beschäftigen sich vornehmlich mit Entscheidungen zu ökonomischen Aspekten in der Partnerschaft. Daneben gibt es aber auch andere bedeutende Bereiche der partnerschaftlichen Lebensführung. Da wir davon ausgehen, dass die Muster und Prozesse der Machtverteilung in anderen Bereichen anders strukturiert sein können, erweitern wir die Analysen auf die Untersuchung der Machtverteilung bei der Gestaltung der gemeinsamen Freizeit.

Bisher liegen kaum Befunde vor, die explizit das Entscheidungsverhalten über die partnerschaftliche Freizeitgestaltung thematisieren.<sup>1</sup> Studien, die sich mit dem Entscheidungsverhalten von Paaren in diesem Kontext beschäftigen, finden sich hauptsächlich in der Literatur der Reise- und Tourismusforschung. Dabei ist häufig die Entscheidungsmacht der Partner hinsichtlich der gemeinsamen Urlaubsplanung ein Untersuchungsgegenstand (vgl. Cosenza/Davis 1981; Fodness 1992; Mottiar/Quinn 2004; Nichols/Snepenger 1988; van Raaji/Francken 1984).

Wie Fodness (1992: 12) zeigt, sind Frauen häufiger die „family information seeker“, d.h. sie informieren sich vor der Reise häufiger über das Reiseziel. Mottiar und Quinn (2004: 158) sprechen in diesem Zusammenhang von der „gatekeeper“-Rolle der Frauen. In der Mehrheit der Fälle entscheiden aber beide Partner gemeinsam, wobei die Frau dann häufiger allein entscheidet, wenn Kinder vorhanden sind. Begründet wird dies damit, dass die Kinderbetreuung Aufgabe der Frau ist (vgl. Fodness 1992: 12).

---

1 Für einen Überblick zu gemeinsamen Freizeitaktivitäten von verheirateten und unverheirateten Paaren vgl. z.B. Kalmijn und Bernasco (2000: 3).



Das Ziel dieses Artikels ist es nicht nur zu analysieren, welcher der beiden Partner in der Beziehung eher die Entscheidungsmacht über größere Anschaffungen bzw. über die Freizeitgestaltung hat, sondern auch inwiefern diese Macht bei Partnerschaften in prekären Lebenslagen anders verteilt ist als bei besser situierten Partnerschaften.

Hierzu ziehen wir die Daten der Panelstudie „Arbeitsmarkt- und Soziale Sicherung“ (PASS) des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) heran. Dieser Datensatz verfügt neben den zentral zu untersuchenden Merkmalen über einen hohen Anteil an Befragten im Arbeitslosengeld-II-Bezug und erlaubt somit belastbare statistische Analysen in diesem Bereich.

Im Rahmen dieser Untersuchung wollen wir folgende zentrale Forschungsfragen analysieren: Welcher Partner entscheidet in der Beziehung über größere Anschaffungen? Wer entscheidet über die Verwendung der gemeinsamen, freien Zeit? Und welche Faktoren sind dabei ausschlaggebend? Wie unterscheiden sich Paare in prekären Lebenslagen von relativ besser gestellten Paaren bezüglich der Verteilung der Entscheidungsmacht zwischen den beiden Partnern?<sup>2</sup>

## 2. Theorie

Entscheidungsmacht<sup>3</sup> innerhalb von Partnerschaften lässt sich in Anlehnung an Weber (2005: 28) als Chance verstehen, innerhalb einer Partnerschaft den eigenen Willen in Bezug auf Entscheidungssituationen auch gegen Widerstreben des anderen Partners durchzusetzen. Die beiden spezifischen Formen von Entscheidungsmacht, die hier untersucht werden, klassifizieren wir nach Safilios-Rothschild (1976: 359) wie folgt (vgl. hierzu auch Lott 2009: 329): Entscheidungen über größere Anschaffungen fallen in die Kategorie der dirigierenden Macht, da es sich hierbei eher um unregelmäßig getroffene, wichtige Entscheidungen handelt. Bei Entscheidungen über die Freizeitgestaltung kann man davon ausgehen, dass hier neben der dirigierenden, auch Aspekte ausführender Macht eine Rolle spielen. Denn unter Freizeitgestaltung können sowohl regelmäßig wiederkehrende, alltägliche (z.B. die Wahl des Fernsehprogramms) wie auch unregelmäßig auftretende Freizeitaktivitäten (z.B. Urlaub oder Wochenendausflüge) verstanden werden. Demnach könnte man die Macht über die Freizeitgestaltung als die schwächere der beiden Formen verstehen, da sie einen relevanten Teil ausführender Macht beinhaltet. Für die Analysen in diesem Beitrag interessiert uns allerdings weniger die hierarchische, als die inhaltliche Unterscheidung zwischen den Machtstrukturen der beiden Entscheidungssituationen.

Als einen Ansatz zur Erklärung der Machtverhältnisse bei Entscheidungen in Partnerschaften verwenden wir den klassischen, ressourcentheoretischen Ansatz von Blood und

- 
- 2 Da bisher keine Arbeiten zum Entscheidungsverhalten von Paaren im ALG-II-Bezug vorliegen, wollen wir im Folgenden eher breiter angelegt die vielfältigen Zusammenhänge zwischen Entscheidungsverhalten und verschiedenen Prädiktoren für ALG-II-Bezieher und Nicht-Bezieher im Vergleich beleuchten. Wir fokussieren unsere Analysen daher weniger auf einzelne, spezifische Hypothesen, sondern formulieren aus der Reflexion des bisherigen Forschungsstands theoretische Annahmen, die als Hintergrund dienen, vor dem die empirischen Befunde interpretiert werden.
  - 3 Für eine ausführliche Auseinandersetzung mit Definitionen vgl. z.B. Lenz (2009) und Safilios-Rothschild (1970).

Wolfe (1978 [1960]). Diese untersuchten in ihrer Studie von 1960 anhand von acht Entscheidungen,<sup>4</sup> wie die Macht zwischen Ehepartnern verteilt ist. Für die Struktur der Machtverhältnisse in Partnerschaften sehen sie das Verhältnis der Ressourcenausstattung zwischen den beiden Partnern als verantwortlich an. Je höher die Ressourcen des einen Partners relativ gesehen zum anderen Partner sind, umso mehr Entscheidungsmacht besitzt dieser in der Beziehung (vgl. auch Heer 1963: 137).

Während Blood und Wolfe (1978 [1960]) in ihrer Studie nur die Ehefrauen befragt haben, untersuchten Centers, Raven und Rodrigues (1971) einige Jahre später beide Ehepartner und erweiterten ihre Studie um einige Kriterien. Sie fanden heraus, dass unter anderem eine hohe Bildung und ein hoher beruflicher Status von Männern mit mehr Macht für diese in der Beziehung einhergehen.

Pahl (1983: 238) nimmt an, dass in Gesellschaften, in denen Geld gleichzeitig Macht bedeutet, die relativen ökonomischen Positionen der beiden Partner auch Einfluss auf deren Beziehung haben müssten. Je nachdem, wie die Kontrolle über die ökonomischen Ressourcen zwischen den Partnern verteilt ist, zeigt sich dies anhand des (Un-)Gleichgewichts an Macht zwischen den Partnern. Besitzt also ein Partner mehr ökonomische Ressourcen als der andere Partner, dann hat dieser Partner auch mehr Macht in der Beziehung.

Neben Bildung, Status und Einkommen verstehen wir im Rahmen dieser Studie unter „Ressourcen“<sup>5</sup> zusätzlich auch die Arbeitszeit. Für die Entscheidungen über größere Anschaffungen gehen wir davon aus, dass ein Partner, der im Vergleich zum anderen Partner mehr Zeit für die Erwerbsarbeit aufbringt, eher seine Vorstellungen durchsetzen kann, da das Kapital, das für die Anschaffungen aufgewandt werden muss, vor allem auf Grund seines höheren Arbeitseinsatzes zur Verfügung steht. Für die Entscheidung über die Freizeitgestaltung vermuten wir dagegen, dass der Partner mit dem geringeren Umfang an Erwerbsarbeit eher entscheidet, da dieser über mehr Zeit für die Recherche verfügt und dem anderen gegenüber dadurch häufig einen Informationsvorsprung hat (vgl. Fodness 1992). Alternativ wäre aber auch in diesem Bereich denkbar, dass das Argument des höheren Arbeitseinsatzes im Entscheidungsprozess dominiert.

Aus dem klassischen Ressourcenansatz lässt sich folgern, dass in den meisten Fällen der Partner die höhere Entscheidungsmacht hat, der über die größere relative Ressourcenausstattung verfügt. Allerdings ist der Ressourcenansatz nicht unumstritten. Andere Studien belegen, dass die Ressourcenausstattung alleine als Erklärung für Ungleichheiten zwischen den Partnern hinsichtlich der Entscheidungsmacht nicht ausreicht. Vielmehr sollten soziale Normen und Werte ebenfalls berücksichtigt werden (vgl. Lott 2009: 351). Bereits Blumstein und Schwartz (1983) zeigen anhand der Untersuchung von Macht bei lesbischen Paaren, dass unter Berücksichtigung von Geschlechterrollen die Ressourcenverteilung zwischen den Partnern allein nicht ausschlaggebend ist.

- 
- 4 (1) Welchen Job der Ehemann annehmen sollte, (2) welches Auto gekauft wird, (3) ob eine Lebensversicherung abgeschlossen wird, (4) wohin es in den Urlaub geht, (5) welches Haus oder welche Wohnung genommen wird, (6) ob die Frau arbeiten gehen oder den Job aufgeben sollte, (7) welcher Arzt zu Rate gezogen wird, wenn jemand krank wird, (8) wie viel Geld die Familie für Essen in der Woche aufwendet (vgl. Blood/Wolfe 1978 [1960]: 19).
- 5 Für einen Überblick familialer Ressourcen vgl. z.B. Hillmert (2002: 50f.) sowie für einen Überblick über verschiedene Ressourcen, die zwischen Partnern ausgetauscht werden können, vgl. z.B. Safilios-Rothschild (1976: 356) und Kollock/Blumstein/Schwartz (1994: 342f.).

Nach Kirchler (1988: 328) haben Geschlechterrollen einen entscheidenden Einfluss auf das Entscheidungsverhalten in Haushalten. Er betont, dass unter anderem gesellschaftliche Normen dafür verantwortlich sind, dass es immer noch geschlechtsspezifische Unterschiede gibt. Während in der Vergangenheit der Mann die Legitimierung besaß, Entscheidungen über außerfamiliale Angelegenheiten und das Arbeitsleben zu treffen, durfte die Frau über häusliche Aktivitäten und die Kindererziehung entscheiden. Es finde, so Kirchler, ein Wandel gesellschaftlicher Normen hin zu einem egalitäreren Rollenverständnis statt. Dennoch herrschten in modernisierten westlichen Ländern trotz des Wandels immer noch gesellschaftliche Normen, die eine geschlechtsspezifische Rollenaufteilung befürworteten. Männer haben dabei eine höhere Entscheidungsmacht bezüglich technischer Güter, des Autos und finanzieller Angelegenheiten inne, wohingegen Frauen vor allem bei Küchenutensilien, Kleidung, Essen und Möbeln das Sagen haben (vgl. Kirchler 1988; Pahl 1990).

Auch Nave-Herz (2004: 160) weist auf geschlechtsspezifische Unterschiede in Deutschland bezüglich der Entscheidungen in verschiedenen Bereichen hin. So entschieden Männer vor allem über größere Anschaffungen, wofür sie als Beispiele das Auto und den Rasenmäher nennt. Auch Entscheidungen, die den weiteren Bekanntenkreis und finanzielle Kapitalanlagen betreffen, lägen in der Entscheidungsmacht des Mannes. Frauen würden diesbezüglich nur beratend tätig sein. Diese seien hingegen für Entscheidungen über alltägliche Ausgaben und für Entscheidungen bezüglich der Kindererziehung verantwortlich.

Hinsichtlich einer rollentheoretischen Perspektive ist auch festzustellen, dass in der Regel den Frauen in der Familie die Rolle des „kinkeeper“ zuteilwird. Deren Aufgabe ist es, die einzelnen Familienmitglieder zusammenzuführen, so dass diese miteinander in Kontakt bleiben (vgl. Kranichfeld 1987; Rosenthal 1985). Diese Rolle könnte womöglich auch auf Paarbeziehungen im Allgemeinen übertragen werden. Gerade was die Gestaltung der gemeinsamen Freizeit betrifft, so kann vermutet werden, dass Frauen dadurch den Zusammenhalt und die Stabilität der Beziehung stärken wollen.

Zu den Auswirkungen des Arbeitslosengeld-II-Bezugs als prekäre Lage von Partnerschaften gibt es derzeit weder empirische Befunde, noch theoretische Überlegungen. In Anknüpfung an die Rollentheorie (vgl. Goffman 2001) könnte man vermuten, dass in diesen Fällen die gelebten Rollenarrangements nicht mehr in gleicher Weise fortgesetzt werden können wie sie in nicht bedürftigen Haushalten noch immer häufig vorzufinden sind. Das gilt insbesondere für das klassische Male-Breadwinner-Modell. Wie Brehmer, Klenner und Klammer (2010) für Deutschland zeigen, sind Familienernährerinnen häufig bei Paaren in Niedrigeinkommenshaushalten zu finden. Schon Stamp (1985) wie auch Tichenor (1999) stellen für Familienernährerinnen bei sozio-ökonomisch besser gestellten Paaren fest, dass die Frau bei einem großen Teil der befragten Paare alleine das Geld verwaltet.

In Anknüpfung an neuere Gendertheorien (vgl. Lorber 1999; Lorber/Farrell 1991; West/Fenstermaker 1995; West/Zimmerman 1987, 2002) kann man das Geschlechterverhältnis unabhängig vom biologischen Geschlecht vielmehr als alltägliche Herstellungsleistung in der Interaktion der beiden Partner verstehen. Geht man davon aus, dass in der Gruppe der ALG-II-Leistungsbezieher traditionelle Rollenmuster in der Partnerschaft häufiger nicht mehr reproduziert werden können als unter den Nicht-Beziehern, etwa weil der Mann seiner Ernährerrolle nicht mehr nachkommen kann, könnte dies auch eine Verschie-

bung der Machtverhältnisse nach sich ziehen. Der Mann würde in diesem Fall an Macht verlieren, da er durch sein Verhalten traditionelle Aspekte von „Männlichkeit“ nicht mehr reproduzieren kann durch die ihm eine höhere Entscheidungsmacht zukam. Im Gegenteil kann es bei Partnerschaften im Leistungsbezug – wie erwähnt – häufiger dazu kommen, dass die Frau sich „männlich“ verhält, indem sie als Einzige durch eine Erwerbstätigkeit zum Haushaltseinkommen beiträgt. Daraus lässt sich im Umkehrschluss ableiten, dass in diesen Fällen Frauen über größere Entscheidungsmacht verfügen müssten. Nach West und Zimmerman (2002: 22) könnte die Frau allerdings ein Interesse daran haben dem Mann weiterhin eine rollenkonforme Geschlechterdarstellung zu ermöglichen, da sie dadurch selbst in die Lage versetzt wird sich konform zu verhalten und ihre Geschlechtsidentität zu bestätigen. Auf Grund der besonders prekären sozio-ökonomischen Lage im ALG-II-Bezug vermuten wir jedoch eher, dass es zumindest zu einer teilweisen Aufweichung von traditionellen Geschlechterrollenarrangements kommt.

Diese Vermutung verstärkt sich, wenn man den institutionellen Druck im ALG-II-Kontext berücksichtigt. So soll etwa bei der sanktionsbewährten Verpflichtung zur Aufnahme einer zumutbaren Erwerbsarbeit keine explizite Geschlechterdifferenzierung vorgenommen werden. Es kann angenommen werden, dass dies in der Tendenz zu einer Egalisierung der Geschlechterverhältnisse führt. Auch wenn einzelne, jüngere Befunde nicht darauf hindeuten, dass es im Rahmen der Umsetzung des SGB II bisher tatsächlich zu einer substanziellen Nivellierung von Geschlechterungleichheiten gekommen ist (Jaehrling 2010; Rudolph 2010), wollen wir dies mit den vorliegenden Daten noch eingehender prüfen.

