

An Heim und Herd gebunden?

Zum Einfluss von Pendelstrecken auf geschlechtsspezifische Lohnunterschiede

Tied to Home and Children?

The Impact of Commuting Distances on Gender Wage Gaps

Katrin Auspurg*

Universität Konstanz, Fachbereich Geschichte und Soziologie, Universitätsstr. 10, 78462 Konstanz, Germany
katrin.auspurg@uni-konstanz.de

Thess Schönholzer*

Universität Bern, Departement Sozialwissenschaften, Lerchenweg 36, 3012 Bern, Switzerland
thess.schoenholzer@sowi.unibe.ch

Zusammenfassung: Familiensoziologische und ökonomische Theorien lassen erwarten, dass Frauen durch Partnerschaften stärker regional gebunden sind als Männer. Nach suchtheoretischen Überlegungen führt dies zu reduzierten Arbeitsmarktoptionen und geringeren Einkommen. Demzufolge hätte die Ortsbindung Erklärungskraft für den geschlechtsspezifischen Lohnunterschied. Diese Annahmen werden mit Längsschnittanalysen des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) für Deutschland geprüft (Wellen 2001 bis 2009). Die international bekannte Beobachtung, dass Frauen einen kleineren Pendelradius aufweisen als Männer, wird repliziert. Diese Tendenz wird durch eine bestehende Partnerschaft verstärkt und es finden sich Anzeichen, dass dies für Frauen tatsächlich einen stärkeren Verzicht auf Einkommensoptionen impliziert. Die Effekte sind allerdings schwach und können nur einen geringen Erklärungsbeitrag zu Lohnunterschieden leisten. Die bislang auf der Basis von Querschnittsdaten diagnostizierten Pendelgewinne werden demgegenüber aufgrund un beobachteter Heterogenität stark überschätzt.

Schlagworte: Mobilität; Pendelmobilität; Arbeitsmarkt; Geschlechtsspezifischer Lohnunterschied; Haushaltsverantwortung; Unbeobachtete Heterogenität; SOEP.

Summary: Economic and sociological theories of family suggest that women are more geographically constrained in choices of residence and commuting distances than men. According to search theories, this leads to a reduction in job offers and, in turn, wage levels. Hence, women's shorter commuting distances may contribute to the gender wage gap. These hypotheses are tested using longitudinal analyses of the German Socio-Economic Panel Study (GSOEP, panel waves 2001 to 2009). First, the often observed shorter commutes of women are examined. There are indications that women, motivated by family context, are somewhat more geographically constrained than men and there is evidence that these constraints lead to lower wages. However, these effects are very weak and can only explain a small fraction of differences in pay. Finally, we demonstrate that commonly used cross-section analyses are strongly biased by unobserved heterogeneity, which leads to a considerable overestimation of the wages gained by longer commuting distances.

Keywords: Mobility; Commuting; Gender Wage Gap; Labor Market; Household Responsibility; Unobserved Heterogeneity; GSOEP.

1. Motivation und Fragestellung

Mit der Bildungsexpansion und der gestiegenen Arbeitsmarktpartizipation von Frauen war die Hoffnung verbunden, dass es zu einer Reduktion des Lohnabstandes zwischen den Geschlechtern kom-

men würde. Tatsächlich beziehen Frauen in westlichen Ländern, und insbesondere in Deutschland, bis heute ein weitaus geringeres Gehalt als Männer (z. B. Blau & Kahn 2007; Finke 2006). Dies ist zum Teil durch Unterschiede im Beschäftigungsumfang, der Humankapitalausstattung sowie der Verteilung auf Führungspositionen, Berufe und Branchen erklärbar (z. B. Achatz et al. 2005; Blau & Kahn 2000). Aber auch nach Kontrolle dieser Merkmale beläuft sich der Lohnabstand in Deutschland im-

* Die Autoren danken zwei anonymen Gutachtenden sowie Martin Abraham, Ben Jann und Thomas Hinz für wertvolle Hinweise zu früheren Versionen.

mer noch auf eine beachtliche Größenordnung von etwa zwölf Prozent weniger Gehalt für Frauen (Gartner & Hinz 2009).

Im vorliegenden Aufsatz wird der Frage nachgegangen, inwieweit Frauen stärker regional gebunden sind und dies eine Erklärung für den geschlechtsspezifischen Lohnunterschied darstellt. Nach Suchtheorien steigen mit dem Stellensuchradius und der Mobilitätsbereitschaft die Anzahl verfügbarer Stellen und damit die Chancen auf höhere Gehälter (Chamstra 1996; Devine & Kiefer 1991). Eine wesentliche Mobilitätsrestriktion ergibt sich daraus, dass die Stellensuche nicht unabhängig, sondern im Kontext einer Partnerschaft zu bestreiten ist (Abraham et al. 2010; Kalter 1998). Dabei gibt es verschiedene Argumente für eine vergleichsweise stärkere Ortsbindung von Frauen und für dadurch bedingte Arbeitsmarktnachteile, die bislang unzureichend untersucht wurden. Zwar weisen zahlreiche frühere Studien Frauen als die Mobilitätsverliererinnen bei gemeinsamen Umzügen aus (Jürges 1998; Lichter 1983; Long 1974; Spitze 1984). In neueren Arbeiten ist das Bild jedoch nicht mehr so einheitlich (Nisic 2010). Diese Arbeiten weisen darauf hin, dass mit der Umzugsmobilität das falsche Phänomen betrachtet wird, denn Fernumzüge werden insbesondere in Paarhaushalten zunehmend durch Pendelmobilität substituiert (Grobecker et al. 2009; Kalter 1998; Meil 2008). Damit verliert die Umzugsmobilität an Erklärungskraft für geschlechtsspezifische Lohnunterschiede. Das zentrale *inhaltliche Novum* des vorliegenden Beitrages ist es, das immer wieder benannte (z. B. Nisic 2010), aber empirisch vernachlässigte Desiderat aufzugreifen, statt Fernumzügen die Pendelmobilität im Nahbereich und deren Erklärungskraft für geschlechtsspezifische Lohnunterschiede zu analysieren.

Die Hypothesen des vorliegenden Beitrags werden aus arbeitsmarkttheoretischen und familiensoziologischen Ansätzen abgeleitet und auf der Basis des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) für den Zeitraum von 2001 bis 2009 getestet. Empirische Analysen der Wegstrecken werden durch Untersuchungen von Lohnelastizitäten im Hinblick auf den Arbeitsweg ergänzt. Das *empirische Novum* besteht im Einsatz von Längsschnittanalysen. Zwar ist bislang gut untersucht, dass Frauen im Mittel kürzere Pendelwege aufweisen als Männer und ihre Pendelmobilität speziell durch Partnerschaft und Familie stärker eingeschränkt wird (Clark et al. 2003; Crane 2007; Blumen 1994). Nur wenige Studien untersuchen aber in einem weiteren Schritt den Einfluss auf Einkommenschancen. Zudem verwenden die verfügbaren Arbeiten in aller Regel Quer-

schnittsdaten, mit denen sich Kausalitätseffekte nur sehr unsicher feststellen lassen. Wie die hier vorgelegten Panelanalysen demonstrieren, werden Einkommengewinne im Querschnitt deutlich überschätzt. Folgende Forschungsfragen werden adressiert: Sind insbesondere Frauen in Paarhaushalten (mit Kindern) in ihrer regionalen Flexibilität beschränkt? Und wenn ja, geht dies mit geringeren Einkommen einher? Gilt dies weniger, wenn sie in Metropolen leben oder „frauentypische“ Berufe ausüben, die der Literatur zufolge gerade solche Gehaltsabstriche verhindern sollten?

2. Theorien und Hypothesen

2.1 Arbeitsmarkttheoretische Überlegungen

Nach ökonomischen Suchtheorien sind nicht nur die Fähigkeiten von Personen für ihre Entlohnungen relevant, sondern auch eine möglichst gute Passung zwischen den angebotenen und den auf dem Arbeitsmarkt nachgefragten Eigenschaften (Devine & Kiefer 1991). Je größer der geografische Raum, in dem Personen nach Stellen suchen, umso zahlreicher und variabler sind prinzipiell die Erwerbsoptionen. Gerade für hochqualifizierte Arbeitnehmer ist daher anzunehmen, dass sich für sie eine höhere Mobilität in Form von Umzügen oder Pendeln mit besseren Arbeitsmarktchancen und Einkommen auszahlt (Büchel et al. 2002; Rouwendal & Rietveld 1994; Van Ommeren et al. 1997).

Ob und für welche Art der Mobilität sich Arbeitnehmer entscheiden, versuchen nutzentheoretische Ansätze anhand der Maximierung des Lebenseinkommens zu lösen: Berufliche Mobilität findet demzufolge statt, sobald sie sich – abzüglich der mit ihr verbundenen Kosten – in Form eines höheren Einkommens auszahlt (Kalter 1997; Mincer 1978). Mobilität wird als Investition in berufliches Humankapital aufgefasst, die sich insbesondere dann lohnt, wenn Tätigkeiten starke Gehaltsunterschiede zwischen Regionen aufweisen, Personen noch lange Auszahlungshorizonte vor sich haben, einen hohen Erwerbsumfang aufweisen und keine längeren Erwerbsunterbrechungen planen (Blau et al. 2001). All dies dürfte eher für Männer als Frauen zutreffen.

Welche Form der Mobilität gewählt wird – Fernumzug oder Pendeln – ist schwerer vorherzusagen. Wiegt man nur die Kosten der jeweiligen Mobilität gegeneinander ab, ist selbst bei geringen Pendelstrecken schon nach wenigen Jahren von einer Amortisierung eines Umzugs auszugehen. Demnach sollten

Wohnorte passend zum Arbeitsort gewählt und lange Pendelstrecken vermieden werden. Zwar klammert diese rein auf Kosten fokussierende Betrachtung Wohnortpräferenzen, wie etwa den Wunsch nach einem „Leben im Grünen“, und Restriktionen des Wohnungsmarktes aus. Für die Erklärung geschlechtsspezifischer Lohnunterschiede erscheint dies aber kaum problematisch, denn es gibt nur wenige und aus unserer Sicht vernachlässigbare Argumente dafür, dass Wohnortpräferenzen oder der Wohnungsmarkt geschlechtsspezifisch strukturiert sind. Zumindest für *alleinstehende* Männer und Frauen ist daher davon auszugehen, dass sie die Wohnort-Arbeitsort-Kombination in ähnlicher Weise optimieren und lange Pendelwege vermeiden.

2.2 Familiensoziologische und -ökonomische Erklärungen

Komplexer ist das Entscheidungsverhalten in Mehrverdiener-Haushalten. Wie bereits Jacob Mincer (1978) demonstriert hat, bietet ein- und derselbe Standort nur in seltenen Ausnahmefällen beiden Partnern optimale Erwerbsmöglichkeiten. Personen, die den gemeinsamen Standort durch individuelle Abstriche bezahlen, werden als *tied*-Partner bezeichnet. Sie verzichten auf andernorts gegebene Erwerbsoptionen oder müssen, um gleichwohl gute Stellen zu realisieren, längere Pendelwege in Kauf nehmen.

