

Universität Mannheim
Diplomarbeit im Studiengang Dipl.-Sozialwissenschaften
Erstgutachter: Prof. Dr. Josef Brüderl
Zweitgutachter: Prof. Dr. Markus Gangl

Der Effekt der Heirat auf die Lohnprofile westdeutscher Männer und Frauen

Volker Ludwig *

Mannheimer sozialwissenschaftliche Abschlussarbeiten, Nr. 002/2007

Zusammenfassung

Zahlreiche empirische Studien haben gezeigt, dass verheiratete Männer deutlich höhere Löhne erzielen als ledige. Querschnittsstudien für die USA berichten eine solche ‚Marriage Wage Premium‘ in Höhe von 10 - 30%. Ergebnisse einer international vergleichenden Analyse (Schoeni 1995) lassen auf ein Lohndifferential dieser Größenordnung auch in anderen Gesellschaften, u.a. in Deutschland, schließen. Dieser systematische Unterschied in der Entlohnung wird meist durch geschlechtsspezifische Arbeitsteilung in der Ehe erklärt. Der Befund könnte aber auch daraus resultieren, dass besonders produktive Männer eher heiraten. Studien, die sich mit dem Einfluss der Familiengründung auf die Löhne von Frauen befassen, kommen übereinstimmend zu dem Ergebnis eines negativen Effekts der Mutterschaft (‚Motherhood Wage Penalty‘), der überwiegend auf Erwerbsunterbrechungen zur Kindererziehung zurückgeführt wird. Dem Einfluss der Ehe wurde hier bislang eine untergeordnete Rolle beigemessen. Aus Sicht der Familienökonomik erzielen verheiratete Männer höhere Löhne als ledige Männer, weil sie durch die Ehefrau von Familienarbeit befreit werden und ihre Zeit und Energie voll auf die berufliche Karriere konzentrieren. Umgekehrt sollte die Spezialisierung verheirateter Frauen auf Hausarbeit und Kindererziehung zu Lohnseinbußen gegenüber ledigen Frauen führen. In Längsschnittanalysen des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP 1984-2003) wird in dieser Arbeit ein kausaler Heiratseffekt auf die Löhne westdeutscher Männer und Frauen geschätzt. Mit *Fixed-Effects*-Modellen werden dabei Probleme der Selektion berücksichtigt. Direkte Produktivitätseffekte der Befreiung von bzw. Belastung durch Familienarbeit werden von indirekten Effekten der Investition in Humankapital unterschieden, indem der Einfluss der Zeitverwendung für Familienarbeit kontrolliert wird und die Entwicklung des Heiratseffekts im Verlauf der ersten Ehe analysiert wird. Um dem Wandel von Familienbiografien Rechnung zu tragen, werden neben der Heirat und Scheidung auch die Ereignisse des Auszugs aus dem Elternhaus, der Gründung nicht-ehelicher Lebensgemeinschaften und der Elternschaft berücksichtigt. Die Ergebnisse zeigen, dass verheiratete Männer zwar mehr verdienen als ledige, dass dieses Lohndifferential aber im Wesentlichen bereits vor der Heirat besteht und daher nur bedingt als kausaler Effekt familialer Arbeitsteilung zu interpretieren ist. Dagegen ist für Frauen eine Stagnation des Lohnes in der Ehe festzustellen. Dieser Karriereknick erweist sich als unabhängig von den negativen Konsequenzen der Mutterschaft und erklärt somit auch, warum die Lohnseinbußen verheirateter Mütter im Vergleich mit ledigen und geschiedenen Müttern scheinbar besonders groß ausfallen. Dieser Befund steht im Einklang mit einer familienökonomischen Erklärung, nach der verheiratete Frauen sich im Verlauf der Familiengründung auf die Familienarbeit konzentrieren, sich zulasten eigener beruflicher Ziele auf die Rolle einer Zuverdienerin festlegen und langfristig weniger in arbeitsmarktrelevante Fertigkeiten investieren als vergleichbare Frauen, die nicht verheiratet sind.

* Kontakt

Volker Ludwig
Lehrstuhl für Statistik und sozialwissenschaftliche Methodenlehre
68131 Mannheim
Tel.: (0621) 181-2203
Email: vludwig@rumms.uni-mannheim.de

Schriftenreihe: Mannheimer sozialwissenschaftliche Abschlussarbeiten

Vorwort

Die Fakultät für Sozialwissenschaften der Universität Mannheim bildet in den Fächern Politikwissenschaft, Soziologie, Psychologie und Erziehungswissenschaft qualifizierten Forschungs- und Führungsnachwuchs aus. Viele Abschlussarbeiten der Studierenden zeugen von dem hohen wissenschaftlichen Niveau der Mannheimer Ausbildungsinhalte, die insbesondere gekennzeichnet sind von der empirisch-analytischen Ausrichtung unter Betonung quantitativer Methoden.

Die Ergebnisse und Inhalte vieler dieser Arbeiten sind publikationswürdig. Aus diesem Grund bietet die Fakultät für Sozialwissenschaften ihren besten Absolventen die Möglichkeit, ihre Arbeiten einem breiteren Publikum zugänglich zu machen. Damit sind sie für weitere Untersuchungen verfügbar und können eventuell eine Grundlage für weitere Forschungen bieten.

In dieser Reihe werden nur Abschlussarbeiten veröffentlicht, die von beiden Gutachtern mit „sehr gut“ bewertet und für veröffentlichungswürdig befunden wurden.

Prof. Dr. Josef Brüderl
Dekan der Fakultät für Sozialwissenschaften

Der Effekt der Heirat auf die Lohnprofile westdeutscher Männer und Frauen

1 EINLEITUNG	1
2 DER FAMILIENÖKONOMISCHE ANSATZ	3
2.1 ARBEITSTEILUNG UND SPEZIALISIERUNG IN DER EHE: DER INDIREKTE PRODUKTIVITÄTSEFFEKT	3
2.2 DIE ALLOKATION VON ENERGIE IN DER EHE: DER DIREKTE PRODUKTIVITÄTSEFFEKT	6
2.3 HEIRATSMARKT UND PARTNERWAHL: ÖKONOMISCHE SELEKTION IN DIE EHE	9
2.4 ZUSAMMENFASSUNG DER HYPOTHESEN UND KRITISCHE WÜRDIGUNG	11
3 ERWEITERUNG DES ANSATZES	15
3.1 BEGRIFFSKLÄRUNG	15
3.2 DIE EHE IM KONSERVATIVEN WOHLFAHRTSSTAAT	17
3.3 SCHEIDUNG	19
3.4 DER ÜBERGANG IN DIE EHE: AUSZUG AUS DEM ELTERNHAUS UND ERSTE NEL	20
3.5 EHE UND ELTERNSCHAFT	25
4 ÜBERBLICK ÜBER DEN EMPIRISCHEN FORSCHUNGSSTAND	30
4.1 QUERSCHNITTSSTUDIEN	30
4.2 ANALYSEN ZUR ZEITVERWENDUNG FÜR FAMILIENARBEIT	34
4.3 QUERSCHNITTSSTUDIEN MIT KONTROLLE UNBEOBACHTETER FAKTOREN	37
4.4 LÄNGSSCHNITTSTUDIEN DER ‚MARRIAGE WAGE PREMIUM‘	40
4.5 STUDIEN ZUM KOHABITATIONSEFFEKT	43
4.6 ANALYSEN ZUM DIREKTEN PRODUKTIVITÄTSEFFEKT DER BELASTUNG DURCH FAMILIENARBEIT	45
4.7 LÄNGSSCHNITTSTUDIEN DER ‚MOTHERHOOD WAGE PENALTY‘	47
5 BESCHREIBUNG DER DATENGRUNDLAGE	50
6 OPERATIONALISIERUNG UND MESSUNG	52
6.1 KONSTRUKTION DER ERKLÄRENDE GRÖßEN I: FAMILIENSTAND UND FAMILIENGRÜNDUNG	52
6.2 KONSTRUKTION DER ERKLÄRENDE GRÖßEN II: ZEITVERWENDUNG	55
6.3 KONSTRUKTION DER ERKLÄRENDE GRÖßEN III: ERWERBSBIOGRAFIE	56
6.4 DAS LOHNPROFIL – DESKRIPTIVER ZUSAMMENHANG	57
7 STATISTISCHE MODELLE	58
7.1 POOLED ORDINARY LEAST SQUARES (POLS)	60
7.2 FIXED EFFECTS MODELL (FE)	62
8 REGRESSIONSANALYSE	67
8.1 DER HEIRATSEFFEKT IM QUERSCHNITT: WAS GILT ES ZU ERKLÄREN?	67
8.2 DIE ZEITALLOKATION IM FAMILIENZYKLUS: ERWERBS- UND FAMILIENARBEIT	71
8.3 ANALYSE DES KAUSALEN HEIRATSEFFEKTS	78
8.3.1 Lohnprofile von Männern und Frauen unter dem Einfluss der Ehe	78
8.3.2 Flexible Modellierung der Ehedauer	84
8.3.3 Die Flexibilität der Familienarbeit	86
8.3.4 Folgen der Heirat und Elternschaft für die Löhne von Frauen	88
8.3.5 Der moderne Übergang in die Ehe	96
9 SCHLUSSFOLGERUNGEN UND AUSBLICK	100
LITERATURVERZEICHNIS	102
ANHANG DER TABELLEN UND ABBILDUNGEN	109
THEORETISCHER ANHANG: MODELL DER ALLOKATION VON ENERGIE (BECKER 1985)...	121
STATISTISCHER ANHANG: ROBUSTE SCHÄTZUNG DER STANDARDFEHLER	123

1 Einleitung

Die Frage nach dem Einfluss der Familiengründung auf den beruflichen Erfolg wird von Sozialwissenschaftlern seit langem diskutiert. Zahlreiche empirische Studien dokumentieren ein Lohndifferential zwischen verheirateten und ledigen Männern („Marriage Wage Premium“), das häufig geschlechtsspezifischer Arbeitsteilung auf Erwerbs- und Familienarbeit in der Ehe zugeschrieben wird. Die Mehrzahl der Untersuchungen konzentriert sich hier auf die USA, Großbritannien und (neuerdings) auf Skandinavien. Bisher existiert - abgesehen von einer international vergleichenden Studie, die auf älteren Daten beruht (Schoeni 1995) - allerdings noch keine Analyse für Deutschland. Weitere Studien stellten ein Lohndifferential zwischen Müttern und kinderlosen Frauen fest („Motherhood Wage Penalty“), das in erster Linie auf Erwerbsunterbrechungen zurückgeführt wird. Lohnunterschieden zwischen verheirateten und ledigen Frauen wurde aber bislang wenig Aufmerksamkeit geschenkt.