### 3. Daten und Methode

Grundlage der quantitativen Analysen ist das Panel „Arbeitsmarkt und soziale Sicherung“ (PASS) des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB). Die Befragung wird seit Ende 2006 jährlich durchgeführt und beinhaltet Angaben von 8.000 bis 12.000 Haushalten in Deutschland (Berg et al. 2011).

Das Stichprobendesign erlaubt neben einer Hochrechnung auf die Wohnbevölkerung in Deutschland detaillierte Analysen von finanziell bedürftigen Haushalten, da die Hälfte der Stichprobe aus dem Bestand der Bezieher von Arbeitslosengeld II gezogen wurde. Dies ist im Kontext der vorliegenden Fragestellung wichtig, um auf eine ausreichende Fallzahl von Paaren im Niedrigeinkommensbereich zurückgreifen und somit valide statistische Aussagen treffen zu können.

Ein weiterer zentraler Vorteil des PASS für unsere Fragestellung gegenüber anderen Studien ist das Prinzip, den kompletten Haushalt, d.h. alle Mitglieder über 15 Jahren, persönlich zu befragen. Dies eröffnet die Möglichkeit, die Antworten beider Partner getrennt zu analysieren und Unterschiede im Antwortverhalten berücksichtigen zu können.

Für die vorliegenden Auswertungen greifen wir ausschließlich auf die zweite Erhebungswelle der Befragung zurück, da bisher nur dort die Fragen nach der Verteilung der Entscheidungsmacht zwischen den Partnern gestellt wurden. Unsere Analysen können somit nur im Querschnitt durchgeführt werden. Auch wenn so keine Aussagen über kausale Effekte gemacht werden können, ergeben sich aufschlussreiche Eindrücke über die Zusammenhänge der Machtallokation in Partnerschaften.

Neben der deskriptiven Auswertung verwenden wir multivariate Regressionsmodelle, um zu prüfen, inwiefern sich Zusammenhänge zwischen den Antworten zur Machtverteilung und zentralen unabhängigen Variablen auch noch unter Kontrolle weiterer relevanter Merkmale zeigen oder ob sie auf Grund von Kompositionseffekten des Analysesamples verschwinden. Die Analyseeinheit ist das Individuum, so dass immer beide Partner eines Paares als einzelne Fälle in die Berechnungen eingehen.

Das Analysesample umfasst 2.532 heterosexuelle, in einem Haushalt zusammenlebende Paare und somit 5.064 Einzelpersonen. Davon beziehen 579 Paare zum Befragungszeitpunkt ALG II.<sup>6</sup> Die Aufteilung der Entscheidungsmacht hinsichtlich größerer Anschaffungen sowie der Freizeitgestaltung wurde in der Befragung mit zwei Fragen operationalisiert. Auf die Fragen

*„Wer hat in Ihrer Partnerschaft oder in Ihrer Ehe das letzte Wort, wenn Entscheidungen über größere Anschaffungen getroffen werden?“*

und

*„Wer entscheidet in Ihrer Partnerschaft oder in Ihrer Ehe im Allgemeinen darüber, wie Sie Ihre gemeinsame Freizeit verbringen?“*

konnten die Befragten mit den Kategorien „Immer ich“, „Eher ich“, „Eher mein Partner/meine Partnerin“ und „Immer mein Partner/meine Partnerin“ antworten. Wenn die Befragten von sich aus „Beide in gleichem Maße/abwechselnd“ genannt haben, wurde diese Antwort entsprechend erfasst, obwohl die Antwortkategorie nicht als Option vorgelesen wurde. Dadurch wurden die Befragten eher angehalten, eine Richtung anzugeben. Damit soll das sozial erwünschte Antwortverhalten reduziert werden. Wir sehen hier keinen Anhaltspunkt, starke systematische Verzerrungen in die eine oder andere Richtung zu vermuten. Zumindest für eine höhere Anzahl an Antwortverweigerungen finden wir keine Belege, da der Anteil der Antwortverweigerungen bei der Frage zu den größeren Anschaffungen bei lediglich 0,17% und bei der Frage zu der Freizeitgestaltung bei 0,31% liegt. Letztlich lässt sich mit den vorliegenden Daten jedoch nicht vollständig klären, ob es Verzerrungen im Antwortverhalten durch die Art der Fragestellung gibt.

Welche größeren Anschaffungen und welche Freizeitaktivitäten dabei explizit gemeint sind, wurde im Fragebogen nicht näher erklärt. Es wurde damit der individuellen Einschätzung der Befragten überlassen, was sie darunter verstehen. Man kann dennoch vermuten, dass unter der Formulierung „größere Anschaffungen“ keine Güter des alltäglichen Bedarfs wie beispielsweise Essen verstanden werden. Allerdings ist auch zu berücksichtigen, dass bei ALG-II-Empfängern „größere Anschaffungen“ vermutlich andere Güter umfassen als bei Nicht-Beziehern. Da wir keine genaueren Informationen zum Verständnis der Befragten haben, müssen wir vereinfachend davon ausgehen, dass sie für sich relevante Entscheidungssituationen als Referenz für ihre Antwort angenommen haben.

Für die Analyse bilden wir die Machtverteilung zwischen den Partnern mit einer dreistufigen Variable mit den Ausprägungen „Mann entscheidet eher“, „beide entscheiden

---

6 Für 12 Paare konnte nicht bestimmt werden, ob ein Bezug vorliegt. Sie entfallen somit aus den multivariaten Analysen.

gemeinsam“ und „Frau entscheidet eher“ ab. Dabei handelt es sich um eine geschlechtsspezifische Rekodierung der fünfstufigen Ausgangsmerkmale.<sup>7</sup>

Zur Operationalisierung von Einflussvariablen, die sich aus den ressourcentheoretischen Überlegungen ergeben, verwenden wir das individuelle Bildungsniveau nach der dreistufigen CASMIN-Skala (vgl. Brauns/Steinmann 1999) und die Bildungsdifferenz zwischen den Partnern.<sup>8</sup>

Daneben wird der Unterschied in der finanziellen Ressourcenausstattung beider Partner über die Kategorien „Mann verfügt über höheres Nettoeinkommen“, „gleiche Nettoeinkommen“ und „Frau verfügt über höheres Nettoeinkommen“ abgebildet. Dazu vergleichen wir die individuellen Nettoeinkommen der Partner aus einer evtl. Erwerbstätigkeit, wobei wir eine Differenz von einem Euro bereits als Unterschied ansehen. Das Einkommensniveau wird gleichzeitig über die Summe beider Nettoeinkommen als metrische Variable kontrolliert.

Nach der Ressourcentheorie sollte neben dem Einkommen auch der sozio-ökonomische Status eine Rolle spielen, der sich aus der individuellen Erwerbstätigkeit ergibt. Deshalb berücksichtigen wir den Unterschied im ISEI-Wert (International Socio-Economic Index of Occupational Status) zwischen den Partnern (vgl. Ganzeboom/Treiman 2003). Dies bilden wir analog zum Einkommen über die Differenz im Status der Partner sowie über das Niveau der summierten Statusangaben ab.

In Abschnitt 2 haben wir außerdem argumentiert, dass die Ressourcen auch über die aufgewandte Erwerbsarbeitszeit abgebildet werden sollten. Dies geschieht in unseren Modellen ebenfalls über die Differenz der Arbeitszeiten beider Partner und die Summe über beide Partner. Wir greifen dabei auf die angegebene tatsächliche, wöchentliche Arbeitszeit zurück.

Im Kontext der Ressourcentheorie wird oft die Kontoführung als Indikator für Machtallokation angesehen (vgl. Kirchler 1988; Lott 2009). Wir nehmen die Führung von gemeinsamen bzw. individuellen Konten daher als Kovariate mit in unsere Analysemodelle auf.

Die rollentheoretischen Annahmen operationalisieren wir zum einen über die Abfrage der Einstellung zu den Geschlechterrollen. Dazu greifen wir auf die Zustimmungfrage „Die Aufgabe des Ehemannes ist es, Geld zu verdienen, die der Ehefrau, sich um den Haushalt und die Familie zu kümmern“ zurück, die über eine Skala von 1 „Stimme voll und ganz zu“ bis 4 „Stimme überhaupt nicht zu“ abgefragt wird.<sup>9</sup>

Zum anderen verwenden wir als weiteres Maß für eine traditionelle Rolleneinstellung die Religiosität der befragten Personen (vgl. z.B. Kalmijn/Bernasco 2000). Hierzu haben

---

7 Details zur Umsetzung der Datenaufbereitung und Durchführung der Analysen können den STATA do-Files entnommen werden, die die Autoren auf Anfrage zur Verfügung stellen.

8 Deskriptive Auszählungen zu allen für die Analysen verwendeten Merkmalen lassen sich den Tabellen 4, 5, 6 und 7 im Anhang entnehmen.

9 Dieses Item ist Teil einer Batterie mit vier Fragen zu Meinungen zum Verhältnis von Familie und Beruf. Eine Indexbildung haben wir geprüft, auf Grund der Ergebnisse der Reliabilitäts- und Faktoranalysen dann aber verworfen. Das verwendete Item bildet die Modernität der Rolleneinstellung unserer Ansicht nach am besten ab. Trotz der geringen Anzahl an Ausprägungen nehmen wir die Variable als metrisch mit in unsere Modelle auf, da wir davon ausgehen, dass das zugrunde liegende Konstrukt metrisch skaliert ist und die Variable lediglich eine vergrößerte Messung dieses Konstrukts darstellt.

wir die Frage „Unabhängig davon, ob Sie einer bestimmten Religionsgemeinschaft angehören, für wie religiös halten Sie sich? Für ‚Überhaupt nicht religiös‘, für ‚Eher nicht religiös‘, für ‚Eher religiös‘ oder für ‚Sehr religiös‘.“ verwendet. Wir gehen davon aus, dass ein hohes Maß an Religiosität unabhängig von einer bestimmten Konfessionszugehörigkeit mit einer eher traditionellen Rolleneinstellung einhergeht.

Bei der Analyse von Partnerschaften erscheint es wesentlich, die familiäre Situation zu kontrollieren (vgl. z.B. Kalmijn/Bernasco 2000; Vogler 2005). Unterschieden wird, ob es sich bei den betrachteten Paaren um Ehepaare oder nichteheliche Lebensgemeinschaften handelt. Außerdem kontrollieren wir, ob mindestens ein Kind unter 15 Jahren im Haushalt lebt. Es ist zu vermuten, dass in Haushalten mit Kindern Frauen stärker entscheiden, weil ihnen häufig noch die Aufgabe der Kinderbetreuung und damit auch die Vertretung der Interessen des Kindes im Entscheidungsprozess zukommt.

Als Proxy für das Familienklima nehmen wir die Frage „Wie häufig gibt es in Ihrem Haushalt Missverständnisse, Spannungen oder Konflikte? ‚Sehr häufig‘, ‚Häufig‘, ‚Manchmal‘, ‚Selten‘ oder ‚Sehr selten oder nie‘?“ auf. Bei diesem Merkmal kehren wir jedoch die Kodierung um, so dass sich der zugehörige Koeffizient in den Modellen intuitiver interpretieren lässt. Wir gehen tendenziell davon aus, dass ein schlechtes Familienklima eher dazu führt, dass die Partner getrennt entscheiden, da es im Konfliktfall schwieriger erscheint zu Konsensentscheidungen zu kommen.

Geschlecht und Alter sowie den Migrationshintergrund kontrollieren wir auf der Individualebene. Als eine Person mit Migrationshintergrund wird jemand definiert, der selbst oder dessen Eltern nach Deutschland zugezogen sind. Auf Ebene der Dyaden kommen die Altersdifferenz zwischen den Partnern („Mann älter“, „beide gleich alt“ und „Frau älter“) (zur Messung von kultureller Homogamie, beispielsweise bezüglich der Altersdifferenz von Paaren, vgl. z.B. Kalmijn/Bernasco 2000: 10f.) und der Wohnort in den neuen oder alten Bundesländern hinzu. Ebenso kontrollieren wir auf dieser Ebene die Migrationskonstellation, d.h. ob kein Partner, nur der Mann, nur die Frau oder beide Partner einen Migrationshintergrund haben.

Für die multivariaten Berechnungen verwenden wir auf Grund der nominalen Skalenniveaus der abhängigen Variablen multinomiale Logit-Modelle, wobei „beide entscheiden gemeinsam“ die Referenzkategorie bildet. Dadurch ist es möglich, die Zusammenhänge für die Entscheidungsmacht des Mannes von denen der Frau zu trennen und dennoch ein gemeinsames Modell zu schätzen. Dabei wird das in Gleichung 1 angegebene Modell verwendet, um die Wahrscheinlichkeit für die Antwortmöglichkeiten  $\Pr(f_{ij})$  zu schätzen (siehe z.B. Skrondal/Rabe-Hesketh 2004: 29).

$$\Pr(f_{ij}) = \exp(V_{ij}^f) / \sum_{a=1}^A \exp(V_{ij}^a) \quad (1)$$

Da die beiden Partner im von uns betrachteten Kontext nicht unabhängig voneinander agieren, muss der Interdependenz in der jeweiligen Paardyade Rechnung getragen werden (vgl. Kenny/Kashy/Cook 2006). Wir berücksichtigen dies, indem wir in den linearen Prädiktor  $V_{ij}^a$  für die Antwortmöglichkeit  $a$  mit  $\gamma_{j0}^a$  einen „random intercept“ auf der Dyadenebene aufnehmen (vgl. Rabe-Hesketh/Skrondal 2004: 111). Mit dieser paarspezifischen Konstante kann die Interdependenz des Antwortverhaltens der Partner in der Paardyade explizit modelliert und damit kontrolliert werden.

$$V_{ij}^a = \beta^a_0 + \beta^a \mathbf{x}_{ij} + \gamma^a_{j0} + \gamma^a \mathbf{z}_j \quad (2)$$

Gleichung 2 stellt das Modell für den linearen Prädiktor dar. Mit  $\beta^a_0$  wird darin der konstante Term des Modells bezeichnet.  $\mathbf{x}_{ij}$  und  $\beta^a$  sind Vektoren und stehen für alle auf der Ebene der individuellen Partner variierenden, unabhängigen Variablen, respektive die dazugehörigen Regressionskoeffizienten. Analog dazu stehen  $\mathbf{z}_j$  und  $\gamma^a$  für die Vektoren der unabhängigen Variablen, die nur auf der Dyadenebene variieren bzw. deren jeweilige Koeffizienten.

Zur Unterscheidung der Zusammenhänge zwischen der Gruppe der Arbeitslosengeld-II-Bezieher und der Nicht-Bezieher führen wir für alle erklärenden Variablen einen Interaktionsterm mit der Indikatorvariable „Arbeitslosengeld-II-Bezug: ja/nein“ in die Modelle ein. Dadurch wird es möglich – ähnlich zu getrennten Regressionsmodellen – gruppenspezifische Koeffizienten für die Zusammenhänge der unabhängigen Variablen mit der Entscheidungsmacht zu schätzen. Dies ist möglich, indem man den Haupteffekt (der als Effekt in der Referenzgruppe interpretiert werden kann) und den Interaktionskoeffizienten addiert. Daraus ergibt sich der Effekt in der Vergleichsgruppe. Wir geben die Schätzungen für beide Gruppen als eigene Spalten in den Modelltabellen aus. Zur korrekten Spezifikation des Modells haben wir neben den Interaktionstermen auch den Haupteffekt für den ALG-II-Bezug aufgenommen. Um die Zusammenhangsstrukturen in den beiden Gruppen mit und ohne ALG-II-Bezug jeweils vollständig darstellen zu können, haben wir die Aufnahme von Interaktionstermen nicht von einem statistisch signifikanten p-Wert abhängig gemacht. Unsere Interpretation orientiert sich daran, ob die Effekte innerhalb der jeweiligen Gruppen statistisch signifikant sind oder nicht.

