

Berufliche Umzugsentscheidungen in Partnerschaften. Eine experimentelle Prüfung von Verhandlungstheorie, Frame-Selektion und Low-Cost-These

Katrin Auspurg · Corinna Frodermann · Thomas Hinz

Zusammenfassung: Beruflich motivierte Haushaltsumzüge sind ein idealer Forschungsgegenstand, um theoretische Positionen in der Familiensoziologie zu prüfen. Die vorliegende Analyse testet auf der Grundlage eines experimentellen Designs Hypothesen zur Neuen Haushaltsökonomie (NHE), zur Verhandlungstheorie (VT) und zu Geschlechtsrollen, wobei diesbezüglich erstmalig für die Familiensoziologie die Low-Cost-These (LCT) und das Modell der Frame-Selektion (MFS) gegenübergestellt werden. Datengrundlage ist ein Faktorielles Survey-Modul im Panel „Arbeitsmarkt und soziale Sicherung“ (PASS, fünfte Welle), in dem im Jahr 2011 knapp 1000 Personen in Partnerschaften mehr als 4500 fiktive Anreize zu beruflichen Fernumzügen bewerteten. Es konnte der gemeinsame Haushaltsgewinn eines Umzugs unabhängig von den individuellen Erwerbsoptionen und damit Drohpunktverschiebungen in der Verhandlungssituation variiert werden, was eine direkte Prüfung der von der VT angenommenen, aber bislang kaum beobachtbaren Dilemma-Situationen ermöglicht. Im Ergebnis zeigt sich, dass die Prognosen aus der VT bestätigt werden. Geschlechtsrolleneinstellungen haben einen schwachen Einfluss, allerdings analog zur LCT tendenziell nur bei geringen Kosten. Ein kostenunabhängiges Befolgen von Einstellungen, wie man es nach dem MFS erwarten kann, findet sich nicht.

Schlüsselwörter: Familiensoziologie · Neue Haushaltsökonomie · Verhandlungstheorie · Low-Cost-These · Modell der Frame-Selektion · Faktorieller Survey · Experiment

Job-related migration decisions within partnerships. An experimental test of bargaining theory, frame-selection and low-cost-thesis

Abstract: Household moves due to career options form an adequate research area to test different theory-based propositions within sociology of the family. Using an experimental design,

K. Auspurg (✉) · C. Frodermann · T. Hinz
Arbeitsbereich empirische Sozialforschung, Universität Konstanz,
Universitätsstr. 10, 78457 Konstanz, Deutschland
E-Mail: Katrin.Auspurg@uni-konstanz.de

C. Frodermann
E-Mail: Corinna.Frodermann@uni-konstanz.de

T. Hinz
E-Mail: thomas.hinz@uni-konstanz.de

the analysis focuses on the empirical validity of hypotheses from the new home economics, bargaining theory and approaches stressing the relevance of gender roles. Particularly, for the first time the idea that gender roles determine decisions only in low cost situations is tested against the assumption of more general relevance of gender roles deducted from models of frame selection. Data were gathered with a factorial survey module integrated into the fifth wave of PASS (Panel “Arbeitsmarkt und soziale Sicherung”, 2011). Nearly 1,000 respondents living with partners evaluated more than 4,500 incentives for career oriented household moves. Within the fictive job descriptions, the common gain of the household was varied independently from individual career options and, thus, independently from the changes of threat points in the bargaining situation. This allows a direct examination of the dilemma-situation bargaining theory supposes. In general, hypotheses from bargaining theory are supported. Gender role attitudes have a weak impact only—and only given low costs for the household. There is no evidence for an unconditional orientation towards gender roles as they can be expected from models of frame selection.

Keywords: Sociology of the family · New home economics · Bargaining theory · Low cost hypothesis · Model of frame selection · Factorial survey · Experiment

1 Einleitung

Zur Erklärung von Ungleichheiten auf dem Arbeitsmarkt oder zwischen Familien wurden lange Zeit nur einzelne Individuen oder komplette Familien betrachtet (Beblo und Soete 2000; Blossfeld und Drobnič 2004). Dass jedoch ebenso die Haushaltskonstellation bedeutsam ist, liegt bei Mobilitätsentscheidungen auf der Hand. Da es sehr unwahrscheinlich ist, dass zwei Personen an ein- und demselben Ort optimale Erwerbsmöglichkeiten vorfinden, verlangt eine Einigung auf einen gemeinsamen Wohnort in der Regel Abstriche bei den individuellen Einkommenschancen (Mincer 1978). Damit bieten sich Umzugsentscheidungen an, um das Zusammenspiel von individuellen und gemeinsamen Interessen zu erforschen. Wessen Erwerbstätigkeit erhält Vorrang und warum?

Weitgehend Einigkeit besteht darüber, dass verhandlungstheoretische Ansätze geeignet sind, um die Komplexität familienbezogener Entscheidungen zu untersuchen (Beblo und Soete 2000; England und Farkas 1986). Ebenso wird zunehmend anerkannt, dass sich diese Theorien und normative Ansätze nicht unbedingt ausschließen, sondern sinnvoll kombiniert werden können (z. B. Agarwal 1997). Gleichwohl bestehen zwei zentrale Forschungslücken, auf die der vorliegende Beitrag Bezug nimmt.

Erstens gibt es zwar einige Evidenz für die verhandlungstheoretische Vermutung, wonach Erwerbs- und Machtkonstellationen einen Einfluss auf Entscheidungen und paarinterne Ressourcenverteilungen haben. Noch wenig untersucht sind jedoch *dynamische* Varianten dieser Theorie. Diese gehen nicht nur davon aus, dass Machtverteilungen Entscheidungen prägen, sondern fragen umgekehrt auch danach, welche Rückwirkungen Entscheidungen auf Machtstrukturen haben (z. B. Ott 1992, 1993). Haushaltsentscheidungen können dann die Struktur eines Gefangenen-Dilemmas annehmen: Obwohl sich Haushalte kollektiv durch einseitige Spezialisierungen auf Haus- und Erwerbsarbeit besser stellen könnten (etwa bei Familiengründungen), sind solche Lösungen für rationale Akteure oft nicht realisierbar. Aus (soziologischer) Sicht wird allerdings angezweifelt, ob die Annahme von perfekt rationalen und vorausschauenden Handlungen wirklich gerechtfertigt ist (Fehn 1998; Ridgeway 2011; Schnabel 2005).

Zweitens wird immer wieder eingebracht, dass Normen und (Geschlechts-) Rolleneinstellungen die Kooperationsbereitschaft so stark erhöhen könnten, dass Dilemma-Situationen überwindbar werden (Bicchieri 2005; Folbre 1996). Jedoch finden sich aktuell noch sehr unterschiedliche Einschätzungen zur Einflussstärke von Einstellungen. Den einen Extrempol bilden Rational-Choice-Theorien und ihre Erweiterung in Form der Low-Cost-These (LCT), nach der Einstellungen vor allem dann handlungsleitend sind, wenn ihre Befolgung mit geringen Kosten für die Akteure verbunden ist (z. B. Diekmann und Preisendörfer 2003). Der andere Pol wird von stärker soziologischen Ansätzen, darunter speziell dem *Modell der Frame-Selektion* (MFS), eingenommen (Esser 2010; Kroneberg 2007). Nach dem MFS kann es in bestimmten Situationen zu einer bedingungslosen, also von Kosten und Nutzen unabhängigen Befolgung von Einstellungen kommen. Die LCT wurde u. W. für die Familiensoziologie noch nicht getestet und für das MFS gibt es bislang nur wenige Untersuchungen, die alle nicht auf Geschlechtsrolleneinstellungen gerichtet waren. Zwar folgern viele Autoren aus ihren Analysen, dass die ökonomischen Theorien widerlegt seien, da eine starke Relevanz von Einstellungen und Normen zu beobachten sei (z. B. Grunow et al. 2007; Lott 2009; Schulz und Blossfeld 2006). Diese Schlussfolgerungen sind aber empirisch unzulänglich abgesichert, da die postulierten Normen und Einstellungen hier lediglich aufgrund von nicht anders erklärbaren geschlechtsspezifischen Unterschieden gefolgert wurden. Mit einer solchen Deutung bestehen ähnliche Interpretationsunsicherheiten, wie sie in der Diskriminierungsforschung seit langem bekannt sind.

Beide Forschungslücken dürften vor allem einem Mangel an geeigneten empirischen Daten geschuldet sein. Im vorliegenden Aufsatz wird der Anregung gefolgt, die Stagnation mittels experimenteller Methoden zu überwinden (Katz 1997; Manski 2000). Im *Panel „Arbeitsmarkt und soziale Sicherung“* (PASS) wurden im Rahmen eines Faktoriellen Survey-Moduls Erwerbspersonen fiktive überregionale Stellenangebote vorgelegt, die sie im Hinblick auf ihre Umzugsbereitschaft beurteilen sollten. In diesen Angeboten wurden der mit der Stellenannahme verbundene Haushaltsgewinn sowie die Auswirkungen auf die individuellen Erwerbchancen experimentell variiert. Zugleich wurden Geschlechtsrolleneinstellungen abgefragt. Mit diesem Design lässt sich das Entscheidungsgewicht von gemeinsamen und individuellen Optionen sowie normativen Aspekten direkter beobachten, als dies mit herkömmlichen Daten der Fall ist. Zentrale Forschungsfragen sind: Verhalten sich Akteure tatsächlich so rational, wie es die dynamische Verhandlungstheorie annimmt? Gibt es Anzeichen, dass attraktive („pareto-effiziente“) Lösungen für den Haushalt blockiert sind? Können Rolleneinstellungen solche Kooperationsprobleme abmildern, wie es das MFS vorhersagt, oder trifft eher die LCT einer geringen, kostenabhängigen Relevanz von Einstellungen zu?

2 Theoretische Sichtweisen zu Kooperation und Spezialisierung in Partnerschaften

Als Ausgangspunkt der theoretischen Auseinandersetzung wird die *Neue Haushaltsökonomie* (New Home Economics, NHE) knapp diskutiert, da sie den Extrempol einer unbedingten Kooperation im Haushalt markiert. Die NHE nimmt an, dass die Haushaltsmitglieder eine gemeinsame Nutzenfunktion maximieren. Bereits bei minimalem Einkommensvorsprung eines Partners wird eine Spezialisierungslogik in Gang gesetzt, bei der sich die Person mit dem höheren Einkommen vollständig dem Arbeitsmarkt wid-

met, während die andere Person die Hausarbeit und Kinderbetreuung übernimmt (Becker 1981; Blau et al. 2001). Einseitige Spezialisierungen werden nicht als nachteilig angesehen, erhöhen sie doch im Gegenteil den möglichen Gesamtgewinn (Beblo und Soete 2000). Haushaltsgewinne gelten auch als hinreichend, um gemeinsame Umzüge zu motivieren (Mincer 1978). Entsprechend wäre zu erwarten:

H1a: Mit der Ausweitung des Haushaltseinkommens durch den höheren Verdienst eines Partners verlieren die Arbeitsmarktoptionen des anderen Partners an Bedeutung.

Die empirische Überprüfung dieser Vermutung sollte sich in einem negativen Interaktionseffekt zwischen ausgeweitetem Haushaltseinkommen durch Arbeitsmarktoptionen des einen und individuellen Beschäftigungsaussichten des anderen Partners äußern.

Die von der NHE getroffene Annahme einer gemeinsamen Haushaltsnutzenfunktion ist allerdings problematisch. Denn zur Erklärung von *per se* individuellen Entscheidungen, etwa eine Beziehung einzugehen oder sich zu trennen, muss auf individuelle Nutzenfunktionen umgeschwenkt werden.¹ Die unbedingte Kooperation wird daher in *Austausch- und Verhandlungstheorien* (VT) nicht mehr unterstellt (England und Farkas 1986). Partnerschaften werden dort als Tauschverhältnisse (Tausch von finanziellen Ressourcen und Hausarbeit oder auch emotionalen Aspekten wie Liebe und Anerkennung) konzipiert, die von rationalen Akteuren so lange aufrechterhalten werden, wie sie hinsichtlich ihres Nutzens dem Vergleich mit der besten Alternative (einem Leben als Single oder in einer alternativen Partnerschaft) standhalten. Die zentrale Idee ist nun, dass sich das Tauschverhältnis nach dem Prinzip des geringsten Interesses bestimmt (Blood und Wolfe 1960; Manser und Brown 1980; Thibaut und Kelley 1959): Je weniger die Akteure auf die (Kooperation in der) Beziehung angewiesen sind, umso mehr Ressourcen und Entscheidungsmacht kommen ihnen zu.

Wegweisend sind dabei insbesondere die stärker formalisierten Arbeiten von Notburga Ott, in denen eine Übertragung des Analysepotenzials klassischer Spieltheorie (etwa Güth 1978; Harsanyi 1977; Nash 1950; Selten und Güth 1981) auf den Bereich der Familie vorgenommen wird. Auch hier ist die zentrale Idee, dass die Rückfallpositionen im Falle aufgekündigter Kooperation, die sogenannten *Drohpunkte* (DP), auch das individuelle Wohlfahrtsniveau innerhalb der Partnerschaft bestimmen (Ott 1992).

Für familiäre Entscheidungsprobleme sind als DP vor allem die Nutzenlevels außerhalb der bestehenden Partnerschaft relevant. Diese bestimmen sich in modernen Gesellschaften primär nach den individuellen Erwerbs- und Einkommensoptionen (Bernasco und Giesen 2000; Ott 1992). Hausarbeit ist einfacher substituierbar, etwa durch den Einkauf von Fertigprodukten oder die Beschäftigung einer Haushaltshilfe. Aufgrund der Spe-

¹ Becker hat zur Lösung dieses Problems im „rotten kid“-Theorem individuelle Nutzenfunktionen und zugleich einen altruistischen Haushaltsvorstand vorgeschlagen, der stets das letzte Wort hat und als wohlwollender Diktator ebenfalls dafür sorgt, dass sich alle Akteure kooperativ im Sinne des Gesamtnutzens verhalten (Beblo und Soete 2000; Becker 1974). Allerdings ist dies eine ad-hoc-Annahme, die mit der empirischen Widerlegung einer gemeinsamen Nutzenmaximierung (dazu Abschn. 4) ebenfalls obsolet ist.

zialisierung auf die jeweilige Partnerschaft sind Hausarbeitsfertigkeiten zudem schlechter in andere Beziehungen übertragbar.²

Zu neuen Vorhersagen gegenüber der NHE führen diese Überlegungen dann, wenn die DP nicht mehr als fix vorausgesetzt, sondern in einer dynamischen Sicht ebenso zum Gegenstand von Verhandlungen werden. Dies lässt sich am Beispiel von beruflichen Fernumzügen veranschaulichen. Fernumzüge bewirken, wie eingangs bereits angedeutet, in aller Regel asymmetrische Verschiebungen der Erwerbsoptionen und damit der DP: Ein Partner stellt sich beruflich besser, während der Umzug dem mitziehenden Partner eine Unterbrechung der Erwerbstätigkeit oder Annahme suboptimaler Beschäftigung abverlangt. Damit ergibt sich für ihn eine stärkere Abhängigkeit von der Beziehung. Trotz eines möglichen Gewinns auf Haushaltsebene kann dies ein Absinken seines individuellen Nutzenniveaus unter das Ausgangsniveau bedeuten. Anschaulicher gesprochen: Ein – aufgrund gesunkener DP – nur mehr kleineres Stück von einem größeren Kuchen kann eine Verschlechterung darstellen (Lundberg und Pollack 2003).