Wie werden nun diese Abstriche zwischen den Partnern verteilt? Nach der *Neuen Haushaltsökonomie* folgt die Entscheidung der Maximierung des Haushaltseinkommens. Demnach wird der Standort gewählt, der die Summe der beidseitigen Einkommen (abzüglich Mobilitätskosten) maximiert. Alternative *Austausch- und Verhandlungstheorien* kritisieren die zu abstrakte Annahme einer gemeinsamen Haushaltsnutzenfunktion, da sie Konflikte und Verteilungsprobleme innerhalb des Haushaltes ausblendet (Blood & Wolfe 1960; Ott 1992). Partnerschaften werden als Austauschverhältnisse konzipiert, die nur so lange aufrechterhalten werden, wie sie dem Vergleich mit der besten Alternative standhalten. Die externen Alternativen bestimmen nach dem *Prinzip des geringsten Interesses* zugleich die Durchsetzungskraft der beiden Partner: Je unabhängiger eine Person von der Beziehung ist, umso besser kann sie verhandeln und umso mehr Entscheidungsmacht kommt ihr in der Beziehung zu. Dabei gelten in modernen Gesellschaften insbesondere die Erwerbsmöglichkeiten als zentral für die Unabhän-

gigkeit (Ott 1992). In einer dynamischen Betrachtungsweise führt dies zu der Erkenntnis, dass gemeinsame Fernumzüge noch voraussetzungsreicher sind als sie aus Sicht der Neuen Haushaltsökonomie ohnehin schon wären, denn nicht nur der gemeinsame Haushaltsnutzen, sondern auch die individuellen Nutzenniveaus der beiden Partner müssen erhalten bleiben (Abraham et al. 2010; Lundberg & Pollack 2003). Der realistischere Fall als ein Fernumzug ist daher, dass innerhalb einer Arbeitsmarktregion ein Wohnstandort gesucht wird, mit dem sich beide Partner ihre Erwerbsoptionen erhalten. Genau diese Vermutung stützen – wie bereits angedeutet – die empirischen Daten: Fernumzüge nehmen bei Mehrpersonenhaushalten ab und werden zunehmend durch Pendelmobilität ersetzt (Abraham & Schönholzer 2009; Kalter 1994; Meil 2008). Pendeln gilt in der einschlägigen Literatur folglich als Lösung für regionale Koordinierungsprobleme (Kalter 1994).

Ausgeblendet wird dabei allerdings, dass auch innerhalb ein- und derselben Region Standorte unterschiedlich gut zu den jeweiligen Erwerbsoptionen gelegen sein können. Hierfür stellt sich abermals die Frage, wie Mobilitätskosten verteilt werden. Die von den Theorien angebotenen Lösungen sind prinzipiell dieselben: Nach der Neuen Haushaltsökonomie folgt die Entscheidung einer Maximierung des Haushaltseinkommens. Die daraus ableitbare Regel, dass der Partner mit dem höheren Lohnniveau seine gesamte Arbeitszeit auf dem Arbeitsmarkt verbringt, während der andere die komplette Hausarbeit übernimmt und nur insoweit als Nebenverdiener(in) tätig ist, wie dies zeitlich noch möglich ist (Blau et al. 2001), lässt sich auf die Verteilung von Pendelzeiten übertragen. Die Person mit dem höheren Einkommenspotenzial ist demnach bei der Standortwahl privilegiert. Sie kann die Zeitersparnisse durch kürzere Arbeitswege für Erwerbsarbeit einsetzen, was den Haushaltsnutzen maximiert (Singell & Lillydahl 1986; White 1977). Aus verhandlungstheoretischer Sicht ist eine etwas weniger einseitige Lösung zu erwarten. Gleichwohl ist aber auch hier davon auszugehen, dass der gemeinsame Standort stärker am Partner mit höherem Einkommenspotenzial ausgerichtet ist.

Zu einer geschlechtsspezifischen Entscheidung kommt es nach diesen Theorien erst mit der Zusatzbedingung, dass Frauen (langfristig) das geringere Einkommenspotenzial besitzen, was in modernen Gesellschaften immer noch eine plausible Annahme ist (Blau et al. 2001; Blau & Kahn 2000; Ridgeway 2011). Mit dieser Zusatzbedingung ist zu erwarten,

dass Frauen durch Partnerschaften eine stärkere Mobilitätsrestriktion erfahren als Männer.

Diese Erwartung gilt auch aus Sicht von *familiensoziologischen Rollentheorien*. Aufgrund einer Sozialisation in *geschlechtsspezifische Rollen* sollten sich die Standortwahlen vor allem an der Karriere des „männlichen Ernährers“ ausrichten (Frank 1978; Ridgeway 2001; Stickney & Konrey 2007).¹ Somit weisen alle Ansätze in die gleiche Richtung einer geringeren Optimierung der Wohnort-Arbeitsort-Kombination für Frauen: *Umzüge in Partnerschaften verkürzen primär die Arbeitswege des Mannes* (H_{1a}). Weiter sollte sich die stärkere Ortsbindung von Frauen darin äußern, dass insbesondere sie durch längere Arbeitswege noch an Einkommen dazugewinnen: *Vor allem Frauen in Paarhaushalten haben relative Einkommensgewinne durch längere Pendelwege* (H_{1b}).

Ob bei gegebenem Wohnort eine schlechtere Stellenpassung in Kauf genommen wird oder diese durch längere Pendelstrecken kompensiert wird, hängt neben den für Männer und Frauen im Prinzip identischen und daher kaum relevanten Fahrtkosten von den zeitlichen Ressourcen ab. Lange Pendelwege verursachen dann vergleichsweise hohe Zeitkosten, wenn große Einkommenspotenziale vorliegen oder Hausarbeit und Kinderbetreuung schon viele zeitliche Ressourcen schlucken. Eine ungleich stärkere Ortsbindung desjenigen Partners, der sich vorrangig um die Kinderbetreuung kümmert, ist zudem deshalb zu erwarten, weil Abholzeiten von Kinderbetreuungseinrichtungen enge zeitliche Fenster setzen und oft eine zumindest im Notfall mögliche rasche Rückkehr nach Hause gewünscht ist (Johnston-Anumonwo 1992; Noonan 2001). Ein haushaltsökonomischer Grund für die stärkere Wohnortbindung von Müttern ist der in Familien noch höhere Spezialisierungsgewinn. Ein verhandlungstheoretisches Argument ist, dass Kinder die Bindung beider Partner an die Beziehung verstärken und damit auch eher riskante, einseitige Investitionen in die Karriere *eines* Partners zulassen (Ott 1992). Studien zu Geschlechterrollentheorien weisen

in die gleiche Richtung einer Retraditionalisierung mit der Geburt von Kindern (Schulz & Blossfeld 2006): *Speziell in Partnerschaften sind kürzere Pendelwege von Frauen gegenüber Männern zu beobachten* (H_{1c}); *dies gilt speziell dann, wenn Frauen einen großen Anteil der Hausarbeit übernehmen oder Kinder vorhanden sind* (H_{1d}).

Die letzte Annahme wird in der Literatur auch unter dem Begriff der *household-responsibility-Hypothese* diskutiert (z. B. MacDonald 1999). Sollten die Hypothesen vergleichsweise höherer Pendelgewinne (H_{1b}) und kürzerer Pendelwege von Frauen (H_{1c}) gleichermaßen zutreffen, wäre ein gewisses Paradox zu beobachten: Trotz höherer Einkommensgewinne sollten Frauen weniger weit pendeln. Auch Hypothese H_{1d} könnte ein neues Licht auf Forschungsergebnisse werfen. Sollte sie bestätigt werden, wäre ein Teil der höheren Lohnabstriche bei Müttern nicht durch Humankapitalabschreibungen oder geringere Leistungsfähigkeit bedingt (Becker 1981, 1985), sondern durch die stärkere *Ortsbindung*. Insgesamt ist jedenfalls zu erwarten, *dass sich mit Kontrolle der Pendelstrecken der geschlechtsspezifische Lohnunterschied reduziert* (H_{1e}).

2.3 Zur Rolle von frauentypischen Beschäftigungen und Arbeitsmarktregionen

Schließlich soll noch die Rolle von zwei oft genannten Moderatorvariablen diskutiert werden. Nach humankapitaltheoretischen Überlegungen antizipieren rationale Akteure bereits bei der Berufswahl ihre späteren Familienrollen und wählen solche Berufe, die eine Maximierung des Lebenseinkommens erwarten lassen. Antizipieren Frauen bereits die Rolle des *tied*-Partners, sollten sie Berufe wählen, die regional möglichst ubiquitär sind (Clark et al. 2003; MacDonald 1999). Tatsächlich wird immer wieder behauptet oder auch empirisch gezeigt, dass Berufe von Frauen weniger Mobilität erfordern und deshalb, aber auch wegen generell flacheren Lohnprofilen, mit geringeren Einkommensänderungen bei (Umzugs-)Mobilität einhergehen (z. B. Camstra 1996; Meil 2008; Shauman 2010: 377). Dementsprechend ist zu erwarten, dass *für Personen in typischen Frauenberufen geringere Pendelwege und ebenso geringere Einkommensgewinne durch längere Pendelwege zu beobachten sind* (H_{2a}).

Eine prominente These ist zudem, dass Ortsbindungen insbesondere in *kleinen* Arbeitsmärkten mit einer geringen Stellenpassung (Überqualifikation) bestraft werden (Frank 1978). Städtische Arbeitsmärkte bieten ein breiteres Spektrum an Beschäfti-

¹ Vereinzelt findet sich auch die Annahme, dass aufgrund der größeren Vereinbarkeitsproblematik die Standortwahl stärker an den Belangen der Frau ausgerichtet ist (siehe zur Literatur zu dieser „Sensitivity-Hypothese“ z. B. Camstra 1996). Klassischer im Sinne von Rollentheorien ist aber die Annahme der „male dominance“ (Kain 1962) oder „male chauvinist decision rule“ (Frank 1978), dass der Standort zunächst nach der Berufstätigkeit des Mannes gewählt wird und dann die Frau von dort aus ihre Pendelwege und Arbeitsstätten festlegt.

gungsmöglichkeiten und insbesondere Frauen überdurchschnittliche Einkommensoptionen (Büchel & van Ham 2003). Dementsprechend ist zu erwarten, dass *sich vor allem in ländlichen Regionen die Symptome einer stärkeren Ortsbindung von Frauen zeigen (längere Pendelwege, höhere Einkommensgewinne durch längere Pendelwege)* (H_{2b}).

3. Forschungsstand

Es gibt inzwischen zahlreiche Mobilitätsstudien, welche die stärkere Ortsbindung von Frauen durch Partnerschaften belegen, aufgrund rein deskriptiver oder bivariater Analysen aber wenig erklärungskräftig sind. Diese Studien soll im Folgenden ebenso wenig berücksichtigt werden wie solche, die sich mit (Pendel-)Mobilität ohne expliziten Fokus auf geschlechtsspezifische Einkommenschancen beschäftigen.²

Die bisherige Forschung zur Verknüpfung von Mobilität, Haushalts- und Einkommensstrukturen betrachtet primär Fernumzüge. Frühere Arbeiten zeigen dabei, dass Männer durch gemeinsame Umzüge in Form verbesserter Einkommens- oder Karrierechancen profitieren, während Frauen entsprechende Verluste hinnehmen (Blackburn 2010; Shauman & Noonan 2007; Taylor 2007; für Deutschland: Jürges 1998). Nach neueren Arbeiten gilt diese klare Rollenverteilung nicht für Umzüge in Städte, was die Hypothese H_{2b} zu den geringeren Bestrafungen von Ortsbindungen in Metropolen stützt (Nisic 2010). Allerdings erschweren die kleinen Fallzahlen (etwa nur 100 Fälle bei Jürges 1998) kausale Analysen. Zugleich wird nochmals deutlich, dass im Hinblick auf Lohnungleichheiten vermutlich „auf das falsche Pferd“ gesetzt wird.

Im Hinblick auf tägliche Pendelwege weisen Frauen international im Mittel kürzere Strecken auf als Männer (Blumen 1994; Clark et al. 2003; Crane 2007; Johnston-Anumono 1992). Nach wie vor umstritten sind die Ursachen dafür (Hanson & Johnston 1985; MacDonald 1999): Einige Studien berichten Evidenzen für die *household-responsibility*-Hypothese (z. B. Singell und Lillydahl 1986), während andere Autoren diese populäre These nicht stützen können (Hanson & Johnston 1985). Ebenso gibt es uneinheitliche Ergebnisse dazu, inwieweit die flacheren Verdienstprofile bei Frauenberufen kürzere Pendelwege bedingen (Hanson & Johnston 1985; Rapino & Cooke 2011). Mögli-

cherweise sind diese Inkonsistenzen durch regionale Unterschiede bedingt, denn viele Studien berücksichtigen ausschließlich einzelne (US-amerikanische) Städte, in denen Pendelstrecken stark von der Verkehrsinfrastruktur abhängen (Rapino & Cooke 2011).