#### 4. Ergebnisse

Generell zeigt sich in der deskriptiven Betrachtung, dass das egalitäre Entscheidungsmodell mit Abstand am häufigsten vorkommt. Dies gilt sowohl für die Entscheidungen über größere Anschaffungen (79,25%, vgl. Tabelle 1) als auch für die Freizeitgestaltung (81,75%). Kleinere Unterschiede sind erkennbar, wenn man in der jeweiligen Entscheidungssituation Paare mit und ohne ALG-II-Bezug vergleicht. Bezüglich größerer Anschaffungen entscheiden Paare mit ALG-II-Bezug etwas seltener gemeinsam. Dabei ist auffällig, dass die Frauen in diesen Partnerschaften mehr Entscheidungsmacht haben. Dies geht vor allem auf Kosten der gemeinsamen Entscheidungen. Bei Männern lassen sich hingegen nur geringfügige Unterschiede feststellen.

Bei den Entscheidungen über die Freizeitgestaltung ergibt sich im Vergleich der Gruppen mit und ohne ALG II das gegenteilige Bild: Bedürftige Paare mit Leistungsbezug entscheiden in diesem Fall häufiger gemeinsam als Paare in gesicherteren finanziellen Verhältnissen. Während sich Männer in Partnerschaften mit ALG-II-Bezug nicht von Männern ohne Bezug unterscheiden, verfügen die Frauen über weniger Entscheidungsmacht, wenn sie Leistungen beziehen.



*Table 1:* Entscheidungsmacht bei Paaren mit und ohne Arbeitslosengeld-II-Bezug (individuelle Antworten der Zielpersonen)

	Arbeitslosengeld-II-Bezug				Gesamt	
	ohne		mit		%	<i>n</i>
	%	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%	<i>n</i>
<b>Entscheidungen über größere Anschaffungen</b>						
Mann entscheidet eher	12,61	442	11,53	132	12,57	132
beide entscheiden gemeinsam	79,40	3.024	75,85	831	79,25	3.855
Frau entscheidet eher	7,99	335	12,62	164	8,18	164
Gesamt	100,00	3.801	100,00	1.127	100,00	4.928
$\chi^2$ (gewichtet) = 14,3; <i>P</i> (gewichtet) = 0,105; $\chi^2$ (ungewichtet) = 32,0; <i>P</i> (ungewichtet) = 0,000						
<b>Entscheidungen über die Freizeitgestaltung</b>						
Mann entscheidet eher	5,78	195	5,79	68	5,78	263
beide entscheiden gemeinsam	81,63	3.095	84,53	946	81,75	4.041
Frau entscheidet eher	12,59	512	9,68	110	12,47	622
Gesamt	100,00	3.802	100,00	1.124	100,00	4.926

$\chi^2$  (gewichtet) = 3,9; *P* (gewichtet) = 0,559;  $\chi^2$  (ungewichtet) = 11,5; *P* (ungewichtet) = 0,003  
 % = Anteilswert in Prozent (gewichtet); *n* = Absolutwert (ungewichtet)

Quelle: Eigene Berechnungen (PASS SUF 2006-2010 V2, Welle 2)

#### 4.1. Multivariate Modellierung der Machtverteilung bei größeren Anschaffungen

Der zentrale Untersuchungsgegenstand dieses Beitrags ist der Vergleich von Paaren im ALG-II-Bezug mit solchen ohne Bezug hinsichtlich der Verteilung der Entscheidungsmacht zwischen den Partnern. Dieser wird insbesondere unter Kontrolle der Ressourcenverteilung und Rolleneinstellungen analysiert, da sich in vorangegangenen Studien gezeigt hat, dass diese Aspekte wesentlichen Einfluss auf die Machtverteilung nehmen (vgl. Lott 2009; Ludwig-Mayerhofer/Gartner/Allmendinger 2006; Vogler 1998). Wir betrachten zuerst die Entscheidungsmacht hinsichtlich größerer Anschaffungen (vgl. Tabelle 2).

Die Einstellungen der befragten Personen zu den Geschlechterrollen zeigen, dass sowohl für Männer als auch für Frauen die individuelle Entscheidungsmacht mit steigender Modernität der Rollenbilder zugunsten einer egalitären Verteilung abnimmt. Dies gilt sowohl unter Arbeitslosengeld-II-Beziehern als auch unter den Nicht-Beziehern. Für die Religiosität, die wir ebenfalls als Proxy für eine traditionelle Einstellung verwenden, ergeben sich dagegen keine statistisch signifikanten Effekte.

Tabelle 2: Regressionsmodell – Entscheidung über größere Anschaffungen

	kein ALG-II-Bezug		ALG-II-Bezug	
	Mann entscheidet eher	Frau entscheidet eher	Mann entscheidet eher	Frau entscheidet eher
<b>individuelle Merkmale</b>				
weiblich	-0,693***	0,049	-0,235	0,488*
Alter	-0,031***	-0,020*	-0,021	-0,016
niedrige Bildung	0,079	-0,235	-0,866**	-0,712*
mittlere Bildung	Referenzkategorie		Referenzkategorie	
hohe Bildung	0,385+	0,056	0,047	0,268
Migrationshintergrund	-0,517	0,226	0,520	-0,179
Missverständnisse, Spannungen oder Konflikte im Haushalt	0,363***	0,410***	0,223	0,103
gemeinsames Konto	Referenzkategorie		Referenzkategorie	
eigenes Konto	0,380*	0,347+	0,794*	0,741*
weder noch	-0,629	0,584	0,256	0,486
Einstellung der Zielperson zu Geschlechterrollen	-0,499***	-0,287**	-0,379**	-0,368**
Religiosität	0,062	-0,108	0,237	-0,159
<b>dyadische Merkmale</b>				
Mann 0 bis 5 Jahre älter	Referenzkategorie		Referenzkategorie	
Mann mehr als 5 Jahre älter	0,236	0,092	-0,272	-0,158
Mann jünger	-0,140	-0,289	-0,574	0,258
Mann höher gebildet	0,182	-0,308	0,161	0,042
gleiches Bildungsniveau	Referenzkategorie		Referenzkategorie	
Frau höher gebildet	-0,271	0,234	-0,132	0,275
Wohnort in den neuen Bundesländern	0,134	0,040	-0,158	-0,329
kein Migrationshintergrund	Referenzkategorie		Referenzkategorie	
nur Mann Migrationshintergrund	0,465	0,036	-0,435	0,678
nur Frau Migrationshintergrund	0,800*	0,114	0,390	0,527
beide Migrationshintergrund	0,214	-0,247	-0,264	0,012
Ehepaar	-0,010	-0,099	-0,304	-0,173
mindestens 1 Kind unter 15 Jahren im Haushalt	-0,402*	-0,082	-0,620+	-0,422
Mann hat höheres Nettoeinkommen	-0,289	-0,629	1,981	2,164
gleiche Nettoeinkommen	Referenzkategorie		Referenzkategorie	
Frau hat höheres Nettoeinkommen	-0,560	-0,555	0,163	-1,695
Summe Nettoeinkommen beider Partner	0,000	0,000	-0,001	0,000
Mann hat höheren sozio-ökonomischen Status	0,162	0,336	0,957	4,916
gleicher Status	Referenzkategorie		Referenzkategorie	
Frau hat höheren sozio-ökonomischen Status	0,098	0,744+	-0,084	3,285
Summe sozio-ökonomischer Status beider Partner	-0,013**	-0,015**	-0,013	-0,039*
Mann hat längere Arbeitszeit	0,431	0,122	-2,787	-4,902
gleiche Arbeitszeit	Referenzkategorie		Referenzkategorie	
Frau hat längere Arbeitszeit	0,061	-0,242	-0,947	-0,130
Summe Arbeitszeit beider Partner	0,007	0,011*	0,026	-0,009
Arbeitslosengeld-II-Bezug	-0,661	-0,882		
Konstante	-0,626	-1,765*	-1,287	-2,647

N = 4.506; \*\*\*:  $p < 0,001$ ; \*\*:  $p < 0,01$ ; \*:  $p < 0,05$ ; +:  $p < 0,1$

Regressionskoeffizienten eines multinomialen logit-Modells mit random intercept auf der Paarebene; Basiskategorie: „beide in gleichem Maße/abwechselnd“

Quelle: Eigene Berechnungen (PASS SUF 2006-2010 V2, Welle 2)

Lebt in einem Haushalt ohne ALG-II-Bezug ein Kind unter 15 Jahren, entscheidet seltener der Mann alleine über größere Anschaffungen. Dies deutet darauf hin, dass eine klassische Rollenaufteilung bzgl. der Kinderbetreuung Einfluss auf die Entscheidungsmacht zwischen den Partnern nimmt, da die Frau, die häufiger mit der Kinderbetreuung betraut ist, relativ zum Mann stärker mitentscheidet. Für Haushalte mit Kindern im ALG-II-Bezug lässt sich dieser Befund allerdings nicht bestätigen. Für die Institutionalisierung der Partnerschaft durch eine Ehe findet man keinen Zusammenhang mit der Verteilung der Entscheidungsmacht. In Haushalten ohne ALG-II-Bezug korreliert das Familienklima stark mit dem Entscheidungsverhalten. Je häufiger Missverständnisse, Spannungen oder Konflikte im Haushalt auftreten, umso häufiger wird getrennt entschieden. Dies lässt sich für Haushalte mit ALG-II-Bezug nicht bestätigen. Unter Umständen sind in diesen Partnerschaften Konflikte nicht so einflussreich, da die Partner auf Grund äußerer Umstände wie der prekären Lage und dem institutionellen Druck stärker gezwungen sind, gemeinschaftlich Lösungen zu finden.

Der Einfluss von Ressourcen, die mit der Erwerbstätigkeit zusammenhängen, ist in unseren Modellen oft nur schwach ausgeprägt. Ein hoher gemeinsamer sozio-ökonomischer Status als Summe aus beiden Erwerbstätigkeiten ist häufiger mit gemeinsamen Entscheidungsprozessen verknüpft. Bei den Partnerschaften ohne ALG II zeigt sich dies sowohl durch die niedrigere alleinige Entscheidungsmacht des Mannes als auch der Frau. Unter den ALG II beziehenden Paaren weist zumindest die geringere Entscheidungsmacht der Frau in diese Richtung. Daneben hat lediglich noch das Niveau der insgesamt aufgewandten Erwerbsarbeitszeit einen statistisch signifikanten Zusammenhang. Die Frau entscheidet in Nicht-ALG-II-Partnerschaften häufiger alleine über größere Anschaffungen, wenn das Niveau der insgesamt erbrachten Arbeitszeit hoch ist. Einen deutlichen Einfluss hat die getrennte Kontoführung innerhalb der Partnerschaft. Führt bei den Nicht-ALG-II-Paaren ein eigenes Konto zumindest für den Mann häufiger zu einer alleinigen Entscheidungsmacht, zeigt sich dieser Zusammenhang im ALG-II-Bezug für beide Partner.

Ein niedriges Bildungsniveau der befragten Person führt in ALG-II-Partnerschaften häufig dazu, dass eher ein egalitäres Entscheidungsmodell berichtet wird. Dies ist bei Paaren ohne Leistungsbezug nicht der Fall. Man kann vermuten, dass Personen mit einem höheren Bildungsniveau auf Grund des eigentlich geringeren Risikos den Eintritt in den ALG-II-Bezug als noch belastender erleben, was sich auch negativ auf die Fähigkeit zur gemeinschaftlichen Entscheidungsfindung auswirkt. Außerdem kann man davon ausgehen, dass diese oft erst seit kurzer Zeit im Bezug sind und daher noch kaum Möglichkeiten hatten, Lösungsstrategien zu entwickeln. Differenzen im Bildungsniveau der beiden Partner haben dagegen in keiner der beiden Gruppen einen Einfluss.

Grundsätzlich neigen die Befragten dazu, dem eigenen Geschlecht eine höhere Entscheidungsmacht zuzuschreiben. Dies deutet darauf hin, dass ein Unterschied in der Einschätzung der Machtverhältnisse zwischen den Partnern besteht. Das Alter der Befragten hat unter den Nicht-Beziehern einen egalisierenden Effekt. Ältere Paare entscheiden häufiger gemeinsam als jüngere. Dies lässt nicht zwangsläufig auf einen echten Alterseffekt schließen, da ältere Personen in der Tendenz auch in länger andauernden Partnerschaften leben. Für die Dauer der Partnerschaft können wir mit den vorliegenden Daten aber leider nicht kontrollieren. Die Lage des Wohnortes in den neuen oder alten Bundesländern wirkt sich nicht auf die Verteilung der Entscheidungsmacht aus. Der individuelle

Migrationshintergrund wirkt sich nicht statistisch signifikant auf das Entscheidungsverhalten aus. Allerdings hat die Migrationskonstellation innerhalb von Nicht-ALG-II-Paaren dann einen Einfluss, wenn nur die Frau, nicht jedoch der Mann einen Migrationshintergrund hat. In diesen Fällen entscheidet der Mann häufiger alleine über größere Anschaffungen.

#### **4.2. Multivariate Modellierung der Machtverteilung bei der Freizeitgestaltung**

Neben der Verteilung der Entscheidungsmacht bezüglich größerer Anschaffungen betrachten wir als weiteren Aspekt der Machtverteilung innerhalb von Partnerschaften die Entscheidung über die Gestaltung der Freizeit. Dafür haben wir die gleichen statistischen Modelle gerechnet und lediglich die abhängige Variable ersetzt (vgl. Tabelle 3).

Modernere Geschlechterrolleneinstellungen gehen bei Paaren ohne ALG-II-Bezug häufiger mit einem Machtverlust des Mannes einher. In der Gruppe der ALG-II-Bezieher lässt sich hier kein Zusammenhang nachweisen. In eine ähnliche Richtung deutet der Einfluss der Religiosität der befragten Person, wenn man diese Information ebenfalls als einen Hinweis auf ein traditionelles Rollenverständnis interpretiert. Je religiöser eine befragte Person ist, umso häufiger entscheidet die Frau alleine über die Freizeitgestaltung bei Nicht-ALG-II-Beziehern. Das lässt die Vermutung zu, dass die Rolleneinstellungen in diesen prekären Lagen durch institutionelle Regelungen dominiert werden, die auf eine geschlechtsunabhängige Aktivierung zur Arbeitsaufnahme hinwirken.

In ALG-II-Haushalten mit Kindern unter 15 Jahren entscheidet seltener der Mann alleine über die Freizeitgestaltung. Dies scheint für Haushalte ohne ALG-II-Bezug nicht zuzutreffen. Der Ehestand hat in keiner der Gruppen einen statistisch signifikanten Einfluss auf die Machtverhältnisse. Ein schlechtes Familienklima geht bei Paaren ohne ALG-II-Bezug häufig mit höherer individueller Entscheidungsmacht der beiden Partner bezüglich der Freizeitgestaltung einher. Gemeinsame Entscheidungen treten seltener auf, wenn häufiger Missverständnisse, Spannungen oder Konflikte im Haushalt vorliegen. Bei Paaren im Bezug hat lediglich der Mann häufiger die alleinige Entscheidungsmacht.

Die Ressourcen mit Bezug zu einer eventuellen Erwerbstätigkeit weisen ausschließlich in der Gruppe der Nicht-ALG-II-Bezieher statistisch signifikante Effekte auf. Hier zeigt sich für die Differenz im Nettoeinkommen zwischen den Partnern, dass Frauen bei einer ungleichmäßigen Verteilung der Nettoeinkommen seltener alleine über die Entscheidungsmacht verfügen. Sowohl bei einem höheren Nettoeinkommen des Mannes ist dies der Fall als auch dann, wenn die Frau mehr verdient. Dies ließe sich auf eine geschlechtsspezifisch unterschiedliche Bereitschaft zurückführen, den Partner über die Verwendung des eigenen Einkommens entscheiden zu lassen. Ein höherer gemeinsamer sozio-ökonomischer Status führt in Nicht-ALG-II-Partnerschaften dazu, dass die Frau seltener allein über die Freizeitgestaltung entscheidet. Mit einer längeren Arbeitszeit des Mannes geht eine höhere Entscheidungsmacht der Frau in dieser Gruppe einher. Dies deutet darauf hin, dass der Frau in diesem Fall mehr Zeit zur Verfügung steht, um die Freizeit zu planen und sie so eher die Möglichkeit hat zu entscheiden.