Rationale, vorausschauende Akteure werden in solchen Fällen ein (Umzugs-)Veto einlegen. Haben beide Partner ein starkes Interesse am Erhalt der Beziehung, ist davon auszugehen, dass solche Optionen schon gar nicht zur Diskussion gestellt werden (Kalter 1998).³ Zwar sind *ex ante* Absprachen über die Regelung von Rechten und Pflichten (und ebenso die Aufteilung des Umzugsgewinns) am neuen Ort denkbar. Solche Zusagen sind aber allesamt als wenig verlässlich einzuschätzen. Gerade die einseitige Verschiebung der DP bietet einen starken Anreiz zum Vertragsbruch. Zudem würde der mitziehende Partner bei Auflösung der Beziehung auf seinen Umzugsverlusten sitzen bleiben. Konträr zur NHE wäre somit zu erwarten:

H1b: Für die Realisierbarkeit von Optionen wie gemeinsamen Umzügen ist es auch bei hohen Gewinnen auf Haushaltsebene noch erforderlich, dass sich beide Partner Erwerbsoptionen erhalten.

Es sollte sich also keine oder sogar eine positive Interaktion zwischen dem Zugewinn an Haushaltseinkommen, bedingt durch bessere Verdienstoptionen eines Partners und den individuellen Beschäftigungsaussichten des anderen Partners beobachten lassen.

Nur aus verhandlungstheoretischen Modellen gewinnt man zudem die Vorhersage, dass die Institution der Ehe einen Unterschied macht: Ehen gewährleisten dem benachteiligten Partner im Falle der Trennung durch den gesetzlichen Unterhalt ein höheres Einkommen. Zugleich verringern diese Unterhaltszahlungen den DP des Hauptverdieners (Bernasco und Giesen 2000):

2 Diese Rückfallposition einer Trennung wird nur in den *divorce-threat*-Modellen angenommen, während andere Varianten von internen DP ausgehen, also den Nutzenlevels bei aufgekündigter Kooperation in einer weiterhin bestehenden Partnerschaft (Lundberg und Pollak 1996). Auch hier sind dann aber die Erwerbsoptionen für die individuelle Wohlfahrt bei Nicht-Kooperation zentral.

3 Die VT unterstellt dabei nicht notwendig, dass der Aushandlungsprozess explizit also verbal und beobachtbar, stattfinden muss. Es kann sich auch lediglich um einen impliziten Mechanismus handeln, indem Personen lediglich handeln, *als ob* sie dieser Verhandlungslogik folgen (Auspurg und Abraham 2007; Bauer und Jacob 2010; Ott 1992).

H2: Eine Ehe fördert die Realisierung gemeinsamer (Umzugs-) Optionen; insbesondere, indem sie die Notwendigkeit des Erhalts beidseitiger Erwerbsoptionen abschwächt.

Erwartet wird also ein positiver Haupteffekt des Ehestatus und zudem ein negativer Interaktionseffekt der Ehe mit den individuellen Beschäftigungsaussichten des Partners.

Zu beachten ist, dass die VT und ebenso die NHE zwar geschlechtsneutral angelegt sind, sie gleichwohl aber Geschlechtsungleichheiten erklären können: Geschlechtsspezifische Ungleichheiten auf dem Arbeitsmarkt übersetzen sich in geringere DP innerhalb der Partnerschaft. So bieten schlechtere (überregionale) Jobangebote für Frauen eine Erklärung für die empirisch gut dokumentierte Tatsache, dass familiäre Umzüge oft stärker die männliche statt weibliche Karriere fördern (Jürges 1998; Mincer 1978).

3 (Geschlechts-) Normen und Einstellungen

Als Lösungen, um Dilemma-Situationen zu überwinden, werden Normen und Einstellungen diskutiert (Beblo und Soete 2000; Bicchieri 2005; Diekmann und Voss 2008). Normen sind von großen Teilen der Bevölkerung geteilte und bei Nichteinhaltung mit Sanktionen bedrohte Regeln (Elster 2009). Geschlechtnormen, welche Frauen eine Spezialisierung auf Hausarbeit und Kinderbetreuung, dem Mann dagegen die Ernährerfunktion vorschreiben, können asymmetrische DP-Verschiebungen erleichtern, indem Spezialisierungen durch die Vermeidung von Sanktionen bei Rollenabweichungen (wie etwa einer sozialen Missbilligung) attraktiver werden. Allerdings haben Geschlechtnormen ihren blinden Fleck gerade in den Verteilungsregeln: Schreiben Normen zwar beispielsweise vor, wer sich um die Kinder kümmern sollte, bleibt die Verteilung der innerfamiliären Wohlfahrt damit gleichwohl ungeklärt (Ott 1992). Hinzu kommt die Frage, wer Normabweichungen sanktioniert. Sanktionen generieren als Kollektivgüter schließlich ähnliche Dilemma-Situationen, wie sie in der VT vorkommen (Diekmann und Voss 2008). Wenngleich dies in der familiensoziologischen Literatur wenig diskutiert wird, sind Normen also vermutlich keine realistische Lösung für die aufgezeigten Verhandlungsprobleme.

Eine plausiblere Koordinierungsfunktion lässt sich für Rollenleitbilder und Einstellungen annehmen, welche von den Akteuren internalisiert wurden und welche daher keine externen Sanktionsdrohungen voraussetzen (Bicchieri 2005). Die Befolgung derartiger Einstellungen lässt sich theoretisch als ein intrinsischer Nutzenterm im Verhandlungsprozess berücksichtigen, zumindest in erweiterten Varianten der Rational-Choice-Theorie (Opp 2013; Ott 1992). So kann die Erfüllung von Geschlechtsrollenbildern mittels Stärkung von Geschlechtsidentitäten gewinnbringend sein (zum *doing gender*: Fenstermaker 2002; West und Zimmerman 1987). Aus dieser Sicht wäre zu erwarten:

H3: Insbesondere traditionell eingestellte Personen räumen den männlichen Erwerbsoptionen grundsätzlich Vorrang gegenüber den weiblichen Optionen ein.

Wenn traditionelle Frauen stärker als Männer die eigene Karriere zurückstellen und auf die Erwerbsoptionen des Partners achten, sollte eine negative Interaktion zwischen Rolleneinstellungen und weiblichem Geschlecht im Hinblick auf die Durchsetzbarkeit gemeinsamer Optionen (Haushaltsumzüge) beobachtbar sein. Zugleich sollte eine posi-

tive (negative) Interaktion zwischen Rolleneinstellungen und dem Interesse am Erhalt von Beschäftigungsaussichten des männlichen (weiblichen) Partners bestehen, sich also insbesondere bei traditionell eingestellten Personen eine geschlechtsspezifische Berücksichtigung der individuellen Beschäftigungsaussichten finden. Allerdings gibt es Widersprüche, wie stark die Relevanz von Einstellungen ist. Skizziert seien wieder zwei Extrempole.

Low-Cost-These. Von einigen Autoren wird angezweifelt, ob einstellungskonforme Handlungen wirklich mit einem hinreichenden Nutzengewinn verbunden sind, um asymmetrische DP-Verschiebungen zu ermöglichen (Ott 1992). Formeller wurde die Idee der geringen Handlungswirkung von Einstellungen mit der *Low-Cost-These* (LCT), einer Erweiterung soziologischer Rational-Choice-Theorien, spezifiziert (Diekmann und Preisendörfer 1998, 2003). Kurz zusammengefasst behauptet diese These, dass Einstellungen lediglich dann einen substantziellen Einfluss auf Handlungen haben, wenn ihre Erfüllung mit geringen Kosten verbunden ist. Gemäß den zwei unterschiedlichen Varianten der LCT (dazu Best und Kroneberg 2012) ist zum einen davon auszugehen, dass Einstellungen aufgrund ihrer generell vergleichsweise geringen Relevanz nur die Funktion eines *fine-tuning* in Situationen zukommt, in denen Akteure relativ indifferent zwischen Optionen mit ähnlichem Nutzenlevel sind („einfache“ Version der LCT, bei der Einstellungen sich aufgrund ihrer nachgeordneten Bedeutung nur bei geringer Nutzendifferenz zwischen Optionen durchsetzen können). Zum anderen wird davon ausgegangen, dass Einstellungen bei geringeren Verhaltens- oder Reflexionskosten einen stärkeren Einfluss haben, somit also negativ mit den Verhaltenskosten interagieren („spezifische“ Version, für theoretische Herleitungen: Best und Kroneberg 2012; Braun und Franzen 1995). Die LCT wurde bislang vor allem in der Umweltsoziologie diskutiert, sie sollte aufgrund des allgemeinen Geltungsanspruchs aber ebenso in der Familiensoziologie gelten:

H4a: Rolleneinstellungen führen nur dann zu einer stärkeren Berücksichtigung von männlichen Erwerbsoptionen, wenn Personen in Entscheidungen indifferent sind oder dies mit geringen Einkommensverlusten einhergeht.

Nach der einfachen Version ist also zu erwarten, dass Einstellungen einen kostenunabhängigen Einfluss auf Umzugsentscheidungen haben, aber in der relativen Effektstärke grundsätzlich deutlich nachrangig gegenüber vielen anderen Einflussfaktoren sind; nach der spezifischen Variante ist von einer negativen Interaktion auszugehen: Die Effektstärke von Einstellungen ist bei geringen Handlungskosten (etwa Verzicht auf geringeren Umzugsgewinn) stärker.

Modelle der Frame-Selektion. Stärker soziologisch ausgerichtete Arbeiten rechnen Einstellungen (oder auch Normen) dagegen eine weitaus größere Bedeutung zu. Ein Beispiel ist die Kompensationsthese, auch als *Deviance-Neutralization* These bekannt (s. z. B. Bittman et al. 2003; Brines 1993). Dieser These zufolge können Normen und Rolleneinstellungen in Partnerschaften zu ökonomisch ineffizienten Arbeitsteilungen motivieren, bei denen weibliche Hauptverdienerinnen auch noch die Hauptlast der Hausarbeit übernehmen, um die bestehende Rollenabweichung zu kompensieren.

Eine explizite Formalisierung hat die Idee einer starken Wirkung von Einstellungen mit dem *Modell der Frame-Selektion* (MFS) erfahren. Das Modell, das den Autoren zur

Folge auch auf spieltheoretische Dilemma-Situationen anwendbar ist (z. B. Esser 2010), kann an dieser Stelle ebenfalls nur knapp skizziert werden (für ausführliche Darlegungen: Esser 2010; Kroneberg 2007).⁴ Nach dem MFS sind die bislang skizzierten Nutzenabwägungen als Rational-Choice-Modus nur eine Variante der Informationsverarbeitung. Den anderen Extrempol bildet ein automatisch-spontaner (AS) Modus, der in der Wiederholung von abgespeicherten Programmen (Routinen) besteht, *ohne* dass bewusst kalkuliert würde. In diesem AS Modus kann es, und das ist nun der zentrale (oder nach Opp 2010 auch der einzige) Unterschied zu Rational-Choice-Theorien, zu einer *bedingungslosen*, also von Kosten- und Nutzenabwägungen völlig losgelösten Befolgung von Einstellungen kommen. Dem Modell zufolge werden solche unreflektierten Verhaltensweisen abgesehen von Alltagssituationen mit geringen Kosten (die eine Begründung für die einfache Variante der LCT darstellen) dann ausgelöst, wenn Situationen eine hohe Übereinstimmung mit kognitiv fest verankerten Einstellungen (oder Normen; zwischen beiden Aspekten wird hier nicht explizit differenziert) aufweisen. Auf das Umzugsbeispiel übertragen:

H4b: Bei starken Geschlechtsrolleneinstellungen kommt es zu einem bedingungslosen, also von Gewinnkalkulationen losgelösten Rollenhandeln (Unterordnung weiblicher Berufsoptionen).

Damit wird wie von der spezifischen Variante der LCT eine negative Interaktion zwischen Einstellungen und Kosten oder Gewinnen postuliert, allerdings nehmen die beiden Theorien eine jeweils gegensätzlich ansetzende Moderation des Zusammenhangs an: Nach der LCT sind Einstellungen nur bei geringen Kosten relevant; nach dem MFS sind bei starken Einstellungen Gewinne und Kosten irrelevant, da dann automatisch nach diesen Einstellungen gehandelt wird. Auch wenn hier jeweils die gleichen Variablen beteiligt sind, lässt sich die unterschiedliche Moderation durch grafische Darstellungen oder entsprechend aufgesplittete Modellschätzungen sichtbar machen (Best 2009). Die LCT ist durch Vergleiche der Effektstärke der Interaktion Einstellungen und Geschlecht über unterschiedliche Kostensituationen hinweg prüfbar, für die Testung des MFS sind dagegen die Effektstärke von Einstellungen und Kosten über Personen mit unterschiedlich stark verankerten Einstellungen hinweg zu vergleichen.

4 Forschungsstand

Etliche bisherige Arbeiten zu verhandlungstheoretischen Modellen konzentrieren sich darauf, die von der NHE unterstellte gemeinsame Nutzenfunktion zu widerlegen (Ott 1992). So zeigen etwa Studien zum Konsumverhalten, dass Ausgabemuster für „private“ Güter wie Kleidung oder Freizeitartikel von der Zusammensetzung des Haushaltseinkommens abhängen (eindrücklich: Lundberg et al. 1997). Zudem gibt es Evidenz, dass

⁴ Verwandt ist das *Habit*-Modell von Frank Kalter (1998), das sich ebenfalls auf berufliche Umzugsentscheidungen in Partnerschaften bezieht. Es läuft aber im Prinzip auf die schon allein aus der VT ableitbare These hinaus, dass Umzugsoptionen nur dann ernsthaft erwogen werden, wenn sie gegenüber dem Partner durchsetzungsfähig erscheinen.