In dieser Arbeit wird der Frage nachgegangen, ob es einen kausalen Heiratseffekt auf den Lohn von Männern und Frauen gibt, d.h. ob die Wahl der Lebensform Ehe die individuelle Produktivität in systematischer, und für Männer und Frauen unterschiedlicher Weise, beeinflusst. Die Fragestellung ist zum einen (für Arbeitsmarktökonomien) interessant, weil sie sich mit den Determinanten der Lohnbildung beschäftigt. Zum anderen bestimmt der berufliche Erfolg in einer Erwerbsgesellschaft die Konsummöglichkeiten sowie die Lebenschancen im weiteren Sinne. Systematische Einkommensunterschiede prägen auch das Geschlechterverhältnis und die Lebensumstände von Kindern in einer Gesellschaft.

Die Verbesserung der Erwerbschancen von Frauen hat in der Nachkriegszeit dazu beigetragen, dass eine Rollenverteilung im Sinne eines Familienernährer/Hausfrauen-Modells für Männer und Frauen immer weniger attraktiv wurde. Dennoch übernehmen westdeutsche Frauen in einer Partnerschaft nach wie vor den Löwenanteil an der Familienarbeit (Gille und Marbach 2004). Die höhere Erwerbsbeteiligung verheirateter Frauen äußert sich hierzulande v.a. in einem Anstieg der Teilzeitbeschäftigung, weshalb die von Frauen geleisteten Arbeitsstunden (die Erwerbsquote in Vollzeitäquivalenten) in den 90er Jahren nicht angestiegen sind (BMFSFJ 2005). Im internationalen Vergleich nimmt Westdeutschland einen der hinteren Ränge ein, was die Aufteilung der Arbeitszeit, die Lohnungleichheit und den Beitrag von Frauen zum Haushaltseinkommen in Partnerschaften mit Kindern angeht (Gornick und Meyers 2003).

Den Arbeiten von Gary Becker (1973; 1981; 1985) folgend werden hier aus einem familienökonomischen Ansatz Hypothesen hinsichtlich eines indirekten Effekts der Heirat (durch ihren Einfluss auf die Entscheidungen über die Investition in Humankapital), eines direkten Effekts (durch die Befreiung von bzw. Belastung durch Familienarbeit), und eines nicht kausalen (Selbst-) Selektionseffekts (durch die Partnerwahl) abgeleitet (Abschnitt 2). Dieser Ansatz wird in zweierlei Hinsicht erweitert (Abschnitt 3). Erstens wird argumentiert, dass die Familienpolitik im konservativen Wohlfahrtsstaat Deutschlands einer heiratszentrierten Logik folgt, d.h. sich an der Norm verheirateter Paare orientiert und Spezialisierung in der Ehe fördert. Deutschland ist deshalb ein interessanter empirischer Fall. Zweitens wird auf die Entkoppelung einzelner Prozesse der Familiengründung von der Heirat, v.a. des Auszugs aus dem Elternhaus, der Gründung nicht-ehelicher Lebensgemeinschaften und der Elternschaft, im Zuge des zweiten demografischen Übergangs hingewiesen. Mit dieser Erweiterung folgen aus dem familienökonomischen Ansatz Hypothesen zur individuellen Lohnentwicklung vor der Ehe, d.h. über einen Auszugs- und Kohabitationseffekt, und zu den Folgen ehelicher und nicht-ehelicher Mutterschaft.

Der Überblick über den Forschungsstand zeigt, dass empirische Studien noch wenig zum Verständnis des kausalen Heiratseffekts beigetragen haben - teils, weil mit Querschnittsmethoden gearbeitet wurde, die nicht geeignet sind, um kausale und Selektionseffekte zu trennen; teils aber auch, weil bisherige längsschnittliche Analysen auf einer statischen Modellierung der Familienbiografie beruhen (Abschnitt 4).

Im empirischen Teil der Arbeit wird der Einfluss der Erstheirat auf die Lohnprofile westdeutscher Männer und Frauen mit Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP, 1984-2003) untersucht. In einer Längsschnitt-Analyse werden Informationen von rund 2.400 Männern und 1.700 Frauen ausgewertet, die im Durchschnitt über 8 bzw. 7 Jahre beobachtet wurden. Die Datengrundlage, die Konstruktion der zentralen Variablen und die statistische Modellierung werden in den Abschnitten 5 bis 7 vorgestellt. In der Regressionsanalyse wird die Dynamik der Ehe und der Einfluss des täglichen Zeitaufwands für Familienarbeit berücksichtigt, um zwischen indirekten und direkten Effekten auf den Lohn unterscheiden zu können. Es werden Lohnänderungen mit dem Auszug aus dem Elternhaus und mit der Gründung nicht-ehelicher Partnerschaften untersucht. Ferner werden die Lohnprofile lediger, verheirateter und geschiedener Mütter verglichen (Abschnitt 8).

2 Der familienökonomische Ansatz

Die Familienökonomik ist eine Weiterentwicklung der Humankapitaltheorie (Becker 1993). Sie teilt deren Prämissen über die Lohnbildung. Für die Unternehmen ist das Humankapital (Wissen, Fertigkeiten, grob vereinfacht: „Bildung“) der Belegschaft ein Produktionsfaktor, der sich positiv auf den Arbeitsprozess, die Menge und die Qualität der Produkte auswirkt. Arbeitgeber bieten einer Arbeitnehmerin einen (Gleichgewichts-) Lohn, der ihrer Leistung entspricht. Folglich ist ihr Lohn durch das Humankapital bestimmt, das sie im Erwerbsverlauf akkumuliert.¹ Sie maximiert daher ihr Lebenseinkommen, indem sie entsprechend ihrer Fähigkeiten und Neigungen in Bildung investiert. Denn: Die Kosten (in Form von entgangenem Einkommen, Aufwendungen für Lehrmittel, etc.) zahlen sich im gesamten späteren Berufsleben aus. Je länger daher der Planungshorizont der Berufstätigkeit, desto größer werden die Investitionen ausfallen. Deshalb ist es u.a. optimal, in jungen Jahren stärker in Bildung zu investieren, wenn die Kosten verglichen mit dem erzielbaren Einkommen gering sind, und wenn Auszahlungen über einen langen Zeitraum zu erwarten sind. Infolgedessen ist das Lohnprofil konkav. Bildungsabschluss und Erwerbsverlauf, genauer: die Zeit, die in die Karriere investiert wird, bestimmen das Lohnwachstum einer Person. Aufgrund von Annahmen über die Zeitverwendung (etwa verheirateter und lediger Personen), können somit systematische Lohnunterschiede erklärt werden.

2.1 Arbeitsteilung und Spezialisierung in der Ehe: der indirekte Produktivitätseffekt

Die Familienökonomik geht über diesen Ansatz hinaus, indem sie die Zeitverwendung für Beruf und Familie explizit aus dem Haushaltskontext erklärt. Gary Becker (1981: Kap. 2) geht davon aus, dass Haushalte (hier: eine ledige Person oder ein Ehepaar) ihren „Konsumnutzen“ maximieren, indem sie ihre Zeit optimal auf Erwerbs- und Familienarbeit aufteilen. Im Erwerbsleben ist es bei konstanten oder steigenden Skalenerträgen² für Humankapital rational, die gesamte Zeit für nur eine Tätigkeit einzusetzen, d.h. sich auf einen

¹ Unter dem Aspekt ihrer Verwertbarkeit am Arbeitsmarkt werden drei Arten von Humankapital unterschieden (Becker 1993: 33-53). Allgemeines Humankapital, etwa sprachliche oder mathematische Kenntnisse, ist in vielen Berufen und Betrieben von Vorteil. Berufliches Humankapital sind Erfahrungen, die in der Ausübung eines Berufs erworben werden, und die die Produktivität in vielen Firmen steigern (z.T. auch in anderen Berufen). Betriebliches Humankapital, etwa das Wissen um die Arbeitsabläufe in einem Unternehmen, ist nicht zwischen Betrieben transferierbar.

² Konstante Skalenerträge liegen vor, wenn sich die Produktion eines Gutes mit einer Verdoppelung der Produktionsfaktoren verdoppelt; steigende Skalenerträge, wenn sich die Produktion mehr als verdoppelt.

Beruf zu spezialisieren. Diese Logik lässt sich auf andere Aktivitäten übertragen. Auch im Haushalt zahlen sich Investitionen in (familienspezifisches) Humankapital (Fertigkeiten im Haushalt, Wissen, das zur Kindererziehung nötig ist, etc.) aus. Es wird angenommen, dass ein Haushalt unter Einsatz von Zeit und am Markt käuflicher Produkte Haushaltsgüter herstellt, deren Konsum Nutzen stiftet.³ Der Nutzen ist folglich durch die Menge und Qualität der Haushaltsproduktion bestimmt. Becker unterstellt ferner *eine* Nutzenfunktion für den Haushalt: Eheleute setzen ihre Ressourcen so ein, dass der gemeinsame Konsum von Haushaltsgütern maximal wird. Mit diesen Annahmen ergibt sich, dass ein Ehepaar durch Arbeitsteilung ein höheres Nutzenniveau erreichen kann, weil in der Familie ein „Markt für Haushaltsgüter“ existiert.⁴ Vorteile der Spezialisierung auf verschiedene Tätigkeiten erklären, warum familiäre Arbeitsteilung sich lohnt.