Tabelle 3: Regressionsmodell – Entscheidung über Freizeitgestaltung

	kein ALG-II-Bezug		ALG-II-Bezug	
	Mann entscheidet eher	Frau entscheidet eher	Mann entscheidet eher	Frau entscheidet eher
<b>individuelle Merkmale</b>				
weiblich	-0,558**	0,058	-0,686*	0,506*
Alter	-0,020+	-0,022**	-0,036+	0,000
niedrige Bildung	0,222	-0,076	-0,808*	-0,562+
mittlere Bildung	Referenzkategorie		Referenzkategorie	
hohe Bildung	0,457+	0,322+	0,357	0,086
Migrationshintergrund	0,115	-0,022	-0,374	-1,422+
Missverständnisse, Spannungen oder Konflikte im Haushalt	0,369***	0,435***	0,361+	-0,054
gemeinsames Konto	Referenzkategorie		Referenzkategorie	
eigenes Konto	0,186	0,272+	0,235	0,169
weder noch	-0,714	0,166	0,319	0,083
Einstellung der Zielperson zu Geschlechterrollen	-0,236*	-0,055	-0,127	-0,117
Religiosität	0,026	0,183*	0,103	0,070
<b>dyadische Merkmale</b>				
Mann 0 bis 5 Jahre älter	Referenzkategorie		Referenzkategorie	
Mann mehr als 5 Jahre älter	0,094	-0,237	-0,910*	-0,458
Mann jünger	-0,070	-0,076	-1,433*	-0,691+
Mann höher gebildet	-0,072	-0,121	-0,758	0,420
gleiches Bildungsniveau	Referenzkategorie		Referenzkategorie	
Frau höher gebildet	-0,180	-0,104	-0,030	-0,186
Wohnort in den neuen Bundesländern	0,457+	0,253	-0,606	0,167
kein Migrationshintergrund	Referenzkategorie		Referenzkategorie	
nur Mann Migrationshintergrund	0,293	0,235	-0,238	1,521*
nur Frau Migrationshintergrund	0,108	0,366	-0,447	0,221
beide Migrationshintergrund	-0,422	-0,093	0,506	2,078*
Ehepaar	0,452	0,127	-0,484	-0,646
mindestens 1 Kind unter 15 Jahren im Haushalt	-0,241	-0,152	-1,061*	0,283
Mann hat höheres Nettoeinkommen	-0,041	-0,868*	1,536	-1,338
gleiche Nettoeinkommen	Referenzkategorie		Referenzkategorie	
Frau hat höheres Nettoeinkommen	-0,144	-0,950*	2,741	2,138
Summe Nettoeinkommen beider Partner	0,000	0,000	-0,001	0,001
Mann hat höheren sozio-ökonomischen Status	-0,182	-0,258	1,813	0,037
gleicher Status	Referenzkategorie		Referenzkategorie	
Frau hat höheren sozio-ökonomischen Status	-0,287	-0,267	1,331	-0,937
Summe sozio-ökonomischer Status beider Partner	-0,003	-0,009*	-0,007	-0,013
Mann hat längere Arbeitszeit	-0,069	0,840*	-0,296	0,992
gleiche Arbeitszeit	Referenzkategorie		Referenzkategorie	
Frau hat längere Arbeitszeit	0,047	0,629	-1,649	-0,865
Summe Arbeitszeit beider Partner	0,007	0,007	-0,023	-0,006
Arbeitslosengeld-II-Bezug	-0,715	0,777		
Konstante	-2,946***	-2,731***	-3,655+	-1,948

N = 4.504; \*\*\*:  $p < 0,001$ ; \*\*:  $p < 0,01$ ; \*:  $p < 0,05$ ; +:  $p < 0,1$ 

Regressionskoeffizienten eines multinomialen logit-Modells mit random intercept auf der Paarebene; Basiskategorie: „beide in gleichem Maße/abwechselnd“

Quelle: Eigene Berechnungen (PASS SUF 2006-2010 V2, Welle 2)

Der Mann entscheidet in ALG-II-Partnerschaften seltener allein, wenn die befragte Person über ein niedriges Bildungsniveau verfügt. Für die Frau lässt sich dies nicht beobachten. Hinsichtlich der Differenzen im Bildungsniveau beider Partner lassen sich keine Zusammenhänge mit dem Entscheidungsverhalten feststellen.

Wie auch im Modell zum Entscheidungsverhalten bei größeren Anschaffungen zeigt sich ein deutlicher Geschlechtereffekt im Antwortverhalten, der auf eine geschlechtsspezifisch unterschiedliche Einschätzung der Machtverhältnisse hindeutet. Für das Alter lässt sich in Bezug auf die Entscheidungen über die Freizeitgestaltung nur feststellen, dass in Partnerschaften ohne ALG-II-Bezug die Frau mit zunehmendem Alter der befragten Person seltener allein entscheidet. Die Altersdifferenz hat im Kontext des Arbeitslosengeld-II-Bezuges einen statistisch signifikanten Einfluss: bei einer Altersdifferenz, unabhängig davon, in welche Richtung, entscheidet der Mann seltener als bei gleichaltrigen Paaren oder solchen, bei denen der Mann höchstens fünf Jahre älter ist. Auch im Modell zur Entscheidung über die Freizeitgestaltung zeigt sich in Bezug auf den Wohnort kein Ost/West-Unterschied. Die Migrationskonstellationen zeigen innerhalb der ALG-II-Bezieher zum Teil unterschiedliche Muster in der Verteilung der Entscheidungsmacht. Hat hier allein der Mann oder haben beide Partner einen Migrationshintergrund, trifft deutlich häufiger die Frau alleine die Entscheidung über die Freizeitgestaltung.

## 5. Zusammenfassung und Diskussion

Im vorliegenden Artikel wird davon ausgegangen, dass es sich bei größeren Anschaffungen häufig um unregelmäßige und wichtige Entscheidungen über die Verwendung von Geld in der Partnerschaft handelt (dirigierende Macht). Entscheidungen über die Gestaltung der gemeinsamen Freizeit umfassen neben Aspekten dirigierender Macht dagegen häufig auch kleinere, alltägliche Entscheidungen, die lediglich geringe oder keine Kosten verursachen und vielmehr zur ausführenden Macht gezählt werden können (Safilios-Rothschild 1976: 359). Betrachtet man die Befunde zur Verteilung der Macht in diesen beiden Entscheidungskontexten im Zusammenhang, ergibt sich für die Machtverteilung ein vielfältiges Bild.

Die theoretisch hergeleiteten Vermutungen über den Einfluss von Ressourcen und Geschlechterrolleneinstellungen müssen insgesamt differenziert betrachtet werden. Der Einfluss von Geschlechterrolleneinstellungen lässt sich deutlich belegen. Insbesondere für die größeren Anschaffungen zeigt sich, dass eine modernere Rolleneinstellung häufig mit egalitärem Entscheidungsverhalten einhergeht. Für die Freizeitgestaltung lässt sich dies nur zum Teil bestätigen. In der ALG-II-Gruppe haben Rolleneinstellungen hier keinen Einfluss, was unter Umständen darauf zurückzuführen ist, dass unter der Vorgabe des „Förderns und Forderns“ beide Partner geschlechtsunabhängig zur Arbeitsaufnahme gehalten werden und so die realen Geschlechterarrangements die u.U. divergierenden Rolleneinstellungen dominieren.

Die ressourcentheoretischen Überlegungen zur Machtverteilung, die sich auf die Erwerbstätigkeit der beiden Partner beziehen, lassen sich nur sehr bedingt in den vorliegenden Analysen nachweisen. Lediglich im Rahmen der Freizeitgestaltung zeigen sich überhaupt Effekte der Differenz in den Ressourcenausstattungen und dies auch nur für Per-

sonen ohne ALG-II-Bezug. Eine Interpretation der Befunde wäre, dass im ALG-II-Kontext die unterschiedliche Ressourcenausstattung der Partner tatsächlich keinen Einfluss mehr auf das Entscheidungsverhalten hat. Dies erscheint nicht unplausibel, da die vorhandenen Differenzen nicht besonders groß sind und damit zu unbedeutend sein könnten, um Einfluss auf die Entscheidungsprozesse in der Partnerschaft zu nehmen.

Andererseits befindet sich unter den ALG-II-Beziehern im Sample eine große Anzahl von arbeitslosen Paaren. Da diese Paare weder beim Nettoeinkommen, noch beim sozio-ökonomischen Status oder der Arbeitszeit Werte größer Null aufweisen, gibt es wenig Varianz auf diesen Variablen, die es zulassen würde, stabile Effekte zu schätzen. Dieser Eindruck verstärkt sich, wenn man berücksichtigt, dass die Koeffizienten zum Teil sehr groß, gleichzeitig aber nicht statistisch signifikant sind. Eine weitere Ursache könnte die hohe Korrelation zwischen dem Nettoeinkommen, dem sozio-ökonomischen Status und der Arbeitszeit sein. Dies könnte dazu führen, dass die zugehörigen Koeffizienten unter Kontrolle der jeweils anderen Merkmale nicht mehr statistisch signifikant werden.<sup>10</sup>

Ein etwas deutlicheres Bild zeigt sich hinsichtlich der Ressource Bildung. In der ALG-II-Gruppe zeigt sich sowohl für die Entscheidungen über größere Anschaffungen als auch über die Freizeitgestaltung ein deutlicher Einfluss des Bildungsniveaus der befragten Person. In beiden Modellen geben Befragte mit einer niedrigen Bildung an, dass eher egalitär entschieden wird. Geht man davon aus, dass höher gebildete Personen ein geringeres Risiko haben, auf Arbeitslosengeld II angewiesen zu sein, kann man vermuten, dass diese die Abhängigkeit von staatlichen Transferleistungen als besonders belastend empfinden. Diese Belastungen könnten dann wiederum Einfluss auf die Partnerschaft haben, in diesem Fall auf die Fähigkeit gemeinschaftlich Entscheidungen zu treffen.

Neben den Befunden zu Rolleneinstellungen und den eher eingeschränkten Interpretationsmöglichkeiten der Ressourcenausstattung in Bezug auf das Entscheidungsverhalten zeigen die Analysen noch weitere Differenzen in den Erklärungsmustern für die Entscheidungsmacht innerhalb von Paaren auf. Insbesondere fällt auf, dass für Paare im ALG II Spannungen und Konflikte weniger Einfluss auf die Machtverteilung in den Entscheidungsprozessen nehmen. Auch hier würden wir vermuten, dass der institutionelle Kontext des ALG II eine Rolle spielt.

Befindet sich ein Kind unter 15 Jahren im Haushalt, hat dies in Abhängigkeit vom ALG-II-Bezug einen Einfluss auf das Entscheidungsverhalten der Paare. Sind es bei den Nicht-ALG-II-Haushalten die Entscheidungen über größere Anschaffungen, auf die die Anwesenheit eines Kindes Einfluss nimmt, sind es in der ALG-II-Gruppe die Entscheidungen über die Freizeitgestaltung.

Die Art der Kontoführung hat in Bezug auf die Entscheidung über größere Anschaffungen einen deutlichen Einfluss: Haben die Partner getrennte Konten, so entscheiden sie auch häufiger getrennt. Dies gilt weitgehend unabhängig davon, ob es sich um Paare mit oder ohne ALG-II-Bezug handelt. Bei den Entscheidungen über die Freizeitgestaltung spielt die Kontoführung dagegen keine Rolle. Dies erscheint intuitiv plausibel, da es sich

10 Leider lässt sich dieses Problem im Rahmen von nicht-linearen Modellen, wie dem vorliegenden multinomialen Logit-Modell, nicht ohne weiteres durch stufenweise Aufnahme der Regressoren lösen wie es bei linearen Modellen möglich ist (vgl. Mood 2010). In gängigen Statistikpaketen implementierte Algorithmen, die dieses Problem auch für die hier verwendeten Mehrebenenmodelle mit Interaktionstermen lösen würden, liegen nach dem Wissen der Autoren zur Zeit nicht vor.

bei größeren Anschaffungen meist um Entscheidungen mit monetärem Bezug handelt, während die Gestaltung der gemeinsamen Freizeit auch häufig Entscheidungen umfasst, die keine Kosten verursachen.

Die vorliegenden Analysen beleuchten einen Gegenstandsbereich, zu dem bisher keinerlei Befunde vorliegen. Gleichzeitig muss aber auch festgestellt werden, dass ein weiterer Ausbau der Untersuchung des Entscheidungsverhaltens von Paaren im ALG-II-Bezug und ähnlich prekären Lagen notwendig ist. Dies gilt sowohl in methodischer als auch theoretischer Hinsicht. Methodisch wäre es wünschenswert, mit zusätzlichen Daten die oben angeführten Probleme in der Modellschätzung zu reduzieren, sowie den Einfluss des ALG-II-Bezugs in längsschnittlichen Analysen näher zu untersuchen. Daneben empfiehlt sich auch auf Basis der nach und nach zunehmend umfangreicheren Befundlage zur Situation von Arbeitslosengeld-II-Beziehern das theoretische Gerüst zur Lage von Paaren im Leistungsbezug zu erweitern. Hier wäre dann auch eine weitergehende geschlechtertheoretische Differenzierung von männlichen und weiblichen Antwortmustern interessant.

## Literatur

- Addo, F. R. & Sessler, S. (2010). Financial arrangements and relationship quality in low-income couples. *Family Relations*, 59, S. 408-423.
- Andreoni, J., Brown, E. & Rischall, I. (2003). Charitable giving by married couples. Who decides and why does it matter? *The Journal of Human Resources*, 38, 1, S. 111-133.
- Berg, M. et al. (2011). *Codebuch und Dokumentation des „Panel Arbeitsmarkt und soziale Sicherung“ (PASS). Band I: Datenreport Welle 4*. Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (FDZ Datenreport 08/2011).
- Blood, R. O. & Wolfe, D. M. (1978 [1960]). *Husbands and wives. The dynamics of married living*. Westport: Greenwood Press.
- Blumstein, P. & Schwartz, P. (1983). *American couples: Money, work, sex*. New York: Morrow.
- Brauns, H. & Steinmann, S. (1999). Educational reform in France, West-Germany, and the United Kingdom. Updating the CASMIN educational classification. *ZUMA-Nachrichten*, 23, 44, S. 7-44.
- Brehmer, W., Klenner, C. & Klammer, U. (2010). *Wenn Frauen das Geld verdienen – eine empirische Annäherung an das Phänomen der „Familienernährerin“*. Düsseldorf: Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliches Institut in der Hans-Böckler-Stiftung (WSI-Diskussionspapier 170).
- Centers, R., Raven, B. H. & Rodrigues, A. (1971). Conjugal power structure: A re-examination“. *American Sociological Review*, 36, 2, S. 264-278.
- Cosenza, R. M. & Davis, D. L. (1981). Family vacation decision making over the family life cycle: A decision and influence structure analysis. *Journal of Travel Research*, 20, S. 17-23.
- Fodness, D. (1992). The impact of family life cycle on the vacation decision-making process. *Journal of Travel Research*, 31, 2, S. 8-13.
- Ganzeboom, H. B. G. & Treiman, D. (2003). Three internationally standardised measures for comparative research on occupational status. In: Hoffmeyer-Zlotnik, J. H. P. & Wolf, C. (Hrsg.), *Advances in cross-national comparison. A European working book for demographic and socio-economic variables*. New York u. a.: Kluwer Academic/Plenum Publishers, S. 159-193.
- Goffman, E. (2001). *Interaktion und Geschlecht*. Frankfurt am Main: Campus (2. Auflage).
- Grün, C., Hauser, W. & Rhein, T. (2008). *Finding a job: Consequences for life satisfaction and interactions with job quality*. Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB-Discussion Paper 24/2008).
- Götz, S., Ludwig-Mayerhofer, W. & Schreyer, F. (2010). *Sanktionen im SGB II: Unter dem Existenzminimum*. Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB-Kurzbericht 10/2010).