Akteure auf den Erhalt individueller Erwerbsoptionen achten. So sind etwa der Kinderwunsch und die Geburt von Kindern seltener, wenn Frauen vergleichsweise gute Verdienstoptionen haben (Bauer und Jacob 2010; Ott 1992). Eine starke Spezialisierung auf Haus- und Marktarbeit ist wahrscheinlicher, wenn Partner verheiratet sind (Bernasco und Giesen 2000). Stimmige Evidenz für die VT liefert zudem die Beobachtung, dass es häufiger zu Umzügen kommt, wenn sich beide Partner gute Erwerbsoptionen erhalten, weil etwa in Metropolen mit guten Beschäftigungsaussichten umgezogen wird (Nisic 2010). Zugleich finden viele dieser Studien geschlechtsspezifische Muster, so scheinen männliche Einkommen und Bildungsressourcen für Umzüge stärker ausschlaggebend zu sein als weibliche (z. B. Jürges 1998). Arbeiten zur subjektiv wahrgenommenen Entscheidungsmacht zeigen ebenfalls, dass diese stärker von männlichen statt weiblichen Einkommensressourcen abhängt (Lott 2009). Schließlich ist wiederholt demonstriert worden, dass die Verteilung von Hausarbeit nicht geschlechtsneutral verhandelt wird, weil weibliche Hauptverdienerinnen einen weitaus größeren Teil übernehmen als nach ihrer Verhandlungsmacht zu erwarten wäre (für einen aktuellen Überblick: Ridgeway 2011). Einzelne Studien können dabei auch direkte Nachweise dafür liefern, dass die Geschlechtsspezifik von Entscheidungsmustern durch Rolleneinstellungen forciert wird (für Umzüge z. B. Bielby und Bielby 1992; Jürges 2006).

Diese und weitere Arbeiten zeigen klar, dass die (geschlechtsneutrale) Maximierungslogik der NHE zu kurz greift. Weniger klar ist allerdings, ob die Akteure sich damit wirklich in Dilemma-Situationen verfangen. Theoretisch diskutiert wird etwa, ob Motive wie Altruismus oder Liebe nicht gleichwohl Kooperationen ermöglichen könnten (Fehn 1998; Ott 1992; Schnabel 2005).

Empirisch sind familiensoziologische Dilemma-Situationen und das Ausmaß der Kooperation bislang kaum analysiert. Nicht nur Altruismus und Liebe sind schlecht quantifizierbar, sondern auch Haushaltsgewinne. So ist es etwa sehr komplex festzustellen, ob Haushalte ohne Umzug nicht einen ähnlich hohen Gewinn davon getragen hätten. Schließlich handelt es sich bei den mobilen Haushalten oft um eine Positivselektion von *per se* beruflich erfolgreichen Gruppen (Antel 1980; Nisic und Auspurg 2009). Zudem besteht eine Schwierigkeit darin, dass die Verdienst- und Erwerbsoptionen nicht nur die individuellen DP bestimmen, sondern zugleich den gemeinsamen Haushaltsgewinn (Ott 1992). Eine Trennung beider Aspekte, individuelle Verhandlungsmacht und Haushaltsgewinn, ist mit herkömmlichen Umfragedaten daher fast ausgeschlossen. Hinzu kommt das Problem, dass die dynamische VT sich von kooperativen Modellen wie der NHE gerade durch die Vorhersage von *nicht wahrgenommenen* Optionen abgrenzt. Was an Umzügen oder anderen Optionen nicht stattfand, ist aber in Datensätzen in der Regel nicht erfasst. Einige Studien arbeiten daher zur Prüfung der dynamischen VT alternativ mit der Strategie, die Wirkung von potenziell kooperationsfördernden Aspekten, wie etwa einer Ehe oder gemeinsamen Kindern, zu testen (Bernasco und Giesen 2000). Aber auch hier bestehen Probleme, Effekte einzelnen Theorien zuzuordnen. So korrelieren Ehen beispielsweise mit Rolleneinstellungen. Weiterhin werden Familiengründungen gleichermaßen als Proxy für eine verringerte Verhandlungsmacht der Frau und für traditionelle Rolleneinstellungen interpretiert (Schulz und Blossfeld 2006). Aus all diesen Gründen fehlen Studien, die belegen, dass die vorhergesagten Dilemma-Situationen tatsächlich eintreten (Ott 1992). Eine seltene Ausnahme bildet die viel zitierte Studie von Udry (1996),

in der allerdings mit der geschlechtsspezifischen Bewirtschaftung von Feldern durch afrikanische Haushalte in Burkina Faso eine sehr spezielle Situation betrachtet wird.

Schwierigkeiten, Kosten und Nutzen zu messen, dürften auch einer der Hauptgründe sein, warum die Einflussstärke von Einstellungen bislang nicht systematisch untersucht wurde. Damit ist auch ungeklärt, ob Einstellungen ein hinreichend großes Potenzial bieten, um Dilemma-Situationen zu überwinden. Häufig basieren Schlussfolgerungen zum Einfluss von Einstellungen (oder Normen) allein auf der Beobachtung, dass Geschlechtsunterschiede auch nach Kontrolle aller beobachtbaren Merkmale noch statistisch relevant sind (z. B. Grunow et al. 2007; Jürges 1998; Lott 2009; Schulz und Blossfeld 2006). Da sich aber berufliche Optionen deutlich zwischen Frauen und Männern unterscheiden und es zudem kaum Paare mit umgekehrter Rollenverteilung (Einkommensvorsprung der Frau) gibt, ist die Belastbarkeit solcher Schlussfolgerungen fraglich. Es bestehen ähnliche Probleme, wie sie in der Diskriminierungsforschung hinlänglich bekannt sind: Die unerklärte Restvarianz kann eigentlich allenfalls als Obergrenze für nicht gemessene Einflüsse (Einstellungen) gewertet werden.

Zuweilen aufscheinende Widersprüche zwischen Handlungen und Einstellungen werden nicht als Evidenz für die LCT gedeutet, sondern durch einen Wechsel normativer Bezugsrahmen (etwa ausgelöst durch eine Elternschaft) plausibilisiert, ebenfalls ohne diese gewandelten Normen oder Einstellungen gemessen zu haben (Schulz und Blossfeld 2006). Generell gibt es für die LCT unseres Wissens noch keine einzige explizite Prüfung für familiensoziologische Fragestellungen. Auch das MFS wurde bisher in diesem Bereich nur selten getestet und lediglich in Hinblick auf Einstellungen zur Ehe (Esser 2002a, b; Hunkler und Kneip 2008). Generell gestaltet sich die Trennung von LCT und MFS schwierig. Empirisch laufen beide Theorien wie angedeutet auf dieselbe negative Interaktion von Einstellungen mit Kosten hinaus. Der Dissens zwischen beiden Theorien ist daher noch längst nicht entschieden (Best 2009; Best und Kneip 2011; Diekmann und Preisendörfer 2009).

Alles in allem lässt sich also ein Mangel an Daten feststellen, mit denen sich die alternativen Theorievorschläge angemessen bewerten lassen. Wiederholt wurde angeregt, zur Überwindung der Stagnation auf experimentelle Daten auszuweichen (Katz 1997; Manski 2000). Dieser Vorschlag wurde bislang nur in wenigen Studien aufgegriffen. Doman und Adamowicz (2006) stellen in Choice-Experimenten hypothetische Optionen für einen Camping-Urlaub zur Entscheidung. Allerdings überzeugt das Anwendungsbeispiel nicht: Denn die Wahl von Urlaubsorten ist keine Situation, in der verhandlungstheoretisch viel auf dem Spiel steht, schließlich bleiben die Erwerbsoptionen davon unbeeinflusst. Aufschlussreicher sind daher Experimente, welche die DP variieren. Zwei Studien mit Doppelverdienerpaaren bzw. Doppelkarrierepaaren in der Wissenschaft verwendeten dazu ein ähnliches *Faktorielles Survey* (FS)-Experiment, wie es in der vorliegenden Studie zum Einsatz kommt. Die Befragten schätzten ihre Umzugsbereitschaft im Hinblick auf berufliche Angebote ein, welche hinsichtlich der Verdienst- und Beschäftigungsaussichten variierten (Abraham et al. 2010; Abraham und Nisic 2012; Auspurg und Abraham 2007; Auspurg et al. 2013). Die Ergebnisse zeigten, dass Frauen wie Männer etwas stärker auf eigene Erwerbs- und Karrierechancen achten als auf diejenigen ihrer Partner. Zugleich erschienen gemeinsame Umzugsoptionen, wie nach der VT zu erwarten, umso eher realisierbar, je stärker die beidseitige Bindung an die gemeinsame Beziehung ist. Ebenso fand sich schwache Evidenz für den Einfluss geschlechtsspezifischer Rollenein-

stellungen. Der Fokus dieser Experimente lag allerdings wiederum nicht auf der Prüfung von Dilemma-Situationen. Es wurden nur die individuellen Einkommenschancen der beiden Partner variiert und nicht der gemeinsame Zugewinn an Haushaltseinkommen. Damit waren auch in diesen Experimenten die DP mit dem Haushaltsgewinn korreliert. Zudem wurden die von der LCT und dem MFS postulierten Interaktionen von Rolleneinstellungen mit Gewinnen und Kosten nicht berücksichtigt.

5 Daten und Methoden

5.1 Faktorielles Survey-Modul und Befragte

Zur Überprüfung der Hypothesen werden nachfolgend Daten der fünften Welle des Panels „Arbeitsmarkt und soziale Sicherung“ (PASS) herangezogen, welche 2011 im Auftrag des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) erhoben wurden. Teil der Befragung war ein Faktorielles Survey (FS)-Modul. Diese Methodik verbindet die Vorteile von Experimenten und Surveys: Die Befragten bewerten hypothetische Situationsbeschreibungen (Vignetten), in denen einzelne Merkmale (Dimensionen) experimentell in ihren Ausprägungen variiert werden (Beck und Opp 2001; Jasso 2006; Rossi und Anderson 1982).

Konkret wurden den Befragten im FS jeweils fünf überregionale Stellenangebote präsentiert, die sie hinsichtlich der Attraktivität und Stellenannahmefähigkeit bewerten sollten. Zudem sollten sie die gemeinsame Umzugswahrscheinlichkeit mit dem Partner oder der Partnerin einschätzen, was im Folgenden als Analysevariable dient. Bei einem Drittel der Angebote war mit einer einfachen Entfernung von einer Stunde Fahrtzeit ein tägliches Pendeln noch möglich, die anderen Angebote setzten mit einer Mindestentfernung von vier Stunden einen Umzug (oder zumindest die Aufnahme eines Zweitwohnsitzes) voraus. Damit war sichergestellt, dass mit der Mehrzahl der Fälle eindeutig ein Fernumzug zur Entscheidung gestellt wurde, welcher das theoretisch skizzierte Umzugsdilemma abbildet: Die mitziehenden Partner müssen den regionalen Arbeitsmarkt und die dort bestehenden Erwerbsoptionen verlassen.

Zwei Dimensionen wurden gewählt, um die vorliegenden Thesen umsetzen zu können. Dies ist erstens der *Haushaltsgewinn* und damit auch der bei einem Verzicht auf den Umzug entgehende Einkommensgewinn. Mit insgesamt acht Ausprägungen (von null bis 80%) wurde vorgegeben, wie stark sich das Haushalts-Nettoeinkommen durch die Annahme des Stellenangebotes erhöhen würde.⁵ Um den Befragten plastische Vorgaben zu bieten und komplizierte Umrechnungen zu ersparen, wurden allerdings keine Prozentwerte genannt, sondern es wurde in den Fallbeispielen jeweils ein konkreter Euro-Betrag präsentiert, welcher eine entsprechende Hochrechnung des vorab erfragten tatsächlichen Einkommens darstellte (gerundet auf 100 €).

⁵ In der Literatur zu tatsächlichen Umzügen findet man prozentuale Einkommenszuwächse von 15 bis 50%; in Einzelfällen sogar darüber (bis 90%), womit die starken Einkommenserhöhungen durchaus realistisch sind (Blien und Rudolph 1989; Jürges 1998; Schneider 2007).

Wenn Sie die Stelle annehmen, erhöht sich durch Ihre Arbeit **das Haushaltsnettoeinkommen auf 1100 Euro**. Die Stelle beinhaltet einen **Arbeitsumfang von 40 Stunden** in der Woche und **liegt hinsichtlich der Anforderungen etwas unter Ihrem fachlichen Können**. Die Stelle bietet Ihnen **wenige innerbetriebliche Aufstiegsmöglichkeiten** und ist **auf 3 Jahre befristet**. Eine **einfache Fahrt** von Ihrem aktuellen Wohnort zu dieser Stelle würde etwa **4 Stunden** dauern. Die **allgemeinen Beschäftigungsmöglichkeiten sind am neuen Ort im Vergleich zu Ihrem jetzigen Wohnort ähnlich**. **Die Beschäftigungsaussichten speziell für Ihren Partner sind dort ähnlich**. **Eine angemessene Wohnung zu finden, ist dort mit großem Aufwand verbunden**.

a) Wie attraktiv ist das Stellenangebot für Sie selbst?

Sehr unattraktiv Sehr attraktiv

b) Wie wahrscheinlich würden Sie das Angebot annehmen?

Sehr unwahrscheinlich Sehr wahrscheinlich

c) Wie wahrscheinlich würden Sie **gemeinsam mit Ihrem Partner** vollständig an **den neuen Ort umziehen**?

Sehr unwahrscheinlich Sehr wahrscheinlich

Abb. 1: Beispielvignette (varierte Dimensionen fett gedruckt, für die Hypothesentestung besonders zentrale Dimensionen optisch hervorgehoben)

Zweitens wurden die *Beschäftigungsaussichten* des Partners am Zielort als Proxy für seine *DP-Veränderungen* variiert. Diese Dimension wurde bei Paarhaushalten zusätzlich in den Vignetten eingebundet.⁶ Die Dimension umfasst die drei Ausprägungen „schlechter“, „besser“ und „ähnlich“ zum aktuellen Wohnort. Durch diese Spezifikation relational zur aktuellen Situation konnte erreicht werden, dass alle Personen mit vergleichbaren Veränderungen der Erwerbsoptionen oder DP konfrontiert wurden. Bei Kooperation im Haushalt, wie sie die NHE unterstellt, wäre zu erwarten, dass diese Dimension mit steigendem Haushaltsgewinn an Einfluss verliert, während dies nach der dynamischen VT gerade nicht der Fall ist.

Abbildung 1 zeigt eine Beispielvignette, zusammen mit der elfstufigen Rating-Skala zur gemeinsamen Umzugswahrscheinlichkeit (von 0 = „sehr unwahrscheinlich“ bis 11 = „sehr wahrscheinlich“). Die für die Hypothesentestung zentralen Dimensionen sind optisch hervorgehoben. Insgesamt kamen 500 unterschiedliche Vignetten zum Einsatz, wobei den Empfehlungen in der Experimentalliteratur folgend eine besonders effiziente Auswahl (möglichst geringe Korrelationen der Dimensionen untereinander, maximale Varianz der Ausprägungen) getroffen wurde, was in den Auswertungen eine Schätzung der Effekte der Vignettendimensionen mit maximaler Präzision ermöglicht (technisch: sogenannte fraktionalisierte, *D*-effiziente Auswahl; für Details: Frodermann et al. 2013).