Wer von beiden Partnern welche Tätigkeiten übernimmt, kann allerdings erst aufgrund weiterer Annahmen bestimmt werden. Becker führt als Begründung für geschlechtsspezifische Arbeitsteilung biologisch begründete, komparative Vorteile von Frauen in der Haushaltsproduktion an. So ist es eine Tatsache, dass nur die Frau Kinder gebären und stillen kann. Frauen seien daher intrinsisch motiviert, mehr Zeit für die Kindererziehung aufzubringen - „because they want their heavy biological investment in production to be worthwhile“ (S. 21).⁵ Aus den biologischen Fakten entstehen Frauen auch Nachteile im Berufsleben, etwa durch Fehlzeiten. Der familienökonomische Ansatz ist jedoch indifferent bezüglich der Ursachen geschlechtsspezifischer Arbeitsteilung. Entscheidend ist vielmehr die These, *dass* diese Form der Arbeitsteilung in der Ehe zu einem großen Ausmaß an Lohnungleichheit zwischen den Geschlechtern führt. Bereits minimale Unterschiede in der

³ Darunter sind Güter im engeren Sinne zu verstehen, wie etwa warme Mahlzeiten, die Nutzen stiften (z.B. gesund sind), weil die Zutaten zuvor eingekauft oder im Garten angebaut und sachgerecht zubereitet wurden; Kleidung, die angenehm zu tragen ist, sofern sie gewaschen und gebügelt ist, etc. Im weiteren Sinne beinhaltet dieser Begriff insbesondere auch (möglichst gesunde, wohlgezogene, erfolgreiche) Kinder, sowie immaterielle Güter (Liebe, Gesundheit, Prestige, die Freude gemeinsamer Freizeitaktivitäten, sexuelle Befriedigung, u.v.m.).

⁴ Wenn zwei Personen mit identischen Fähigkeiten sich auf die Produktion je einer Hälfte der Güter verlegen und ihren Überschuss tauschen, dann ist der individuelle Nutzen für beide Partner größer als der einer ledigen Person. Dies gilt selbst bei konstanten Skalenerträgen für Humankapital, weil dann mehr Zeit für jedes einzelne Gut verwendet wird. Es gilt: Wenn (n=) zwei Personen (m=) zwei Güter produzieren, dann spezialisiert jede sich auf ein Gut. Wenn sie mehr als zwei Güter produzieren (m>n), kann die Arbeitsteilung unvollständig sein, aber einige Güter werden in jedem Fall von nur einer Person produziert.

⁵ Diese Begründung ist umstritten. Andere Autoren (z.B. Hakim 2000: 221) argumentieren, die Präferenzen von Männern und Frauen für Beruf vs. Familie seien sozial vorstrukturiert, d.h. durch die Sozialisation (Geschlechtsrollenansatz) oder durch physiologische Unterschiede (z.B. die Testosteron-Produktion) bedingt, die sich im Laufe der Zeit in patriarchalen Strukturen manifestiert haben. Auch eine unterschiedliche Erziehung von Mädchen und Jungen zu Haus- vs. Erwerbsarbeit ist allerdings für Eltern, die von geschlechtsspezifischer Arbeitsteilung ausgehen, eine rationale Erwägung (Becker 1981: 24-5). Ebenso stellen ungleiche Machtverhältnisse in der Ehe oder Lohndiskriminierung gegenüber Frauen die Aussage, dass Arbeitsteilung effizient ist, nicht infrage (Becker 1985: 41-2).

Anfangsausstattung implizieren, dass die Frau – auch wenn sie berufstätig ist - die Hausarbeit und Kinderbetreuung übernimmt und der Mann nur seinem Beruf nachgeht. Die Spezialisierung auf Erwerbs- vs. Familienarbeit in der Ehe erklärt somit Lohnungleichheit zwischen den Geschlechtern.

„Specialized investments and time allocation together with biological differences in comparative advantage imply that married men specialize in the market sector and married women specialize in the household sector. Therefore, the market wage rates of married men will exceed those of married women, partly because women spend more time in the household and invest more in household human capital“ (S. 25).

Unter den Annahmen der Humankapitaltheorie führt die Zeitallokation in der Familie deshalb indirekt, d.h. durch ihren Einfluss auf Bildungsentscheidungen und auf die Bindung an den Arbeitsmarkt, dazu, dass anfängliche (auch geringfügige) Lohnunterschiede zwischen Partnern im Verlauf der Ehe immer größer werden. Im Vergleich mit ledigen Personen impliziert dies ein höheres Lohnwachstum von Männern und ein geringeres Lohnwachstum von Frauen ab dem Zeitpunkt der Heirat. Diese These bezieht sich wohlgerne auf die Lohnentwicklung im Lebensverlauf, d.h. auf den Vergleich der Steigung des Lohnprofils vor und nach der Heirat. Becker betrachtet zwar die Arbeitsteilung zwischen Männern und Frauen und vergleicht ledige und verheiratete Haushalte in einer Periode; grundsätzlich können die Aussagen aber in ein dynamisches Modell integriert werden. Die Mittel der komparativen Statik beinhalten keine Beschränkung auf den Vergleich zwischen Haushalten, sondern können auch dem Vergleich eines Haushalts über die Zeit dienen (vgl. Berk und Fenstermaker Berk 1983: 380).⁶

Mincer und Polachek (1974) unterstellen ein 3-Phasen-Modell für den Erwerbsverlauf verheirateter Frauen. Es wird angenommen, dass sie ihre Karriere zur Geburt und Erziehung von Kindern unterbrechen. Dies sei mit drei Konsequenzen verbunden (S. 83). Erstens antizipieren Frauen, die eine Familie gründen (wollen), Erwerbsunterbrechungen. Da dies ihren Planungshorizont reduziert, investieren sie weniger in Aus- und Weiterbildung. Die Löhne verheirateter Frauen sollten deshalb schon vor der Geburt des ersten Kindes weniger Wachstum aufweisen als die Löhne lediger Frauen. Zweitens werden während der intensiven Familienphase (a) keine neuen Investitionen getätigt und wird (b) ein Teil der Fertigkeiten vergessen, „verlernt“ oder veraltet im Zuge des technologischen Fortschritts. Aufgrund dieser „Abschreibung“ von Humankapital liegt der Lohn bei Wiedereintritt in den Arbeitsmarkt

⁶ Dazu sind allerdings zusätzliche Annahmen nötig, z.B. dass der Handlungskontext in einer Ehe stabil ist, was wiederum voraussetzt, dass die Ehe selbst stabil ist.

nicht nur unter dem Lohn einer vergleichbaren Frau ohne Kind, sondern auch unter ihrem eigenen Lohn vor der Unterbrechung.⁷ Drittens erfolgt eine längere Phase kontinuierlicher Erwerbstätigkeit, wenn das jüngste Kind das Schulalter erreicht. Daher ist nach der Familienphase mit einer Wiederherstellung („Restauration“) der Leistungsfähigkeit und mit erneuten Investitionen in die Karriere zu rechnen. Die Löhne sollten sich dem Lohnniveau lediger Frauen allmählich wieder annähern.

Für Männer ist mit Erwerbsunterbrechungen aus familiären Gründen nicht zu rechnen. Dennoch könnte das Lohndifferential zwischen verheirateten und ledigen Männern auf ein höheres Lohnwachstum in der Ehe zurückzuführen sein. Kenny (1983: 224-5) argumentiert, dass verheiratete Männer stärker in berufliche Aus- und Weiterbildung investieren als ledige Männer, weil der Verdienstausfall umso geringer ist, je mehr Zeit für die Karriere zur Verfügung steht. (Die Grenzkosten der Investition steigen mit dem Anteil an der Arbeitszeit, der für „Lernen“ aufgewendet wird.) Zudem zahlt sich zusätzliche „Bildung“ auch umso mehr aus, je länger die Arbeitszeit ist. Der Planungshorizont, der die Investitionen in Humankapital bestimmt, ist nicht nur eine Funktion der Erwerbsjahre, sondern auch der Arbeitszeit. Wenn verheiratete Männer länger arbeiten, werden sie auch mehr Humankapital akkumulieren. Deshalb, so die These, folgen die Löhne von Männern nach der Heirat einem höheren Wachstumspfad (vgl. auch Korenman und Neumark 1991; Loh 1996). Dieser Logik folgend müssten die Löhne verheirateter Frauen von diskontinuierlicher Beschäftigung und von einer Reduktion der Arbeitszeit betroffen sein.

2.2 Die Allokation von Energie in der Ehe: der direkte Produktivitätseffekt

Mit seinem Modell der Allokation von Energie bringt Becker (1985) die Analyse einen entscheidenden Schritt weiter. Die Erweiterung des Ansatzes um die Variable der Energie/Anstrengung legt nahe, dass Spezialisierungs-Effekte den Einfluss der Zeitverwendung auf die Produktivität verheirateter Männer und Frauen nicht vollständig erfassen.