- Heer, D. M. (1963). The measurement and bases of family power: An overview. *Marriage and Family Living*, 25, 2, S. 13-139.
- Hess, D., Hartenstein, W. & Smid, M. (1991). *Auswirkungen von Arbeitslosigkeit auf die Familie*. Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 1/2010).
- Hillmert, S. (2002). Familiäre Ressourcen und Bildungschancen: Konsequenzen eines frühzeitigen Elternverlustes. *Zeitschrift für Familienforschung*, 14, 1, S. 44-69.
- Hirsland, A. & Ramos Lobato, P. (2010). *Armutsdynamik und Arbeitsmarkt. Entstehung, Verfestigung und Überwindung von Hilfebedürftigkeit bei Erwerbsfähigen*. Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB-Forschungsbericht 3/2010).
- Jaehrling, K. (2010). Alte Routinen, neue Stützen – Zur Stabilisierung von Geschlechterasymmetrien im SGB II. In: Jaehrling, K. & Rudolph, C. (Hrsg.), *Grundsicherung und Geschlecht. Gleichstellungspolitische Befunde zu den Wirkungen von „Hartz IV“*. Münster: Westfälisches Dampfboot.
- Jahoda, M., Lazarsfeld, P. F. & Zeisel, H. (2007 [1933]). *Die Arbeitslosen von Marienthal: Ein soziographischer Versuch über die Wirkungen langandauernder Arbeitslosigkeit*. Frankfurt am Main: Suhrkamp.
- Kalmijn, M. & Bernasco, W. (2000). The ties that bind: A study of individualism in married and cohabiting couples in the Netherlands. In: Weesie, J. & Raub, W. (Hrsg.), *The management of durable relations. Theoretical models and empirical studies of households and organizations*. Amsterdam: Thela Thesis Publishers.
- Kenny, D., Kashy, D. A. & Cook, W. L. (2006). *Dyadic data analysis*. New York, London: Guilford Press.
- Kirchler, E. (1988). Diary reports on daily economic decisions of happy versus unhappy couples. *Journal of Economic Psychology*, 9, S. 327-357.
- Kirchler, E. (1995). Studying economic decisions within private households: A critical review and design for a „couple experiences diary“. *Journal of Economic Psychology*, 16, S. 393-419.
- Kirchler, E., Hoelzl, E. & Kamleitner, B. (2008). Spending and credit use in the private household. *The Journal of Socio-Economics*, 37, S. 519-532.
- Kollock, P., Blumstein, P. & Schwartz, P. (1994). The judgment of equity in intimate relationships. *Social Psychology Quarterly*, 57, 4, S. 340-351.
- Kranichfeld, M. L. (1987). Rethinking family power. *Journal of Family Issues*, 8, S. 42-56.
- Lenz, K. (2009). *Soziologie der Zweierbeziehung. Eine Einführung*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften (4. Auflage).
- Lise, J. & Seitz, S. (2011). Consumption inequality and intra-household allocations. *Review of Economic Studies*, 78, S. 328-355.
- Lorber, J. (1999). *Gender-Paradoxien*. Opladen: Leske + Budrich.
- Lorber, J. & Farrell, S. A. (Hrsg.) (1991). *The social construction of gender*. Newbury Park, London, New Delhi: Sage Publications.
- Lott, Y. (2009). Verwaltung und Entscheidung – Bestimmt das individuelle Einkommen die Machtverteilung in Paarbeziehungen? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 61, 3, S. 327-353.
- Ludwig-Mayerhofer, W. (2000). Transaction costs, power, and gender attitudes in financial arrangements of couples. In: Wessie, J. & Raub, W. (Hrsg.), *The management of durable relations: Theoretical models and empirical studies of households and organizations*. Amsterdam: Thela Thesis Publishers.
- Ludwig-Mayerhofer, W. (2006). Geldverwaltung und -verteilung in Paarbeziehungen. *Zeitschrift für Sozialreform*, 52, 4, S. 467-491.
- Ludwig-Mayerhofer, W., Gartner, H. & Allmendinger, J. (2006). The allocation of money in couples: The end of inequality? *Zeitschrift für Soziologie*, 35, 3, S. 212-226.
- Mohr, G. & Richter, P. (2008). Arbeitslosigkeit: Psychosoziale Folgen. *Aus Politik und Zeitgeschichte*, 40-41, S. 25-32.
- Mood, C. (2010). Logistic regression: Why we cannot do what we think we can do, and what we can do about it. *European Sociological Review*, 26, S. 67-82.

- Mottiar, Z. & Quinn, D. (2004). Couple dynamics in household tourism decision making: Women as the gatekeepers? *Journal of Vacation Marketing*, 10, 2, S. 149-160.
- Nave-Herz, R. (2004). *Ehe- und Familiensoziologie. Eine Einführung in Geschichte, theoretische Ansätze und empirische Befunde*. Weinheim, München: Juventa Verlag.
- Nichols, C. M. & Snepenger, D. J. (1988). Family decision making and tourism. Behavior and attitudes. *Journal of Travel Research*, 26, 4, S. 2-6.
- Nye, I. F. (1978). Is choice and exchange theory the key? *Journal of Marriage and the Family*, 40, 2, S. 219-233.
- Nye, I. F. (1980). Family mini theories as special instances of choice and exchange theory. *Journal of Marriage and the Family*, 42, 3, S. 479-489.
- Pahl, J. (1980). Patterns of money management within marriage. *Journal of Social Policy*, 9, S. 313-335.
- Pahl, J. (1983). The allocation of money and the structuring of inequality within marriage. *Sociological Review*, 31, 2, S. 237-262.
- Pahl, J. (1990). Household spending, personal spending and the control of money in marriage. *Sociology*, 24, 1, S. 119-138.
- Pahl, J. (1995). His money, her money: Recent research on financial organisation in marriage. *Journal of Economic Psychology*, 16, S. 361-376.
- Rabe-Hesketh, S. & Skrondal, A. (2004). *GLLAMM manual*. Berkeley: University of California (U.C. Berkeley Division of Biostatistics Working Paper Series 160).
- Rosenthal, C. J. (1985). Kinkeeping in the familial division of labor. *Journal of Marriage and the Family*, 47, 4, S. 965-974.
- Rudolph, C. (2010). Vergeschlechtlichungsprozesse im SGB II und gleichstellungspolitische Interventionen. In: Jaehrling, K. & Rudolph, C. (Hrsg.), *Grundsicherung und Geschlecht. Gleichstellungspolitische Befunde zu den Wirkungen von „Hartz IV“*. Münster: Westfälisches Dampfboot.
- Safilios-Rothschild, C. (1970). The study of family power structure: A review 1960-1969. *Journal of Marriage and the Family*, 32, 4, S. 539-552.
- Safilios-Rothschild, C. (1976). A macro- and micro-examination of family power and love: An exchange model. *Journal of Marriage and the Family*, 38, 2, S. 355-362.
- Skrondal, A. & Rabe-Hesketh, S. (2004). *Generalized latent variable modelling. Multilevel, longitudinal, and structural equation models*. Boca Raton u. a.: Chapman & Hall/CRC.
- Stamp, P. (1985). Research note: Balance of financial power in marriage: An exploratory study of bread-winning wives. *Sociological Review*, 33, S. 546-557.
- Tichenor, V. J. (1999). Status and income as gendered resources: The case of marital power. *Journal of Marriage and the Family*, 61, 3, S. 638-650.
- van Raaji, W. F. & Francken, D. A. (1984). Vacation decisions, activities, and satisfactions. *Annals of Tourism Research*, 11, S. 101-112.
- Vogler, C. (1998). Money in the household: Some underlying issues of power. *The Sociological Review*, 46, 4, S. 687-713.
- Vogler, C. (2005). Cohabiting couples: Rethinking money in the household at the beginning of the twenty first century. *The Sociological Review*, 53, 1, S. 1-29.
- Vogler, C., Lyonette, C. & Wiggins, R. D. (2008). Money, power and spending decisions in intimate relationships. *The Sociological Review*, 56, 1, S. 117-143.
- Vogler, C. & Pahl, J. (1993). Social and economic change and the organisation of money within marriage. *Work, Employment & Society*, 7, 1, S. 71-95.
- Weber, M. (2005). *Wirtschaft und Gesellschaft*. Neu-Isenburg: Melzer Verlag.
- Wenzel, U. (2008). Fördern und Fordern aus Sicht der Betroffenen: Verstehen und Aneignung sozial- und arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen des SGB II. *Zeitschrift für Sozialreform*, 54, 1, S. 57-78.
- West, C. & Fenstermaker, S. (1995). Doing difference. In: *Gender and Society*, 9, 1, S. 8-37.
- West, C. & Zimmerman, D. H. (1987). Doing gender. In: *Gender and Society*, 1, 2, S. 125-151.
- West, C. & Zimmerman, D. H. (2002). Doing gender. In: Fenstermaker, S. & West, C. (Hrsg.), *Doing gender, doing difference. Inequality, power, and institutional change*. New York: Routledge, S. 3-23.

Wiepking, P. & Bekkers, R. (2010). Does who decides really matter? Causes and consequences of personal financial management in the case of larger and structural charitable donations. *Voluntas*, 21, S. 240-263.

Eingereicht am/Submitted on: 24.10.2011  
Angenommen am/Accepted on: 18.07.2012

Anschriften des Autors und der Autorin/Addresses of the authors:

Arne Bethmann, Diplom-Sozialwirt (Korrespondenzautor/corresponding author)

Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB)  
Regensburger Straße 104  
90478 Nürnberg  
Deutschland/Germany

Anne Berngruber, Diplom-Sozialwirtin

Deutsches Jugendinstitut (DJI)  
Nockherstraße 2  
81541 München  
Deutschland/Germany

E-Mail: Arne.Bethmann@iab.de  
berngruber@dji.de

## Anhänge

**Tabelle 4:** Beschreibung der Merkmale des Analysesamples (Individualebene nach Geschlecht der Zielpersonen, kategoriale Merkmale)

	Männer		Frauen		Gesamt	
	%	<i>N</i>	%	<i>n</i>	%	<i>N</i>
<b>Entscheidungen über größere Anschaffungen</b>						
Mann entscheidet eher	14,51	347	10,29	227	12,55	574
beide entscheiden gemeinsam	77,71	1.915	81,07	1.957	79,27	3.872
Frau entscheidet eher	7,99	212	8,64	294	8,18	506
Gesamt	100,00	2.474	100,00	2.478	100,00	4.952
<b>Entscheidungen über die Freizeitgestaltung</b>						
Mann entscheidet eher	7,20	161	4,13	104	5,78	265
beide entscheiden gemeinsam	81,23	2.029	82,39	2.033	81,77	4.062
Frau entscheidet eher	11,57	285	13,48	337	12,45	622
Gesamt	100,00	2.475	100,00	2.474	100,00	4.926
<b>Bildung (CASMIN, 3-stufig)</b>						
niedrig	45,35	1.049	43,53	940	44,51	1.989
mittel	29,86	901	38,94	1.179	34,06	2.080
hoch	24,79	581	17,52	403	21,42	984
Gesamt	100,00	2.531	100,00	2.522	100,00	5.053
<b>Migrationshintergrund</b>						
kein	82,19	2.020	81,54	2.012	81,89	4.032
1. oder 2. Generation	17,81	492	18,46	503	18,11	995
Gesamt	100,00	2.512	100,00	2.515	100,00	5.027
<b>Bankkonto</b>						
gemeinsames	66,07	1.589	60,65	1.501	63,56	3.090
eigenes	32,97	843	38,52	930	35,54	1.773
weder noch	0,96	46	0,83	47	0,90	93
Gesamt	100,00	2.478	100,00	2.478	100,00	4.956

% = Anteilswert in Prozent (gewichtet); *n* = Absolutwert (ungewichtet)

Quelle: Eigene Berechnungen (PASS SUF 2006-2010 V2, Welle 2)

**Tabelle 5:** Beschreibung der Merkmale des Analysesamples (Individualebene nach Geschlecht der Zielpersonen, metrische Merkmale)

	Männer		Frauen		Gesamt	
	$\bar{X}$	<i>SD</i>	$\bar{X}$	<i>SD</i>	$\bar{X}$	<i>SD</i>
<b>Alter</b>						
in Jahren	50,4	12,8	48,1	14,0	49,3	13,4
<b>Einstellung zu Geschlechterrollen</b>						
vierstufig, 1 „traditionell“ bis 4 „modern“	2,84	0,85	2,92	0,90	2,88	0,88
<b>Missverständnisse, Spannungen oder Konflikte im Haushalt</b>						
fünfstufig, 1 „sehr selten oder nie“ bis 5 „sehr häufig“	2,42	0,73	2,48	0,83	2,45	0,78
<b>Religiosität</b>						
vierstufig, 1 „überhaupt nicht religiös“ bis 4 „sehr religiös“	2,32	0,73	2,53	0,78	2,42	0,76

$\bar{X}$  = arithmetischer Mittelwert (gewichtet); *SD* = Standardabweichung (gewichtet)

Quelle: Eigene Berechnungen (PASS SUF 2006-2010 V2, Welle 2)

*Table 6:* Beschreibung des Analysesamples (dyadische Paarebene nach Arbeitslosengeld-II-Bezug, kategoriale Merkmale)

	Arbeitslosengeld-II-Bezug				Gesamt	
	ohne		mit		%	<i>n</i>
	%	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%	<i>n</i>
<b>Altersdifferenz</b>						
Mann 0 bis 5 Jahre älter	62,91	1.199	55,36	289	62,56	1.488
Mann mehr als 5 Jahre älter	22,28	434	26,31	171	22,46	605
Mann jünger	14,81	310	18,34	121	14,98	431
Gesamt	100,00	1.943	100,00	581	100,00	2.524
<b>Bildungsdifferenz</b>						
Mann höher gebildet	25,55	449	19,65	99	25,28	548
gleiches Bildungsniveau	56,95	1.081	62,94	351	57,23	1.432
Frau höher gebildet	17,50	401	17,41	123	17,49	524
Gesamt	100,00	1.931	100,00	573	100,00	2.504
<b>Familienstand</b>						
Ehepaar	94,61	1.695	84,23	449	94,13	2.144
nicht-eheliche Lebensgemeinschaft	5,39	248	15,77	132	5,87	380
Gesamt	100,00	1.943	100,00	581	100,00	2.524
<b>Kinder im Haushalt</b>						
kein Kind unter 15 Jahren	68,66	1.232	35,46	296	67,13	1.528
mind. 1 Kind unter 15 Jahren	31,34	711	64,54	285	32,87	996
Gesamt	100,00	1.943	100,00	581	100,00	2.524
<b>Region des Wohnorts</b>						
alte Bundesländer	80,91	1.547	65,58	340	80,21	1.887
neue Bundesländer	19,09	396	34,42	241	19,79	637
Gesamt	100,00	1.943	100,00	581	100,00	2.524
<b>Migrationskonstellation</b>						
kein Migrationshintergrund	77,11	1.507	50,05	326	75,86	1.833
nur Mann Migrationshintergrund	5,77	118	3,34	32	5,66	150
nur Frau Migrationshintergrund	8,82	125	3,38	35	8,57	160
beide Migrationshintergrund	8,29	160	43,22	174	9,91	334
Gesamt	100,00	1.910	100,00	567	100,00	2.477
<b>Einkommensdifferenz</b>						
Mann hat höheres Nettoeinkommen	53,07	1.073	16,71	104	51,34	1.177
gleiche Nettoeinkommen	32,33	545	64,21	406	33,84	951
Frau hat höheres Nettoeinkommen	14,60	257	19,08	62	14,82	319
Gesamt	100,00	1.875	100,00	572	100,00	2.447
<b>Differenz im sozio-ökonomischen Status</b>						
Mann hat höheren Status	43,50	900	18,81	121	42,36	1.021
gleicher Status	33,05	576	60,86	382	34,33	958
Frau hat höheren Status	23,45	462	20,33	70	23,31	532
Gesamt	100,00	1.938	100,00	573	100,00	2.511
<b>Arbeitszeitdifferenz</b>						
Mann hat längere Arbeitszeit	54,04	1.119	18,86	118	52,40	1.237
gleiche Arbeitszeit	31,52	538	60,87	382	32,88	920
Frau hat längere Arbeitszeit	14,45	261	20,27	69	14,72	330
Gesamt	100,00	1.918	100,00	569	100,00	2.487