Im Hinblick auf die Erklärung von Einkommenshöhen gibt es wenige Arbeiten, die Pendelstrecken als zusätzliche Determinante in Lohnschätzungen aufnehmen. Diese berichten zumeist einen positiven Zusammenhang; so finden etwa Rupert et al. (2009) anhand von Querschnittsdaten für Frankreich, dass Personen, die eine Stunde länger pendeln, im Schnitt einen um 29 Prozent höheren Monatslohn aufweisen. Abraham und Nisic (2007) schätzen dagegen für die Schweiz nur sehr geringe Elastizitäten des Bruttostundenlohns von 0,03 Prozent, und für Deutschland mit Daten des SOEP 1998 einen ähnlich geringen Wert von 0,05 Prozent.³

Arbeiten, welche die Pendelmobilität zur Erklärung von geschlechtsspezifischen Lohnunterschieden nutzen, sind bislang selten. Madden & Chiu (1990) finden mit Zensusdaten zu zwei US-amerikanischen Städten die klassischen kürzeren Arbeitswege von Frauen. Gleichwohl ändert sich ihren Analysen zufolge der geschlechtsspezifische Lohnabstand nur marginal, wenn die stärkere Ortsbindung von Frauen in Simulationen aufgehoben wird. Semyonov & Lewin-Epstein (1991) zeigen dagegen für die Agglomeration von Tel Aviv (Israel), dass speziell Frauen mit Kindern ihre Ortsbindung mit vergleichsweise hohen Gehaltsabstrichen bezahlen. Wiederum anders fallen die Ergebnisse einer Replikation von Howell & Bronson (1996) anhand von US-amerikanischen Querschnittsdaten aus, der zufolge die Pendelstrecken nur einen verschwindend geringen, geschlechtsunspezifischen Einfluss auf das Einkommen haben. Schließlich sind noch zwei Studien zu den USA (Singell & Lillydahl 1986) und Niederlanden (Camstra 1996) zu erwähnen, nach denen sich nach einem Umzug die Pendelwege für Frauen geringfügig erhöhen, während sie für Männer konstant bleiben oder sich reduzieren. Ein weiteres Indiz für die stärker an Männern ausgerichtete Standortwahl in der US-amerikanischen Studie ist, dass dort zwar Frauen, nicht aber Männer, nach Haushaltsumzügen noch Einkommensgewinne durch Pendeln erzielen. Nach dieser Studie sind etwa zehn

² Vgl. für einen Überblick zur jüngeren Mobilitätsforschung Schneider & Meil 2008.

³ Demnach erhöht eine einprozentige Verlängerung der Wegstrecke den Lohn um 0,03 bzw. 0,05 Prozent (so die Tabellenangaben; im Text dort fälschlich als drei bzw. fünf Prozent interpretiert).

Prozent des geschlechtsspezifischen Lohnunterschiedes durch unterschiedliche Pendelmuster bedingt.

Kritisch anzumerken ist, dass diese Studien mit Querschnittsdaten arbeiten. Damit unterliegen sie einem hohen Risiko, die Pendelgewinne aufgrund von unbeobachteter Heterogenität zu überschätzen. Dieser im Hinblick auf die Umzugsmobilität viel diskutierte Aspekt (z. B. Antel 1980; Davanzo & Hosek 1981) wurde für Pendelwege bislang vernachlässigt. Das Problem besteht darin, dass mobile Personen unter den Erwerbspersonen keine zufällige, sondern im Gegenteil sehr selektive Auswahl mit besonders guten Karriere- und Einkommenschancen bilden. Daher stellt sich die Frage, ob diese mobilen Personen ohne Mobilität nicht ähnlich hohe Gehälter erzielen würden. Mit Querschnittsdaten sind derartige kontrafaktische Fragen kaum zu beantworten, da sich lediglich erfasste Variablen (etwa Ausbildungsniveau) kontrollieren lassen, nicht aber nicht gemessene Eigenschaften (etwa Karriereambitionen). Dadurch ausgelöste Fehleinschätzungen werden im Folgenden als Verzerrungen durch unbeobachtete Heterogenität angesprochen. Zudem ist davon auszugehen, dass bereits Personen mit beobachtbarem Arbeitsweg und Einkommen kein zufälliges Sample darstellen (Heckman 1979), sondern ebenfalls eine Stichprobe mit überdurchschnittlich guten Erwerbchancen. Werden derartige Selektivitätsverzerrungen nicht berücksichtigt, ist wiederum von einer Überschätzung der Mobilitätsgewinne auszugehen. Unseres Wissens wurde dies im Hinblick auf die Pendelwege bislang nur in einem Aufsatz, und dort auch nur im Hinblick auf die Selektion in Beschäftigung beachtet (Cooke & Ross 1999).⁴

Für die Notwendigkeit, Selektivitätsverzerrungen zu beachten, sprechen jedenfalls Studien zur Überqualifizierung, die starke Überschätzungen der Einkommenseinbußen in Querschnittsanalysen demonstrieren (Bauer 2002). Nach den Analysen von Büchel und Battu (2003) sind Pendelstrecken negativ mit der Wahrscheinlichkeit einer Überqualifikation korreliert, dies aber geschlechtsunspezifisch (für ähnliche Ergebnisse s. auch Croce & Ghignoni 2011). Alles in allem liegen also bislang sehr heterogene Ergebnisse vor und diese leiden vermutlich un-

ter starken Verzerrungen durch unbeobachtete Heterogenität. Damit ist weiterhin offen, inwieweit die „Ortsfalle“ Partnerschaft ein Erklärungsfaktor für die geschlechtsspezifische Lohnlücke darstellt (MacDonald 1999: 267).

4. Analysestrategien

4.1 Daten und Operationalisierungen

Als Datengrundlage dienen die Untersuchungswellen 2001 bis 2009 des SOEP. Beim SOEP handelt es sich um eine deutschlandweite jährlich wiederholte Befragung von Haushalten, bei der seit 1984 eine repräsentative Stichprobe der Wohnbevölkerung interviewt wird. Mit Auffrischungs- und Ergänzungsstichproben wird versucht, auch für die einzelnen Wellen repräsentative Querschnitte zu erzielen (Wagner et al. 2007). Die Paneldatenstruktur hat den Vorteil, Veränderungen anhand ein- und derselben Personen beobachten zu können, was verlässlichere Kausalanalysen ermöglicht. Daneben bietet sich das SOEP als Datensatz aufgrund der ausführlichen Module zu allen relevanten Aspekten an: der Haushaltsstruktur, der regionalen Mobilität und der Erwerbsbiografie.

Das Sample wird auf erwerbstätige Personen im Alter zwischen 18 und 65 Jahren mit beobachtbaren Arbeitswegen eingegrenzt (andere Fälle werden lediglich für Selektivitätskorrekturen berücksichtigt; dazu unten mehr). Personen, die selbstständig tätig sind, werden aufgrund der für sie geltenden Besonderheiten (z. B. keine Notwendigkeit, eine Stelle zu suchen) ausgeschlossen. Ebenso werden Geringverdiener mit einem Stundenlohn von weniger als fünf Euro nicht berücksichtigt. Bei diesen Personen liegen un plausible Angaben vor oder es handelt sich um wenig qualifizierte Personen, die aufgrund des im Niedriglohnssektors geltenden *Jedermann*-Arbeitsmarktes gerade nicht auf eine gute (regionale) Stellenpassung angewiesen sind.⁵ Das so eingegrenzte Sample umfasst für Frauen und Männer jeweils gut 8.000 Fälle und 36.000 Personenjahre (für eine deskriptive Übersicht siehe Tabelle A1 im Online-Anhang im www.zfs-online.org).

⁴ Eine Ausnahme stellen die Auswertungen des SOEP (Wellen 1995 bis 2007) durch Natascha Nisic (2011) dar. Sie findet nur bei verheirateten Personen einen signifikanten Einfluss der Pendelwege auf den geschlechtsspezifischen Lohnunterschied. Allerdings werden die Pendelwege nur am Rande betrachtet, und es fehlen Angaben zur genauen Umsetzung, wie etwa zum Umgang mit der unterschiedlichen Abfrage der Pendelwege im SOEP.

⁵ Ebenso werden wenige Personen mit einem ungewöhnlich hohen Stundenlohn von mehr als 100 Euro ausgeschlossen. Die Berechnung des Stundenlohns basiert auf dem monatlichen Bruttoeinkommen (Variable *pglabgro* im SOEP-Längsschnittfile) und der vertraglichen Arbeitszeit (*pgerwzt*).

Die als Erklärungsvariable im Fokus stehenden Pendelwege werden im SOEP jährlich als Wegstrecke in Kilometern erfragt. Die Weglängen dürften den Optionsradius an Arbeitsstellen genauer messen als die im SOEP ohnehin nur selten erfassten Zeitangaben, die beispielsweise stärker durch die Fahrzeugwahl beeinflusst sein dürften. Während in den Wellen ab 2001 die Wegstrecken für alle Erwerbstätigen erhoben werden, die nicht auf dem Grundstück ihrer Wohnung arbeiten, gilt dies in den meisten früheren Wellen nur für Personen mit Arbeitsplatz nicht am Wohnort. Daher beschränken wir die Analysen auf den Zeitraum ab 2001. Ausgeschlossen werden Extremwerte von mehr als 200 km.⁶

Zur Erklärung der Einkommenshöhe, gemessen am Brutto-Stundenlohn der vertraglichen Arbeitszeit, werden gängige Humankapitalvariablen wie die Berufserfahrung verwendet. Ebenso wird für die Dauer der Beschäftigung an der jeweiligen Arbeitsstelle und die Branche kontrolliert.⁷ Weitere einkommensrelevante Variablen, wie die berufliche Stellung oder Betriebsgröße, werden in den präsentierten Modellen bewusst nicht kontrolliert – diese Variablen sind ja gerade Indikatoren einer mehr oder weniger guten Stellenpassung und würden daher vermutlich schon zu viel von den Einkommensgewinnen durch längere Pendelstrecken wegerklären (zu Robustheitsanalysen später mehr).

Im Hinblick auf Ortsbindungen interessiert zunächst, ob Umzüge die Arbeitswege verkürzen (H_{1a}). Auf eine Differenzierung nach Umzugsanlässen wird verzichtet, denn den theoretischen Überlegungen zufolge können auch Nahumzüge ohne primär berufliche Motivation eine unterschiedlich gute Optimierung von Arbeitswegen darstellen. Als Umzugsmobilität im entsprechenden Jahr wird gezählt, wenn ein Haushalt gegenüber dem Vorjahr umgezogen ist.

Zur Messung der regionalen Gebundenheit durch Partnerschaften wird betrachtet, ob die Befragten

⁶ Dies betrifft 1,1 Prozent der Fälle. Es soll damit vermieden werden, dass wenige Sonderfälle von Hochmobilen die Analysen zu stark dominieren. Pendelstrecken unter einem Kilometer werden auf den Wert 0,1 km gesetzt, damit Logarithmierungen möglich sind.

⁷ Für die Branche werden fünf Kategorien unterschieden, gebildet aus dem einstelligen *Industry Code* (Variable *e11106*). In die Messung der Berufserfahrung gehen Vollzeitaktivitäten mit vollem, Teilzeitbeschäftigungen mit halbem Gewicht ein. Die Ausbildung wird aufgrund der geringen personenspezifischen Varianz in den Fixed-Effects-Modellierungen nicht berücksichtigt.

mit einem Ehe- oder Lebenspartner zusammenwohnen. Die Belastung mit Hausarbeit in Partnerschaften wird als prozentualer Anteil am Gesamtumfang (Summe der beidseitigen Anteile) gemessen. Im Hinblick auf zeitliche Restriktionen werden Kinder (bis 14 Jahre) sowie pflegebedürftige Personen im Haushalt berücksichtigt. Aufgrund der Seltenheit von Pflegefällen werden diese zusammen mit Kindern in einer gemeinsamen Dummy-Variable erfasst.