Sei E_m der Energieaufwand (die mentale und physische Anstrengung) am Arbeitsplatz, t_m die Arbeitszeit. Ein Arbeitgeber kauft eine Kombination dieser Produktionsfaktoren. Angenommen, er kann die Anstrengung einer Arbeitnehmerin beobachten und er ist indifferent bezüglich der Verteilung der Arbeitszeit auf gleich produktive Beschäftigte. Dann

⁷ Dabei handelt es sich um eine allgemeine Logik, die für verschiedenste Arten von Erwerbsunterbrechungen gilt (z. B. Arbeitslosigkeit, Krankheit, migrationsbedingte Unterbrechungen, etc.; vgl. Mincer und Ofek 1982).

ist der Stundenlohn, w , eine Funktion der Anstrengung und der Verdienst, I , steigt für ein bestimmtes Niveau der Anstrengung pro Stunde, $e_m = E_m / t_m$, proportional mit der Arbeitszeit, d.h.

$$I = w(e_m) t_m, \text{ wobei } \frac{\partial w}{\partial e_m} > 0 \text{ und } w(0) = 0.$$

Wenn berufliche Tätigkeiten sich durch den erforderlichen Einsatz von Energie unterscheiden, dann ist der Verdienst umso größer, je anstrengender eine Tätigkeit ist. Sei $0 < \sigma_m < 1$ die Energieintensität einer Tätigkeit (die Elastizität des Verdienstes im Hinblick auf die Anstrengung pro Arbeitsstunde). Nimmt man eine Cobb-Douglas Produktionsfunktion für das Unternehmen an, ergibt sich

$$I = r h_m e_m^{\sigma_m} t_m = r h_m E_m^{\sigma_m} t_m^{1-\sigma_m} = r h_m t_m'.$$

Entsprechend dieser Gleichung steigt der Verdienst mit dem Bestand an Humankapital h_m ; mit der Rendite für Humankapital, r ; und mit dem effektiven Zeitaufwand, t_m' , der (bei gegebener Energieintensität) das Produkt von Arbeitszeit und Anstrengung ist.

Diese Logik lässt sich wiederum auf die Haushaltsproduktion übertragen. Hier werden Haushaltsgüter unter Einsatz von Marktgütern und effektivem Zeitaufwand hergestellt. Aus dem Maximierungskalkül des Haushalts folgen zwei wichtige Ergebnisse.⁸ Erstens entspricht der Nutzen der Familienarbeit im Optimum gerade den Opportunitätskosten des entgangenen Einkommens, so dass

$$U_{t_i} = \lambda_x [w_m - \lambda_e / \lambda_x (e_m - e_i)] = \lambda_x \hat{w}_i.$$

Die Kosten steigen mit dem Grenznutzen des Einkommens, λ_x . Der Verzicht auf Konsum von Marktgütern, der durch den Mehraufwand an Familienarbeit entsteht, muss durch zusätzlichen Nutzen der Eigenproduktion kompensiert werden. Die Kosten steigen ferner mit

⁸ Um dies zu zeigen, muss die Entscheidung des Paares genauer betrachtet werden (s. Theoretischer Anhang).

dem „Schattenpreis“ der Familienarbeit (dem „Lohn“ unbezahlter Arbeit, \hat{w}_i). Dieser Schattenpreis ist umso größer, je höher der Marktlohnsatz ist; je geringer die Wertschätzung zusätzlicher Energie (der Grenznutzen der Energie im Verhältnis zum Grenznutzen des Einkommens, λ_e / λ_x); und je größer der Energieaufwand für eine Stunde Erwerbsarbeit verglichen mit einer Stunde Familienarbeit. Dies impliziert u.a., dass der Nutzen geschlechtsspezifischer Arbeitsteilung (der Ehegewinn) mit dem Lohn der Frau sinkt, während er mit dem Lohn des Mannes steigt. Weil der Schattenpreis für Familienarbeit, die anstrengender als Erwerbsarbeit ist ($e_m - e_i < 0$), größer als der Marktlohn ist, muss auch ihr Nutzen besonders groß sein.

Zweitens ergibt sich eine einfache Entscheidungsregel für die individuell optimale Aufteilung der Energie auf zwei beliebige Tätigkeiten, die ausschließlich vom Verhältnis der Energieintensitäten abhängt:

$$\frac{e_j}{e_i} = \frac{\sigma_j(1 - \sigma_i)}{\sigma_i(1 - \sigma_j)}.$$

Im Vergleich zweier Aktivitäten ist es besser, mehr Energie (pro Stunde) für die Tätigkeit aufzuwenden, die anstrengender ist.⁹ Sofern plausible Annahmen über die Energieintensität verschiedener Tätigkeiten getroffen werden können, können somit Aussagen über den „Energieeinsatz“ im Beruf abgeleitet werden. Becker nimmt dazu lediglich an, dass Arbeit (ob bezahlt oder unbezahlt) anstrengender ist als Freizeit. Besteht in der Ehe eine extrem ungleiche Verteilung der Familienarbeit zulasten der Frau, so ist Zeit in der Familie für verheiratete Männer praktisch gleichbedeutend mit Freizeit. Folglich können sie ihre Energie voll auf die Karriere konzentrieren, während verheiratete Frauen ihre Energie auf die (anstrengenden) Bereiche Erwerbs- und Familienarbeit aufteilen und sich infolgedessen weniger im Beruf engagieren bzw. weniger anstrengende Jobs wählen. Selbst wenn die Bildungsbeteiligung und die Erwerbsverläufe von Frauen und Männern sich in einer Gesellschaft nicht unterscheiden, müssten Frauen weniger verdienen als Männer, solange keine egalitäre Aufteilung der Familienarbeit existiert. Dies bedeutet auch, dass die Löhne

⁹ Entscheidet eine Person darüber, wie viel ihrer Energie sie für eine sehr anstrengende (etwa berufliche Tätigkeit mit $\sigma_j = 0,8$) und eine wenig anstrengende Tätigkeit (etwa eine Freizeitaktivität mit $\sigma_i = 0,1$) einsetzen soll, so ist es rational, sehr viel (nämlich $0,72 / 0,02 = 36$ mal!) mehr Energie für die anstrengende Tätigkeit aufzuwenden.

verheirateter Frauen selbst bei gleicher Arbeitszeit, Bildung, Berufserfahrung und Betriebszugehörigkeit geringer sein sollten als die Löhne lediger Frauen. Ungeachtet der indirekten Folgen der Familiengründung für die Akkumulation von Humankapital wirkt sich die Belastung durch unbezahlte Arbeit auch direkt auf die Produktivität am Arbeitsplatz aus.

“This analysis implies that the hourly earnings of single women exceed those of married women even when they both work the same number of hours and have the same market capital because child care and other household responsibilities induce married women to seek more convenient and less energy-intensive jobs” (Becker 1985: 54).

Das Modell impliziert, dass der negative Einfluss der Familienarbeit grundsätzlich, also auch für Männer, gilt. Infolgedessen ist bei geschlechtsspezifischer Arbeitsteilung zu erwarten, dass verheiratete Männer von unbezahlter Arbeit befreit werden, mehr Energie in die Karriere investieren als ledige Männer und deshalb auch höhere Löhne erzielen (Hersch und Stratton 2000). Direkte und indirekte Vorteile der Spezialisierung auf Erwerbstätigkeit in der Ehe sind *das* Standard-Argument zur Erklärung des positiven Heiratseffekts von Männern.

Beckers ursprüngliche These lautet hier aber, dass für Frauen ein negativer Effekt zu beobachten sein müsste. Sein Argument ist die Belastung verheirateter Frauen durch energieraubende Hausarbeit *und* Kinderbetreuung.¹⁰ Selbst wenn Erziehung in einer Gesellschaft reine „Frauensache“ ist, an der sich kein einziger Mann beteiligt, könnte ein verheirateter Mann maximal von der Hausarbeit befreit werden, die er als lediger Mann selbst zu erledigen hätte. Der höhere Aufwand für Familienarbeit, der mit der Geburt von Kindern anfällt, ginge dann ausschließlich zulasten der Frau. Unvollständige Arbeitsteilung impliziert dagegen einen geringeren Lohnvorteil verheirateter Männer und einen geringeren Nachteil verheirateter Frauen.

2.3 Heiratsmarkt und Partnerwahl: ökonomische Selektion in die Ehe

Die familienökonomische Antwort auf die Fragen „Wer heiratet?“ und „Wer heiratet wen?“ bietet eine Erklärung für das Lohndifferential verheirateter und lediger Männer, die nicht auf einem (kausalen) Produktivitätseffekt der Heirat beruht, sondern auf Lohnunterschieden, die

¹⁰ Tatsächlich bezieht sich Becker nur am Rande auf Lohnunterschiede zwischen Männern. So verweist er darauf, dass eine Entwicklung hin zu einer egalitären Aufteilung der Familienarbeit negative Effekte für die Löhne von Männern zur Folge haben müsste. In einer Fußnote führt er an, Dustin Hoffman habe in einer Filmrolle seinen Job verloren, weil er sich um seine Kinder kümmern musste (Becker 1985: 54, Fußnote 13). Wenn dieses fiktive Beispiel überhaupt etwas zeigt, dann doch wohl, dass Männer, für die Familienarbeit eine Einschränkung beruflicher Optionen darstellt, zum Zeitpunkt der Verfassung des Artikels die Ausnahme waren. Die Tatsache, dass es in diesem Beispiel um einen alleinerziehenden Mann geht, legt die Vermutung nahe, dass Becker selbst der Meinung ist, dass die negativen Effekte v.a. von der Kinderbetreuung ausgehen.

durch die Partnerwahl lediglich zu Tage gefördert werden. Becker (1973) geht mit seiner Theorie der Heirat von einem effizienten Suchprozess aus, d.h. die Individuen sind über die Eigenschaften potentieller Partner informiert und der Heiratsmarkt befindet sich im Gleichgewicht. Die grundlegende Annahme ist, dass eine Person nur dann heiraten möchte, wenn sie sich von einer bestimmten Partnerschaft einen positiven Nutzen verspricht.