% = Anteilswert in Prozent (gewichtet); *n* = Absolutwert (ungewichtet)

Quelle: Eigene Berechnungen (PASS SUF 2006-2010 V2, Welle 2)

*Tabelle 7:* Beschreibung des Analysesamples (dyadische Paarebene nach Arbeitslosengeld-II-Bezug, metrische Merkmale)

	Arbeitslosengeld-II-Bezug				Gesamt	
	ohne		mit		Ø	SD
	Ø	SD	Ø	SD		
<b>Summe Nettoeinkommen beider Partner</b> in Euro	1871	1425	311	936	1795	1586
<b>Summe sozio-ökonomischer Status beider Partner</b> in Punkten auf der ISEI-Skala	49,3	34,4	12,1	36,5	47,5	38,2
<b>Summe Arbeitszeit beider Partner</b> in Stunden	44,2	27,7	13,8	39,2	42,7	30,9

Ø = arithmetischer Mittelwert (gewichtet); SD = Standardabweichung (gewichtet)

Quelle: Eigene Berechnungen (PASS SUF 2006-2010 V2, Welle 2)

*Cordula Zabel*

## Employment characteristics and partnership formation among lone mothers in Russia

### **Partnerschaftsbildung alleinerziehender Mütter in Russland: Welchen Einfluss haben Berufsmerkmale?**

#### **Abstract:**

Lone mothers' poverty rates in Russia were very high in the period following the transition in 1991, and earnings inequalities between women increased. The aim of this paper is to examine to what extent lone mothers' economic situation may have also influenced their rates of partnership formation. This can add to an understanding of how the influence of growing economic inequalities extends to other areas of the life course as well. The data used is from the Russian Generations and Gender Survey (GGS), and methods of event-history analysis are applied for the empirical investigations. The effect of occupation on partnership formation is compared before and after the transition, as earnings differences between those working in different occupations grew after 1991. The results indicate that lone mothers working in service occupations, in particular, had substantially higher rates of partnership formation than those working in higher-paying professional occupations requiring a university degree, both before and after the transition in 1991. However, no large changes in the effect of occupation on partnership formation are found for the period after 1991 compared to the period before transition.

**Key words:** lone mothers, Russia, partnership formation, occupation, event-history analysis

#### **Zusammenfassung:**

Armutsraten von alleinerziehenden Müttern in Russland waren in der Zeit nach dem politischen und ökonomischen Umbruch im Jahr 1991 besonders hoch, und Einkommensungleichheiten zwischen Frauen nahmen in dieser Periode ebenfalls zu. Daher ist die Fragestellung in dieser Studie, inwiefern die ökonomische Situation von Alleinerziehenden auch ihre Übergangsraten in neue Partnerschaften beeinflusst hat. Dies kann dazu beitragen, zu verstehen, inwiefern wachsende ökonomische Ungleichheiten sich auch auf andere Bereiche des Lebenslaufs auswirken. Die empirischen Analysen beruhen auf Daten des russischen Generations and Gender Survey (GGS). Es wird der Einfluss des Berufs auf Partnerschaftsbildungsraten von Alleinerziehenden vor und nach 1991 anhand von Übergangsratenmodellen untersucht. Die Ergebnisse zeigen, dass Alleinerziehende, die im Dienstleistungsbereich arbeiteten, sowohl vor wie auch nach 1991 deutlich höhere Partnerschaftsbildungsraten hatten als Alleinerziehende, die in höher entlohnten Berufen arbeiteten, die einen Universitätsabschluss voraussetzten. Allerdings wurden keine bedeutenden Veränderungen im Einfluss des Berufs auf Partnerschaftsbildungsraten nach 1991, im Vergleich zu vor 1991 gefunden.

**Schlagwörter:** Alleinerziehende, Russland, Partnerschaftsbildung, Beruf, Ereignisanalyse

## 1. Introduction

Poverty rates were very high for lone mother families in the period after the transition in Russia in 1991. Inequality generally rose, and income differences between women working in different occupations increased as well. Those working in low-paying occupations are particularly likely to have suffered from economic hardships. This study aims to examine to what extent growing income inequality after 1991 in Russia also led to a greater influence of socio-economic status on partnership formation. An influence of socio-economic status on partnership could indicate that lone mothers with economic difficulties entered partnerships towards which they would have been more hesitant to consider under other circumstances. This could be evaluated as a further negative consequence of economic difficulties for lone mothers after the transition in Russia. On the other hand, if partnership formation provided a possible route out of poverty, this could also be viewed positively. Overall, the purpose of this study is not to evaluate whether an effect of socio-economic status on partnership formation should be perceived as being positive or negative in a normative sense. Rather, the aim is to contribute to an understanding of how economic difficulties may influence long-term decisions in other important areas of the life course, such as partnership formation.

While inequality increased in Russia after the transition in 1991, relevant earnings differentials did already exist between women working in different occupations before the transition as well. Thus, effects of occupation on partnership formation are also expected for the period before 1991. However, the occupation effect is expected to increase after 1991 along with increased income inequalities.

The data used for the empirical analyses are from the Russian Generations and Gender Survey (GGG) and from the corresponding Education and Employment Survey (EES), both conducted in 2004/05. The analyses of lone mothers' partnership formation rates are carried out using event-history analysis, and are based on the longitudinal, retrospective sections of the GGS and EES.

The structure of the paper is as follows. The next section discusses theoretical considerations and previous international research on effects of employment characteristics on lone mothers' partnership formation. The subsequent two sections provide overviews on lone mothers' economic situation as well as on earnings differentials among women in Russia. After a summary of the main hypotheses, the data and method of analysis are discussed in section six. Section seven presents the empirical findings for the influence of employment characteristics on lone mothers' rates of partnership formation both before and after the transition in Russia. The conclusion then draws together the main findings.

## 2. Theoretical considerations and international research on the influence of socio-economic factors on partnership formation

This section discusses general theoretical considerations on the connection between socio-economic factors and partnership formation, and also reviews international empirical studies on partnership formation among lone parents. The subsequent sections will then



give an overview of lone mothers' economic situation in Russia, and discuss the implications of the international literature reviewed in this section for the Russian context.

Many different considerations have been put forward on how women's socio-economic resources, as indicated by employment, occupation, earnings, and level of education, could influence repartnering. On the one hand, women with higher levels of socio-economic resources and better earnings abilities usually are under less economic pressure to begin a new partnership (Bumpass et al 1990; Smock 1990; de Graaf/Kalmijn 2003). They would also profit less from traditional gender-specific divisions of labor in the household (Jenkins et al 1990; Sweeney 1997). A number of studies have also shown that it is disproportionately uncommon for women to have a higher level of education than their partner, and that women are reluctant to engage in relationships with men who have a lower level of education than their own (Blossfeld/Timm 1997; Blossfeld/Timm 2003; Skopek et al 2011). This implies that women with higher levels of education have a smaller number of potential partners to choose from, which should be expected to result in lower partnership formation rates.

On the other hand though, women with better earnings prospects may be more attractive to potential partners, since they can contribute more to the household income (Bumpass et al 1990; Sweeney 1997; de Graaf/Kalmijn 2003). Women with higher levels of socio-economic resources may also be more likely to meet a partner with similar characteristics and profit more from marriage (Chiswick/Lehrer 1990; Jenkins et al 1990; Smock 1990). Being employed could also influence partnership formation by offering additional opportunities to meet new people (Ermisch/Wright 1991; de Graaf/Kalmijn 2003). Or, expressed in Blau's (1994) terms, by being employed, people become members of a further social group, and can therefore profit from opportunities for additional in-group relations.

Findings for the effect of education have been somewhat mixed. Le Bourdais et al. (1995) as well as Wu and Schimmele (2005) find a positive effect of level of education on lone mothers' entries into partnerships or women's repartnering in general, while Lefebvre and Merrigan (1998) find negative effects on lone mothers' repartnering. By contrast, Meggiolaro and Ongaro (2008), de Graaf and Kalmijn (2003), and Sweeney (1997), find no effects of level of education on women's repartnering or remarriage in general.

Findings for the effect of current employment are more consistent. Most studies find either a negative or no effect of employment on partnership formation (e.g. Le Bourdais et al 1995; Böheim/Ermisch 1998; de Graaf/Kalmijn 2003; Wu/ Schimmele 2005; Meggiolaro/Ongaro 2008). A study conducted by Ermisch and Wright (1991) however finds a positive employment effect for the subgroup of never-married lone mothers.

Very few studies have examined the effect of income or occupation on lone mothers' partnership formation or on repartnering in general. However, Lampard and Peggs (1999) find for Great Britain that women in professional occupations generally have lower repartnering rates than those working in occupations requiring lower qualifications. Similarly, Dooley and Finnie (2008) find a negative effect of earned income on lone mothers' partnership formation in Canada. Thus, these studies find that those earning higher incomes have lower partnership formation rates. Studies looking at different subgroups sometimes find contrasting results. While Ermisch and Wright (1991) also find that work-

ing in non-manual occupations is associated with lower partnership formation rates for previously married lone mothers, they find no effect at all for never-married lone mothers in Great Britain. Sweeney (1997) also finds that a higher occupational status is associated with lower remarriage rates for younger women, but finds the reversed effect for older women in the United States.

Thus, altogether, while findings for level of education have been somewhat mixed, there seems to be a tendency towards negative effects of current employment and occupational status on lone mothers' partnership formation or repartnering in general.

The next two sections give an overview over lone mothers' economic situation and earnings inequalities in Russia. Subsequently, section 5 formulates hypotheses for the empirical analyses, by drawing together considerations based on the international literature that was reviewed in this section and lone mothers' specific situation in Russia which will be discussed in sections 3 and 4.

### **3. Income inequality among women in Russia**

As discussed above, international empirical studies tend to find higher partnership formation rates for lone mothers earning lower wages. This section reviews research showing that important earnings inequalities between women working in different occupations existed in Russia before the transition as well. After the transition, however, inequality increased substantially. Thus, the research question in the present study is whether there is a relationship between occupation and partnership formation in Russia both before and after the transition. Furthermore, this study examines whether occupation effects on lone mothers' partnership formation grew stronger after the transition in 1991 along with rising income inequality.

Even for the time before the transition, evidence has been found of occupational and educational wage differences between women. Gustafsson et al. (2001) calculate a Gini coefficient of 0.206 for wages of female workers aged 25-55 in 1989 in Taganrog, which is considered to be a typical Russian industrial city. Education was found to significantly affect wages, even more so for women than for men. Women working as managers had the highest wages, followed by manual workers, then professionals, and finally office workers. Workers in transportation, trade and service, as well as public service had lower wages than workers in manufacturing or construction.

While important wage differences existed among women even before the transition, there is also evidence of changes in earnings by occupation after 1991. Newell and Reilly (1999) find that returns to education increased across the early 1990s, but explain only a fraction of the general rise in inequality. These findings apply to men as well as women. Gerber and Hout (1998) also find increases in the effect of education on wages for women across the early 1990s, while they did not detect such an effect for men. In addition, the authors find that wages of professionals increased relative to both skilled manual workers in general and unskilled manual and non-manual workers in the state sector – but not to those working in the private sector. The wage advantage of managers relative to professionals also increased. Skilled manual workers were not able to improve their position relative to unskilled workers. Lower routine non-manual workers had the lowest wages

during the whole period of investigation. Further findings are that the cognitive sector lost relative to industry, but that the service sector has gained relative to the industrial sector.

Table 1 gives an overview of women's mean monthly earnings by occupation for the year 2004 based on GGS data. The second column shows which proportion of female employees were employed in a given occupational group. Here it can be seen that the group of female managers is extremely small, though in 2004 they continued to earn considerably higher wages than others. Professionals are the second highest earning group, closely followed by technicians, associate professionals, and plant and machine operators and assemblers. Clerks (office workers) may have earned little before the transition, but that no longer seems to be as much the case. The lowest earning groups are agricultural workers and workers in elementary occupations, though the former group again is very small. Service and sales workers have the third lowest earnings.

*Table 1:* Women's mean monthly earnings by occupation (2004)

	mean earnings (rubles)	distribution of female employees across occupations
legislators, senior officials, managers	5960	3%
professionals	3758	21%
technicians and associate professionals	3623	12%
clerks	3304	8%
service workers and shop and market sales workers	2856	13%
skilled agricultural and fishery workers	1973	2%
craft and related trade workers	3457	19%
plant and machine operators and assemblers	3546	13%
elementary occupations	1942	9%

N=3460

Source: GGS 2004 (own calculations), weighted to adjust for sampling design

#### 4. Lone mothers' economic situation in Russia

The previous section summarized research on earnings inequalities between women before and after the transition. After the transition in 1991, there is evidence of rising earnings inequality and increasing returns to education among women. This section summarizes studies on rising poverty rates among lone mothers across the 1990s. It seems plausible to expect that partnership formation rates are elevated particularly for those in economically very difficult situations. Perhaps lone mothers in very difficult economic situations tend more often to enter partnerships towards which they would have been more reluctant under other circumstances. If this is the case, then investigating connections between lone mothers' socio-economic status and partnership formation should be particularly relevant in contexts where economic deprivation is frequent.

For Russia, households containing lone mother families have been found to have the highest poverty rates of all household types, despite high employment rates. Using absolute poverty measures, Lokshin et al. (2000) find that the poverty rate for all household types was around 11% in 1992 and reached 35% in 1996, but climbed from around 23%

in 1992 to nearly 40% in 1996 for households with lone parents. Kanji (2004) finds for the year 2000 that 26.6% of all children lived in poor households, while children living with lone mothers had a poverty rate of 35.2%. According to McKinney (2004), there is also some evidence of higher poverty rates for lone mother families in the pre-transition period.

The gender wage gap is likely to be one reason for lone mothers' high poverty rates. Several studies have found evidence that a gender wage gap comparable to Western countries already existed in the Soviet Union (Newell/Reilly 1996; Brainerd 2000; Pascall/Manning 2000; Hansberry 2004). According to a number of studies, the gender gap in monthly wages initially seems to have grown somewhat larger at the beginning of the 1990s (van der Lippe/Fodor 1998; Ogloblin 1999; Brainerd 2000; Trapido 2007), while other studies found little change in the monthly and hourly wage ratio respectively (Newell/Reilly 1996; Pascall/Manning 2000).

While the gender pay gap found for Russia both before and after 1991 is not much different from that in most Western countries, its impact on lone mothers' poverty rates may have been particularly strong. Wages at the beginning of the 1990s generally were not very high, as pointed out by Pascall and Manning (2000). Given a wage level that is generally low, even a moderate gender wage gap can contribute to large differences in poverty rates between lone mother households and other household types, as measured by absolute poverty measures. A low wage level is also likely to have generally made it very difficult for families to live on only one income.

Table 2 shows estimates of mothers' employment rates by partnership status and age of the youngest child, based on GGS data for 2004. Here we can see that lone mothers are more likely to be employed than mothers with a partner. Other studies, referring to the mid-1990s and the beginning of the 21<sup>st</sup> century, likewise find higher employment rates for lone mothers in Russia than for married mothers (Kanji 2004; Lokshin 2004; Teplova 2007).

While lone mothers' employment rates in Russia are comparatively high, over 30% are nevertheless not employed full-time. Lone mothers do not seem to have had much access to other sources of income. Support from alimony payments has for instance been low. This often has to do with difficulties enforcing alimony payments or with the low level of men's own earnings (Pascall/Manning 2000; Kanji 2004). Contributions from state benefits have also been quite low. Although families in Russia have access to a number of different types of allowances and lone mothers are additionally entitled to special benefits, real values of benefits have often been nearly negligible (Generations and Gender Contextual Data Base 2011; Pascall/Manning 2000; Kanji 2004; McKinney 2004; Rieck 2006; Teplova 2007).