Für die Operationalisierung der Gemeindegröße wird eine Dreiteilung in ländliche Regionen (maximal 20.000 Einwohner), Kleinstädte (bis unter 100.000 Einwohner) und Großstädte (mindestens 100.000 Einwohner) vorgenommen. „Frauenberufe“ werden jahresspezifisch über den jeweiligen Anteil an weiblichen Beschäftigten operationalisiert, wozu die vierstellige Berufsklassifikation des Statistischen Bundesamts (Variable *pgklas*) herangezogen wird. Für Berufsklassen mit weniger als 100 Beschäftigten im jeweiligen Jahr wird die jeweils nächsthöhere Klasse herangezogen (also etwa die zwei- statt dreistellige Klassifikation). Als „Frauenberuf“ werden Tätigkeiten mit einem Frauenanteil von mindestens 70 Prozent weiblichen Beschäftigten gewertet.⁸

Zuletzt sei angemerkt, dass die substanziellen Ergebnisse gegenüber diesen Eingrenzungen (etwa Ausschluss von extrem langen Pendelstrecken), den gewählten Kodierungen (etwa im Hinblick auf Ortsgruppen) und Kontrollvariablen (mit/ohne Kontrolle des Berufsstatus) robust sind. Allenfalls sind leichte Verstärkungen oder Abschwächungen der Effekte zu beobachten. Weitere Modelle sind auf Anfrage bei den Autorinnen erhältlich.

4.2 Modellwahl

Für die multivariaten Analysen werden Panelregressionen mit fixen Effekten (FE) verwendet (Wooldridge 2002). Diese Modelle haben den Vorteil, dass sie alle zeitkonstanten Faktoren als Drittvariablen ausschließen (und damit auch schwer messbare einkommensrelevante Aspekte wie die Begabung). Notiert man die abhängige Variable mit Y_{it} , (wobei i einen Index für die einzelnen Personen, t einen Index für die einzelnen Befragungswellen darstellt), lautet das Modell:

⁸ In Fällen, in denen selbst die einstellige Systematik noch weniger als zehn Beschäftigte im jeweiligen Jahr ausweist, wird der Frauenanteil auf einen fehlenden Wert gesetzt.

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum \beta_k X_{ik} + e_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad (1)$$

$$k = 1, \dots, M \quad t = 2001, \dots, 2009$$

wobei

$$e_{it} = u_i + v_t + w_{it} \quad (2)$$

In dieser Gleichung stellt β_0 den befragtenübergreifenden Intercept (*grand mean*) dar, X_{ik} sind zeitvariable Merkmale der Befragten, β die Regressionskoeffizienten, und e_{it} ist der Fehlerterm, der sich aus drei Komponenten zusammensetzt: einer befragtenspezifischen (u_i), einer wellenspezifischen (v_t), und einer rein zufälligen Komponente (w_{it}). Alle nicht gemessenen zeitkonstanten Unterschiede zwischen den Personen werden mit der Fehlerkomponente u_i aufgefangen; ebenso kontrolliert das Modell mit v_t für generelle Veränderungen zwischen den Befragungswellen. Die Koeffizienten β messen dann nur noch die verbleibenden Effekte von Veränderungen innerhalb von Personen, also etwa die *personenspezifischen* Effekte einer Verlängerung oder Verkürzung der Pendelwege. Nochmals anders ausgedrückt, zeigen die FE-Koeffizienten allein Veränderungen im Mittel bei ein- und denselben Personen (*within*-Effekte) an, nicht aber Effekte, die durch Unterschiede zwischen Personen (*between*-Effekte) bedingt sind. Damit ermöglichen sie die gewünschte Kontrolle für unbeobachtete Heterogenität.⁹ Kehrseite der Messung von lediglich personenspezifischen Effekten in FE-Modellen ist, dass viele Variablen nur eine geringe Varianz und in der Folge geringe statistische *Power* aufweisen. Daher werden auch zum Zehn-Prozent-Niveau signifikante Effekte ausgewiesen.

Die für die Einkommenschätzung verwendete log-log-Modellierung (sowohl der abhängige Stundenlohn als auch die unabhängigen Pendelwege sind logarithmiert) eröffnet besonders anschauliche relative Interpretationen: Die Effekte des Pendelwegs stellen in dieser Modellierung jeweils Prozenteffekte bzw. Elastizitäten dar (Änderung der abhängigen Variable in Prozent, wenn sich die unabhängige Variable um ein Prozent erhöht). Als relative Maße erlauben sie, die Ergebnisse für Frauen und Männern trotz unterschiedlicher absoluter Einkommenshöhen zu vergleichen, denn Einflussstärken werden jeweils relativ in Bezug zu den jeweiligen Mittelwerten gemessen. Es lässt sich somit von generellen Einkommensunterschieden abstrahieren, wie sie zwischen Frauen oder Männern oder bestimmten Berufsgruppen bestehen.

⁹ Um mögliche Autokorrelationen sowie Heteroskedastizität zu modellieren, werden alle Modelle mit robusten Standardfehlern geschätzt (für diese Empfehlung bei Panelregressionen: Winkelmann 2001).

Die Modellwahl von FE-Regressionen wird durch einschlägige Tests gestützt.¹⁰ Zur Demonstration, wie stark reine Querschnittsanalysen die Pendelgewinne aufgrund von unbeobachteter Heterogenität überschätzen, werden alternativ auch *gepooled* Querschnittsanalysen berichtet, die auf *Ordinary-Least-Square*-(OLS-) Regressionen basieren. In diesen wird für die Abhängigkeit der Beobachtungen – mehrere Beobachtungswerte für einzelne Personen – lediglich mit robusten Standardfehlern kontrolliert (Wooldridge 2003).

Eine weitere Herausforderung besteht darin, dass Pendelwege und Stundenlöhne *per se* nur für beschäftigte Personen vorliegen. Auch diesbezüglich ist, wie bereits angedeutet, von keinem zufälligen Sample aller Erwerbspersonen auszugehen. Wir berichten Analysen mit Selektivitätskorrekturen, wie sie als Alternative zur Korrektur nach Heckman (1979) für den Längsschnitt vorgeschlagen werden (Berk 1983; für Anwendungsbeispiele: Busch & Holst 2011; England et al. 1988). Für die einzelnen Personen wird zunächst die Wahrscheinlichkeit geschätzt, dass für sie im jeweiligen Jahr sowohl ein Pendelweg als auch ein Einkommen beobachtet wird, wozu geschlechtsspezifische Regressionen getrennt für die einzelnen Panelwellen verwendet werden. Als Erklärungsvariablen dienen dabei insbesondere Humankapitalvariablen und Merkmale der Lebenssituation.¹¹ Diese Wahrscheinlichkeit einer gültigen Beobachtung (von uns „Lambda“ genannt) wird dann in den eigentlich interessierenden Regressionen als zusätzliche Kovariate berücksichtigt.¹²

Abschließend sei betont, dass es aus theoretischer wie empirischer Sicht kaum möglich ist, Ursache und Folge vollständig zu trennen. Arbeitswege und Stellen und damit Einkommen werden gemeinsam gewählt. Somit sind diese Aspekte untrennbar. Un-

¹⁰ *Lagrange-multiplier*-Tests (Breusch & Pagan 1980) favorisieren Modellierungen mit einem Panelmodell (RE-Regressionen) gegenüber *Ordinary-Least-Square* Regressionen (OLS). Im Vergleich unterschiedlicher Panelmodellierungen sprechen *Hausman*-Tests (Hausman 1978) für Modellierungen mit fixen Effekten.

¹¹ Folgende Kovariaten werden berücksichtigt: die Bildung (*Casmin*), das Erhebungsgebiet (Ost versus West), die Gemeindegröße, das Vorhandensein von (Klein-)Kindern, die Berufserfahrung, das Alter, der Gesundheitszustand und ob die Befragten verheiratet sind oder nicht.

¹² Eine Umrechnung von *Lambda* in *Hazard*-Raten, wie von Berk (1983) vorgeschlagen, liefert vergleichbare Ergebnisse. Da primär Zusammenhänge und nicht Deskriptionen interessieren, werden alle Regressionen ungewichtet geschätzt.

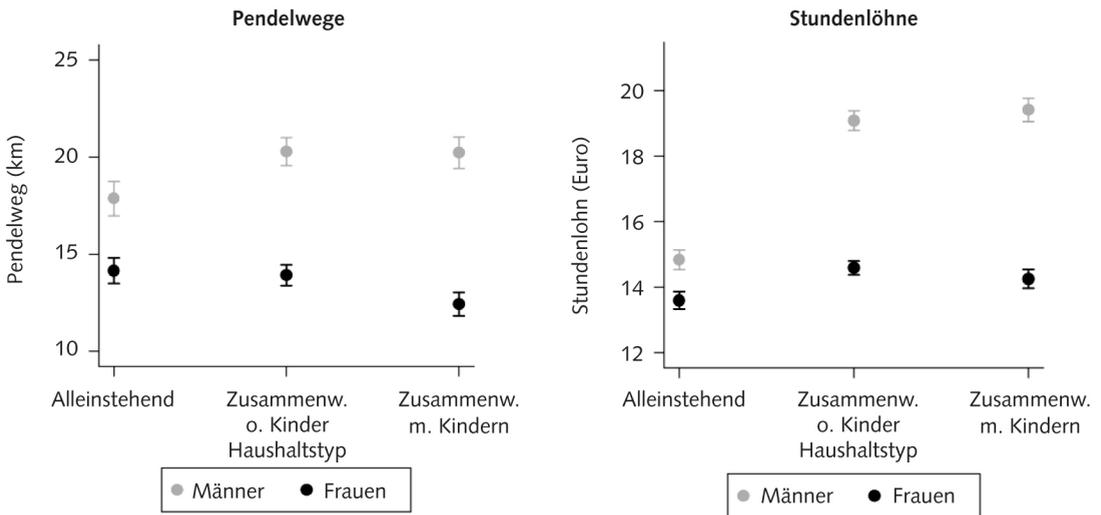


Abb.1 Mittlere Entfernung Wohnung zur Arbeit sowie Stundenlöhne nach Haushaltstyp und Geschlecht (Mittelwerte mit 95 %-Konfidenzintervallen)

Anmerkungen: Die Konfidenzintervalle basieren auf Schätzungen mit robusten Standardfehlern (Huber-White-Korrektur für die mehrfachen Beobachtungswerte für einzelne Personen). Zur Definition von „Zusammenwohnenden mit Kindern“ wurden Kinder bis 14 Jahre berücksichtigt, ebenfalls zählen Haushalte mit pflegebedürftigen Personen in diese Kategorie.

sere Thesen und Analysen stellen soweit wie möglich auf Wohnort-Arbeitsort-Kombinationen und deren Bedeutung für personenspezifische Einkommenschancen ab (etwa Effekte der Haushaltsstruktur auf Weglängen; Einkommenselastizitäten der Pendelwege), womit sich dieses „Henne-Ei-Problem“ etwas umgehen lässt. Wir kommen hierauf in der Schlussdiskussion zurück.

5. Ergebnisse

5.1 Deskriptive Ergebnisse

Abbildung 1 zeigt auf der linken Seite die mittleren Pendelstrecken zusammen mit 95-Prozent Konfidenzintervallen getrennt für Frauen und Männer und verschiedene Haushaltsstrukturen (von links nach rechts: Alleinwohnende, Zusammenwohnende ohne und mit Kindern bzw. pflegebedürftigen Personen). Männer weisen längere Pendelstrecken auf, und dies insbesondere dann, wenn sie in einem Paarhaushalt wohnen. Die Effekte der familialen Lebenssituationen erweisen sich für beide Geschlechter als entgegengesetzt. Jedoch sind die Unterschiede gering: Bei Männern erhöhen sich die Pendelwege von im Mittel 17,9 km bei Alleinstehenden auf 20,2 km in Paarhaushalten mit Kindern, bei Frauen verringern sie sich von 14,2 auf 12,4 km.

Damit betragen in Paarhaushalten die Pendelwege von Frauen nur etwa zwei Drittel von denjenigen der Männer. Diese Beobachtung gilt auch für die ausreißerrobusteren Mediane (siehe Tabelle A1 im Online-Anhang). Auf der rechten Seite der Grafik sind die Stundenlöhne dargestellt. Auch hier finden sich die größten Geschlechtsunterschiede in Paarhaushalten mit Kindern.