Die Nachfrage nach einigen Haushaltsgütern kann auch durch Marktsubstitute befriedigt werden. Es mag z.B. einer Person gleichgültig sein, ob man selbst kocht oder zum Italiener geht, usw. Abgesehen davon, dass das Leibgericht vielleicht zu Hause besser schmeckt, dürften hier primär die höheren Kosten von Marktsubstituten von Belang sein. Anders wird die Freude am Heranwachsen der eigenen Nachkommen durch nichts zu ersetzen sein, und die Gefühle, die Eheleute füreinander empfinden, werden sich nicht in beliebigen anderen Beziehungen einstellen. Solche „haushaltsöffentlichen“ Güter werden aber nicht nur effizienter innerhalb der Familie produziert. Sie sind vielmehr an eine konkrete Partnerschaft geknüpft, weil nur der gemeinsame Konsum Nutzen stiftet. Technisch gesprochen sind die Produktionsfaktoren „Zeit des Mannes“ und „Zeit der Frau“ keine perfekten Substitute. Liebe, v.a. aber der gemeinsame Kinderwunsch, sind deshalb die besten Argumente für eine Ehe (S. 818-9).

Sie sind die Basis für familiäre Arbeitsteilung und somit dafür, dass auch der ökonomische Ehegewinn die Größenvorteile (*economies of scale*) anderer Formen von „Wohngemeinschaften“ übersteigt.¹¹ Größenvorteile bestehen für viele Routine-Tätigkeiten im Haushalt (z.B. Kochen für eine Person oder für zwei), für einmalige Anschaffungen (z.B. Wohnungseinrichtung) und für laufende Kosten (z.B. Miete, Auto). Die Ressourcen der Personen sind in solchen Fällen jedoch prinzipiell gegeneinander austauschbar. Die Zeit, die Ehepartner zur Haushaltsproduktion beitragen, ist es dagegen nicht. Allgemein gilt: Besteht zwischen Ressourcen von Männern und Frauen eine komplementäre Beziehung, so werden sich auf dem Heiratsmarkt Paare bilden, die sich hinsichtlich dieser Merkmale unähnlich sind (Heterogamie). In Bezug auf Eigenschaften, die Substitute sind, werden die Partner sich ähnlich sein (Homogamie) (S. 826). Weil der Ehegewinn *ceteris paribus* mit dem Ausmaß der Arbeitsteilung steigt, werden sich Paare bilden, die sich hinsichtlich ihres Lohnpotentials unterscheiden. Ein höherer Verdienst (auch: Nicht-Erwerbseinkommen, Vermögen) impliziert höheren Konsum (Einkommenseffekt). Die Heiratsneigung steigt deshalb mit dem Verdienst. Höhere Löhne sind dagegen neben ihrem Effekt auf das Einkommen mit höheren

¹¹ Allgemein bestehen Größenvorteile, wenn zu einer Verdoppelung der Produktion eines Gutes weniger als eine Verdoppelung der Produktionsfaktoren nötig ist. Steigende Skalenerträge sind folglich ein Spezialfall.

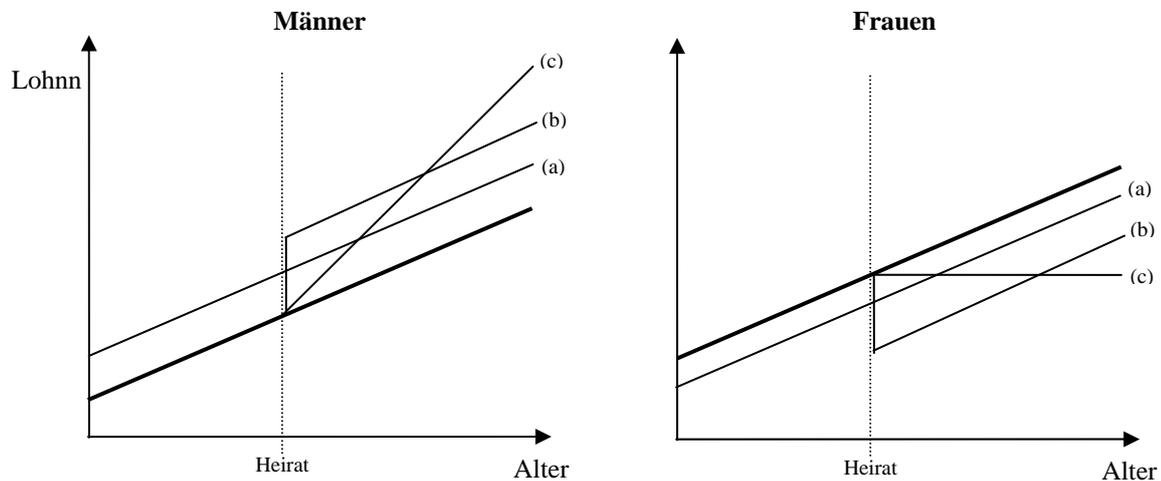
Opportunitätskosten der Familienarbeit verbunden (Substitutionseffekt). Demzufolge kann die Heiratsneigung mit dem Lohn steigen oder fallen - je nachdem, welcher Effekt dominiert. Mit der Annahme geschlechtsspezifischer Arbeitsteilung können diese Aussagen jedoch präziser formuliert werden. Wenn nämlich das Arbeitsangebot verheirateter Frauen geringer ist als das lediger Frauen, und wenn verheiratete Männer länger arbeiten als ledige Männer, dann wird ein höherer Relativlohn der Frau weniger zum Haushaltseinkommen beitragen als durch den geringeren Relativlohn des Mannes verloren geht (S. 822). Von einer Ehe mit Spezialisierung profitieren Männer mit hohem und Frauen mit geringem Lohnpotential daher am meisten. Männer, die in der Hierarchie des Arbeitmarktes unten stehen, sind als Ehepartner nicht attraktiv *und* sie können sich durch die Heirat nicht besser stellen; ebenso werden „Karrierefrauen“ am Heiratsmarkt nicht „nachgefragt“ *und* sie haben durch die Familiengründung zu viel zu verlieren. Die Antizipation geschlechtsspezifischer Arbeitsteilung müsste demnach dazu führen, dass Produktivitätsunterschiede, die unabhängig von der Heirat bestehen, durch die Partnerwahl sichtbar werden. *Ceteris paribus* sollten die Löhne verheirateter Männer daher bereits vor der Ehe höher sein als die Löhne lediger Männer, während die Löhne verheirateter Frauen schon vor der Heirat geringer sein sollten als die Löhne lediger Frauen. Dies impliziert auch, dass die kausalen Effekte der Arbeitsteilung geringer ausfallen, wenn diese Muster der ökonomischen Selektion in die Heirat berücksichtigt werden.

2.4 Zusammenfassung der Hypothesen und kritische Würdigung

Abbildung 1 fasst die Hypothesen des familienökonomischen Ansatzes zusammen. Die Theorie der Heirat sagt voraus, dass Männer mit höheren Löhnen eher heiraten. Wenn dies der Fall ist, sollte sich das Lohnprofil verheirateter und lediger Männer über den gesamten Lebensverlauf hinweg um einen konstanten Betrag unterscheiden und der kausale Effekt der Heirat sollte gleich Null sein (a). Wenn verheiratete Männer in der Ehe von Hausarbeit befreit werden, und wenn dies ihre Produktivität am Arbeitsplatz steigert, dann sollte sich dies in einem positiven „Lohnsprung“ zu Beginn der Ehe äußern (b). Wenn die Spezialisierung auf Erwerbsarbeit in der Ehe zu höheren Investitionen in Humankapital führt, dann sollte der kausale Effekt sich erst mit zunehmender Ehedauer entwickeln (c). Für Frauen ist entsprechend kein kausaler Heiratseffekt zu erwarten, wenn Selektion in die Ehe vorliegt, d.h. wenn Frauen mit geringen Löhnen eher heiraten. Die Belastung durch Familienarbeit müsste

sich im Anschluss an die Heirat negativ auf das Lohnniveau auswirken, geringere Investitionen in Humankapital dagegen auf das Lohnwachstum.

Abbildung 1: Selektions- und Produktivitätseffekte der Heirat



- Anmerkungen: Die fette Linie repräsentiert das Lohnprofil einer ledigen Person.
 Die übrigen Linien stellen das Lohnprofil einer verheirateten Person unter 3 Bedingungen dar:
- (a) bei Vorliegen von ökonomischer Selektion in die Heirat;
 - (b) mit direktem Produktivitätseffekt (Befreiung von bzw. Belastung durch Familienarbeit);
 - (c) mit indirektem Produktivitätseffekt (Investitionen in Humankapital).