Den einzelnen Befragten wurde jeweils eine Zufallsauswahl von fünf Vignetten vorgelegt. Damit waren die wesentlichen Bedingungen eines Experiments erfüllt: Die experimentellen Stimuli (hier: Vignettendimensionen) sind durch die randomisierte Zuweisung nicht mit Eigenschaften der Befragten korreliert. Anders als in realen Arbeitsmarktdaten,

⁶ Die Dimension wurde einer Zufallsauswahl von etwa 50% der Befragten in Paarhaushalten präsentiert. Sie wurde im anderen Teilsplit zugunsten der Vergleichbarkeit mit Alleinstehenden weggelassen, da die Dimension dort keinerlei Sinn ergibt. Analysen zeigen, dass die randomisierte Zuteilung funktioniert hat, somit hat die Beschränkung auf einen Teilsplit keine Auswirkung auf die Zusammensetzung der Befragten und damit Ergebnisse.

Tab. 1: Erwartete Effekte auf die Umzugswahrscheinlichkeit

Operationalisierung	Erwartete Effekte nach Theorien		
<i>1) Spezialisierung/Verhandlungsmacht</i>			
	<i>NHE</i>	<i>VT</i>	
Haushaltsgewinn X Gute Beschäftigungsauss. Partner	<0	=0	
Ehe	=0	>0	
Ehe X Gute Beschäftigungsauss. Partner	=0	<0	
<i>2) Einfluss Rolleneinstellungen</i>			
	<i>Rollentheorie</i>	<i>LCT</i>	<i>MFS</i>
Weibliche Befragte	<0	Einfluss nur bei geringem Haushaltsgewinn oder Indifferenz	Bei starken Einstellungen kein Einfluss des Haushaltsgewinns
Weibliche Befragte X Gute Beschäftigungsauss. Partner	>0		

in denen starke Unterschiede von Stellenangeboten nach Berufsfeldern, Qualifizierungen oder früheren Arbeitsmarkterfahrungen bestehen, erhalten Frauen und Männer, Haupt- und Nebenverdiener im Mittel also dieselben Umzugsanreize. Dies verspricht genau das zu erreichen, was zur Testung der Verhandlungstheorie bislang fehlt: Daten, mit denen Effekte der DP-Veränderungen unabhängig von den bestehenden Machtverhältnissen, Gewinnen oder dem Geschlecht der Akteure beobachtbar sind.

Im Rahmenfragebogen wurde der *Familienstand* (verheiratet/nicht verheiratet) erhoben. Nach der Verhandlungstheorie sollte eine Ehe Kooperationen erleichtern, also die Wahrscheinlichkeit eines gemeinsamen Umzugs erhöhen. Die *Geschlechtsrolleneinstellungen* wurden in Anlehnung an das klassische Instrument von Krampen (1979) gemessen. Drei Items wurden jeweils personenspezifisch zu einem additiven Index kombiniert, wobei mit einem Cronbach's Alpha von 0,7 eine zufriedenstellende Reliabilität erreicht werden konnte (die Itematterie ist im Online-Anhang einsehbar)⁷. In den Auswertungen werden zwei Gruppen unterschieden (egalitär versus traditionell; Median-Split). Traditionell eingestellte Frauen sollten stärker als Männer auf die Beschäftigungsaussichten ihrer Partner achten. Zudem sollten sie eine geringere Umzugswahrscheinlichkeit äußern, würde der Umzug sie doch konträr zur Rollenerwartung zumindest vorübergehend zur alleinigen Verdiennerin („Ernährerin“) machen. Geprüft wird die Wirkung von Rolleneinstellungen also insbesondere mittels einer Interaktion zwischen Geschlecht und Rolleneinstellungen. Nach der spezifischen Variante der LCT sollte diese Interaktion nur bei geringen Einkommensverlusten beobachtbar sein, die dem Haushalt durch ein einstellungskonformes Handeln der Frau (Absage des Umzugs) entstehen würden. Nach dem MFS ist das gerade nicht der Fall, sondern sind im Gegenteil die Gewinne und Verluste bei starken Einstellungen irrelevant. Tabelle 1 zeigt die zur Prüfung der Theorien verwendeten Operationalisierungen und die erwarteten Effekte nochmals in der Übersicht.

Bei den Befragten handelt es sich um ein Teil-Sample des PASS. Im PASS werden jährlich in Haushalts- und Personeninterviews Informationen zur Wohn- und Einkommenssituation, Lebens- und Erwerbsbiografie von allen Haushaltsmitgliedern ab 15 Jah-

⁷ Siehe <http://www.uni-koeln.de/kzfss/materialien/KS-66-1-auspurg.pdf>.

ren erfasst. Personen in Arbeitslosigkeit und prekären Lebensverhältnissen werden dabei gezielt überrepräsentiert: Für etwa die Hälfte der Befragtenstichprobe sind die Grundgesamtheit Haushalte mit Arbeitslosengeld (ALG) II Bezug, bei der anderen Hälfte ist es die Wohnbevölkerung in Deutschland (Trappmann et al. 2010). Dieses kombinierte Sample hat für die vorliegende Fragestellung den großen Vorteil einer hohen Varianz in den Erwerbskonstellationen. Im Gegensatz zu anderen Haushaltssurveys kann ein hoher Anteil von Haushalten beobachtet werden, in denen der Mann nicht über einen klaren Einkommensvorsprung verfügt. Das FS-Modul kam bei knapp 5000 Erwerbspersonen des CAPI-Samples zum Einsatz.

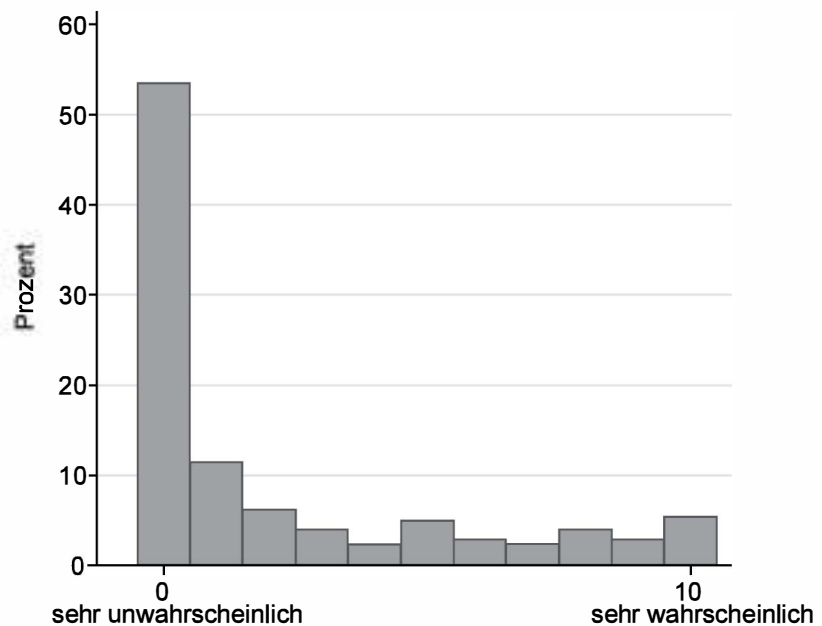
Für die Auswertungen interessieren lediglich Befragte, die zum Befragungszeitpunkt mit einem Partner im Haushalt zusammenleben und das FS-Modul mit der Dimension „Beschäftigungsaussichten des Partners“ vorgelegt bekamen. Nach dieser Eingrenzung umfasst das Analysesample noch 935 Personen.⁸ In den Analysen werden weitere Vignettendimensionen als Kontrollvariablen einbezogen. Diese wurden dazu genutzt, den Befragten plastische Entscheidungssituationen zu bieten. Dazu wurden vor allem Beschäftigungsmerkmale variiert, wie beispielsweise der mit der Stelle verbundene Stundenumfang, die Aufstiegsmöglichkeiten oder die vertragliche Befristung der Stelle. Als Indikator für die mit dem Umzug verbundenen Transaktionskosten wurde zudem die Schwierigkeit, eine Wohnung zu finden, vorgegeben. Zudem werden Bestimmungsfaktoren der Umzugsbereitschaft aus dem Rahmenfragebogen verwendet, wie das Vorhandensein von (Schul-) Kindern, Wohneigentum oder pflegebedürftigen Personen im Haushalt (Kalter 1997). Zusätzlich wird durch eine generelle Frage zur Wohnortverbundenheit („wie stark fühlen Sie sich dem aktuellen Wohnort verbunden“) für weitere, nicht gemessene Aspekte einer lokalen Bindung kontrolliert. Zudem fließen die berufliche Ausbildung und das Alter der Befragten sowie das Haushaltseinkommen (logarithmiertes OECD-Äquivalenzeinkommen) in die Analysen ein. Weiterhin wird die Erwerbskonstellation beider Partner und die Region (Ost- oder Westdeutschland, Gemeindegröße) berücksichtigt. Eine Übersicht der einbezogenen Variablen und Fallzahlen bietet Tab. A1 im Online-Anhang, ausführliche Informationen zum FS-Modul finden sich in Frodermann et al. (2013).

5.2 Antwortverteilung

Für die 935 Befragten liegen 4538 gültige Vignettenurteile zur Umzugsbereitschaft vor. Es fehlen lediglich 137 Urteile (2,93 %). Abbildung 2 zeigt die Verteilung der Antwort-

⁸ Die Einschlusskriterien für das FS-Modul waren: zwischen 15 und 58 Jahre alt; entweder erwerbstätig, arbeitslos oder Hausfrau/Hausmann und nicht zugleich Schüler oder in Ausbildung (auch keine Lehre oder Studium), nicht in Wehr- oder Zivildienst, nicht in Mutterschutz, Erziehungsurlaub oder Elternzeit; nicht in Rente, Pension oder Vorruhestand. Hausfrauen und Hausmänner ($N=148$) und gleichgeschlechtliche Paare ($N=4$) werden in unseren Analysen nicht betrachtet. Nur bei etwa einem Drittel der Personen ($N=336$ Personen) befindet sich auch der jeweilige Partner im Datensatz. Wegen fehlender Werte bei einzelnen unabhängigen Variablen reduziert sich die Fallzahl in den multivariaten Modellen auf $N=902$. Aufgrund des experimentellen Designs erscheinen Abweichungen von einem Zufalls-Sample unproblematisch. In 22 (45) % der Haushalte der Befragten arbeiten beide Partner zum Befragungszeitpunkt (nicht), in 22 (11) % der Haushalte arbeitet nur der Mann (nur die Frau).

Abb. 2: Antwortverteilung der gemeinsamen Umzugswahrscheinlichkeit



ten. Die Bewertungsskala wurde vollständig ausgeschöpft (Mittelwert von 2,04; SD: 3,11). Zugleich wird ein für Umzugsentscheidungen typisches Antwortmuster deutlich: Die Vignettenurteile häufen sich auf dem Extremwert am linken Rand (Einschätzung des Umzugs als „sehr unwahrscheinlich“). Dies spiegelt die aus realen Daten bekannte „Trägheit“ von Paarhaushalten in Bezug auf Fernumzüge wider (Huinink et al. 2011; Kalter 1998; Schneider und Meil 2008). Zwischen den anderen Werten wurde relativ gleichmäßig abgestuft. Zusammengenommen weist dies auf ein zweistufiges Entscheidungsverhalten hin, bei dem auf der ersten Stufe grundsätzlich entschieden wird, ob ein Umzug in Frage kommt, und nur wenn ja, detaillierte Abwägungen der Umzugswahrscheinlichkeit vorgenommen werden (für eine ähnliche Annahme eines mehrstufigen Entscheidungsprozesses: Kalter 1997). Diese Mehrstufigkeit bietet besondere Möglichkeiten der Testung theoretischer Annahmen. So sollten etwa die vom MFS postulierten automatisierten „Entscheidungen“ allein auf der ersten Stufe stattfinden, weil im starken Einstellungsframe alle detaillierten Abwägungen obsolet werden.

5.3 Analysemodell

Die abhängige Variable y ist – wie ausgeführt – die mit den Vignettenurteilen ermittelte Umzugsbereitschaft der Befragten. Es liegen ganzzahlige Beobachtungswerte im Intervall von $[0, 10]$ vor. Der Wert Null bedeutet, dass ein gemeinsamer Umzug mit der Einschätzung „sehr unwahrscheinlich“ praktisch ausgeschlossen wird. Wie eben erläutert, sollte zwischen der grundsätzlichen Entscheidung, einen Umzug überhaupt in Erwägung zu ziehen (Stufe 1; $y > 0$ bzw. $y = 0$) und dem Ausmaß der Umzugsbereitschaft, gegeben, man ist überhaupt umzugsbereit (Stufe 2), unterschieden werden. In den nachfolgenden Auswertungen werden beide Stufen mit einem für solche Datenstrukturen prädestinierten Craggit-Modell geschätzt (Cragg 1971), welches eine Kombination aus Probit-Modell für Stufe 1 und trunkierter linearer Regression für Stufe 2 darstellt (Details dazu im Online-Anhang). Es werden jeweils die Maximum-Likelihood-Ergebnisse für beide Modellteile

angegeben. Damit wird nachvollziehbar, wie die unabhängigen Variablen auf beiden Entscheidungsstufen wirken. Schließlich werden dem Vorschlag von William Burke (2009) folgend auch die durchschnittlichen Marginaleffekte (*Average Marginal Effects*, kurz: AMEs) von x auf die abhängige Variable y berechnet. Sie fassen die Effekte auf beiden Stufen zusammen und messen jeweils, um wie viele Skalenpunkte sich die abhängige Variable (hier: Umzugswahrscheinlichkeit) im Mittel verändert, wenn sich metrische unabhängige Variablen marginal (um eine Einheit) erhöhen oder kategoriale Variablen von der Referenzkategorie auf die jeweils angezeigte Kategorie wechseln. Standardfehler für die AMEs werden mit dem von Burke (2009) vorgeschlagenen Bootstrap-Verfahren geschätzt (verwendet wurde das Stata ado *craggit*). Likelihood-Ratio-Tests (Wooldridge 2010) zeigen durchgehend, dass die gewählte zweistufige Modellierung die Daten besser abbildet als einstufige Grenzlösungsmodelle (Tobit) oder Ordinary-Least-Square (OLS) Regressionen.

Es können unterschiedliche Variablen zur Erklärung der beiden Stufen herangezogen werden. So ist wie bereits angedeutet nach dem MFS anzunehmen, dass sich mit der Stärke der Einstellungen der Entscheidungsprozess zunehmend auf die erste Stufe (Umzug vorstellbar ja/nein) verlagert und dort dann nur noch Entscheidungen primär orientiert am Geschlecht und den Einstellungen getroffen werden. Weiterhin ist nach der Umzugsliteratur zu erwarten, dass die Verbundenheit mit dem aktuellen Wohnort und der Besitz von Immobilien vor allem die erste Stufe betreffen, während nachrangige Faktoren für Umzüge (wie etwa die mit der Stelle verbundenen Aufstiegschancen) erst auf der zweiten Stufe detailliertere Abwägungen bewirken. Zur Schätzung der ersten Stufe werden daher die zentralen Kontrollvariablen der Umzugsliteratur verwendet, daneben die hier im Zentrum stehenden Vignettenvariablen (Einkommensgewinn des Haushaltes, Beschäftigungsaussichten des Partners). Weiter ist davon auszugehen, dass Befristungen und die räumliche Entfernung dafür, ob man einen beruflichen Umzug überhaupt erwägt, eine wichtige Rolle spielen. Likelihood-Ratio-Tests bestätigen, dass der Einbezug der genannten Variablen auf der ersten Stufe ein sinnvolles Abbild der Entscheidungsstruktur ergibt. Es werden jeweils geclusterte Standardfehler (Huber-White-Korrektur) geschätzt, um der genesteten Datenstruktur (mehrere Urteile durch einzelne Befragte) Rechnung zu tragen (Hox et al. 1991).