5.2 Multivariate Analysen der Pendelwege

Allerdings sind dies bislang reine Querschnittsbeobachtungen ohne jegliche Kontrollvariablen. Mehr Aufschluss über die Gültigkeit unserer Hypothesen bieten die in Tabelle 1 dargestellten FE-Regressionen. Die abhängige Variable bilden die logarithmierten Pendelwege, somit geben die Koeffizienten mit 100 multipliziert approximativ die zu erwartenden prozentualen Veränderungen der Pendelwege an, wenn sich eine metrische Variable um eine Einheit erhöht bzw. bei Dummy-Variablen die jeweilige Kategorie statt der Referenzkategorie vorliegt.¹³ Wie erläutert, wird in den Modellen durch *Lambda*

¹³ Genau berechnet sich der Prozenteffekt mit $[\exp(\beta) - 1] * 100$, allerdings führt diese Berechnungsweise lediglich bei großen Effektstärken zu deutlich anderen Werten. In diesen Fällen berichten wir die genauen Berechnungen.

Tabelle 1 Fixed-Effects-Regressionen zur Erklärung der Pendelstrecken (Koeffizienten, in Klammern robuste Standardfehler)

	Männer			Frauen		
	Alle	Alleinstehend	Zusammenwohnend Modell 1 Modell 2	Alle	Alleinstehend	Zusammenwohnend Modell 1 Modell 2
Mit Partner zusammenwohnend	0,151*** (0,0340)			0,0774** (0,0296)		
Umzug im letzten Jahr	-0,0229 (0,0143)	-0,0734* (0,0322)	-0,00140 (0,0154)	-0,00261 (0,0149)	-0,0587* (0,0297)	0,0310+ (0,0170)
Vollzeittätigkeit	0,194*** (0,0444)	0,248** (0,0756)	0,160** (0,0577)	0,0823*** (0,0199)	0,103* (0,0428)	0,0679** (0,0226)
Kinder o. pflegebedürftige Person ^a	0,0139 (0,0206)	0,115 (0,0988)	-0,00717 (0,0216)	-0,00176 (0,0219)	0,0290 (0,0591)	0,00986 (0,0230)
Frauenberuf (1 = ja)	-0,0251 (0,0254)	-0,0200 (0,0590)	0,00985 (0,0270)	-0,0311* (0,0155)	-0,0238 (0,0349)	-0,0266 (0,0183)
Hausarbeitsanteil der Frau [%]			0,0378 (0,0273)			-0,0777** (0,0246)
Gemeindegröße (Ref.: Land)						
Kleinstadt	-0,323*** (0,0571)	-0,268+ (0,138)	-0,281*** (0,0646)	-0,240*** (0,0627)	-0,364** (0,136)	-0,123+ (0,0727)
Großstadt	-0,546*** (0,0793)	-0,439** (0,140)	-0,522*** (0,107)	-0,583*** (0,0812)	-0,576*** (0,158)	-0,476*** (0,119)
Ostdeutschland	0,0307 (0,164)	0,552+ (0,297)	-0,285 (0,232)	0,385** (0,136)	0,564** (0,214)	0,242 (0,215)
Lambda ^b	0,0673 (0,0928)	-0,101 (0,205)	0,0485 (0,102)	0,0884 (0,0623)	0,0224 (0,157)	0,0831 (0,0666)
Konstante	2,256*** (0,0866)	2,139*** (0,155)	2,507*** (0,114)	1,973*** (0,0743)	2,103*** (0,148)	1,987*** (0,0885)
Beobachtungen	36.200	7.872	28.328	34.768	8.346	26.422
Personen	7.946	2.486	6.309	7.872	2.543	6.269
R ² (within)	0,024	0,023	0,017	0,022	0,025	0,014
σ _u	1,113	1,146	1,118	1,112	1,101	1,119
rho	0,829	0,807	0,851	0,818	0,780	0,847

Anmerkungen: Als abhängige Variable dient die logarithmierte Entfernung in Kilometern. ^a Kinder bis 14 Jahre. ^b Geschätzte Wahrscheinlichkeit, dass ein gültiger Wert für das Erwerbseinkommen und die Pendelstrecke vorliegt. Zusätzlich kontrolliert wird für die Befragungswellen (Dummy-Variablen; Referenz: 2001).
 ***: $p < 0,001$; **: $p < 0,01$; *: $p < 0,05$; + $p < 0,1$.

für die Selektion in Beschäftigung kontrolliert. Der zugehörige Koeffizient ist nicht signifikant, somit scheinen Selektionseffekte keine große Rolle zu spielen.

Interessanter sind die Effekte der anderen Variablen, die im Folgenden von oben nach unten betrachtet werden. In den Modellen für *alle* Befragten unabhängig von ihrem Partnerschaftsstatus (jeweils das linke Modell für Frauen und Männer) zeigt sich – anders als in den Querschnittsanalysen – nun auch für Frauen eine Verlängerung des Pendelweges, sobald sie mit einem Partner zusammenleben. Allerdings ist die Effektstärke bei Frauen nur etwa halb so groß wie bei Männern (7,7 versus 15,1 %; dieser Geschlechtsunterschied ist zu einem Zehn-Prozentniveau signifikant).¹⁴ Zusammengekommen mit der geringeren Konstante für Frauen bedeutet dies, dass wie erwartet ($H1_c$) der Geschlechtsunterschied im Pendelradius in Partnerschaften etwas stärker ausgeprägt ist.

Für Umzüge findet sich für Männer das erwartete negative Vorzeichen, allerdings ist der Effekt durchweg sehr gering und erreicht nur in den Modellen für Alleinstehende ein statistisch signifikantes Niveau (Modelle ganz links). Anders ist das Muster bei Frauen: Während alleinwohnende Frauen nach Umzügen ebenfalls etwas kürzere Pendelwege aufweisen, berichten Frauen in Paarhaushalten tendenziell längere Pendelwege (vgl. das vorletzte Modell rechts). Dies ist konform mit der Erwartung ($H1_a$), dass Standortwahlen in Partnerschaften die männlichen Arbeitswege priorisieren. Allerdings sind die Effekte sehr gering und im letzten Modell mit zusätzlicher Aufnahme der Hausarbeitsanteile nicht mehr signifikant.

Für unsere Hypothesentestung interessiert weiter der Effekt von Kindern bzw. pflegebedürftigen Personen ($H1_d$). Die entsprechende Dummy-Variable hat keinen Effekt auf die Pendelwege. Klar bestätigt sich jedoch die Annahme einer stärkeren geografischen Restriktion von Frauen durch Hausarbeit ($H1_d$), die im jeweils letzten Modell zusätzlich aufgenommen wird: Je höher der Hausarbeitsanteil, desto kürzer sind die Pendelwege von Frauen.¹⁵

¹⁴ In einem gemeinsamen Modell geschätzt ergibt sich für einen Interaktionsterm zwischen „Zusammenwohnend“ und „Frau“: $\beta = 0,0741$; $p = 0,097$. Die Umkehrung des Vorzeichens (längere Pendelwege durch Partnerschaften auch für Frauen) tritt ein, sobald mittels Panelmodellen für unbeobachtete Heterogenität kontrolliert wird.

¹⁵ Die Kausalität kann hier auch umgekehrt sein (kürzere Pendelwege lassen mehr Zeit für Hausarbeit). Aufgrund der Endogenität wird der Effekt nur in separaten Modellen ausgewiesen.

Schließlich interessieren noch die Einflüsse von typischen Frauenberufen und der Stadtgröße ($H2_a$, $H2_b$). Für Frauenberufe finden sich die erwarteten bremsenden Effekte auf die Pendelwege, die zum Teil auch ein statistisch signifikantes Niveau erreichen. Als sehr bedeutsam erweisen sich die Wohnregionen; so sind in Kleinstädten die Pendelwege gegenüber Wohnorten auf dem Land um bis zu 30 Prozent reduziert, in Großstädten um gut 40 Prozent.

5.3 Einfluss auf das Einkommen

Was bedeutet dies nun für den Optionsraum an zugänglichen Stellen bzw. die erzielten Einkommen? Aufschluss hierüber geben die in Tabelle 2 dargestellten Lohnschätzungen. Es handelt sich wiederum um FE-Schätzungen mit robusten Standardfehlern (in Klammern), nun aber mit dem logarithmierten Stundenlohn als abhängiger Variable. Interessant sind vor allem die hervorgehobenen Effekte der Pendelstrecken sowie die Interaktionen der Pendelstrecken mit dem Haushaltstypus (in den Modellen 2 und 3). Wie bereits erläutert, zeigen die Koeffizienten in der gewählten Modellierung mit zwei logarithmierten Variablen (log-log-Modelle) Elastizitäten an. Der Effekt von 0,0039 der Pendelstrecke im Modell 1 für Männer bedeutet beispielsweise, dass sich bei einer Erhöhung der Pendelstrecke um ein Prozent der Stundenlohn im Mittel um 0,004 Prozent erhöht. Dies ist ein verschwindend geringer Effekt. In der Folge erreicht der Einfluss der Pendelwege hier wie in den anderen Modellen für Männer kein signifikantes Niveau. Für Frauen finden sich dagegen schwache Anzeichen, dass sie durch längere Pendelwege ihr Einkommen vergrößern können: Im Modell 1 ohne Interaktionsterme findet sich eine schwache positive Elastizität; in den folgenden Modellen verschwindet der Haupteffekt, dafür erweist sich dann die Interaktion mit dem Haushaltstyp „Zusammenwohnend“ als signifikant. Demnach bezahlen Frauen vor allem in Paarhaushalten ihre kurzen Wegstrecken mit Gehaltsabstrichen. Kinder haben dagegen durchweg keinen statistisch signifikanten Effekt. Summiert man bei Frauen den Haupteffekt der Pendelstrecke in Modell 3 mit den beiden Interaktionseffekten auf, erhält man insgesamt eine Effektstärke von 0,017. Auch das ist ein sehr schwacher Effekt: Würden Frauen ihre Pendelwege verdoppeln (womit sie dann in etwa die gleichen Wegstrecken wie Männer zurücklegen würden), ergäbe sich für sie bei sonst gleichen Bedingungen eine Gehaltssteigerung um den Faktor

Tabelle 2 Fixed-Effects-Regressionen zur Erklärung des Stundenlohns (Koeffizienten, in Klammern robuste Standardfehler)

	Männer			Frauen		
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 1	Modell 2	Modell 3
Pendelstrecke (logarithmiert)	0,00390 (0,00284)	-0,00125 (0,00498)	-0,00128 (0,00499)	0,00966** (0,00341)	-0,00224 (0,00505)	-0,00259 (0,00515)
Zusammenwohnend	0,0125 (0,00819)	-0,00507 (0,0158)	-0,00456 (0,0162)	0,0108 (0,00846)	-0,0274+ (0,0146)	-0,0270+ (0,0145)
Kinder o. pflegebed. Person ^a	0,0179** (0,00534)	0,0180** (0,00534)	0,0166 (0,0122)	0,0239** (0,00796)	0,0236** (0,00796)	0,0205 (0,0127)
Pendelstrecke (log.) X Zusammenwohnend		0,00733 (0,00534)	0,00712 (0,00554)		0,0179** (0,00562)	0,0177** (0,00560)
Pendelstrecke (log.) X Kinder			0,000555 (0,00426)			0,00161 (0,00516)
Lambda ^b	0,318*** (0,0372)	0,318*** (0,0372)	0,318*** (0,0372)	0,121*** (0,0293)	0,120*** (0,0292)	0,120*** (0,0293)
Konstante	2,015*** (0,109)	2,029*** (0,110)	2,029*** (0,110)	2,046*** (0,0515)	2,073*** (0,0516)	2,073*** (0,0516)
Beobachtungen	35.141	35.141	35.141	33.533	33.533	33.533
Personen	7.801	7.801	7.801	7.691	7.691	7.691
R ² (within)	0,128	0,128	0,128	0,071	0,071	0,071
σ _u	0,440	0,440	0,440	0,409	0,409	0,409
Rho	0,877	0,877	0,877	0,803	0,803	0,803

Anmerkungen: Als abhängige Variable dient der logarithmierte Stundenlohn. ^a Kinder bis 14 Jahre. ^b Geschätzte Wahrscheinlichkeit, dass ein gültiger Wert für das Erwerbseinkommen und die Pendelstrecke vorliegt. Zusätzlich kontrolliert wird für die Berufserfahrung, das Erhebungsgebiet (Ost-versus Westdeutschland), Vollzeitstellen, die Gemeindegröße, Befragungswellen (Dummy-Variablen) und Branchen. *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; + $p < 0,1$.