The next section presents hypotheses for the empirical analyses, drawing together considerations based on the international literature on determinants of lone mothers' partnership formation discussed in section 2, with the specific situation in Russia, discussed above.

Table 2: Mothers' employment status by partnership status and age of the youngest child

age of the youngest child	employment status						total
	full-time	part-time	maternity/ parental leave	non- employed	student	other/ missing	
<b>lone mothers</b>							
0 years	2%	0%	64%	34%	0%	0%	100%
1 - 2 years	34%	2%	33%	30%	1%	0%	100%
3 - 6 years	67%	3%	0%	26%	1%	1%	100%
7 - 15 years	78%	2%	1%	16%	1%	2%	100%
all	67%	2%	8%	21%	1%	2%	100%
							N = 542
<b>2-parent household</b>							
0 years	4%	1%	65%	23%	6%	0%	100%
1 - 2 years	21%	4%	44%	28%	2%	1%	100%
3 - 6 years	69%	3%	3%	23%	1%	1%	100%
7 - 15 years	70%	4%	1%	23%	0%	2%	100%
all	57%	4%	13%	24%	1%	1%	100%
							N = 1.537

data is weighted to adjust for sampling design

source: GGS 2004 (own calculations)

## 5. Hypotheses on effects of employment characteristics on lone mothers' partnership formation in Russia

As discussed earlier, not many studies have investigated effects of occupation on lone parents' partnership formation or repartnering in general. Those studies have tended to find higher partnership formation rates for those working in lower-paying occupations. It seems that greater economic need among lone mothers with lower incomes leads them to decide to begin a new partnership more quickly. I would likewise expect to find higher partnership formation rates among lone mothers working in lower-paying occupations in Russia<sup>1</sup>. A hypothesis would be that such differences in partnership formation rates already existed prior to the transition. Even before 1991, as discussed above, there were important earnings inequalities between women working in different occupations, and the economic situation for lone parents with low earnings is likely to already have been quite difficult. After 1991, however, inequality generally increased, and as discussed above, earnings inequalities increased among women as well. Returns to education generally increased for women, and women working as managers or professionals gained in terms of earnings relative to those working in occupations requiring lower qualifications. Thus a

1 The only previous finding of higher partnership formation rates for those working in higher status occupations applied to older women in the United States (Sweeney 1997). Since the mean age at first birth is quite low in Russia, at approximately 23 both in the 1980s and 1990s (Philipov/Jasilioniene 2008), I would not expect this effect to generally apply to lone mothers in the Russian context.

further hypothesis is that occupational differences in partnership formation rates became stronger for lone mothers after 1991.

Like most surveys, the Generations and Gender Survey (GGS) analyzed here does not contain retrospective income information. Women's earnings in Russia have however been found to be correlated with qualification and occupation, both before and after 1991, as described above. Retrospective, longitudinal information on qualification and occupation is available in the GGS data. This study will examine the impact of lone mothers' employment status and occupation on partnership formation.

With respect to employment status, an effect is not expected until after 1991. At least officially, unemployment did not exist before the transition. However, after 1991, unemployment did begin to occur, although not on a very high level (Lokshin 2004; Federal State Statistics Service 2005). While childcare provision still appears to be quite high in international comparison, it is far from universal (Pascall/Manning 2000; McKinney 2004; Oberemko 2006). This may have made employment difficult for some lone mothers, especially for those with very young children.

## 6. Data and method

The data used for the empirical analyses is from the Russian Generations and Gender Survey (GGS), and from the corresponding Education and Employment Survey (EES). The international Generations and Gender Surveys are coordinated by the Population Activities Unit (PAU) of the United Nations Economic Commission for Europe (UNECE). The Gender and Generations Surveys focus on the fields of fertility and family dynamics, home-leaving, and retirement (United Nations Economic Commission for Europe 2007). The Russian GGS data were collected by the Independent Institute of Social Policy (Moscow) in 2004. They contain complete fertility and partnership histories. The EES, conducted in 2005, is a follow-up for a sub-sample of the GGS. The EES contains complete education, employment, and migration histories. For the following analyses, retrospective, longitudinal data from the GGS and the EES were combined and analyzed together.<sup>2</sup>

The period of investigation refers to the years 1966 to 2004, since retrospective information from both the GGS and the EES is available for this period. Only respondents who participated in both the GGS and EES were included in the analyses. The method of analysis chosen to study factors influencing partnership formation among lone mothers is event-history analysis. This makes it possible to account for a number of time-varying variables available from the retrospective histories collected in the GGS and EES.

The models estimated for the empirical analyses can generally be represented by the following formula:

---

2 The Russian GGS was conducted by the Independent Institute of Social Policy (Moscow) with the financial support of the Pension Fund of the Russian Federation and the Max Planck Society, Germany. The design and standard survey instruments of the GGS were adjusted to the Russian context by the Independent Institute of Social Policy (Moscow) and the Demoscope Independent Research Center (Moscow) in collaboration with the Max Planck Institute for Demographic Research (Rostock, Germany).

$$\ln h_i(t) = y(t) + \sum_{j=1}^m \beta_j x_{ij} + \sum_{k=m+1}^n \beta_k x_{ik}(t)$$

The dependent variable is the log risk (intensity) of partnership formation  $\ln h_i(t)$ . The baseline duration used is age ( $t$ ). Time-varying independent variables are given by  $x_{ik}(t)$  and time-constant independent variables are given by  $x_{ij}$ . The time-varying variables include the number of children, the age of the youngest child, whether the respondent is currently pregnant, the duration since the last partnership, employment status, occupation, and the size of the settlement in which the respondent is living. Education is not included in the model because it is too strongly correlated with occupation. The occupation variable differentiates between unqualified workers, qualified manual workers, workers in the service sector, office or clerical employees, professionals with post-secondary education in medicine, teaching, or natural sciences, professionals with post-secondary education in a different subject, and professionals with university education or senior or top managers. The variable for settlement size differentiates between a) centers of a region, territory, or republic, b) other towns or cities, c) urban-type villages, and d) villages. The only time-constant variable is religious denomination, differentiating between Russian Orthodox, Islam, or a different denomination (including no denomination).

Both entries into cohabiting unions and marriages are considered to be partnership formations. Entries into cohabitations have strongly increased in recent years, and direct marriages have become rarer (Hoem et al 2009). Lone mothers' living situation is likely to change strongly upon entry into either cohabitation or direct marriage, and it is this change that is the focus of the present study. Changes in mothers' living situation are likely to be much smaller if they subsequently marry their partners after cohabitation. Determining differences in factors influencing entries into direct marriages as opposed to cohabitations would be a separate research question. Here, the aim is rather to study exits from lone motherhood.

Respondents come under risk of partnership formation as soon as they become lone mothers. Episodes are censored when the youngest child reaches age 15, or when all children have moved out of the household. During the period of investigation, there were 673 partnership formations. Altogether, there were 1775 spells of lone motherhood and 1527 corresponding respondents, as some respondents were lone mothers more than once. Clustering was accounted for in the analyses, but this did not alter the results. Kish weights were used to account for the household sampling design. In order to provide a basis of comparison, an additional model was estimated for childless single women's risks of partnership formation.

Unfortunately, the survey response rate in Moscow and St. Petersburg was especially low. Therefore, a variable controlling for whether the respondent was living in Moscow or St. Petersburg was included in the model in addition to the standard variable for settlement size. However, living in Moscow or St. Petersburg had no significant effect on risks of partnership formation.

Tables 1 and 2 above presented figures based on cross-sectional information from the GGS. The variables used there only refer to the year 2004. Information on income, for example, was available only cross-sectionally and not retrospectively. The empirical analyses discussed in the next section, by contrast, are based on the retrospective, longitudinal

sections of the GGS and EES. These analyses use the variables available from the retrospective histories described in this section and refer to the years 1966–2004.

## 7. Results

As discussed above, a first hypothesis in this study is that lone mothers working in occupations associated with higher earnings have lower partnership entry rates. This is expected to apply before as well as after 1991, as important inequalities in female earnings already existed in Russia even before the transition. A further hypothesis is that the effect of occupation is stronger in the period after 1991, since some occupations gained relative to others in terms of earnings after the transition.

Findings in Table 3 do indicate differences in lone mothers' rates of partnership formation by occupation. High rates of partnership formation are found for lone mothers working in occupations associated with low earnings. These are service occupations both before and after 1991, and office work, where women had particularly low earnings before 1991. Lone mothers who were professionals or managers, on the other hand, were found to have comparatively low risks of partnership formation in both time periods. Women in this group were among those with the highest earnings in both time periods. Skilled manual workers also had comparatively high wages, though, as discussed above, they appear to have lost relative to professionals after 1991. Indeed, partnership formation rates for lone mothers who are skilled manual workers are higher relative to professionals with a university degree after than before 1991. The only group for whom findings are not as expected are the unskilled workers. Unskilled workers are one of the groups with the lowest earnings. Yet, their risks of partnership formation are also low.

Thus, altogether, these findings add to the international evidence of higher partnership formation rates for lone mothers in lower-paying occupations. As of yet, only a small number of studies, focusing on Western European and North American countries, have looked into the effect of occupation on lone mothers' partnership formation. The present study indicates that lone mothers in Russia, too, tend to have higher partnership formation rates when their earnings are low, and it gives evidence that such an effect existed prior to the transition as well.

These findings can be taken to indicate that lone mothers' occupation influences their partnership formation rates via their earnings. However, other interpretations are also possible. For example, lone mothers working in service occupations might meet more new people on a regular basis than do employees in other occupations. That is, they may have greater opportunities to associate with people outside their closest social group (Blau 1994).

Altogether, the findings confirm the first hypothesis that those in lower-paying occupations would have higher partnership formation rates in both time periods. However, contrary to the expectations expressed in the second hypothesis, differences in partnership formation rates between those working as managers or professionals and those working in service occupations or as qualified manual workers only increased very slightly after the transition in 1991, along with growing income differences. Partnership formation rates can also be compared directly across time periods for a given occupation. For instance,



partnership entry rates for those working in service occupations only increased by 8% ( $1.87/1.73 = 1.08$ ) after 1991, and for qualified manual workers only by 17% ( $1.47/1.26 = 1.17$ ). This may indicate that there is an upper limit to the influence of lone mothers' economic situation on rates of partnership formation. It is likely that lone mothers can make adjustments to some extent as to whether and how quickly they decide to begin a new partnership. However, it seems that they are not able to increase their partnership formation rates indefinitely.

Another explanation for the limited changes in the effect of occupation after the transition may be that those who experienced large income gains were quite a small group. As discussed above, managers had substantially higher earnings than women employed in other occupations after the transition. Yet, they only represented 3% of the sample. In the analyses, it was thus not possible to estimate effects for managers as a separate occupational group, and they were grouped together with professionals. If it had been possible to include managers as a separate occupational group, perhaps greater increases in the effect of occupation would have been found after 1991.

Altogether, while the effect of occupation did not change much after 1991, relatively strong occupation effects were generally found for lone mothers both before and after the transition. However, this was not the case for childless women. At the same level of earnings, economic difficulties may be less severe for childless women and influence their partnership formation less strongly.

Table 3 also shows evidence of an effect of employment status in the period after 1991, confirming the third hypothesis. After 1991, non-employed lone mothers had higher risks of partnership formation than those employed in most occupations. Before 1991, non-employment was very rare, and as expected, no significant effects are found.

Next to effects of employment characteristics, important effects were found for demographic variables as well. The number of children has a negative effect, and there is also a clear increase in risks of partnership formation with the age of the youngest child. It is likely that the number and age of children affect lone mothers' rates of partnership formation via time availability (de Graaf/Kalmijn 2003).

Mothers' own age is found to have a relatively strong negative effect on risks of partnership formation. Possibly, this has to do with a more difficult marriage market at older ages where fewer people of one's own age are still single (Bumpass et al 1990). The duration since the last partnership also has a negative effect on risks of partnership formation. This could reflect growing selectivity of those remaining single as time since the last partnership passes (Ermisch/Wright 1991). People who have been single for a longer time may also have become more accustomed to this lifestyle.

The results presented in Table 3 also indicate that risks of partnership formation are lower for Muslim than for Orthodox lone mothers or lone mothers with a different (or no) religious denomination. Possibly, more traditional family norms make it more difficult for Muslim lone mothers to find a new partner within their religious communities. In the North American and Western European context, Catholic women have been found to have lower rates of repartnering (Koo et al 1984; Teachman/Heckert 1985; Chiswick/Lehrer 1990; Sweeney 1997; Wu/Schimmele 2005). An explanation may be that, since the Catholic church is opposed to divorce and remarriage, it is difficult for Catholic lone mothers to remarry within their cultural community (Chiswick/Lehrer 1990). Sweeney

(1997) also argues that since the Catholic church traditionally forbids divorce, those Catholics who do get divorced may be a select group with particularly negative experiences of marriage and little interest in remarrying.

Table 3 shows that risks of partnership formation are higher in villages than in larger towns and cities. I would suspect that this may be due to greater difficulties of finding employment and being economically self-sufficient for women in rural regions. It may also be less common for women to be land-owners and run agricultural businesses. Thus, there may be stronger economic incentives for partnership formation in rural areas. I would assume that another reason is that women in rural areas have a better position in the marriage market, since more women than men tend to migrate away from rural areas. Very similar effects of settlement size have been found for the North American context (Mott/Moore 1983; Duncan/Hoffmann 1985; Dooley/Finnie 2008). One explanation provided by Mott and Moore (1983) is that rural areas provide fewer life-style alternatives to marriage.

Table 3: Relative partnership entry rates

	model 1: lone mothers	model 2: childless women
<b>Constant</b>	0.0037	0.0114
<b>number of children</b>		
1 child	1	
2 children	0.87	
3+ children	0.32***	
<b>age of the youngest child</b>		
0–1 years	1	
2–4 years	1.12	
5–9 years	1.36*	
10–14 years	1.57**	
<b>duration since last partnership</b>		
no previous partner	1	1
0–1 years	1.94***	1.24*
2–3 years	1.38**	1.21
4–5 years	1.88***	0.93
6–7 years	1.55**	0.93
8+ years	1.35	0.55***
<b>pregnancy</b>		
pregnant	3.52***	8.84***
not pregnant	1	1
<b>Age</b>		
17–19	3.00***	1.02
20–24	1.47***	1.51***
25–29	1	1
30–34	0.72***	0.67***
35–39	0.39***	0.49***
40+	0.24***	0.24***

	model 1: lone mothers	model 2: childless women
<b>place of residence</b>		
<i>regional, territorial, or republican center</i>	1	1
other town/city	0.96	1.11**
urban-type village	1.33	1.13
Village	1.30**	1.17***
<b>Moscow/St. Petersburg</b>		
<i>no</i>	1	1
yes	0.85	1.04
<b>religious denomination</b>		
<i>orthodox</i>	1	1
Islam	0.58*	0.75***
other	1.02	1.05
<b>interaction occupation/time period</b>		
<b>1966–91</b>		
unqualified workers	1.16	0.93
qualified manual workers	1.26	1.01
worker in the service sector	1.73**	1.20
office/clerical employees	1.59*	0.97
professionals w. post-sec. education	1.21	1.13
prof. w. post-sec in med., teach, nat.	1.29	1.17
prof. w. university ed./senior, top managers	1.08	1.05
non-employed	1.44	1.12
education	1.38	0.60***
maternity leave	1.71**	1.03
<b>1992–2004</b>		
<i>unqualified workers</i>	1	1
qualified manual workers	1.47*	1.09
workers in the service sector	1.87***	0.93
office/clerical employees	1.12	1.05
professionals w. post-sec education	1.15	0.94
prof. w. post-sec in med., teach, nat.	1.45	0.80
prof. w. university ed./senior, top managers	1.07	0.99
non-employed	1.80***	1.17
education	1.65	0.65***
maternity leave	1.01	0.76
<b>work hours</b>		
<b>1966–91</b>		
<i>full-time employed</i>	1	1
part-time employed	1.44	0.88
<b>1992–2004</b>		
<i>full-time employed</i>	1	1
part-time employed	1.27	0.99
N	1527	4310

\*\*\*:  $p < 0.01$ ; \*\*:  $0.01 \leq p < 0.05$ ; \*:  $0.05 \leq p < 0.1$

## 8. Conclusion

In the post-transition period in Russia, lone mother families were the ones to suffer most from rising poverty rates. Economic inequalities generally rose after 1991, and inequalities between women working in different occupations increased as well. Thus, the question in this study is whether rising economic inequalities and increased economic hardships for some groups of lone mothers influenced other areas of their life courses as well.