6 Analysen

Im Folgenden wird zunächst beispielhaft die Struktur des zweistufigen Modells und dessen Interpretation beschrieben. Tabelle 2 beinhaltet ein Grundmodell (Modell 1) sowie die Modelle für die Prüfung der Hypothesen $H1a$ und $H1b$ (Modell 2) und der Hypothese $H2$ (Modell 3). Das Modell für Stufe 1 schätzt mit einem Probit-Modell die Wahrscheinlichkeit, dass ein Umzug überhaupt erwogen wird ($y > 0$ vs. $y = 0$). Für Stufe 2 wird mittels eines trunkierten linearen Modells das Ausmaß der Umzugsbereitschaft geschätzt, gegeben diese erste Stufe wurde überwunden. Positive Effekte zeigen auf beiden Stufen an, dass ein Umzug für wahrscheinlicher erachtet wird. Die Effektstärken sind allerdings nicht anschaulich zu interpretieren. Deshalb werden in einer dritten Spalte die AMEs angegeben, die, wie bereits erwähnt, die Effekte beider Stufen zusammenfassen. Der

Tab. 2: Craggit-Modelle der gemeinsamen Umzugswahrscheinlichkeit (Koeffizienten bzw. AMEs; in Klammern geclusterte Standardfehler; zentrale Variablen hervorgehoben)^a

	Modell 1 Grundmodell			Modell 2 H1a / 1b			Modell 3 H2			Modell 4 H3		
	Stufe 1	Stufe 2	AME	Interaktion Stufe 1	Gewinn X Stufe 2	Aussichten AME	Interaktion Stufe 1	Ehe X Stufe 2	Aussichten AME	Interaktion Stufe 1	Rollen X Stufe 2	Geschlecht AME
Prozentualer Gewinn HH-Einkommen [10%]	0,0589*** (0,00884)	0,310*** (0,0703)	0,166*** (0,0228)	0,0610*** (0,0147)	0,215+ (0,125)	0,147*** (0,0351)	0,0589*** (0,00884)	0,308*** (0,0703)	0,166*** (0,0230)	0,0586*** (0,00888)	0,296*** (0,0699)	0,162*** (0,0221)
Beschäftigungsaus. Partner (Ref.: schlechter) Ähnlich	0,113* (0,0482)	1,180** (0,349)	0,457*** (0,124)	0,116 (0,0957)	0,800 (0,738)	0,373+ (0,222)	0,208* (0,103)	1,685* (0,737)	0,727** (0,244)	0,111* (0,0484)	1,195*** (0,347)	0,458*** (0,124)
Besser	0,191*** (0,0457)	1,668*** (0,320)	0,696*** (0,101)	0,212* (0,0961)	0,915 (0,705)	0,554** (0,212)	0,356*** (0,0949)	1,868** (0,675)	1,003*** (0,234)	0,194*** (0,0458)	1,667*** (0,319)	0,700*** (0,101)
Weibliche Befragte (1=ja)	-0,114+ (0,0679)	-0,0315 (0,417)	-0,173 (0,138)	-0,114+ (0,0679)	-0,0238 (0,416)	-0,175 (0,138)	-0,115+ (0,0679)	-0,0346 (0,417)	-0,173 (0,138)	0,0408 (0,0934)	0,179 (0,614)	0,106 (0,224)
Ehe (1=ja)	-0,0123 (0,0843)	1,376** (0,494)	0,305** (0,180)	-0,0124 (0,0843)	1,377** (0,492)	0,306+ (0,180)	0,102 (0,106)	1,686* (0,752)	0,559* (0,252)	-0,0232 (0,0845)	1,288** (0,492)	0,269+ (0,180)
Rolleinstellung (1=traditionell)										0,236** (0,0913)	0,962+ (0,564)	0,599** (0,201)
Interaktion Haushaltsgewinn mit Beschäftigungsaussichten Gewinn X ähnlich				-0,000730 (0,0204)	0,0819 (0,144)	0,0182 (0,0427)						
Gewinn X besser				-0,00518 (0,0206)	0,171 (0,142)	0,0322 (0,0451)						
Interaktion Ehe mit Beschäftigungsaussichten Ehe X ähnlich							-0,123 (0,116)	-0,657 (0,830)	-0,349 (0,267)			
Ehe X besser							-0,214* (0,108)	-0,259 (0,769)	-0,399+ (0,265)			
Interaktion Geschlecht X Rolleinstellung Weiblich X traditionell										-0,328* (0,136)	-0,0578 (0,818)	-0,528+ (0,314)
Konstante	0,138 (0,527)	-3,113 (4,214)		0,128 (0,533)	-2,785 (4,225)		0,0488 (0,532)	-3,318 (4,247)		-0,150 (0,559)	-4,363 (4,222)	
σ^b		4,068*** (0,130)			4,067*** (0,130)			4,073*** (0,131)			4,056*** (0,130)	
N Vignetten		4.458			4.458			4.458			4.453	
N Personen		902			902			902			901	

Anmerkung: ^aBei Stufe 1 handelt es sich um die Koeffizienten eines Probit-Modells zur Erwägung eines Umzugs ja/nein ($y=0$ versus $y>0$), bei Stufe 2 um die Koeffizienten einer trunkierten Regression für $y>0$. Bei den AMEs handelt es sich um die *Average Marginal Effects* beider Stufen gemeinsam. Zusätzlich wurde kontrolliert für: Befragtenmerkmale: Bildung, Wohnortverbundenheit; Haushaltsmerkmale: Kinder unter 6 Jahre, Kinder zwischen 6 und 16 Jahren, pflegebedürftige Person im Haushalt, Wohneigentum, Ostdeutschland, Region. ^b σ ist die geschätzte Fehlervarianz des Probit-Modells (für Details: Online-Anhang). *** $p<0,001$ ** $p<0,01$; * $p<0,05$; + $p<0,1$.

AME von 0,166 für das Haushaltseinkommen in Modell 1 besagt etwa, dass die Umzugswahrscheinlichkeit im Mittel um 0,17 Skalenpunkte höher eingestuft wird, wenn der Einkommensgewinn um 10% steigt.

Im Grundmodell haben die zentralen Variablen die erwarteten Effekte (das komplette Modell mit Kontrollvariablen ist im Online-Anhang abgebildet): Beispielsweise führen der Gewinn an Haushaltseinkommen und gute Beschäftigungsaussichten der Partner zu einer erhöhten generellen Umzugsbereitschaft (Stufe 1) sowie einem höheren Ausmaß der Umzugswahrscheinlichkeit, gegeben, der gemeinsame Umzug ist überhaupt vorstellbar (Stufe 2). Hervorzuheben sind beispielhaft die Effekte der Entfernung und des Geschlechts, da sie die Besonderheit und Notwendigkeit des zweistufigen Modells verdeutlichen. Große Entfernungen bremsen die generelle Umzugsbereitschaft, haben jedoch bei einer Entscheidung für einen Umzug keinen signifikanten Einfluss mehr auf das Ausmaß der Umzugsbereitschaft. Ebenso sind Frauen weniger potenziell umzugsbereit, überwinden sie die erste Stufe, reagieren sie aber nicht anders als Männer auf die Stellenangebote.

Modell 2 bietet den ersten Hypothesentest. Es wird geprüft, ob Personen in Partnerschaften kooperative Spezialisierungslösungen vorziehen (wie die NHE annimmt) oder asymmetrische Verschiebungen der Verhandlungsmacht vermeiden (wie die VT vorhersagt). Dies wird mit Interaktionen des Gewinns an Haushaltseinkommen mit den Beschäftigungsaussichten des Partners („ähnlich“ oder „besser“) abgebildet. Die nicht-signifikanten Effekte (siehe die dunkel hervorgehobenen Tabellenzeilen) bestätigen das verhandlungstheoretische Modell: *Unabhängig* vom Haushaltsgewinn sind gute Beschäftigungsaussichten des Partners wichtig, damit ein Haushaltsumzug realisierbar erscheint.

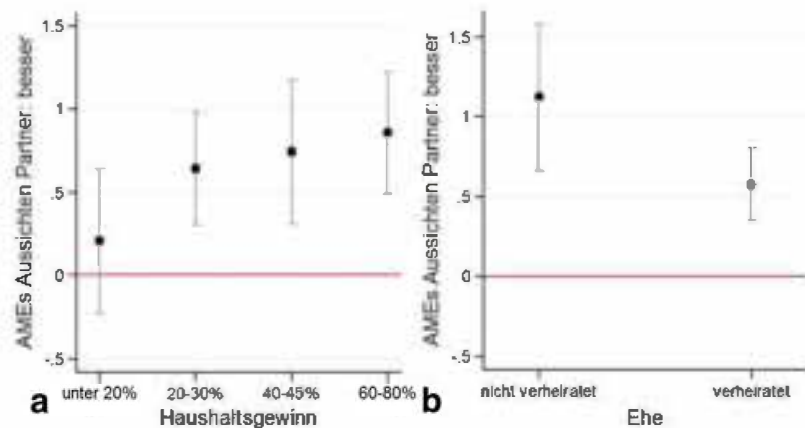
Die Interaktionen lassen sich hier und in den weiteren Abschnitten zur besseren Verständlichkeit auch grafisch darstellen. Es werden die AMEs für unterschiedliche Ausprägungen der jeweiligen Moderatorvariable gezeigt (etwa AMEs geschätzt für unterschiedliche Kategorien des Haushaltseinkommens; Regressionsmodelle mit den jeweiligen Interaktionstermen befinden sich im Online-Anhang oder sind auf Anfrage bei den Autor/innen zu erhalten).

Abbildung 3a illustriert zunächst die Interaktion des Haushaltsgewinns mit „besseren“ Beschäftigungsaussichten: Es sind die AMEs (gemeinsame Effekte von Stufe 1 und Stufe 2) getrennt für einzelne Gewinnspannen dargestellt, zusammen mit den 90%-Konfidenzintervallen (KI; zusätzlich eingezeichnet ist die Nulllinie).⁹

Es lässt sich erkennen, dass mit von links nach rechts steigendem Haushaltsgewinn die Beschäftigungsaussichten des Partners tendenziell wichtiger werden. Lediglich bei geringem Haushaltsgewinn (unter 20%) haben diese keinen signifikanten Einfluss (Überschneidung der KI mit der Nulllinie). Da der Haushaltsgewinn gemäß der Beschreibung in den Vignetten von der befragten Person erarbeitet würde, also auch einen Anstieg ihres Einkommens impliziert, spiegelt das Muster genau die verhandlungstheoretische Erwar-

⁹ Die hier und in den folgenden Abbildungen dargestellten Effekte basieren auf getrennten Schätzungen der AMEs aus Craggit-Modellen für die jeweiligen Subgruppen, für welche in der Regel nur ca. 150 bis 200 Fälle vorliegen. Aufgrund dieser geringen Fallzahlen erscheint ein Zehn-Prozent-Signifikanzniveau (90%-KI) adäquat. Alternative Darstellungen mit 95%-KI finden sich im Online-Anhang, einige Interaktionen sind dort nicht mehr signifikant, aber die grundsätzlichen Muster sind immer noch deutlich zu beobachten.

Abb. 3: Average Marginal Effects mit 90%-Konfidenzintervallen. **a** AMEs für „Beschäftigungsaussichten des Partners: besser“ mit 90% KI, nach Haushaltsgewinn, **b** AMEs für „Beschäftigungsaussichten des Partners: besser“ mit 90% KI, nach Ehestatus



tung wider, dass die Partner versuchen, hinsichtlich ihrer Einkommen „auf Augenhöhe“ zu bleiben (Hypothese *H1b*).

Laut Hypothese *H2* sollte die Absicherung der Partnerschaft durch eine Ehe einseitige Spezialisierungen erleichtern, womit ein positiver Haupteffekt der Ehe und zusätzlich ein negativer Interaktionseffekt von Ehe und Beschäftigungsaussichten des Partners vermutet werden kann. Der positive Haupteffekt der Ehe ist bereits aus Modell 1 ablesbar. Der Ehestatus trägt zwar nicht wesentlich zur generellen Annahme oder Ablehnung eines Umzugs bei (bei Stufe 1 ist der Effekt nicht signifikant), bei einer Entscheidung für einen Umzug begünstigt die Ehe dann aber das Ausmaß der Umzugsbereitschaft (Stufe 2). Zugleich findet sich Evidenz für die erwartete negative Interaktion mit den Beschäftigungsaussichten des Partners (siehe Tab. 2, Modell 3 und Abb. 3b; die Interaktion geht dabei insbesondere auf die erste Stufe zurück). Hypothese *H2* wird demnach insgesamt bestätigt: Ehen fördern die gemeinsame Umzugsbereitschaft und erleichtern einseitige Spezialisierungen.

Ob Einstellungen zur Überwindung von Dilemma-Situationen beitragen, wird mit weiteren Interaktionen getestet, die wiederum das Grundmodell erweitern. Bei traditionellem Geschlechtsrollenverständnis sollten Frauen stärker als Männer eigene berufliche Optionen ablehnen und ebenso stärker auf die Beschäftigungsaussichten ihrer Partner achten. Dies lässt sich zum einen durch den Interaktionseffekt der Rolleneinstellung mit dem Geschlecht in Tab. 2 (Modell 4) ablesen. Der negative Effekt ist dabei vor allem auf der ersten Stufe beobachtbar; aber auf beiden Stufen mit einer Effektstärke, die nachrangig gegenüber vielen anderen Einflussgrößen ist und auch nur maximal zu einem 10%-Niveau statistisch signifikant ist. Damit treten die Rolleneinstellungen in ihrem Einfluss, zumindest über alle Befragten hinweg geschätzt, gegenüber monetären Variablen (Haushaltseinkommen) oder auch anderen Aspekten zurück, was schon einmal den Erwartungen der LCT entspricht.¹⁰

Zum anderen zeigt die grafische Aufbereitung, dass tatsächlich nur bei traditionellen Rolleneinstellungen die Umzugsbereitschaft signifikant geringer ist, wenn das Stellenangebot einer Frau und nicht einem Mann vorliegt (Abb. 4a: das 90%-KI des AME „weibliche Befragte“ liegt unter der Nulllinie). Die Effekte der Beschäftigungsaussichten

¹⁰ So beträgt etwa der Marginaleffekt für eine mittlere Erhöhung des Haushaltseinkommens (um 40%) in unseren Daten $0,162 \times 4 = 0,65$; die Interaktion von Einstellungen und Geschlecht weist dagegen eine Effektstärke (AME) von 0,53 auf (siehe Tab. 2, Modell 4).