$2^{0,017}$, das entspricht einem Umfang von etwa 1,2 Prozent.¹⁶

Um zu prüfen, ob Frauenberufe eine Art Puffer gegen Gehaltsabstriche durch Ortsbindung bieten (H_{2a}) oder Frauen vor allem auf dem Land ihre geringe Mobilität mit Gehaltseinbußen bezahlen (H_{2b}), schätzen wir den Einfluss der Pendelwege nochmals getrennt für zusammenwohnende Frauen und Männer, nun aber aufgeschlüsselt nach dem Berufstypus und der Wohnortgröße. Aus Platzgründen werden in Tabelle 3 allein die Einflüsse der Pendelstrecken dargestellt (alle weiteren Effekte sind weitgehend redundant zu den bisherigen Modellschätzungen). Es finden sich vor allem bei Frauen kleine Unterschiede in den Elastizitäten nach Art des Berufstypus, allerdings in umgekehrter Form als erwartet (höhere Elastizität bei Frauenberufen). Ebenso zeigen sich nur bei Frauen Unterschiede

hinsichtlich der Wohnortgröße, dieses Mal in der erwarteten Richtung (höhere Elastizitäten auf dem Land und in Kleinstädten statt in Metropolen). Schätzt man die Effekte in einem gemeinsamen Modell für alle weiblichen Befragten mit Interaktionstermen (Pendelweg X Frauenberuf bzw. Pendelweg X Gemeindegröße), erweist sich keine der Interaktionen als signifikant (Modelle nicht dargestellt). Demnach sind die zunächst gefundenen stärkeren Gehaltseinbußen bei Frauen auf dem Land ein reiner Selektionseffekt aufgrund unbeobachteter Heterogenität. Frauen mit geringeren Einkommenspotenzialen wohnen eher auf dem Land und sind zugleich weniger zum Pendeln bereit, ohne dass ein direkter kausaler Zusammenhang zwischen beiden Aspekten bestünde. Ähnliches gilt für den Einfluss des Berufstypus.

Deutliche Selektionseffekte zeigen sich auch, wenn die Gehaltszuwächse lediglich im Querschnitt und damit ohne Kontrolle für unbeobachtete Heterogenität geschätzt werden. Wiederholt man die Regressionen von Tabelle 2 mit einem *gepoolten* OLS-Modell, das die hierarchische Datenstruktur (mehrere

¹⁶ Der Effekt einer Verdoppelung einer Kovariate X berechnet sich wie folgt: $\Delta \ln Y = \beta [\ln(2X) - \ln(X)] = \beta \ln(2)$; somit ergibt sich für das Verhältnis von Y vor und nach der Verdoppelung $\exp[\beta \ln(2)] = 2^\beta$.

Tabelle 3 Fixed-Effects-Regressionen des Stundenlohns nach Berufstypus und Wohnregionen (Koeffizienten, in Klammern robuste Standardfehler)

	Berufstypus		Wohnregion		
	Kein Frauenberuf	Frauenberuf	Land	Kleinstadt	Großstadt
Frauen					
Pendelweg (logarithmiert)	0,0118+ (0,00638)	0,0163** (0,00618)	0,0177* (0,00712)	0,0324*** (0,00889)	0,0115 (0,00787)
Männer					
Pendelweg (logarithmiert)	0,00541 (0,00342)	-0,0144 (0,0163)	0,0101+ (0,00543)	0,00474 (0,00632)	0,000695 (0,00599)

Anmerkungen: Kontrollvariablen aus Platzgründen nicht dargestellt. Die Modelle wurden analog zu den Modellen 1 in Tabelle 2 aufgebaut. *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; + $p < 0,1$.

Beobachtungswerte von einzelnen Personen) lediglich mit robusten Standardfehlern adressiert, erhält man Effekte der Pendelstrecken, die etwa dem Zehnfachen (!) der FE-Schätzungen entsprechen (vgl. Tabelle 4; die FE-Schätzungen der zentralen Variablen sind dort zum Vergleich nochmals dargestellt).¹⁷ Die im Querschnitt geschätzten Effekte sind somit deutlich durch unbeobachtete Heterogenität nach oben verzerrt. Auch im Hinblick auf Pendelwege gilt also, dass es sich bei den mobilen Personen um ein selektives Sample von Beschäftigten mit überdurchschnittlich guten Verdienstoptionen handelt, die ihre Einkommensgewinne zu einem großen Anteil nicht ihrer Mobilitätsbereitschaft, sondern anderen, nicht gemessenen Merkmalen verdanken. Die andernorts auf der Grundlage von Querschnittsanalysen berichteten Mobilitätsgewinne dürften vor diesem Hintergrund deutlich überschätzt worden sein.

5.4 Relevanz für den geschlechtsspezifischen Lohnabstand

Abschließend soll noch näherungsweise geschätzt werden, inwieweit sich die geschlechtsspezifische Lohnlücke reduziert, wenn der tägliche Pendelradius berücksichtigt wird (H_{1e}). Eine Schwierigkeit ist, dass FE-Modelle *per se* nicht die Möglichkeit bieten, zeitkonstante Effekte wie das Geschlecht mit einzubeziehen. Bei Analysen zum Einfluss des Geschlechts handelt es sich unvermeidlich um einen Vergleich zwischen Personen (*between-Effekt*), somit lässt sich das Problem der unbeobachteten Heterogenität für diesen Aspekt nicht gänzlich umgehen.

Um gleichwohl eine möglichst verlässliche Schätzung zu erzielen, wird auf Random-Effects- (RE-) Modelle ausgewichen. Diese modellieren anders als FE-Regressionen die personenspezifische Fehlerkomponente u_i (die hier als *random intercept* bezeichnet wird) nicht als einen fixen, sondern zufälligen Effekt, was den Einbezug zeitkonstanter Variablen ermöglicht (Brüderl 2010). RE-Schätzungen sind anfälliger für unbeobachtete Heterogenität als FE-Modellierungen, sie bieten aber durch die Aufnahme des personenspezifischen *intercepts* noch eine vergleichsweise bessere Kontrolle als einfache OLS-Regressionen. Diese Vermutung bestätigt sich, wenn die in Tabelle 4 dargestellten Modelle wiederholt werden. Die RE-Schätzungen liegen durchweg zwischen den Koeffizientenwerten der FE- und OLS-Modellierungen (Tabelle A2 im Online-Anhang unter www.zfs-online.org). Sie sind somit ebenfalls etwas, aber nicht ganz so stark durch unbeobachtete Heterogenität verzerrt wie einfache OLS-Modelle und bieten daher trotz tendenzieller Überschätzung wohl eine gute Annäherung an den geschlechtsspezifischen Lohnunterschied.¹⁸

Die Ergebnisse finden sich in Tabelle 5. Es werden Schätzungen des logarithmierten Stundenlohns getrennt für unterschiedliche Haushaltsformen einmal ohne (jeweils Modell 1) und einmal mit Kontrolle der Pendelstrecken berichtet (Modelle 2). Der in der ersten Zeile berichtete Geschlechtseffekt ist

¹⁸ Der Mittelweg, die Schätzung eines *hybriden* Modells aus *fixed*- und *random*-Effekten (dazu Brüderl 2010) bietet zwar verlässlichere Schätzungen der fixen Effekte, ist aber im Hinblick auf den hier zentralen Geschlechtseffekt gleichwohl auf eine *between*-Schätzung angewiesen. Aufgrund der wenigen Beobachtungswerte pro Person wird das stabilere RE-Modell vorgezogen. Schätzungen mit Dekompositionsverfahren sind bei Fixed-Effects Modellierungen sehr voraussetzungsreich und anfällig für Verzerrungen (Heitmüller 2005).

¹⁷ Kontrolliert man zusätzlich für die Bildung (Casmin) finden sich immer noch deutlich ausgeprägtere Effektstärken in den OLS-Modellen gegenüber FE-Modellen.

Tabelle 4 Fixed-Effects versus OLS-Regressionen des Stundenlohns (Koeffizienten, in Klammern robuste Standardfehler)

	Männer			Frauen		
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 1	Modell 2	Modell 3
FE-Regressionen						
Pendelstrecke (logarithmiert)	0,00390 (0,00284)	-0,00125 (0,00498)	-0,00128 (0,00499)	0,00966** (0,00341)	-0,00224 (0,00505)	-0,00259 (0,00515)
Zusammenwohnend	0,0125 (0,00819)	-0,00507 (0,0158)	-0,00456 (0,0162)	0,0108 (0,00846)	-0,0274+ (0,0146)	-0,0270+ (0,0145)
Kinder o. pflegebed. Person ^a	0,0179** (0,00534)	0,0180** (0,00534)	0,0166 (0,0122)	0,0239*** (0,00796)	0,0236** (0,00796)	0,0205 (0,0127)
Pendelstrecke (log.) X Zusammenw.	0,00733 (0,00534)	0,00712 (0,00554)		0,0179** (0,00562)	0,0177** (0,00560)	
Pendelstrecke (log.) X Kinder			0,000555 (0,00426)			0,00161 (0,00516)
OLS-Regressionen						
Pendelstrecke (logarithmiert)	0,0481*** (0,00376)	0,0152* (0,00667)	0,0153* (0,00669)	0,0659*** (0,00366)	0,0438*** (0,00596)	0,0393*** (0,00613)
Zusammenwohnend	0,104*** (0,0112)	0,00520 (0,0219)	0,00455 (0,0229)	0,0359*** (0,00959)	-0,0230 (0,0171)	-0,0147 (0,0172)
Kinder o. pflegebed. Person ^a	0,0296** (0,00987)	0,0301** (0,00986)	0,0317 (0,0211)	0,0642*** (0,00988)	0,0630*** (0,00987)	0,0135 (0,0172)
Pendelstrecke (log.) X Zusammenw.		0,0428*** (0,00780)	0,0431*** (0,00828)		0,0290*** (0,00707)	0,0250*** (0,00713)
Pendelstrecke (log.) X Kinder			-0,000658 (0,00769)			0,0256** (0,00742)

Anmerkungen: Kontrollvariablen aus Platzgründen nicht dargestellt. Die Modelle wurden analog zu Tabelle 2 aufgebaut. ^a Kinder bis 14 Jahre.

*** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; + $p < 0,1$.

Tabelle 5 Geschlechtseffekt auf den Stundenlohn mit und ohne Kontrolle der Pendelwege (Koeffizienten von Random-Effects-Regressionen, in Klammern robuste Standardfehler)

	Alleinwohnende		Zusammenwohnende		Zusammenwohnende mit Kindern	
	Modell 1	Modell 2	Modell 1	Modell 2	Modell 1	Modell 2
Frau (1 = ja)	-0,104*** (0,00995)	-0,103*** (0,00997)	-0,204*** (0,00721)	-0,194*** (0,00717)	-0,202*** (0,0130)	-0,189*** (0,0129)
Pendelstrecke (logarithmiert)		0,00402 (0,00323)		0,0240*** (0,00210)		0,0268*** (0,00342)
Beobachtungen	15.663	15.663	53.011	53.011	20.554	20.554
Personen	4.895	4.895	12.313	12.313	5.655	5.655
R^2 (within)	0,133	0,133	0,068	0,068	0,070	0,070
σ_u	0,294	0,294	0,323	0,318	0,323	0,318
rho	0,711	0,710	0,767	0,762	0,758	0,752

Anmerkungen: Kontrollvariablen aus Platzgründen nicht dargestellt. Die Modelle wurden analog zu den Modellen 1 in Tabelle 2 aufgebaut. Zusätzlich wird für die Bildung der Befragten kontrolliert (Casmin-Klassifizierung).

*** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; + $p < 0,1$.

nach Multiplikation mit 100 wiederum näherungsweise als Prozenteffekt zu interpretieren. Im Gegensatz zu den Alleinstehenden führt der Einbezug der Pendelwege bei Zusammenwohnenden zu einer Reduktion des Geschlechtseffekts (*Gender Wage Gap*), und zwar um einen Prozentpunkt (von 20,4 auf 19,4 %). Bei Zusammenwohnenden mit Kindern ist die Reduktion ähnlich stark (von 20,2 auf 18,9 %). Somit erklären Wegstrecken und damit der Optionsraum an erreichbaren Beschäftigungen maximal 1,3 Prozentpunkte des geschlechtsspezifischen Lohnunterschiedes (relative Reduktion um 6,4 % bei Zusammenwohnenden mit Kindern). Kritisch anzumerken ist allerdings, dass die RE-Modelle wie erläutert die Effektstärken etwas überschätzen dürften.

6. Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Der Beitrag war durch die Fragestellung motiviert, ob Verhandlungs- und Entscheidungsprozesse in Paarhaushalten insbesondere für Frauen zu einer starken Ortsbindung führen. Nach suchtheoretischen Überlegungen sollte der dadurch bedingte geringere Optionsraum an Arbeitsmarktstellen zu einem schlechteren *Jobmatch* und dadurch zu einem geringeren Einkommen führen. Die regionale Gebundenheit könnte damit ein Erklärungsfaktor für den geschlechtsspezifischen Lohnunterschied darstellen. Anders als viele Vorläuferarbeiten hat dieser Beitrag nicht die Umzugsmobilität, sondern die weitaus häufigere Pendelmobilität in den Blick genommen. Unseres Wissens stellt er die erste Arbeit dar, die sich explizit der Analyse von Lohnunterschieden aufgrund geschlechtsspezifischer Pendelwege widmet, jedenfalls für den deutschen Arbeitsmarkt. Im Gegensatz zu der wenigen internationalen Literatur zu diesem Thema werden Längsschnittanalysen präsentiert, die weniger durch nicht messbare Personenmerkmale (unbeobachtete Heterogenität) verzerrt sind.

Die wesentlichen Ergebnisse sind wie folgt: *Erstens* zeigt die deskriptive wie multivariate Analyse, dass die Wegstrecken von Frauen geringer sind und tendenziell etwas stärker durch Partnerschaften eingeschränkt werden. *Zweitens* vergrößern Umzüge in Paarhaushalten die Arbeitswege von Frauen geringfügig, während diejenigen von Männern konstant bleiben, ein Ergebnis, das mit internationalen Arbeiten übereinstimmt (Camstra 1996; Singell & Lillydahl 1986). *Drittens* reduzieren die von Frauen übernommenen Hausarbeitsanteile, nicht aber Kin-

der den weiblichen Pendelradius. All dies spricht dafür, dass Männer durch Partnerschaften und Familien in ihren Arbeitswegen weniger beschränkt werden und ihren Arbeitswegen auch eher Priorität bei den Standortwahlen zukommt.

Viertens zeigen die Einkommensanalysen auf der Basis von Stundenlöhnen, dass die geringeren Pendelwege von Frauen tatsächlich mit relativen Gehaltseinbußen einhergehen. Frauen in Partnerschaften können anders als Männer durch eine Ausweitung ihrer Pendelwege in Form höherer Einkommen profitieren, es finden sich leicht positive Gehaltselastizitäten. *Fünftens* zeigen sich zwar etwas kürzere Pendelwege für Frauen in typischen Frauenberufen, allerdings gehen diese Berufe nicht mit geringeren Lohnelastizitäten im Hinblick auf den Pendelweg einher. Die zumindest für andere Länder wie die USA berichtete Evidenz, dass derartige Berufe Haushaltsumzüge erleichtern (Shauman 2010), wäre vor diesem Hintergrund nochmals kritischer zu prüfen – möglicherweise handelt es sich dort um Selektionseffekte und nicht um Effekte von „mobileren“ Jobs. Und schließlich findet sich auch keine Evidenz dafür, dass Frauen die Ortsbindung auf dem Land mit besonders hohen Einkommensabstrichen bezahlen würden.

Abgesehen davon wurden unsere theoretischen Vermutungen zum Ineinandergreifen von Prozessen auf dem Arbeitsmarkt und in privaten Paarhaushalten weitgehend bestätigt, wenngleich mit sehr geringen Effektstärken. Bei einer Verdoppelung ihrer Pendelwege erzielen Frauen unseren Modellschätzungen zufolge eine Gehaltssteigerung von im Mittel gut einem Prozent. Alles in allem kommt den Pendelwegen damit eine Erklärungsleistung für den geschlechtsspezifischen Lohnunterschied zu, die, eher großzügig mit unseren RE-Modellen gemessen, den Abstand um etwa sechs Prozent zu verringern vermag.

Ein interessantes Nebenergebnis unserer Analysen ist die Anregung, bei der zukünftigen Untersuchung von Mobilität die Rolle unbeobachteter Heterogenität eingehender zu berücksichtigen. Bei Personen mit langen Pendelwegen handelt es sich nicht um eine zufällige Auswahl an Erwerbspersonen, sondern um eine Stichprobe, die *per se* überdurchschnittliche Einkommensoptionen aufweist. Vernachlässigt man diesen Aspekt, werden Lohnelastizitäten deutlich überschätzt. Die hier präsentierten Panelanalysen dürften weitaus solidere Werte liefern als die bislang in der Literatur berichteten.

Gleichwohl leiden auch unsere Analysen an Limitationen. Zunächst wären längere Beobachtungszeit-

räume wünschenswert. Mit einem Zeitraum von lediglich acht Jahren basieren die Analysen oftmals auf einer geringen Varianz der personenspezifischen Effekte. Weiter sind Replikationen mit anderen Datensätzen anzuraten, die zusätzliche Informationen zu den Entscheidungsprozessen beinhalten, beispielsweise zu Mobilitätspräferenzen oder zum Stellensuchradius. Eine generelle Schwierigkeit bleibt die starke Interdependenz der einzelnen Faktoren. Kausalitäten in gegenläufiger Richtung zu den hier postulierten sind denkbar, etwa könnten höhere Einkommen längere Pendelwege erst bezahlbar machen. Dies erscheint weniger problematisch, geht man von einer gemeinsamen Optimierung der Erwerbsoptionen und Pendelwege aus. Gleichwohl ist über bessere Lösungen nachzudenken, wie ein gemeinsamer Suchprozess von Arbeitsstellen und Wohnorten modelliert werden kann. Es gibt bereits einige ökonomische Vorschläge (z. B. Singell & Lillydahl 1986), die solche Endogenitätsprobleme adressieren, bislang aber nur sehr indirekte Modellierungen der Entscheidungsprozesse erlauben und häufig auch nicht den Partnerschaftskontext berücksichtigen.¹⁹

Weiter wäre in künftigen Analysen zu klären, warum bereits alleinstehende Frauen geringere Pendelwege aufweisen als Männer. Eine humankapitaltheoretische Erklärung wäre, dass Frauen in Antizipation ihrer späteren Familienrollen bereits weniger karriereorientierte Berufe mit entsprechend geringeren Mobilitätsgewinnen wählen. Ebenso könnten die geschlechtsspezifischen Pendelwege durch Normen bedingt sein (Schönholzer 2011). Diese und weitere Gründe für geschlechtsspezifische Mobilitätsmuster konnten bislang nicht zufriedenstellend getrennt werden. Besseren Aufschluss könnten experimentelle Befragungen (etwa mit einem faktoriellen Survey-Design) bieten, in denen Befragte Stellenangebote beurteilen. In diesen können die gebotenen Einkommen und erforderlichen Pendelwege experimentell, und damit unabhängig voneinander, variiert werden. Derartige Methoden ermöglichen es, die Arbeitsmarktoptionen für Frauen und Männer zu standardisieren und zugleich die eben angesprochenen Endogenitätsprobleme zu überwinden. Analysen zur Umzugsbereitschaft verweisen dabei auf einen geringen Einfluss von Normen und eine hohe Relevanz verhandlungstheoretischer Argumente (Abraham et al. 2010). Entsprechende Analysen zu den Pendelwegen stehen noch aus.

Kurz zusammengefasst unterstützen unsere Analysen also größtenteils familiensoziologische und arbeitsmarkttheoretische Überlegungen, wonach Frauen in Paarhaushalten etwas weniger als Männer in der Lage sind, Wohnort-Arbeitsort-Kombinationen zu optimieren. Blickt man auf die Effektstärken, kommt den betrachteten Pendelwegen nur eine geringe Erklärungskraft für den geschlechtsspezifischen Lohnabstand zu. Diese wenig spektakulären Ergebnisse erklären womöglich, warum derartige Analysen trotz der angemahnten Forschungsnotwendigkeit bislang noch nicht in Fachzeitschriften publiziert wurden (Auspurg & Hinz 2011). Geht man davon aus, dass auch in anderer Hinsicht, etwa in Bezug auf Erwerbsunterbrechungen, ähnliche Entscheidungslogiken greifen, verdient ihre Erforschung gleichwohl mehr Aufmerksamkeit.

Literatur

- Abraham, M. & N. Nisic, 2007: Regionale Bindung, räumliche Mobilität und Arbeitsmarkt – Analysen für die Schweiz und Deutschland. *Schweizer Zeitschrift für Soziologie* 33: 69–87.
- Abraham, M. & T. Schönholzer, 2009: Pendeln oder Umziehen? Entscheidungen über unterschiedliche Mobilitätsformen in Paarhaushalten. S. 247–268 in: P. Kriwy & C. Gross (Hrsg.), *Klein aber fein! Quantitative empirische Sozialforschung mit kleinen Fallzahlen*. Wiesbaden: VS.
- Abraham, M., K. Auspurg & T. Hinz, 2010: Migration Decisions Within Dual-Earner Partnerships: A Test of Bargaining Theory. *Journal of Marriage and Family* 72: 876–892.
- Achatz, J., H. Gartner & T. Glück, 2005: Bonus oder Bias? Mechanismen geschlechtsspezifischer Entlohnung. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 57: 466–493.
- Antel, J.J., 1980: *Returns to Migration: Literature Review and Critique*. Santa Monica: Rand.
- Auspurg, K. & T. Hinz, 2011: What Fuels Publication Bias? Theoretical and Empirical Analyses of Risk Factors Using the Caliper Test. *Journal of Economics and Statistics* 235: 630–660.
- Bauer, T.K., 2002: Educational Mismatch and Wages: A Panel Analysis. *Economics of Education Review* 21: 221–229.
- Becker, G.S., 1981: *A Treatise on the Family*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Becker, G.S., 1985: Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor. *Journal of Labor Economics* 3: 33–57.
- Berk, R.A., 1983: An Introduction to Sample Selection Bias in Sociological Data. *American Sociological Review* 48: 386–398.
- Blackburn, M.L., 2010: The Impact of Internal Migration on Married Couples' Earnings in Britain, with a Com-

¹⁹ Eine Ausnahme ist die Studie von Timmermans et al. (1992).