Faced with economic difficulties, lone mothers may decide to begin a new partnership more quickly than under other circumstances. This study does find evidence of higher partnership formation rates among lone mothers with lower economic resources in Russia, both before and after 1991. For instance, lone mothers who were working in service occupations had substantially higher rates of partnership formation than lone mothers working in professional occupations requiring a university degree.

However, a further hypothesis had been that occupational differences in partnership formation rates would grow larger for lone mothers after 1991, along with growing earnings inequalities. Yet, the empirical analyses showed only slight increases in the effect of occupation on partnership formation rates for lone mothers after 1991. This could indicate that there is an upper limit to the influence of lone mothers' economic situation on partnership entry rates. Lone mothers may not be able to adjust their partnership formation rates indefinitely.

Altogether, the transition in 1991 in Russia had significant implications for lone mothers' economic situation and led to elevated poverty rates particularly in the mid-1990s. Earnings inequalities by qualification and occupation grew. However, the changes brought about by the transition did not lead to much greater divergences in rates of partnership formation by occupation than before the transition. Thus, it appears that growing economic inequalities had only a limited impact on this further area of lone mothers' life course. In general, however, lone mothers' socio-economic status did appear to influence their rates of partnership formation in Russia, both before and after the transition.

## References

- Blau, P. M. (1994). *Structural contexts of opportunities*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Blossfeld, H.-P. & Timm, A. (1997). Der Einfluss des Bildungssystems auf den Heiratsmarkt. Eine Längsschnittanalyse der Wahl des ersten Ehepartners im Lebenslauf. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 49, 3, pp. 440-476.
- Blossfeld, H.-P. & Timm, A. (Eds.) (2003). *Who marries whom? Educational systems as marriage markets in modern societies*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Böheim, R. & Ermisch, J. F. (1998). *Analysis of the dynamics of lone parent families. Report to the Department of Social Security*. University of Essex, Institute for Social and Economic Research (Working Papers of the Institute for Social and Economic Research, 1998-08).
- Brainerd, E. (2000). Women in transition: Changes in gender wage differentials in Eastern Europe and the former Soviet Union. *Industrial and Labor Relations Review* 54, 1, pp. 138-162.
- Bumpass, L., Sweet, J. & Martin, T. C. (1990). Changing patterns of remarriage. *Journal of Marriage and the Family*, 52, 3, pp. 747-756.
- Chiswick, C. U. & Lehrer, E. L. (1990). On marriage-specific human capital. Its role as a determinant of remarriage. *Journal of Population Economics*, 3, pp. 193-213.

- de Graaf, P. M. & Kalmijn, M. (2003). Alternative routes in the remarriage market: Competing-risk analyses of union formation after divorce. *Social Forces*, 81, 4, pp. 1459-1498.
- Dooley, M. & Finnie, R. (2008). Welfare policy, language group, and the duration of lone motherhood spells. *Canadian Public Policy/Analyse de Politiques*, 34, 1, pp. 37- 64.
- Duncan, G. J. & Hoffmann, S. D. (1985). A reconsideration of the economic consequences of marital dissolution. *Demography*, 22, 4, pp. 485-497.
- Ermisch, J. F. & Wright, R. E. (1991). The duration of lone parenthood in Great Britain. *European Journal of Population*, 7, pp. 129-158.
- Federal State Statistics Service (Ed.) (2005). *Russia in Figures*. Moscow: Federal State Statistics Service. Generations and Gender contextual data base. <http://www.demogr.mpg.de/>.
- Gerber, T. P. & Hout, M. (1998). More shock than therapy: Market transition, employment, and income in Russia, 1991-1995. *American Journal of Sociology* 104, 1, pp. 1-50.
- Gustafsson, B., Li Shi, Nivorozhkina, L. & Katz, K. (2001). Rubles and yuan: Wage functions for urban Russia and China at the end of the 1980s. *Economic Development and Cultural Change*, 50, 1, pp. 1-17.
- Hansberry, R. (2004). *An analysis of gender wage differentials in Russia from 1996-2002*. Ann Arbor: University of Michigan. William Davidson Institute (William Davidson Institute Working Paper 720).
- Hoem, J. M., Kostova, D., Jasilioniene, A. & Mureşan, C. (2009). Traces of the Second Demographic Transition in four selected countries in Central and Eastern Europe: Union formation as a demographic manifestation. *European Journal of Population*, 25, 3, pp. 239-255.
- Jenkins, S., Ermisch, J. & Wright, R. (1990). 'Adverse selection' features of poverty amongst lone mothers. *Fiscal Studies*, 11, 2, pp. 76-90.
- Kanji, S. (2004). The route matters: Poverty and inequality among lone-mother households in Russia. *Feminist Economics* 10, 2, pp. 207-225.
- Koo, H. P., Suchindran, C. M. & Griffith, J. D. (1984). The effects of children on divorce and remarriage: A multivariate analysis of life table probabilities. *Population Studies*, 38,3, pp. 451-471.
- Lampard, R. & Peggs, K. (1999). Repartnering: The relevance of parenthood and gender to cohabitation and remarriage among the formerly married. *British Journal of Sociology*, 50, 3, pp. 443-465.
- Le Bourdais, C., Desrosiers, H. & Laplante, B. (1995). Factors related to union formation among single mothers in Canada. *Journal of Marriage and the Family*, 57, 2, pp. 410-420.
- Lefebvre, P. & Merrigan, P. (1998). The impact of welfare benefits on the conjugal status of single mothers in Canada: Estimates from a hazard model. *The Journal of Human Resources*, 33, 3, pp. 742-757.
- Lokshin, M. (2004). Household childcare choices and women's work behavior in Russia. *The Journal of Human Resources*, 39, 4, pp. 1094-1115.
- Lokshin, M., Harris, K. M. & Popkin, B. M. (2000). Single mothers in Russia: Household strategies for coping with poverty. *World Development* 28, 12, pp. 2183-2198.
- McKinney, J. R. (2004). Lone mothers in Russia: Soviet and post-Soviet policy. *Feminist Economics* 10, 2, pp. 37-60.
- Meggiolaro, S. & Ongaro, F. (2008). Repartnering after marital dissolution: Does context play a role? *Demographic Research*, 19, 57, pp. 1913-1934.
- Mott, F. L. & Moore, S. F. (1983). The tempo of remarriage among young American women. *Journal of Marriage and the Family*, 45, 2, pp. 427-436.
- Newell, A. & Reilly, B. (1996). The gender wage gap in Russia: Some empirical evidence. *Labour Economics*, 3, pp. 337-356.
- Newell, A. & Reilly, B. (1999). Rates of return to educational qualifications in the transition economies. *Education Economics*, 7, 1, pp. 67-84.
- Oberemko, O. A. (2006). Household spending on preschool education and upbringing. *Russian Education and Society*, 48, 12, pp. 38-63.
- Ogloblin, C. G. (1999). The gender earnings differential in the Russian transition economy. *Industrial and Labor Relations Review*, 52, 4, pp. 602-627.

- Pascall, G. & Manning, N. (2000). Gender and social policy: Comparing welfare states in Central and Eastern Europe and the former Soviet Union. *Journal of European Social Policy*, 10, 3, pp. 240-266.
- Philipov, D. & Jasilioniene, A. (2008). Union formation and fertility in Bulgaria and Russia: A life table description of recent trends. *Demographic Research*, 19, 62, pp. 2057-2114.
- Rieck, D. (2006). *Transition to second birth – The case of Russia*. Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research (MPIDR Working Paper 2006-036).
- Skopek, J., Schulz, F. & Blossfeld, H.-P. (2011). Who contacts whom? Educational homophily in online mate selection. *European Sociological Review*, 27, 2, pp. 180-195.
- Smock, P. J. (1990). Remarriage patterns of black and white women: Reassessing the role of educational attainment. *Demography*, 27, 3, pp. 467-73.
- Sweeney, M. M. (1997). Remarriage of women and men after divorce: The role of socioeconomic prospects. *Journal of Family Issues*, 18, pp. 479-502.
- Teachman, J. D. & Heckert, A. (1985). The impact of age and children on remarriage: further evidence. *Journal of Family Issues*, 6, pp. 185-203.
- Teplova, T. (2007). Welfare state transformation, childcare, and women's work in Russia. *Social Politics: International Studies in Gender, State, and Society. Special issue: Gender and state in post-communist societies*, 14, 3, pp. 284-322.
- Trapido, D. (2007). Gendered transition: Post-Soviet trends in gender wage inequality among young full-time workers. *European Sociological Review*, 23, 2, pp. 223-237.
- United Nations Economic Commission for Europe (2007). *Generations & Gender Programme. Concepts and guidelines*. New York /Geneva: United Nations Economic Commission for Europe.
- van der Lippe, T. & Fodor, É. (1998). Changes in gender inequality in six Eastern European countries. *Acta Sociologica*, 41, pp. 131-149.
- Wu, Z. & Schimmele, C. M. (2005). Repartnering after first union disruption. *Journal of Marriage and Family*, 67, 1, pp. 27-36.

Submitted on/Eingereicht am: 11.07.2011

Accepted on/Angenommen am: 19.04.2012

Address of the author/Anschrift der Autorin:

Dr. Cordula Zabel

Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung/

Institute for Employment Research (IAB)

Regensburger Straße 104

90478 Nürnberg

Germany/Deutschland

E-Mail: Cordula.Zabel@iab.de

Das Staatsinstitut für Familienforschung an der Universität Bamberg (***ifb***) berichtet an dieser Stelle in loser Folge über aktuelle Forschungsprojekte, neue Forschungsvorhaben, Tagungen und Veröffentlichungen.

### ***ifb* unter neuer Leitung**

Am 1. Oktober 2012 hat Prof. Dr. Henriette Engelhardt-Wölfler ihr neues Amt als Institutsleiterin übernommen und damit die Nachfolge von Prof. Dr. Dr. Hans-Peter Blossfeld angetreten, der dem Institut neun Jahre lang vorstand. Damit verbunden wird Prof. Engelhardt-Wölfler auch geschäftsführende Herausgeberin der Zeitschrift für Familienforschung. Prof. Blossfeld bleibt der Zeitschrift allerdings treu und wird dem Herausgebergremium weiterhin angehören.

### **Psychosoziale Beratung im Kontext des Kinderwunsches**

Elternschaft bildet für viele einen zentralen Bestandteil ihrer Lebensplanung. Sie ist eng verwoben mit verschiedenen biographischen und psychologischen Aspekten und wird als intime und private Angelegenheit betrachtet. Aus verschiedenen Gründen bleiben heutzutage immer mehr Frauen und Paare kinderlos. Der Kinderlosenanteil ist bei den heute 30- bis 34-jährigen Frauen mit 42 % im Westen und 31 % im Osten Deutschlands sehr hoch. Das Verhältnis von gewünschter und ungewollter Kinderlosigkeit ist allerdings nicht bekannt.

Bei ungewollter Kinderlosigkeit spielen nicht selten auch biologisch-medizinische Faktoren eine Rolle. Ihre Ursache kann in körperlichen Störungen und Fehlfunktionen des

weiblichen oder männlichen Organismus oder auch in der altersbedingten Abnahme der Fertilität liegen. Auch ist das biologische Zeitfenster, in dem Frauen Kinder gebären können, begrenzt und mit steigendem Alter der Frau sinkt ihre Fertilität. Dies ist angesichts des gestiegenen Alters deutscher Frauen bei der Erstgeburt von Bedeutung. Von unerfülltem Kinderwunsch können nicht nur Kinderlose, sondern auch Eltern, die ihre Familie vergrößern möchten, betroffen sein.

Wenn ein Kinderwunsch nicht in Erfüllung geht, stellen sich für die Betroffenen viele Fragen, welche häufig mit Gefühlen der Enttäuschung, des Selbstzweifels und der Verunsicherungen einhergehen. Ungewollte Kinderlosigkeit kann eine starke Belastung für die Betroffenen darstellen. Dadurch ausgelöste Krisen können sich auf andere Lebensbereiche – wie z.B. die Paarbeziehung – negativ auswirken.

Viele Betroffene nutzen Angebote der modernen Reproduktionsmedizin und hoffen, dass eine medizinische Behandlung zu einer stabilen Schwangerschaft und zur Geburt eines Kindes führt. Häufig bedarf es dabei mehrerer aufeinanderfolgender medizinischer Eingriffe, da die Erfolgsquote begrenzt ist.

Ein psychosoziales Beratungsangebot, welches Aufklärung, Information, Unterstützung und Entlastung zum Thema Kinderwunsch anbietet, ist für Betroffene eine wichtige Hilfestellung. Dort können allgemeine Fragen zur Fruchtbarkeit, zu möglichen Therapieformen sowie Erfolgsraten und Risiken der Kinderwunschbehandlung außerhalb eines medizinischen Kontextes mit unabhängigen Fachkräften geklärt werden.

Um dieses Angebot zu fördern, nimmt sich das Projekt Sara „Psychosoziale Beratung im Kontext des Kinderwunsches“ dem Thema „ungewollte Kinderlosigkeit“ an und will ein umfassendes interdisziplinäres Beratungs- und Unterstützungsangebot für Frauen und Paare mit unerfülltem Kinderwunsch entwickeln. Es ist als ein Kooperationsprojekt zwischen einer Beratungsstelle für Schwangerschaftsfragen, einem neu eingerichteten IVF-Zentrum sowie einem Klinikum konzipiert. Die Vernetzung der verschiedenen relevanten Fachrichtungen ist somit ein zentrales Element des Projektes.

Um den Austausch zwischen Fachleuten in einem weiter gefassten Kontext zu befördern, organisierte Projektleiterin Dr. Birgit Mayer-Lewis einen Fachtag zum Thema „Kinderwunsch, PID und Beratung“, der am 17. Oktober 2012 in Nürnberg stattfand. Für das Modellprojekt war dieses Zusammentreffen von 120 Medizinerinnen, Biologen und Beratungsfachkräften ein wichtiger Baustein, um die Kooperation zwischen den reproduktionsmedizinischen Zentren und den Angeboten der Beratungsstellen für Schwangerschaftsfragen zu stärken.

## **Vorankündigung**

Im kommenden Jahr wird das Staatsinstitut für Familienforschung an der Universität Bamberg den 4. Europäischen Fachkongress Familienforschung in Bamberg ausrichten. Der Kongress mit dem Titel *Zukunft der Familie – Anforderungen an Familienpolitik und Familienwissenschaft* wird von Donnerstag, 6. Juni bis Samstag, 8. Juni 2013 stattfinden. Kooperationspartner bei diesem Vorhaben sind wie bei den vorangegangenen Kongressen das Österreichische Institut für Familienforschung (ÖIF) der Universität Wien und Prof.



Dr. Norbert F. Schneider, Direktor des Bundesinstituts für Bevölkerungsforschung. Als Referenten haben internationale Wissenschaftler(innen) zugesagt. Teilnehmen werden neben Wissenschaftler(inne)n auch Repräsentant(inn)en aus Politik und Praxis, insbesondere den Familienverbänden. Das Programm und weitere Informationen zum Kongress sind unter [www.familyscience.eu](http://www.familyscience.eu) zu finden.

### **Aktuelle Veröffentlichungen:**

Sebastian Pink, Thomas Leopold & Henriette Engelhardt: Sind Geburten ansteckend? Fertilität und soziale Interaktion am Arbeitsplatz. *ifb*-Materialien 5-2012. Abrufbar unter: [www.ifb.bayern.de/imperia/md/content/stmas/ifb/materialien/mat\\_2012\\_5.pdf](http://www.ifb.bayern.de/imperia/md/content/stmas/ifb/materialien/mat_2012_5.pdf)