Abb. 4: Average Marginal Effects mit 90%-Konfidenzintervallen. **a** AMEs für „Geschlecht: weibliche Befragte“ mit 90% KI, nach Rolleneinstellung, **b** AMEs für „Beschäftigungsaussichten des Partners: besser“ mit 90% KI, nach Rolleneinstellung und Geschlecht

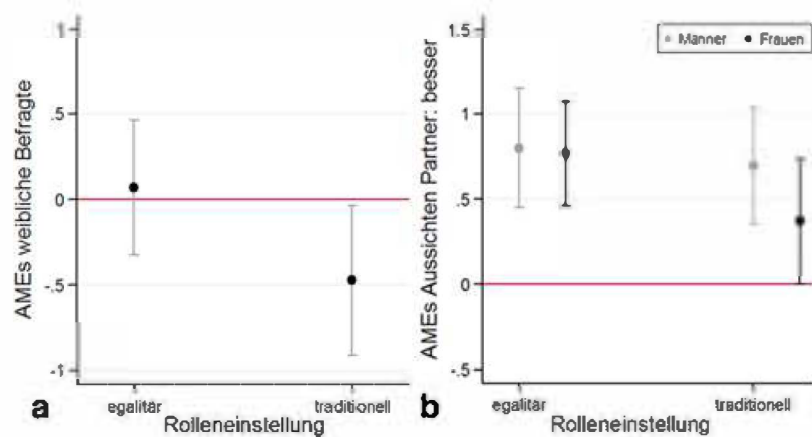
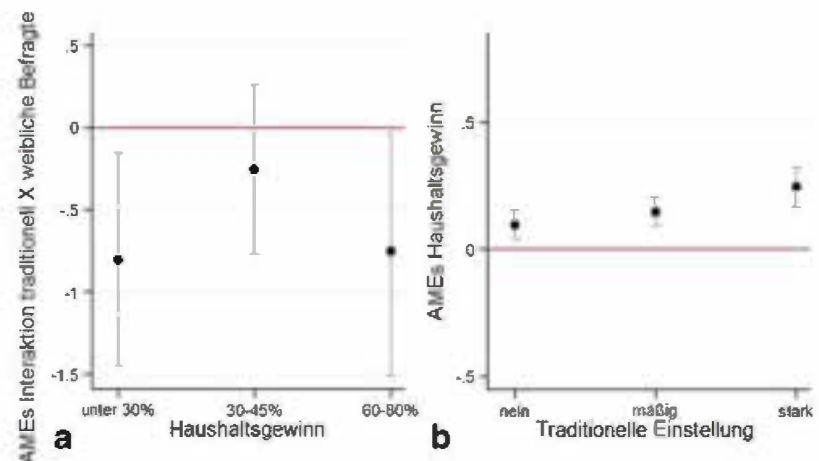


Abb. 5: Average Marginal Effects mit 90%-Konfidenzintervallen. **a** AMEs für „Interaktionseffekt traditionelle Rolleneinstellung X weibliche Befragte“ mit 90% KI, nach Haushaltseinkommen, **b** AMEs für „Gewinn Haushaltseinkommen“ mit 90% KI, nach Rolleneinstellung. (Schätzungen mit geclusterten Standardfehlern. Die Befragten wurden in Abb. 5b nach den Terzilen des Rollenindex gruppiert)



des Partners sind in Abb. 4b dargestellt. Sie spielen bei egalitär eingestellten Personen insgesamt eine etwas wichtigere Rolle. Doch die deutliche Überlappung der Konfidenzintervalle für Frauen und Männer weist darauf hin, dass sich weder egalitär noch traditionell eingestellte Frauen und Männer signifikant voneinander unterscheiden. Somit wird Hypothese *H3* zum Einfluss von Rolleneinstellungen nur teilweise unterstützt.

Die rollentheoretische Argumentation wird in zwei Ansätzen fortgeführt. Zumindest die spezifische Variante der LCT geht davon aus, dass Einstellungen nur bei geringen Kosten beachtet werden. Nach dem MFS werden im Gegenteil bei starken Rolleneinstellungen Kosten- und Nutzenabwägungen irrelevant.

In Tab. 3 finden sich die berechneten Interaktionseffekte für die Testung der LCT (Modell 5a) und des MFS (Modell 5b).

Um die Dreifachinteraktionen zu veranschaulichen und die signifikanten Unterschiede eindeutig darstellen zu können, wurden diese Berechnungen ebenso grafisch aufbereitet. Abbildung 5a zeigt die Effektstärke der Interaktion des Geschlechts mit der Rolleneinstellung nach Haushaltsgewinn. Es werden die AMEs des Geschlechtseffekts bei einzelnen Gewinnintervallen, aufgeteilt nach traditionell und egalitär eingestellten Personen, dargestellt. Die Muster stimmen am ehesten mit dem von der spezifischen Variante der LCT (Hypothese *H4a*) angenommenen Interaktionseffekt überein: Insbesondere bei Verzicht auf geringen Haushaltsgewinn (von bis zu 30%) führen Rolleneinstellungen dazu, dass weibliche Umzugsoptionen eher zurückgewiesen werden als männliche (im kleinsten Gewinnintervall ist die Interaktion von Rolleneinstellungen X Geschlecht am stärk-

Tab. 3: Craggit-Modelle der gemeinsamen Umzugswahrscheinlichkeit zur Prüfung der Low-Cost These (H4a) und des Modells der Frame-Selektion (H4b), Koeffizienten bzw. AMEs; in Klammern geclusterte Standardfehler; nur zentrale Variablen dargestellt^a

	Modell 5a zur Prüfung der Low-Cost These (H4a)								
	HH-Gewinn unter 30%			HH-Gewinn 30-45%			HH-Gewinn 60-80%		
	Stufe 1	Stufe 2	AME	Stufe 1	Stufe 2	AME	Stufe 1	Stufe 2	AME
Zentrale Variablen zur Hypothesentestung									
Weibliche Befragte	-0,0473 (0,127)	1,546 (0,954)	0,231 (0,285)	-0,0248 (0,111)	-0,207 (0,727)	-0,0119 (0,223)	-0,140 (0,122)	-0,147 (0,932)	-0,192 (0,300)
Rolleneinstellung (i=traditionell)	0,105 (0,126)	1,187 (0,877)	0,393 (0,262)	0,209+ (0,112)	0,314 (0,676)	0,387+ (0,117)	0,396*** (0,125)	1,266+ (0,701)	1,040*** (0,286)
Interaktion mit Geschlecht Weiblich X traditionell	-0,293 (0,188)	-1,784 (1,284)	-0,790* (0,394)	-0,295+ (0,166)	0,782 (0,979)	-0,260 (0,313)	-0,412* (0,180)	-0,196 (0,991)	-0,745 (0,458)
Konstante	-0,220 (0,750)	-9,811 (6,746)		0,136 (0,708)	-1,327 (5,086)		0,205 (0,728)	-1,179 (5,080)	
σ^2	3,988*** (0,227)			3,928*** (0,163)			3,889*** (0,155)		
N (Vignetten)	1.206			1.775			1.472		
N (Personen)	714			827			777		

	Modell 5b zur Prüfung des Modells der Frame-Selektion (H4b)								
	Traditionelle Einstellung neu			Traditionelle Einstellung mäßig			Traditionelle Einstellung stark		
	Stufe 1	Stufe 2	AME	Stufe 1	Stufe 2	AME	Stufe 1	Stufe 2	AME
Zentrale Variablen zur Hypothesentestung									
Prozentualer Gewinn HH-Einkommen [10%]	0,0313* (0,0143)	0,275* (0,125)	0,0966** (0,0345)	0,0664*** (0,0151)	0,228+ (0,122)	0,150*** (0,0334)	0,0865*** (0,0170)	0,272** (0,0992)	0,246*** (0,0464)
Weibliche Befragte	0,0871 (0,115)	-0,0386 (0,738)	0,113 (0,199)	-0,202+ (0,119)	0,805 (0,711)	-0,160 (0,268)	-0,220+ (0,124)	-0,398 (0,543)	-0,527 (0,323)
Konstante	-1,893* (0,865)	-4,385 (6,882)		0,240 (0,954)	-6,919 (6,845)		1,665 (1,100)	-6,615 (6,942)	
σ^2	-3,957*** (0,241)			4,052*** (0,226)			3,570*** (0,170)		
N (Vignetten)	1.603			1.486			1.364		
N (Personen)	324			302			275		

Anmerkungen: ^aBei Stufe 1 handelt es sich um die Koeffizienten eines Probit-Modells zur Erwägung eines Umzugs ja/nein ($y=0$ versus $y>0$), bei Stufe 2 um die Koeffizienten einer trunkeierten Regression für $y>0$. Bei den AMEs handelt es sich um die *Average Marginal Effects* beider Stufen gemeinsam. Für die Kontrollvariablen siehe Anmerkungen zu Tab. 2. ^{b,c} σ^2 ist die geschätzte Fehlervarianz des Probit-Modells (für Details: Online-Anhang). *** $p<0,001$; ** $p<0,01$; * $p<0,05$; + $p<0,1$.

ten). Bei größeren entgangenen Einkommengewinnen bewirken Einstellungen dagegen nur noch einen geringeren Geschlechtsunterschied. Die These des MFS (Hypothese H4b) findet dagegen keinerlei Unterstützung (siehe Tab. 3, Modell 5b). Zwar erhöht sich der Einfluss des Geschlechts mit zunehmend traditionellen Einstellungen leicht; ganz konträr zum MFS wird tendenziell bei starken Rolleneinstellungen aber sogar etwas stärker auf den Haushaltsgewinn geachtet. Dieser Effekt kann anschaulicher nochmals aus Abb. 5b abgelesen werden, in welcher der AME des Haushaltsgewinns für Befragte mit einer von links nach rechts zunehmend traditionellen Einstellung dargestellt ist: Statt automatisierter Befolgung ihrer Einstellungen wird im Gegenteil von sehr traditionell eingestellten Personen besonders stark auf Gewinne und Kosten geachtet.

Betrachtet man die für Modell 4b abgebildeten Regressionstabellen, lässt sich zudem keine Bestätigung für die aus dem MFS ableitbaren Zusatzthesen finden, dass es bei sehr traditioneller Einstellung zu einer ausschließlich auf das Geschlecht gestützten Entscheidung kommt und sich der Entscheidungsprozess damit vor allem auf Stufe 1 verlagert. Dies wäre nach dem MFS zumindest für Konstellationen erwartbar, in denen Rolleneinstellungen klare Handlungsanweisungen geben: Arbeitet die Frau, nicht aber der Mann, sollten berufliche

Umzugsoptionen für Männer unbedingt realisiert werden, um die bestehende Rollenabweichung zu korrigieren. Bei umgekehrter Erwerbskonstellation (Mann arbeitet, Frau nicht) sollten überregionale Stellenangebote für Frauen kategorisch abgelehnt werden, da andernfalls die Frau zur Hauptnährerin würde. Für diese Vermutungen gibt es keine Evidenz (hier nicht dargestellte, zusätzliche Subgruppenanalysen). Der Geschlechtseffekt nimmt zwar allgemein mit steigender traditioneller Einstellung etwas zu, ist aber weit davon entfernt, ein zentraler Effekt auf der ersten Stufe zu werden. Der Haushaltsgewinn sowie die meisten anderen Stellenmerkmale behalten stets einen signifikanten Einfluss. Es ist damit kein automatisiertes Entscheiden nach dem Geschlecht, sondern im Gegenteil immer eine genaue Abwägung der einzelnen Kosten- und Nutzenterme zu beobachten. Dies gilt auch dann, wenn man das Sample auf ein noch traditionelleres Teilsample (z. B. lediglich das Fünftel der traditionellsten Personen) oder nur auf Personen mit Kindern einschränkt, für die oftmals noch deutlich traditionellere Rollenleitbilder angenommen werden (Schulz und Blossfeld 2006).

7 Zusammenfassung

Der vorliegende Aufsatz zielte auf zwei Forschungslücken zur Koordination von Interessen in Ehen und Partnerschaften ab. Erstens ist die Bereitschaft zu Kooperationen empirisch unzulänglich geklärt. Verhalten sich Personen tatsächlich so vorausschauend rational, wie dies die dynamische Verhandlungstheorie (VT) (z. B. Ott 1992) annimmt? Verzichteten sie also auf gemeinsame Haushaltsgewinne, um sich individuelle Erwerbsoptionen zu erhalten? Oder sind doch einseitige Spezialisierungen zur Steigerung des Haushaltsgewinnes möglich, wie es beispielsweise die Neue Haushaltsökonomie (NHE) vorhersagt (z. B. Becker 1981)? In diesem Zusammenhang wurde auch die kooperationssteigernde Wirkung von geschlechtsspezifischen Rolleneinstellungen diskutiert. Hier gibt es zweitens unterschiedliche Meinungen zur Einflussstärke. Während die Low-Cost-These (LCT) annimmt, dass Einstellungen nur dann handlungsleitend sind, wenn dies die Akteure wenig kostet (Diekmann und Preisendörfer 2003), nehmen Modelle der Frame-Selektion (MFS) im Gegenteil an, dass bei stark verankerten Einstellungen Kosten- und Nutzenabwägungen irrelevant werden, da sich das Handeln dann nur noch nach der Angemessenheit im Rahmen der Einstellungen ausrichtet (Esser 2010).

Die Besonderheit der vorliegenden Analyse lag darin, die unbefriedigende Forschungslage mit dem experimentellen Design eines Faktoriellen Surveys (FS) zu überwinden. Im Panel „Arbeitsmarkt und soziale Sicherung“ (PASS) bewerteten knapp 1000 Personen in Partnerschaften mehr als 4500 fiktive Anreize zu beruflichen Fernumzügen. In diesen Stellenbeschreibungen konnte der gemeinsame Haushaltsgewinn unabhängig von den individuellen Erwerbsoptionen und damit Drohpunkt-Verschiebungen variiert werden. Zwar haben bereits andere Arbeiten das Beispiel von Fernumzügen genutzt, um die VT zu prüfen (z. B. Abraham et al. 2010; Nisic 2010), aber nur das vorliegende Design bietet bisher die Möglichkeit, die angenommenen Dilemma-Situationen direkt zu beobachten, bei denen für den Haushalt attraktive Optionen durch Eigenrationalität blockiert werden (für dieses Desiderat: Ott 1992). Zugleich bietet die experimentelle Variation von Gewinnanreizen eine bislang einmalige Chance zur Testung von LCT und MFS.

In den empirischen Analysen erwiesen sich *erstens* die Annahmen der NHE als zu begrenzt, denn eine einfache Steigerung des Haushaltsnutzens reicht für die Bereitschaft zu einem Haushaltsumzug nicht aus. Die VT scheint den Kern paarinterner Abstimmungen besser zu treffen. Denn nur wenn beiden Partnern vergleichsweise gute Erwerbsoptionen oder DP erhalten blieben, wurden Umzüge ernsthaft in Erwägung gezogen. Dies galt gerade auch bei sehr hohen gemeinsamen Gewinnaussichten. Ebenso wurde die verhandlungstheoretische Annahme gestützt, wonach eine Ehe einseitige Spezialisierungen erleichtert.

