

Martin Abraham & Thess Schönholzer

Warum Pendeln nicht alle Probleme löst: Präferenzen für unterschiedliche Mobilitätsformen in „dual career“-Partnerschaften¹

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, Vignettedesign

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.² 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 kollekt-

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 Umzugs (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 (Kosowski/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).³ Um zu ge-

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

währleisten, 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.⁴

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 generellen 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	
... bezüglich EGO						
Nettoeinkommen	Plus 30%	Plus 40%	Plus 50%	Plus 60%	Plus 70%	5
Aufstiegchancen	keine	einige	viele			3
Einfacher Arbeitsweg	¼ Std.	1 Std.	1½ Std.	2 Std.	3 Std.	5
Verkehrsmittel	ÖNV	Auto				2
... bezüglich ALTER						
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 vorgegeben 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

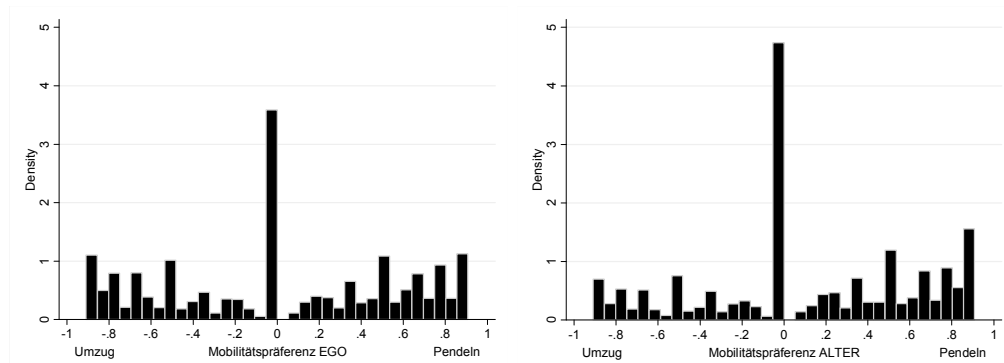
durch eine entsprechende Konstruktion der abhängigen Variable die Attraktivität der neuen Stelle konstant gehalten werden. Die reine ‚Mobilitätspräferenz‘ ergibt sich somit aus:⁵

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

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.⁶ 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).⁷ 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.
Abhängige Variabel						
Mobilitätspräferenz	EGO	2195	-0.909	0.909	0.012	0.563
	ALTER	3218	-0.909	0.909	0.103	0.516
Befragtenmerkmale:						
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 Skaleneinheiten 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
Vignettenmerkmale		
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 *
Befragtenmerkmale		
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 σ^2_v	0.29	0.27
Vignettenebene σ^2_ε	0.35	0.35

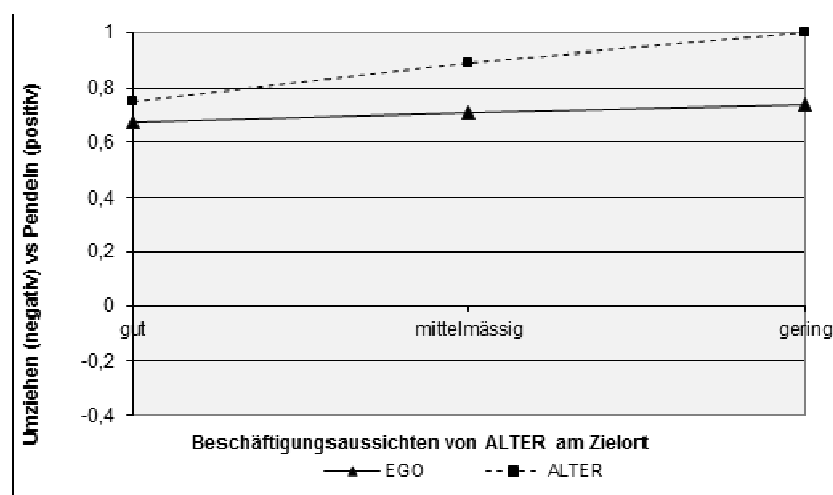
Random-Intercept-Modelle (Maximum-Likelihood-Schätzung) Abhängige Variable: Mobilitätspräferenz, Pendeln=positiv, Umzug=negativ. Signifikant für: $p < 0.001$ (***) , $p < 0.01$ (**), $p < 0.05$ (*), $p < 0.1$ (+) bei zweiseitigem Test.

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 Jürges 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 Verdienstaussichten, 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 Paarhaushalten 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