Die Familienökonomik erklärt den kausalen Heiratseffekt durch den Familienkontext. Die individuelle Produktivität ist in diesem Ansatz durch Faktoren auf der Angebotsseite des Arbeitsmarktes bestimmt. Zwei alternative Ansätze beruhen auf einer (nachfrageseitigen) Erklärung durch Diskriminierung, entweder durch „statistische“ Lohndiskriminierung oder „Paternalismus“. Im ersten Fall würden Arbeitgeber die Heirat als Signal für Produktivitätsmerkmale der Beschäftigten werten, die sich ihrer Beobachtung entziehen bzw. kostspieliges *Monitoring* erfordern. Wenn Arbeitgeber davon ausgehen, dass sich die Leistungsfähigkeit oder -bereitschaft verheirateter Personen im Mittel oder bezüglich ihrer Varianz von der lediger Personen unterscheidet, kann der Familienstand als Entscheidungsgrundlage für Beförderungen oder Weiterbildung dienen. Sie könnten für Frauen von durchschnittlich höheren Fehlzeiten oder einer geringeren Verweildauer im Betrieb als für Männer ausgehen, oder von diesbezüglich größeren Unterschieden zwischen Frauen (Joshi und Paci 1998: 26). Dann könnten sie durchaus die Heirat einer Frau als Signal für künftige Erwerbsunterbrechungen werten (Siebert und Sloane 1981: 126). Wenn sie an

den Kosten des Mutterschaftsurlaubs beteiligt sind, kann dies nicht nur eine Ursache für Diskriminierung von Müttern, sondern auch von verheirateten Frauen sein. Arbeitgeber könnten auch davon ausgehen, dass verheiratete Männer (und Frauen) länger im Betrieb bleiben als ledige, weil etwa ein Wohnortwechsel mit Familie unwahrscheinlicher ist als ohne. Paternalismus liegt dagegen vor, wenn Arbeitgeber sich für ihre Beschäftigten und deren Angehörige verantwortlich fühlen, d.h. sie beziehen ihren Nutzen nicht (nur) aus Produktivitätssteigerungen, sondern haben soziale Präferenzen. In diesem Fall würden sie verheirateten Männern (möglicherweise aber auch Frauen) einen „Familienlohn“ zahlen (Bardasi und Taylor 2004). Allerdings setzt diese Art der Entlohnung Marktmacht voraus: unter vollkommenem Wettbewerb könnten paternalistische Unternehmer nicht bestehen. Paternalismus könnte deshalb eher im öffentlichen Sektor als in der Privatwirtschaft von Bedeutung sein.¹²

Ein dritter Ansatz basiert auf der Theorie kompensierender Lohndifferentiale. Dies ist eine angebotsseitige Erklärung, die aber nicht auf die Produktivität abzielt. Die Annahme ist hier, dass Arbeitnehmer eine Kombination aus Verdienst und nicht-pekuniären „Entschädigungen“ maximieren. So argumentieren Reed und Harford (1989), verheiratete Männer würden deshalb hohe Löhne erzielen, weil sie - um den Lebensunterhalt ihrer Familie bestreiten zu können - dazu bereit sind, angenehme Arbeitsbedingungen gegen ein höheres Einkommen zu tauschen. In diesem Fall wären sie nicht produktiver als ledige Personen; der Lohnunterschied würde eine Änderung der Präferenzen mit der Heirat widerspiegeln. Auf dieser Logik beruht auch die These, Mütter würden freiwillig geringere Löhne in Kauf nehmen, sofern sie durch Arbeitsbedingungen (v.a. Teilzeit, flexible Arbeitszeit, kurze Anfahrtswege zur Arbeit) kompensiert werden, die die Vereinbarkeit mit der Kinderbetreuung erlauben (Budig und England 2001). Dies könnte wiederum besonders für verheiratete Frauen (Mütter) gelten.

Diese Ansätze finden hier nur am Rande Berücksichtigung. Stattdessen wird im folgenden eine Erweiterung des familienökonomischen Ansatzes in zweierlei Hinsicht vorgeschlagen. Erstens wird der Prozess der Familiengründung genauer betrachtet. Klassische ökonomische Ansätze tendieren dazu, Heirat und Elternschaft gleichzusetzen. Becker (1981; 1985) begründet den Heiratseffekt auch durch geschlechtsspezifische Arbeitsteilung zum Zweck der „Produktion von Kindern“. Mincer und Polachek (1974) wollen die Lohnunterschiede zwischen ledigen und verheirateten Frauen erklären, spezifizieren aber einen Effekt der

¹² Der Familien- bzw. Ortszuschlag für verheiratete Beamte und Beschäftigte im öffentlichen Dienst ist ein solches Beispiel, das näher untersucht werden könnte. Dies ist jedoch nicht Gegenstand dieser Arbeit.

Mutterschaft. Zudem verweisen demografische Trends auf den Bedeutungsverlust der bürgerlichen Familie (verheiratetes Ehepaar, 2-3 Kinder) in der Nachkriegszeit (genauer: unter den Nachkriegskohorten). Dazu gehören v.a. der Rückgang der Eheschließungen, die Zunahme der Scheidungen und der Geburtenrückgang sowie die Verbreitung nicht-ehelicher Lebensgemeinschaften (NEL) und der Anstieg nicht-ehelich geborener Kinder. Dies erfordert eine Differenzierung familialer Übergänge, die über die Dichotomie verheiratet/ledig hinausgeht. Nicht nur die wechselseitige Abhängigkeit zwischen Erwerbs- und Familienbiografie erzeugt ein Endogenitätsproblem für die Analyse von Lohnprofilen in der Phase der Familiengründung. Auch auf der Ebene der individuellen Lebensgeschichte besteht ein „endogener Kausalzusammenhang“: „Das Individuum handelt (...) auf der Grundlage seiner kumulierten Erfahrungen und Ressourcen“ (Mayer 2001: 447). Ähnlich wie die Erwerbsbiografie durch die Akkumulation von Humankapital charakterisiert ist, ist die Familienbiografie durch die (sukzessiven oder gleichzeitigen) Erfahrungen kritischer Übergänge gekennzeichnet.

Zweitens gilt Deutschland in der vergleichenden Forschung als modales Beispiel des konservativen Wohlfahrtsstaates. Klassische Ansätze – z.B. Esping-Andersens Typologie liberaler, konservativer und sozialdemokratischer Wohlfahrtsstaaten - wurden wegen ihrer Konzentration auf die staatliche Einkommenssicherung kritisiert. Neuere Ansätze nehmen stärker private Leistungen von Haushalten und Familien (auch von Wohlfahrtsverbänden, etc.) in den Blick („mixed economies of welfare“, vgl. Cochrane et al. 2001; Hill 1996). Feministische Theorien machen auf Ungleichheiten zwischen den Geschlechtern in der Familie und am Arbeitsmarkt aufmerksam und geben die Annahme eines „geschlechtslosen Durchschnittsverdieners“ auf (Lewis 1992; Pfau-Effinger 1999). Beide Punkte verweisen somit auf die Bedeutung nationaler Familienpolitik, die (explizit oder implizit) Einfluss auf die Arbeitsteilung in der Familie nimmt und ungleiche Erwerbschancen zwischen den Geschlechtern reproduziert oder beseitigt.

3 Erweiterung des Ansatzes

3.1 Begriffsklärung

Kritische Übergänge oder biografische Ereignisse werden hier als institutionalisierte Statuspassagen verstanden, die typischerweise mit Verhaltensänderungen verbunden sind. Ein Lebensverlauf ist durch die Art und die Zeitpunkte solcher Übergänge gekennzeichnet.¹³ Als wichtige, familienbiografische Ereignisse können gelten: der Auszug aus dem Elternhaus; die Gründung der ersten NEL (vor der ersten Heirat); die Auflösung der ersten NEL; die erste Heirat; die Trennung vom Ehepartner; der Tod des Ehepartners; die Gründung einer nach-ehelichen Lebensgemeinschaft (NEL oder zweite Ehe); die Geburt des ersten (zweiten, ...) Kindes.¹⁴ In der klassischen Beschreibung des Familienzyklus (nach Paul Glick) durchläuft eine Familie sechs Phasen, die jeweils durch kritische Übergänge voneinander abgegrenzt sind (vgl. Diekmann und Weick 1993).¹⁵ Dieses Modell spezifiziert nicht nur eine starre Sequenz von Ereignissen, von der angenommen wird, sie kennzeichne jede Familie. Es impliziert auch die Vorstellung eines in hohem Maße standardisierten Lebensverlaufs. Diese Annahme einer „Normalbiografie“ wird in der Familienforschung längst zurückgewiesen. Brüderl und Klein (2003) untersuchen partnerschaftliche Lebensformen in Westdeutschland mit Daten des DJI-Familiensurveys 2000. Den Ergebnissen zufolge ist es in der Nachkriegszeit zu einer Pluralisierung gekommen, die sich jedoch durch eine gegenläufige Tendenz zur Singularisierung zunehmend abgeschwächt hat. Auf der Ebene der Sozialstruktur ist eine Abkehr von der Ehe festzustellen, die nur teilweise durch eine Zunahme der

¹³ Grundsätzlich kann hinsichtlich des Zeitpunkts zwischen historischem, personalem und sozialem Zeitbezug unterschieden werden. Beispielsweise findet die Heirat einer Person an einem Tag der Kalenderzeit, in einem bestimmten Lebensalter und in einer Abfolge von Generationen (oder Geburtsjahrgängen) statt. Im folgenden wird mit dem Zeitpunkt eines Ereignisses auf das Alter Bezug genommen.

¹⁴ Mit diesem Katalog wird kein Anspruch auf Vollständigkeit erhoben. Die Bildung von Partnerschaften ohne gemeinsamen Haushalt (*Living Apart Together*), von Wohngemeinschaften oder von gleichgeschlechtlichen Partnerschaften wird nicht erfasst. Aus der Diskussion ergibt sich, dass eine bestimmte Biografie nicht alle dieser Ereignisse aufweisen muss. Ledige Singles, die im Haushalt der Eltern wohnen bleiben, erleben keinen dieser Übergänge. Als Äquivalente der Auflösung der (ersten) Ehe schließen Scheidung und Verwitwung sich gegenseitig aus. Die Ereignisse müssen auch nicht in der genannten Reihenfolge auftreten. Der Übergang in die Elternschaft ist zu jedem Zeitpunkt (auch ohne festen Partner) möglich.

¹⁵ Die *Familiengründung* beginnt mit der Heirat, die *Erweiterung* mit der Geburt des ersten Kindes, die Phase der *abgeschlossenen Erweiterung* mit der Geburt des letzten Kindes, die *Schrumpfung* der Familie mit der Heirat des ersten Kindes, die *abgeschlossene Schrumpfung* (*empty nest*) mit der Heirat des letzten Kindes, die *Auflösung* der Familie mit dem Tod des ersten Partners.

Kohabitationen kompensiert wurde (S. 196-8). Folglich hat der Anteil der Singles zugenommen.¹⁶

Dies spiegelt sich in einer De-Standardisierung individueller Lebensverläufe wieder.¹⁷ Zu dieser Entwicklung trägt v.a. die Verbreitung „moderner Lebensverläufe“ bei. So ist der Anteil der Ehen mit vorhergehender Kohabitation („Probewehe“) an allen Lebensverläufen mit Partnerschaftserfahrung (bis zum Alter von 35 Jahren) von einem Fünftel auf die Hälfte gestiegen, der Anteil der Kohabitationen mit darauffolgender Trennung von 3 auf 14%.