Zweitens erleichtern Geschlechtsrolleneinstellungen die Spezialisierung. Umzüge wurden als wahrscheinlicher eingestuft, wenn das Stellenangebot an Männer anstatt an Frauen geht, aber dies traf nur für traditionell orientierte Personen zu.

Drittens bestätigte sich im Hinblick auf die Einflussstärke von Einstellungen wenn überhaupt eher die LCT. Rolleneinstellungen erwiesen sich in der relativen Effektstärke generell gering und sie führten nur dann tendenziell zu einer signifikant stärkeren Zurückweisung von weiblichen gegenüber männlichen Umzugsoptionen, wenn den Akteuren damit keine hohen Einkommensgewinne entgehen. Somit ließen sich Personen durch eine traditionelle Einstellung nicht von der Verwirklichung hoher Haushaltsgewinne aufhalten. Allerdings waren die Muster hier nicht ganz eindeutig. Festgehalten werden kann aber, dass es in der vorliegenden Studie für die These des MFS, dass es bei starken Rolleneinstellungen zu bedingungslosen, automatisierten „Entscheidungen“ passend zu diesen Einstellungen kommt, *keinerlei* Evidenz gab. Gerade bei starken Einstellungen wurden die gebotenen Umzugsanreize signifikant nach dem potenziellen Einkommensgewinn bewertet. Die Methodik eines FS und das verwendete Analysemodell eines zweistufigen Entscheidungsprozesses konnten zudem klar zeigen, dass selbst bei starken Einstellungen noch detaillierte Kosten-Nutzenabwägungen stattfinden. Demnach werden Entscheidungen nicht durch geschlechtsspezifische Einstellungen „gerahmt“.

8 Diskussion

Insbesondere das letzte Ergebnis einer geringen Relevanz von Rolleneinstellungen mag in Anbetracht der familiensoziologischen Literatur, die doch oft eine sehr starke Handlungsrelevanz von Einstellungen konstatiert, überraschen. Wodurch sind die Widersprüche bedingt? Am Anwendungsbeispiel von Umzugsentscheidungen liegt es sicher nicht, folgern doch gerade viele empirische Studien in diesem Bereich eine hohe Bedeutung von Geschlechtsrolleneinstellungen (z. B. Bielby und Bielby 1992; Jürges 2006). Eine andere Möglichkeit sind Messprobleme. Die Einstellungen wurden mittels einer klassischen Itematterie erhoben. Sicher ist diskutabel, ob sich damit die Verankerung von Einstellungen adäquat abbilden lässt. Aber diese Methodik ist zumindest die übliche Strategie, mit welcher der Dissens zwischen der LCT und dem MFS ausgetragen wird (auch wenn sich dieser bislang auf die Umweltsoziologie konzentriert; Best 2009; Diekmann und Preisendörfer 2009). Der stärkste Einwand, jedenfalls im Hinblick auf die LCT, ist sicher, dass hier keine realen Handlungskosten auftreten, somit womöglich alle mit unserem Design gemessenen Entscheidungen „low-cost“ Situationen darstellen (dazu unten mehr). Jedenfalls wäre es wünschenswert, in künftigen familiensoziologischen Arbeiten

zu anderen Anwendungsbereichen die Relevanz von Einstellungen (oder Normen) nicht nur zu behaupten, sondern zunächst einmal zu messen.

Allerdings dürften die hypothetischen Beispiele wohl kaum ein Grund sein, warum entgegen des MFS der Blick der Akteure vor allem auf die Kosten gerichtet ist, auch bei starker Einstellungsverankerung. Zur Verteidigung des MFS ließe sich vielleicht noch einwenden, dass dieses ja nicht *unbedingt* eine starke Einstellungsbefolgung vorhersagt, sondern ebenso den RC-Modus kennt. Gerade das ist aber ein zentrales Problem dieses Ansatzes, dass er trotz Formalisierung weitgehend unbestimmt lässt, wann welcher Modus gelten soll (Etzrodt 2007; Opp 2010). Dies gilt umso mehr, als die strategische Interaktion von Akteuren bislang nicht explizit in den Modellen betrachtet wird (für weitere Kritik: Rohwer 2003; Rössel 2008). So oder so: Zumindest für schwerwiegende und damit für die Ungleichheitsstruktur in Haushalten besonders relevante Entscheidungen wie den hier untersuchten, scheint der RC-Modus zur Erklärung hinreichend, gegebenenfalls moderat erweitert um die Annahmen der LCT.

Aus den Ergebnissen ergeben sich politikrelevante Implikationen. Der Erhalt *beidseitiger* Erwerbsoptionen scheint wichtig, damit sich Paare oder Familien nicht in Dilemma-Situationen verfangen, bei denen für den Haushalt attraktive Optionen ausgeschlagen werden. Ähnliche Situationen dürften bei Fertilitätsentscheidungen auftreten, wenn fehlende Kinderbetreuungen die Erwerbsunterbrechungen eines Partners (in der Regel der Frau) unabdingbar machen. Um Interessenskonflikte abzumildern, müssten politische Maßnahmen primär auf den Erhalt der Erwerbsoptionen beider Partner gerichtet sein. Aktuelle Maßnahmen, wie etwa das Elterngeld oder auch die Regelungen zur Elternzeit, setzen zwar finanzielle Anreize für den Haushalt, stärken damit aber nicht die DP von Müttern. Wirkungsvoller im Sinne einer Stärkung der weiblichen DP wäre ein flächendeckender Ausbau des Kinderbetreuungsangebots.

Die vorgestellten Analysen sind in ihrer Belastbarkeit begrenzt. Der Haupteinwand lautet, dass lediglich fiktive Entscheidungen und kein reales Verhalten gemessen wurden. Allerdings gibt es nur wenige Argumente anzunehmen, dass sich Entscheidungsfaktoren zwischen Absichten und Handlungen grundsätzlich unterscheiden. Zwar werden in realen Entscheidungssituationen sicher noch zusätzliche Informationen einbezogen (Ajzen und Fishbein 1980). Solange diese aber nicht mit den hier betrachteten Entscheidungsfaktoren interagieren, zieht das die Validität der hier betrachteten Mechanismen nicht in Zweifel (denen im Gegenteil aufgrund des experimentellen Designs eine vergleichsweise hohe interne Validität zugesprochen werden kann). Nach der LCT werden zwar Absichten nur dann umgesetzt, wenn dies mit geringen Kosten verbunden ist. Hier zeigt sich aber schon auf der Ebene von Absichten kein starker Einfluss von Einstellungen, sodass nochmals weniger anzunehmen ist, dass diese bei tatsächlichen Umzügen handlungsleitend sind. Ein weiteres Argument für die Abweichung von Befragungsergebnissen und Handeln bilden Verzerrungen durch soziale Erwünschtheit. Gerade diese würden aber auch wieder eine Überschätzung des Einflusses von Einstellungen erwarten lassen, was nochmals eher für die Gültigkeit der LCT und gegen das MFS spricht. Dass das Design für die Testung kausaler Hypothesen aufschlussreich ist, untermauern zudem vergleichende Analysen von Umzugsabsichten, gemessen mit einem ähnlichen FS-Design, und realen Umzügen von Paaren (Nisic und Auspurg 2009). Eine fehlende Übertragbarkeit auf andere Situa-

tionen (mangelnde externe Validität) ist nur anzunehmen, wenn weitere, im Experiment bewusst ausgeschaltete Faktoren, die gemessenen Prozesse moderieren (Aronson et al. 1998). Auch das wäre aber kein Beweis der mangelnden Validität der hier gemessenen Zusammenhänge, sondern würde höchstens ihre Relevanz begrenzen (Mutz 2011).¹¹ Die Erweiterung um zusätzliche Faktoren und auch die Frage, wie Intentionen und tatsächliche Entscheidungen zusammenhängen, sind Forschungsfragen für sich. Als Paneldatensatz wird das PASS mit der Zeit, wenn hinreichend berufliche Umzüge der hier befragten Paare beobachtet wurden, die Untersuchung solcher Fragen ermöglichen.

Nochmals kurz zusammengefasst sprechen die Analysen also dafür, dass die dynamische VT zur Erklärung paarinterner Abstimmungsprozesse besser geeignet ist als die NHE. Geschlechtsrolleneinstellungen erleichtern einseitige Spezialisierungen, aber nur dann, wenn dies nicht mit starken Kosten (entgangene Gewinne) einhergeht. Damit scheinen sich individuelle Rationalität und Kostenargumente zumindest bei den hier abgefragten Umzugsentscheidungen gegenüber normativen Einstellungen durchzusetzen. Ob dies auch durch den starken ökonomischen Druck bedingt ist, dem ein Großteil der Befragten aufgrund ihrer Arbeitslosigkeit ausgesetzt ist, sollten künftige Analysen klären.

Danksagung: Wichtige Anregungen verdanken wir dem im Juli 2013 verstorbenen Norman Braun, von dessen beeindruckender Literaturkenntnis und scharfsinniger Auseinandersetzung mit theoretischen Ideen und Modellen wir sehr profitiert haben. Monika Scherer danken wir für hilfreiche Unterstützung bei der Manuskripterstellung, den Gutachtern und Herausgebern der KZfSS für wertvolle inhaltliche und methodische Hinweise.

Das verwendete *Faktorielle Survey-Modul* geht auf einen Forschungsantrag von Katrin Auspurg, Thomas Hinz (beide Universität Konstanz) sowie Martin Abraham (Universität Erlangen-Nürnberg) zurück. Für die Förderung des Projekts „Prekäre Beschäftigung und regionale Mobilität“ bedanken wir uns bei der Deutschen Forschungsgemeinschaft. Für weitere Informationen zum Projekt siehe <http://www.soziologie.uni-konstanz.de/professuren/prof-dr-thomas-hinz/forschung/aktuelle-forschungsprojekte/fs10/>.

11 Problematischer sind also mögliche Bedrohungen der internen Validität. Durch die Einhaltung methodischer Empfehlungen, etwa im Hinblick auf die maximale Anzahl an Vignetten und Dimensionen, sollte deren Gefahr aber gering sein. So sprechen etwa Methodenstudien dafür, dass bei der hier verwendeten Anzahl an Dimensionen ihre Effekte nicht von der Reihenfolge beeinflusst sind (Auspurg und Jäckle 2011). Der starke Einfluss des Haushaltseinkommens ist demnach nicht durch die Positionierung an erster Stelle in den Vignetten bedingt. Im Hinblick auf die Validität kann kritisiert werden, dass hier lediglich individuelle Entscheidungen, nicht aber die von Paaren betrachtet werden (zu solchen spiegelbildlichen Abfragen: Abraham und Schönholzer 2009 oder Auspurg et al. 2009). Für die hier interessierenden kausalen Mechanismen sollte allerdings auch das unerheblich sein: Die Theorien behandeln (mit Ausnahme der in diesem Punkt unschlüssigen NHE) eine *individuelle* Rationalität, und der Einbezug relevanter Rahmenbedingungen der Partnerschaft (wie etwa Ehe ja/nein) erfordert auch nicht unbedingt Analysen auf Paarebene.

Literatur

- Abraham, Martin, und Natascha Nisic. 2012. A simple mobility game for couples' migration decisions and some quasi-experimental evidence. *Rationality and Society* 24:168–197.
- Abraham, Martin, und Thess Schönholzer. 2009. Pendeln oder umziehen? Entscheidungen über unterschiedliche Mobilitätsformen in Paarhaushalten. In *Klein aber fein! Quantitative empirische Sozialforschung mit kleinen Fallzahlen*, Hrsg. Peter Kriwy und Christiane Gross, 247–269. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Abraham, Martin, Katrin Auspurg und Thomas Hinz. 2010. Migration decisions within dual-earner partnerships: A test of bargaining theory. *Journal of Marriage and Family* 72:876–892.
- Agarwal, Bina. 1997. „Bargaining“ and gender relations: Within and beyond the household. *Feminist Economics* 3:1–51.
- Ajzen, Icek, und Martin Fishbein. 1980. *Understanding attitudes and predicting social behavior*. Englewood Cliffs: Prentice-Hall.
- Antel, John J. 1980. *Returns to migration: Literatur review and critique*. Santa Monica: Rand Corporation.
- Aronson, Elliot, Timothy D. Wilson und Marilyn B. Brewer. 1998. Experimentation in social psychology. In *The handbook of social psychology*, Hrsg. Daniel T. Gilbert, Susan T. Fiske und Gardner Lindzey, 99–142. New York: McGraw-Hill.
- Auspurg, Katrin, und Martin Abraham. 2007. Die Umzugsentscheidung von Paaren als Verhandlungsproblem. Eine quasiexperimentelle Überprüfung des Bargaining-Modells. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 59:271–293.
- Auspurg, Katrin, und Annette Jäckle. 2012. *First equals most important? Order effects in vignette-based measurement*. ISER Working Paper 2012-01. Essex: University of Essex, Institute for Social & Economic Research.
- Auspurg, Katrin, Martin Abraham und Thomas Hinz. 2009. Die Methodik des Faktoriellen Surveys in einer Paarbefragung. In *Klein aber fein! Quantitative empirische Sozialforschung mit kleinen Fallzahlen*, Hrsg. Peter Kriwy und Christiane Gross, 179–210. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Auspurg, Katrin, Thomas Hinz und Eva Amorelli. 2013. Der Partnerschaftskontext als Bremse? Regionale Mobilität von Wissenschaftlerinnen in Doppelkarrierepaaren. In *Paare und Ungleichheit(en). Eine Verhältnisbestimmung*, Sonderheft 2 von *GENDER. Zeitschrift für Geschlecht, Kultur und Gesellschaft*, Hrsg. Alessandra Rusconi, Christine Wimbauer, Mona Motakef, Beate Kortendiek und Peter A. Berger, 144–164. Opladen: Barbara Budrich.
- Bauer, Gerrit, und Marita Jacob. 2010. Fertilitätsentscheidungen im Partnerschaftskontext. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 62:31–60.
- Beblo, Miriam, und Birgit Soete. 2000. Der Haushalt als Forschungsgegenstand der ökonomischen Theorie. Macht eine Gender-Analyse Sinn? *Schmollers Jahrbuch* 120:63–92.
- Beck, Michael, und Karl-Dieter Opp. 2001. Der faktorielle Survey und die Messung von Normen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 53:283–306.
- Becker, Gary S. 1974. A Theory of Social Interactions. *Journal of Political Economy* 82:1063–1093.
- Becker, Gary S. 1981. *A treatise on the family*. Cambridge: Harvard University Press.
- Bernasco, Wim, und Deirdre Giesen. 2000. A bargaining approach to specialization in couples. In *The management of durable relations. Theoretical models and empirical studies of households and organizations*, Hrsg. Jeroen Weesie und Werner Raub, 42–43. Amsterdam: Thela Thesis.
- Best, Henning. 2009. Kommt erst das Fressen und dann die Moral? Eine feldexperimentelle Überprüfung der Low-Cost-Hypothese und des Modells der Frame-Selektion. *Zeitschrift für Soziologie* 38:131–151.
- Best, Henning, und Thorsten Kneip. 2011. The impact of attitudes and behavioral costs on environmental behavior: A natural experiment on household waste recycling. *Social Science Research* 40:917–930.