- parison to the United States. ISER Working Paper 2006–24. University of Essex: Institute for Social and Economic Research (ISER).
- Blau, F., M.A. Ferber & A.E. Winkler, 2001: *The Economics of Women, Men, and Work*. Englewood Cliffs: Prentice Hall.
- Blau, F. & L. Kahn, 2000: Gender Differences in Pay. *Journal of Economic Perspectives* 14: 75–99.
- Blau, F. & L. Kahn, 2007: The Gender Pay Gap: Have Women Gone as Far as They Can? *Academy of Management Perspectives* 21: 7–23.
- Blood, R.O. & D.M. Wolfe, 1960: *Husbands & Wives. The Dynamics of Married Living*. Glencoe: Free Press.
- Schulz, F. & Blossfeld, H.-P., 2006: Wie verändert sich die häusliche Arbeitsteilung im Eheverlauf? Eine Längsschnittstudie der ersten 14 Ehejahre in Westdeutschland. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 58: 23–49.
- Blumen, O., 1994: Gender Differences in the Journey to Work. *Urban Geography* 15: 223–245.
- Breusch, T.S. & A.R. Pagan, 1980: The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specifications in Econometrics. *Review of Economic Studies* 47: 239–253.
- Brüderl, J., 2010: Kausalanalyse mit Paneldaten. S. 963–994 in: C. Wolf & H. Best (Hrsg.), *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*. Wiesbaden: VS.
- Büchel, F., 2000: Tied Movers, Tied Stayers: The Higher Risk of Overeducation among Married Women in West Germany. S. 133–146 in: S. S. Gustafsson & D. E. Meulders (Hrsg.), *Gender and the Labour Market. Econometric Evidence of Obstacles to Achieving Gender Equality*. London: McMillan.
- Büchel, F. & M. Van Ham, 2003: Overeducation, Regional Labor Markets, and Spatial Flexibility. *Journal of Urban Economics* 53: 482–493.
- Büchel, F. & H. Battu, 2003: The Theory of Differential Overqualification: Does it Work? *Scottish Journal of Political Economy* 50: 1–16.
- Büchel, F., J.R. Frick & J.C. Witte, 2002: Regionale und berufliche Mobilität von Hochqualifizierten: ein Vergleich Deutschland – USA. S. 207–247 in: L. Bellmann & J. Velling (Hrsg.), *Arbeitsmärkte für Hochqualifizierte. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*. Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB).
- Busch, A. & E. Holst, 2011: Gender-Specific Occupational Segregation, Glass Ceiling Effects, and Earnings in Managerial Positions: Results of a Fixed Effects Model. *SOEP Papers on Multidisciplinary Panel Data Research* # 357. Berlin: DIW.
- Camstra, R., 1996: Commuting and Gender in a Lifestyle Perspective. *Urban Studies* 33: 283–300.
- Clark, W.A., Y. Huang & S. Withers, 2003: Does Commuting Distance Matter?: Commuting Tolerance and Residential Change. *Regional Science and Urban Economics* 33: 199–221.
- Cooke, T.J. & S.L. Ross, 1999: Sample Selection Bias in Models of Commuting Time. *Urban Studies* 36: 1597–1611.
- Crane, R., 2007: Is There a Quiet Revolution in Women's Travel? Revisiting the Gender Gap in Commuting. *Journal of the American Planning Association* 73: 298–316.
- Croce, G. & E. Ghignoni, 2011: Overeducation and Spatial Flexibility in Italian Local Labour Markets. Working Paper. Rom: Dipartimento di Economia Pubblica.
- DaVanzo, J. & J.R. Hosek, 1981: Does Migration Increase Wage Rates? An Analysis of Alternative Techniques for Measuring Wage Gains to Migration. Santa Monica: Rand.
- Devine, T.J. & N.M. Kiefer, 1991: *Empirical Labor Economics. The Search Approach*. Oxford: Oxford University Press.
- England, P., G. Farkas, B.S. Kilbourne & T. Dou, 1988: Explaining Occupational Sex Segregation and Wages: Findings from a Model with Fixed Effects. *American Sociological Review* 53: 544–544.
- Finke, C., 2006: Verdienstunterschiede zwischen Männern und Frauen. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt (verfügbar unter <https://www.destatis.de>, letzter Zugriff 18.05.2012).
- Frank, R.H., 1978: Why Women Earn Less: The Theory and Estimation of Differential Overqualification. *American Economic Review* 68: 360–373.
- Gartner, H. & T. Hinz, 2009: Geschlechtsspezifische Lohnungleichheit in Betrieben, Berufen und Jobzellen (1993–2006). *Berliner Journal für Soziologie* 19: 557–575.
- Grobecker, C., E. Krack-Roberg & B. Sommer, 2009: Bevölkerungsentwicklung 2007. S. 55–67 in: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): *Wirtschaft und Statistik 1/2009*. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Hanson, S. & I. Johnston, 1985: Gender Differences in Work-Trip Length: Explanations and Implications. *Urban Geography* 6: 193–219.
- Hausman, J. A., 1978: Specification Tests in Econometrics. *Econometrica* 46: 1251–1271.
- Heckman, J.J., 1979: Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica* 47: 153–161.
- Heitmüller, A., 2005: A Note on Decompositions in Fixed Effects Models in the Presence of Time-Invariant Characteristics. IZA Discussion Paper No. 1886. Bonn: Institute for the Study of Labor.
- Howell, F.M. & D.R. Bronson, 1996: The Journey to Work and Gender Inequality in Earnings: A Cross-Validation Study for the United States. *Sociological Quarterly* 37: 429–447.
- Johnston-Anumonwo, I., 1992: The Influence of Household Type on Gender Differences in Work Trip Distance. *Professional Geographer* 44: 161–169.
- Jürges, H., 1998: Einkommen und berufliche Situation von Doppelverdienern nach Umzügen. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 31: 234–243.
- Kain, J.F., 1962: The Journey-to-Work as a Determinant of Residential Location. *Papers in Regional Science* 9: 137–160.
- Kalter, F., 1994: Pendeln statt Migration? Die Wahl und Stabilität von Wohnort-Arbeitsort-Kombinationen. *Zeitschrift für Soziologie* 23: 460–476.

- Kalter, F., 1997: Wohnortwechsel in Deutschland. Ein Beitrag zur Migrationstheorie und zur empirischen Anwendung von Rational-Choice-Modellen. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Kalter, F., 1998: Partnerschaft und Migration. Zur theoretischen Erklärung eines empirischen Effekts. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 50: 283–309.
- Lichter, D.T., 1983: Socioeconomic Returns to Migration among Married Women. *Social Forces* 62: 487–503.
- Long, L., 1974: Women's Labor Force Participation and the Residential Mobility of Families. *Social Forces* 52: 342–348.
- Lundberg, S. & R.A. Pollack, 2003: Efficiency in Marriage. *Review of Economics of the Household* 1: 153–167.
- MacDonald, H.I., 1999: Women's Employment and Commuting: Explaining the Links. *Journal of Planning Literature* 13: 267–283.
- Madden, J.F. & L.C. Chiu, 1990: The Wage Effects of Residential Location and Commuting Constraints on Employed Married Women. *Urban Studies* 27: 353–369.
- Meil, G., 2008: Summary – Job Mobility in Europe: Greater Differences among Social Groups than among Countries. S. 305–318 in: N.F. Schneider & G. Meil (Hrsg.): *Mobile Living Across Europe I. Relevance and Diversity of Job-Related Spatial Mobility in Six European Countries*. Opladen: Barbara Budrich.
- Mincer, J., 1978: Family Migration Decisions. *Journal of Political Economy* 86: 749–773.
- Nisic, N., 2010: Mitgegangen – mitgefangen? Die Folgen von Haushaltsumzügen für die Einkommenssituation von Frauen in Partnerschaften. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 62: 515–549.
- Nisic, N., 2011: Determinanten und Konsequenzen beruflich bedingter regionaler Mobilität im Kontext von Partnerschaft und Haushalt. Dissertation an der Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg. Nürnberg: Universität Erlangen-Nürnberg.
- Noonan, M.C., 2001: The Impact of Domestic Work on Men's and Women's Wages. *Journal of Marriage and Family* 63: 1134–1145.
- Ott, N., 1992: *Intrafamily Bargaining and Household Decisions*. Berlin, New York: Springer.
- Rapino, M.A. & T.J. Cooke, 2011: Commuting, Gender Roles, and Entrapment: A National Study Utilizing Spatial Fixed Effects and Control Groups. *Professional Geographer* 63: 277–294.
- Ridgeway, C. L., 2011: *Framed by Gender. How Gender Inequality Persists in the Modern World*. Oxford: Oxford University Press.
- Rouwendaal, J. & P. Rietveld, 1994: Changes in Commuting Distances of Dutch Households. *Urban Studies* 31: 1545–1557.
- Rupert, P., E. Stanancelli & E. Wasmer, 2009: Commuting, Wages and Bargaining Power. *Annals of Economics and Statistics* 95/96: 201–220.
- Schneider, N.F. & G. Meil, 2008: *Mobile Living Across Europe I: Relevance and Diversity of Job-Related Spatial Mobility in Six European Countries*. Opladen: Barbara Budrich.
- Schönholzer, T., 2011: Wer sollte pendeln? Gerechtigkeits einschätzungen von Mobilitätsarrangements von Doppelverdienern. *Soziale Welt* 62: 143–163.
- Semyonov, M. & N. Lewin-Epstein, 1991: Suburban Labor Markets, Urban Labor Markets, and Gender Inequality in Earnings. *Sociological Quarterly* 32: 611–620.
- Shauman, K.A., 2010: Gender Asymmetry in Family Migration: Occupational Inequality or Interspousal Comparative Advantage? *Journal of Marriage and Family* 72: 375–392.
- Shauman, K.A. & M.C. Noonan, 2007: Family Migration and Labor Force Outcomes. *Social Forces* 85: 1735–1764.
- Singell, L.D. & J.H. Lillydahl, 1986: An Empirical Analysis of the Commute to Work Patterns of Males and Females in Two-Earner Households. *Urban Studies* 23: 119–129.
- Spitze, G., 1984: The Effect of Family Migration on Wives' Employment: How Long Does It Last? *Social Science Quarterly* 65: 21–36.
- Stickney, L.T., & A.M. Konrad (2007): Gender-Role Attitudes and Earnings: A Multinational Study of Married Women and Men. *Sex Roles*, 57: 801–811.
- Taylor, M.P., 2007: Tied Migration and Subsequent Employment: Evidence from Couples in Britain. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 69: 795–818.
- Timmermans, H., A. Borgers, J. Vandijk & H. Oppewal, 1992: Residential Choice Behavior of Dual Earner Households – A Decompositional Joint Choice Model. *Environment and Planning A* 24: 517–533.
- Van Ommeren, J., P. Rietveld & P. Nijkamp, 1997: Commuting: In Search of Jobs and Residences. *Journal of Urban Economics* 42: 402–421.
- Wagner, G.G., J.R. Frick & J. Schupp, 2007: The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) Scope, Evolution and Enhancements. *Schmollers Jahrbuch* 127: 161–191.
- White, M.J., 1977: A Model of Residential Location Choice and Commuting by Men and Women Workers. *Journal of Regional Science* 17: 41–52.
- Winkelmann, R., 2001: Zur korrekten Interpretation der Ergebnisse einer log-linearen Regression bei Heteroskedastie. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 221: 418–431.
- Wooldridge, J.M., 2002: *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Mass.: MIT Press.
- Wooldridge, J.M., 2003: *Introductory Econometrics. A Modern Approach*. Mason: South Western.

Autorenvorstellung

Katrin Auspurg, geb. 1974 in München. Nach einem Studium der Sozialen Arbeit Studium der Soziologie an der Ludwig-Maximilians-Universität München. Promotion an der Universität Konstanz. Seit 2006 dort wissenschaftliche Mitarbeiterin am Arbeitsbereich für empirische Sozialforschung, seit 2010 akademische Rätin (a.Z.) im Fachbereich Soziologie.

Forschungsschwerpunkte: Methoden der empirischen Sozialforschung, Soziale Ungleichheit, Familien- und Bildungssoziologie.

Wichtigste Publikationen: Migration Decisions Within Dual-Earner Partnerships: A Test of Bargaining Theory (mit M. Abraham & T. Hinz), *Journal of Marriage and Family* 72, 2010; What Fuels Publication Bias? Theoretical and Empirical Analyses of Risk Factors Using the Caliper Test (mit T. Hinz), *Journal of Economics and Statistics* 235, 2011; zuletzt in dieser Zeitschrift: Gruppenvergleiche bei Regressionen mit binären abhängigen Variablen – Probleme und Fehleinschätzungen am Beispiel von Bildungschancen im Kohortenverlauf (mit T. Hinz), *ZfS* 40, 2011: 62–73.

Thess Schönholzer, geb. 1964 in Bern, Studium in Soziologie und Psychologie an der Universität Bern. Promotion an der Universität Bern, seit 2012 dort wissenschaftliche Mitarbeiterin am Departement für Sozialwissenschaften.

Wichtigste Publikationen: Pendeln oder Umziehen? Entscheidungen über unterschiedliche Mobilitätsformen in Paarausstellungen (mit M. Abraham), in: P. Kriwy & C. Gross (Hg.), *Klein aber fein! Quantitative empirische Sozialforschung mit kleinen Fallzahlen*, Wiesbaden 2008; Wer sollte pendeln? Gerechtigkeitseinschätzungen von Mobilitätsarrangements in Partnerschaften von Doppelverdienern, *Soziale Welt* 62, 2011; Warum Pendeln nicht alle Probleme löst: Präferenzen für unterschiedliche Mobilitätsformen in „dual career“-Partnerschaften (mit M. Abraham), *Zeitschrift für Familienforschung* 24, 2012.