Die De-Standardisierung von Lebensverläufen kann sich generell auf den Zeitpunkt von Ereignissen, den zeitlichen Abstand zwischen zwei Übergängen (Verweildauer) oder/und auf die Reihenfolge der Übergänge (*Timing, Spacing, Sequencing*) beziehen (Corijn 2001). Sie kann sich in einer geringeren Altersabhängigkeit von Ereignissen äußern, etwa in einer größeren Streuung des Heiratsalters. Ein Anstieg des Heiratsalters und ein Anstieg der Scheidungsraten trägt offensichtlich zu einer Verkürzung der Ehedauer bei. Für die Frage nach dem Einfluss der Heirat auf die Löhne sind v.a. zwei Veränderungen des Familienzyklus relevant (vgl. Corijn 2001: 6-7).

Die erste bezieht sich auf den Übergang in die Ehe. Im Glickschen Modell der Familie kennzeichnet die Heirat die Gleichzeitigkeit dreier Übergänge: das Verlassen des Elternhauses, die Gründung eines gemeinsamen Haushalts und den Eintritt in die Familiengründung. In der Nachkriegszeit wurden diese Ereignisse zunehmend entkoppelt. Die Heirat erfolgt immer häufiger erst nach bestandener „Probezeit“. Folglich wird häufiger schon vor der Heirat das Elternhaus verlassen und ein gemeinsamer Haushalt gegründet. Der direkte Übergang vom Elternhaus in die Ehe wird seltener. Gleichzeitig gibt es mehr Personen, die nicht heiraten. Sie erleben entweder keinen dieser drei Übergänge („Nesthocker“), nur den ersten (ledige Singles) oder auch den zweiten (Kohabitation). Die Gruppe der ledigen Personen ist heterogen: einige sind verheirateten Personen insofern ähnlich, als sie (dauerhaft) mit einem Partner zusammen leben; andere haben mehrere „Lebensabschnittsgefährten“; wiederum andere bleiben Single, und z.T. ziehen sie es vor, keinen eigenen Haushalt zu

¹⁶ In der ältesten Kohorte (Jahrgänge 1944-57) waren 75% der Personen im Alter von 30 Jahren in erster Ehe verheiratet oder bereits geschieden (getrennt lebend), 19% lebten (noch) ohne Partner. In der nächsten Kohorte (1958-67) waren im gleichen Alter 66% verheiratet oder geschieden und schon 24% lebten alleine. In der jüngsten Kohorte (1968-82) hatten nur noch 56% der Befragten mit 30 Jahren bereits geheiratet, 29% waren Singles. Der Anteil nicht-ehelicher Lebensgemeinschaften stieg parallel dazu an. Der maximale Anteil der Kohabitationen betrug (jeweils im Alter von etwa 25 Jahren) für die erste Kohorte 7,1%, für die zweite 15,9% und für die dritte Kohorte 22,8%.

¹⁷ Die Autoren weisen dies nach, indem sie einen typischen Lebensverlauf definieren (ledig bis 23 Jahre, danach verheiratet bis 35 Jahre) und für jede Person den Abstand von dieser „Standardsequenz“ (mittels *Optimal Matching*) messen (S. 208-10). Es zeigt sich, dass sowohl die mittleren Abstände, als auch die Streuung zugenommen haben.

gründen. Die Entkoppelung verweist somit auf die zunehmende Bedeutung kritischer Übergänge, die vorher oder gleichzeitig mit der Heirat stattfinden, aber theoretisch unabhängig von der Heirat sind, und die deshalb die frühen Lebensverläufe lediger *und* verheirateter Personen prägen.

Die zweite Veränderung bezieht sich auf den Übergang in die Elternschaft. Das Fertilitäts- und Heiratsverhalten wird gleichfalls zunehmend voneinander entkoppelt. So ist die Heirat häufiger nicht die Voraussetzung für die Geburt des ersten Kindes, sondern das Ergebnis eines gemeinsamen Kinderwunsches, einer Schwangerschaft oder bereits geborener Kinder. Das Phänomen nicht-ehelicher Kinder gewinnt somit an Bedeutung. In Westdeutschland wurde 2003 ein Fünftel aller Kinder (21%) außerhalb einer Ehe geboren. Dieser Anteil hat sich seit Mitte der 80er Jahre verdoppelt (Konietzka und Kreyenfeld 2005).

3.2 Die Ehe im konservativen Wohlfahrtsstaat

Zentral für die deutsche Familienpolitik ist das Prinzip der Subsidiarität, das den Vorrang der der Familie vor dem Eingriff des Staates festschreibt. Übersetzt in die institutionelle Logik des Sozialstaates bedeutet dies, dass Individuen zur Pflege, Betreuung oder finanziellen Unterstützung von Familienangehörigen verpflichtet sind, und dass der Zugang zu öffentlichen Leistungen durch Verantwortlichkeiten innerhalb der Familie begrenzt ist (Daly 2000: 84-5). Die Rolle des Staates ist die der Hilfe zur Selbsthilfe. Damit sind finanzielle Zuwendungen an Familien vereinbar; Dienstleistungen, die Bereiche der Pflege oder Betreuung „verstaatlichen“, sind es eher nicht (Ostner 2002: 154-5). Die Familienförderung folgt traditionell einer heirats-zentrierten Logik, die auf der Annahme geschlechtsspezifischer Arbeitsteilung beruht.

Bis 1976 bedeutete dies, dass die Ehefrau rechtlich zur Hausarbeit verpflichtet war und für ihre eigene Erwerbstätigkeit die Einwilligung ihres Mannes benötigte. Seither regeln die Ehepartner die Haushaltsführung zwar „im gegenseitigen Einvernehmen“, und beide haben „bei der Wahl und Ausübung einer Erwerbstätigkeit (...) auf die Belange des anderen Ehepartners Rücksicht zu nehmen“ (§§ 1356, 1357 BGB). Ebenso wurde die Gleichstellung von Mann und Frau zum Rechtsgrundsatz erhoben. Die Tatsache, dass Ehe und Familie unter dem besonderen Schutz des Staates (Art. 6 GG) stehen, äußert sich dennoch in institutionellen Bedingungen, die auf die Norm eines verheirateten Haupt-/Zuverdiener-Modells

zugeschnitten sind. Dies zeigt sich in der Einkommenssteuer, in der Sozialversicherung, im Unterhaltsrecht, in der Elternzeitregelung und in der Infrastruktur der Kinderbetreuung.

Aus Sicht der Familienökonomik erzeugen politische Instrumente einen Ehegewinn gegenüber anderen Lebensformen, wenn sie die Opportunitätskosten geschlechtsspezifischer Arbeitsteilung gering halten. In Deutschland wird der Konsumverzicht durch das entgangene Erwerbseinkommen des Partners, der sich auf Familienarbeit spezialisiert, durch Steuerprivilegien für verheiratete Paare teilweise ausgeglichen.¹⁸ Ein zusätzlicher Vorteil ergibt sich durch die Mitversicherung von Familienmitgliedern. Die Sicherung nicht-erwerbstätiger Ehefrauen gegen soziale Risiken erfolgt in der Bundesrepublik zu großen Teilen durch die Beiträge des Ehemannes, etwa in der Krankenversicherung (auch Kinder) und der Witwenrente (Waisenrente). Einerseits wird Familienmitgliedern so der Zugang zu (öffentlichen) Leistungen garantiert; andererseits besteht ein Anspruch auf Lohnersatzleistungen, falls der Hauptverdiener (kurzfristig oder dauerhaft) erwerbsunfähig ist. Weil die Sozialversicherungssysteme umlagefinanziert sind, werden Beschäftigte, die nicht verheiratet sind, stärker an den Kosten beteiligt. Nach Berechnungen der OECD ist der Anteil der Steuern und Beiträge am Bruttoverdienst in Deutschland zwischen 1979 und 1999 für Singles von durchschnittlich 40,8 auf 51,9% gestiegen, für verheiratete Personen aber nur von 30,7 auf 34,5% (OECD 2001).¹⁹ Der Steuervorteil wächst zudem mit dem Einkommensunterschied der Partner und ist am größten, wenn es einen Hauptverdiener in der Familie gibt. Ehepaare mit nur einem Erwerbseinkommen werden (mit oder ohne Kinder) über die gesamte Einkommensverteilung hinweg gegenüber Doppel-Verdienern (mit oder ohne Kinder) privilegiert (vgl. Tabelle A1).²⁰ Das deutsche System bevorzugt also nicht nur verheiratete gegenüber unverheirateten Personen, sondern setzt gleichzeitig Anreize für eine Reduktion des Arbeitsangebots des Ehepartners mit dem geringeren Einkommen und fördert auf diese Weise Spezialisierung in der Ehe.

¹⁸ Die Berechnungsgrundlage für die Festsetzung der Einkommenssteuer ist beim Ehegattensplitting im Gegensatz zur individuellen Besteuerung das gemeinsame Einkommen eines verheirateten Paares. Die beiden Einkommen werden addiert; anschließend wird der individuelle Steuersatz für die Hälfte des Einkommens angewendet.

¹⁹ Zum Vergleich: In Schweden erfolgte 1971 der Übergang zur individuellen Besteuerung. Die Steuerlast ist hoch, aber gleichmäßiger verteilt. Die Quote lag 1999 bei 50,5% für ledige und 44,5% für verheiratete Personen. Im Vereinigten Königreich ist die Steuerquote lediger und verheirateter Personen relativ gering (1999: 31,1% bzw. 23,8%). In beiden Ländern ist die Steuerlast im Laufe der 1980er Jahre reduziert worden, in den 1990er Jahren aber wieder angehoben worden (OECD 2001).