- Best, Henning, und Clemens Kroneberg. 2012. Die Low-Cost Hypothese. Theoretische Grundlagen und empirische Implikationen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 64:535–561.
- Bicchieri, Cristina. 2005. *The grammar of society: The nature and dynamics of social norms*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Bielby, William T., und Denise D. Bielby. 1992. I will follow him: Family ties, gender-role beliefs, and reluctance to relocate for a better job. *American Journal of Sociology* 97:1241–1267.
- Bittman, Michael, Paula England, Liana Sayer, Nancy Folbre und George Matheson. 2003. When does gender trump money? Bargaining and time in household work. *American Journal of Sociology* 109:186–214.
- Blau, Francine, Marianne A. Ferber und Anne E. Winkler. 2001. *The economics of women, men, and work*. Englewood Cliffs: Prentice Hall.
- Blien, Uwe, und Helmut Rudolph. 1989. Einkommensentwicklung bei Betriebswechsel und Betriebsverbleib im Vergleich. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 4:553–567.
- Blood, Robert O., und Donald M. Wolfe. 1960. *Husbands & wives. The dynamics of married living*. Glencoe: Free Press.
- Blossfeld, Hans-Peter, und Sonja Drobnič. 2004. Theoretical perspectives on couples careers. In *Careers of couples in contemporary societies. From male breadwinner to dual earner families*, Hrsg. Hans-Peter Blossfeld und Sonja Drobnič, 16–50. Oxford: Oxford University Press.
- Braun, Norman, und Axel Franzen. 1995. Umweltverhalten und Rationalität. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 47:231–248.
- Brines, Julie. 1993. The exchange value of housework. *Rationality and Society* 5:302–340.
- Burke, William J. 2009. Fitting and interpreting Cragg's tobit alternative using stata. *The Stata Journal* 9:584–592.
- Cragg, John G. 1971. Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durable goods. *Econometrica* 39:829–844.
- Dosman, Donna, und Wiktor Adamowicz. 2006. Combining stated and revealed preference data to construct an empirical examination of intrahousehold bargaining. *Review of Economics of the Household* 4:15–34.
- Diekmann, Andreas, und Peter Preisendörfer. 1998. Umweltbewußtsein und Umweltverhalten in Low- und High-Cost-Situationen. *Zeitschrift für Soziologie* 27:438–453.
- Diekmann, Andreas, und Peter Preisendörfer. 2003. Green and greenback: The behavioral effects of environmental attitudes in low-cost and high-cost situations. *Rationality and Society* 15:441–472.
- Diekmann, Andreas, und Peter Preisendörfer. 2009. Das Feldexperiment von Best und die Low-Cost-Hypothese. Eine Erwiderung. *Zeitschrift für Soziologie* 38:535–539.
- Diekmann, Andreas, und Thomas Voss. 2008. Soziale Normen und Reziprozität – Die Bedeutung „sozialer“ Motive für die Rational-Choice Erklärung sozialer Normen. In *Rational-Choice. Theoretische Analysen und Empirische Resultate. Festschrift für Karl-Dieter Opp zum 70. Geburtstag*, Hrsg. Andreas Diekmann, Klaus Eichner, Peter Schmidt und Thomas Voss, 83–100. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Elster, Jon. 2009. Social norms and the explanation of behavior. In *The Oxford handbook of analytical sociology*, Hrsg. Peter Hedström und Peter Bearman, 195–217. Oxford: Oxford University Press.
- England, Paula, und George Farkas. 1986. *Households, employment and gender: A social, economic and demographic view*. New York: Aldine Publishing Company.
- Esser, Hartmut. 2002a. In guten wie in schlechten Tagen? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 54:27–63.
- Esser, Hartmut. 2002b. Ehekrisen: Das (Re-)Framing der Ehe und der Anstieg der Scheidungsraten. *Zeitschrift für Soziologie* 31:472–496.

- Esser, Hartmut. 2010. Das Modell der Frame-Selektion. Eine allgemeine Handlungstheorie für die Sozialwissenschaften? In *Soziologische Theorie kontrovers. 50. Sonderheft der Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, Hrsg. Gert Albert und Steffen Sigmund, 45–61. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Etzrodt, Christian. 2007. Neuere Entwicklungen in der Handlungstheorie: Ein Kommentar zu den Beiträgen von Kroneberg und Kron. *Zeitschrift für Soziologie* 36:364–379.
- Fehn, Rainer. 1998. Eine kritische Analyse der Weiterentwicklung des familienökonomischen Ansatzes von Gary S. Becker durch die Spieltheorie (Kommentar zum Beitrag von Notburga Ott). In *Gary Beckers ökonomischer Imperialismus*, Hrsg. Ingo Pies und Martin Leschke, 91–96. Tübingen: Mohr Siebeck.
- Fenstermaker, Sarah. 2002. Work and gender. In *Doing gender, doing differences: Inequality, power, and institutional change*, Hrsg. Sarah Fenstermaker und Candace West, 105–114. New York: Routledge.
- Folbre, Nancy. 1996. *The economics of the family*. Cheltenham: Edward Elgar.
- Frodermann, Corinna, Katrin Auspurg, Thomas Hinz, Sebastian Bähr, Martin Abraham, Stefanie Gundert und Arne Bethmann. 2013. *Das Faktorielle Survey-Modul zur Stellenannahmefähigkeit im PASS. 5. Erhebungswelle (2011)*. FDZ-Methodenreport 05/2013. Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB).
- Grunow, Daniela, Florian Schulz und Hans-Peter Blossfeld. 2007. Was erklärt die Traditionalisierungsprozesse häuslicher Arbeitsteilung im Eheverlauf: soziale Normen oder ökonomische Ressourcen? *Zeitschrift für Soziologie* 36:162–181.
- Güth, Werner. 1978. *Zur Theorie kollektiver Lohnverhandlungen*. Baden-Baden: Nomos.
- Harsanyi, John C. 1977. *Rational behaviour and bargaining equilibrium in games and social situations*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hox, Joop, Ita Kreft und Piet Hermkens. 1991. The analysis of factorial surveys. *Sociological Methods & Research* 19:493–510.
- Huinink, Johannes, Sergi Vidal und Stefanie Kley. 2011. *Effects of residential mobility on job mobility over the life course*. Working Paper 2011-01. Yale: Yale University. The Center for Research on Inequalities and the Life Course (CIQLE).
- Hunkler, Christian, und Thorsten Kneip. 2008. Das Zusammenspiel von Normen und Anreizen bei der Erklärung partnerschaftlicher Stabilität. *Arbeitspapiere des Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung*. Mannheim: MZES.
- Jasso, Guillermina. 2006. Factorial survey methods for studying beliefs and judgments. *Sociological Methods & Research* 34:334–423.
- Jürges, Hendrik. 1998. Beruflich bedingte Umzüge von Doppelverdienern. Eine empirische Analyse mit Daten des SOEP. *Zeitschrift für Soziologie* 27:358–377.
- Jürges, Hendrik. 2006. Gender ideology, division of housework, and the geographic mobility of families. *Review of Economics of the Household* 4:299–323.
- Kalter, Frank. 1997. *Wohnortwechsel in Deutschland. Ein Beitrag zur Migrationstheorie und zur empirischen Anwendung von Rational-Choice-Modellen*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Kalter, Frank. 1998. Partnerschaft und Migration. Zur theoretischen Erklärung eines empirischen Effekts. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 50:283–309.
- Katz, Elizabeth. 1997. The intra-household economics of voice and exit. *Feminist Economics* 3:25–46.
- Krampen, Günter. 1979. Eine Skala zur Messung der normativen Geschlechtsrollen-Orientierung (GRO-Skala). *Zeitschrift für Soziologie* 8:254.
- Kroneberg, Clemens. 2007. Wertrationalität und das Modell der Frame-Selektion. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 59:215–239.
- Lott, Yvonne. 2009. Verwaltung und Entscheidung – Bestimmt das individuelle Einkommen die Machtverteilung in Partnerschaften? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 61:327–353.

- Lundberg, Shelly, und Robert A. Pollak. 1996. Bargaining and distribution in marriage. *Journal of Economic Perspectives* 10:139–158.
- Lundberg, Shelly, und Robert A. Pollak. 2003. Efficiency in marriage. *Review of Economics of the Household* 1:153–167.
- Lundberg, Shelly J., Robert A. Pollak und Terence J. Wales. 1997. Do husbands and wives pool their resources? Evidence from the United Kingdom Child Benefit. *The Journal of Human Resources* 32:463–480.
- Manser, Marilyn, und Murray Brown. 1980. Marriage and household decision-making: A bargaining analysis. *International Economic Review* 21:31–44.
- Manski, Charles F. 2000. Economic analysis of social interactions. *The Journal of Economic Perspectives* 14:115–136.
- Mincer, Jacob. 1978. Family migration decisions. *Journal of Political Economy* 86:749–773.
- Mutz, Diana C. 2011. *Population-based survey experiments*. Princeton: Princeton University Press.
- Nash, John F. 1950. The bargaining problem. *Econometrica* 18:155–162.
- Nisic, Natascha. 2010. Mitgegangen – mitgefangen? Die Folgen von Haushaltsumzügen für die Einkommenssituation von Frauen in Partnerschaften. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 62:515–549.
- Nisic, Natascha, und Katrin Auspurg. 2009. Faktorieller Survey und klassische Bevölkerungsumfragen im Vergleich – Validität, Grenzen und Möglichkeiten beider Ansätze. In *Klein aber fein! Quantitative empirische Sozialforschung mit kleinen Fallzahlen*, Hrsg. Peter Kriwy und Christiane Gross, 211–235. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Opp, Karl-Dieter. 2010. Frame-Selektion, Normen und Rationalität. Stärken und Schwächen des Modells der Frame-Selektion. In *Soziologische Theorie kontrovers. 50. Sonderheft der Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, Hrsg. Gert Albert und Steffen Sigmund, 63–78. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Opp, Karl-Dieter. 2013. Norms and rationality. Is moral behavior a form of rational action? *Theory and Decision* 74:383–409.
- Ott, Notburga. 1992. *Intrafamily bargaining and household decisions*. Berlin: Springer.
- Ott, Notburga. 1993. Zum Rationalitätsverhalten familialer Entscheidungen. In *Erwerbsverläufe von Ehepartnern und die Modernisierung weiblicher Erwerbsverläufe*, Hrsg. Claudia Born und Helga Krüger, 25–51. Weinheim: Deutscher Studien-Verlag.
- Ridgeway, Cecilia. 2011. *Framed by gender. How gender inequality persists in the modern world*. Oxford: Oxford University Press.
- Rohwer, Götz. 2003. Modelle ohne Akteure. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 55:340–358.
- Rössel, Jörg. 2008. Vom rationalen Akteur zum „systemic dope“. Eine Auseinandersetzung mit der Sozialtheorie von Hartmut Esser. *Berliner Journal für Soziologie* 18:156–178.
- Rossi, Peter H., und Andy B. Anderson. 1982. The factorial survey approach: An introduction. In *Measuring social judgements*, Hrsg. Peter H. Rossi und Stephen L. Nock, 15–67. Beverly Hills: Sage.
- Schnabel, Annette. 2005. Gefühlvolle Entscheidung und entscheidende Gefühle. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 57:278–307.
- Schneider, Lutz. 2007. *Zu alt für einen Wechsel? Zum Zusammenhang von Alter, Lohndifferentialen und betrieblicher Mobilität*. IWH-Diskussionspapiere No. 2007, 1. Halle: Institut für Wirtschaftsforschung (IWH).
- Schneider, Norbert F., und Gerardo Meil. 2008. *Mobile living across Europe I. Relevance and diversity of job-related spatial mobility in six European countries*. Opladen: Barbara Budrich.
- Schulz, Florian, und Hans-Peter Blossfeld. 2006. Wie verändert sich die häusliche Arbeitsteilung im Eheverlauf? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 58:23–49.
- Selten, Reinhard, und Werner Güth. 1981. Game theoretic analysis of wage bargaining in a simple business cycle model. *Journal of Mathematical Economics* 10:177–195.

- Thibaut, John W., und Harold H. Kelley. 1959. *The social psychology of groups*. New York: John Wiley & Sons.
- Trappmann, Mark, Stefanie Gundert, Claudia Wenzig und Daniel Gebhardt. 2010. PASS: A household panel survey for research on unemployment and poverty. *Schmollers Jahrbuch* 130:609–622.
- Udry, Christopher. 1996. Gender, agricultural production, and the theory of the household. *Journal of Political Economy* 104:1010–1046.
- West, Candace, und Don H. Zimmerman. 1987. Doing gender. *Gender & Society* 1:125–151.
- Wooldridge, Jeffrey M. 2010. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge: MIT.

Katrin Auspurg, 1974, Dr. rer. soz., Akademische Rätin (a. Z.), Fachbereich Geschichte und Soziologie, Universität Konstanz. Forschungsgebiete: Methoden der empirischen Sozialforschung, Survey Methodology, Arbeitsmarktsoziologie, Familiensoziologie. Veröffentlichungen: An Heim und Herd gebunden? Zum Einfluss von Pendelstrecken auf geschlechtsspezifische Lohnunterschiede, *Zeitschrift für Soziologie* 42, 2013 (mit T. Schönholzer); Migration Decisions Within Dual-Earner Partnerships: A Test of Bargaining Theory, *Journal of Marriage and Family* 72, 2010 (mit M. Abraham und T. Hinz).

Corinna Frodermann, 1986, Sozialökonomin (M.Sc.), wissenschaftliche Mitarbeiterin am Lehrstuhl für empirische Sozialforschung des Fachbereichs Geschichte und Soziologie der Universität Konstanz. Forschungsgebiete: Methoden der empirischen Sozialforschung, Arbeitsmarktsoziologie, Familiensoziologie. Veröffentlichungen: Determinanten des Wiedereinstiegs von Müttern in den Arbeitsmarkt in Vollzeit oder Teilzeit. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 65, 2013 (mit D. Müller und M. Abraham).

Thomas Hinz, 1962, Dr. rer. pol., Professor für Soziologie, Fachbereich Geschichte und Soziologie, Universität Konstanz. Forschungsgebiete: Methoden der empirischen Sozialforschung, Survey Methodology, Arbeitsmarktsoziologie. Veröffentlichungen: Arbeitsmarktsoziologie. Probleme, Theorien, empirische Befunde, Wiesbaden 2009 (als Hrsg. mit M. Abraham); Organisationssoziologie, Wiesbaden 2002 (Sonderheft der *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 41, als Hrsg. mit J. Allmendinger).