²⁰ In den USA gilt dies nur für die unteren Einkommen. Schon in den mittleren Einkommensgruppen werden Familien mit Kindern (unabhängig vom Erwerbsstatus der Partner) stärker entlastet als Paare ohne Kinder.

3.3 Scheidung

In Beckers statischem Modell einigen sich die Partner in einer Periode auf eine Form der Arbeitsteilung. Es gilt die Annahme einer gemeinsamen Nutzenfunktion. Wenn mit der Heirat (implizit) ein bindender Vertrag auf Lebenszeit geschlossen wird („Bis dass der Tod uns scheidet“), ist dies unproblematisch. Wenn mit der Ehe aber ein steigendes Scheidungsrisiko verbunden ist, so zeugt dies von dem Konfliktpotential partnerschaftlicher Beziehungen, das durch die Annahme lebenslanger Kooperation ausgeklammert würde. Die Partner werden vermutlich nicht um jeden Preis bereit sein, eine nicht funktionierende Beziehung aufrecht zu erhalten. Insofern ist die Annahme einer Nutzenfunktion fraglich. Neuere (spieltheoretische) Modelle betrachten deshalb die Allokation in der Ehe als dynamischen Aushandlungsprozess zwischen zwei Individuen, der durch die externen Optionen der Ehepartner, d.h. durch den Nutzen des Single-Daseins oder anderer Partnerschaften, bestimmt ist (vgl. für einen Überblick Lundberg und Pollak 1996). Ott (1998) geht davon aus, dass die Partner in jeder Periode ihre individuellen Auszahlungen im Scheidungsfall berücksichtigen. Diese Konfliktlösung wird von der Position auf dem Arbeitsmarkt (auch auf dem Heiratsmarkt) abhängen. Einigen sich die Partner zu Beginn der Ehe auf geschlechtsspezifische Arbeitsteilung, so wird sich mit fortschreitender Ehedauer eine asymmetrische Ressourcenausstattung ergeben. Dies hat Konsequenzen für die Konfliktlösung und für die Verhandlungsposition in späteren Perioden (S. 83-87). In Nachverhandlungen würde der „Familienernährer“ seine besseren externen Optionen ausspielen. Die Frau müsste sich immer schlechter stellen. (Rationale) Frauen werden sich deshalb nur dann auf geschlechtsspezifische Arbeitsteilung einlassen, wenn sie institutionell gegen die Risiken einer Scheidung abgesichert sind.

Dies geschieht in Deutschland etwa durch den gleichen Anspruch beider Partner auf Vermögenswerte (auch Rentenansprüche), die während der Ehe erwirtschaftet wurden. In Ehen mit Kindern ist der Elternteil, der nach der Scheidung alleine lebt (i.d.R. der Mann), zudem zu Unterhaltszahlungen an die Kinder und an den anderen Elternteil (die Frau) verpflichtet. Insofern wird geschlechtsspezifische Arbeitsteilung dann sogar über die Dauer der Ehe hinaus vorausgesetzt. Allerdings entstehen durch die Scheidung erhebliche Kosten. Es müssen dann zwei Haushalte geführt werden, aber die Ressourcenausstattung bleibt die gleiche. Beide Partner müssen mit Wohlfahrtseinbußen rechnen und ein Haupt-/Zuverdiener-Modell ist nicht länger attraktiv.

Infolgedessen sollten geschiedene Frauen ihre Arbeitszeit steigern. Weil aber einmal erworbene Qualifikationen und Kompetenzen personengebunden, und daher unabhängig vom Bestehen der Partnerschaft sind, müsste der Lohn unmittelbar nach der Scheidung dem Lohn gegen Ende der Ehe entsprechen. Wenn der Heiratseffekt (indirekt) auf Spezialisierung zurückzuführen ist, könnte sich auch ein Scheidungseffekt (mit umgekehrtem Vorzeichen) erst einige Zeit nach der Trennung einstellen. Andererseits ist davon auszugehen, dass Männer nach der Scheidung mehr und Frauen weniger Hausarbeit leisten. Wenn die Befreiung von Hausarbeit unmittelbar zu höheren Löhnen von Männern in der Ehe führt, impliziert dies einen negativen, direkten Effekt der Scheidung (Bardasi und Taylor 2004: 8-9). Analog müsste der direkte Effekt für Frauen positiv sein: sie würden weniger Energie in Hausarbeit investieren und könnten zum Lohnniveau lediger Frauen zurückkehren.

3.4 Der Übergang in die Ehe: Auszug aus dem Elternhaus und erste NEL

Die Familiengründung setzt in aller Regel eine „Abnabelung“ beider Partner von ihren Eltern voraus. Auch ohne Heirat erfolgt mit dem Umzug in die erste eigene Wohnung eine Trennung von der Ursprungsfamilie. Die Differenzierung zwischen Hausstands- und Familiengründung ist auch wichtig, weil der Verbleib im Elternhaus für Personen, die (noch) keine Familiengründung beabsichtigen, eine günstige Alternative zur Gründung eines Single-Haushalts darstellt. Auch wenn für das Verlassen des Elternhauses unterschiedlichste Motive denkbar sind, setzen Anschaffungs- und laufende Kosten (Wohnungseinrichtung, Miete, etc.) im allgemeinen ein gewisses Maß an ökonomischer Unabhängigkeit von den Eltern voraus. Der Zeitpunkt des Auszugs wird daher auch durch die Institutionen des Bildungssystems und des Arbeitsmarktes bestimmt sein. In Deutschland besteht *de facto* eine Unterhaltspflicht der Eltern gegenüber ihren Kindern, solange diese sich in Ausbildung befinden. Am deutlichsten zeigt sich dies daran, dass die Vergabe staatlicher Kredite im Rahmen des Bundesausbildungsförderungsgesetzes (BAFöG) i.d.R. an das elterliche Einkommen gebunden ist. Die Eltern haben im Gegenzug verlängerten Anspruch auf Kindergeld und auf die vergünstigte Mitversicherung der Kinder in der Krankenkasse.

Der Facharbeiter-, Gesellen- oder Gehilfenbrief ist für knapp zwei Drittel der Erwerbstätigen die zentrale berufliche Qualifikation. Im dualen System der Berufsbildung sind Auszubildende „Insider“: sie sammeln Berufserfahrung und lernen die Arbeitsabläufe des Ausbildungsbetriebes kennen. Dies sorgt für einen relativ problemlosen Übergang in die

reguläre Beschäftigung nach der Ausbildung (Müller et al. 1998). So ist die Jugendarbeitslosigkeit seit 1980 zwar deutlich gestiegen, liegt aber im internationalen Vergleich (und im Vergleich zur Arbeitslosenquote der älteren Erwerbspersonen) nach wie vor auf einem geringen Niveau.²¹ Allerdings sind die Löhne während einer betrieblichen Ausbildung gering.²² Dies ist der Preis dafür, dass der betriebliche Teil der Lehre von den Arbeitgebern finanziert wird. Daher ist es während der Ausbildung schwierig, einen eigenen Haushalt zu gründen. Die recht gleichmäßige Verteilung des Angebotes an Ausbildungsplätzen erfordert zudem auch ein geringes Ausmaß an räumlicher Mobilität. Im Jahr 2000 gaben in einer Umfrage 10,6% der Auszubildenden an, dass die Aufnahme der Lehre mit einem Wohnortwechsel verbunden war (BMBF 2003). Für Facharbeiter ist insofern davon auszugehen, dass der frühestmögliche Zeitpunkt des Auszugs mit dem Abschluss der Lehre zusammen fällt (mit Realschulabschluss etwa im Alter von 19-20 Jahren). Für bestimmte Gruppen von Studierenden, v.a. solchen aus ländlichen Gebieten und in Studiengängen, die dem System der zentralen Studienplatzvergabe unterliegen, ist schon mit dem Beginn der Ausbildung ein Wohnortwechsel erforderlich. Sie verlassen das Elternhaus häufig vor dem Abschluss der Erstausbildung und vor dem Eintritt in den Arbeitsmarkt. Insofern kennzeichnet der Auszug hier nicht unbedingt den Zeitpunkt ökonomischer Unabhängigkeit.

Aufgrund der herausragenden Stellung des dualen Systems waren aber knapp 60% der Männer und Frauen der Kohorten 1950-1965 bereits Vollzeit erwerbstätig bevor sie das Elternhaus verlassen haben, mehr als 40% sogar bevor sie ihren höchsten Bildungsabschluss erreicht haben (vgl. Hullen 2001). Daher ist zum einen zu erwarten, dass Männer und Frauen mit hohen Löhnen eher ausziehen. Zum anderen sollte aber der Aufwand für Hausarbeit bei eigenständiger Haushaltsführung größer sein. Eltern (Mütter) werden vermutlich größtenteils die Hausarbeit für ihre (erwachsenen) Kinder mit übernehmen, solange diese „unter ihrem Dach“ leben. Aber auch, wenn dies nicht der Fall ist, entfallen mit dem Auszug die Größenvorteile des Zusammenlebens mit den Eltern. Wenn ein höherer Aufwand im Haushalt die Anstrengung im Beruf einschränkt, sollte der kausale Effekt des Auszugs auf den Lohn mithin für beide Geschlechter negativ sein.

²¹ 2001 lag die Arbeitslosenquote der 15-24jährigen in Gesamtdeutschland bei 8,4% (USA: 10,6%, EU-15: 13,9%;). Die Arbeitslosenquote der 25-54jährigen lag bei 7,5% (USA: 3,8%, EU-15: 6,5%), die der 55-64jährigen bei 11,2% (USA: 3,1%, EU-15: 6,4%) (OECD 1996; 2002)

²² 2002 wurde Auszubildenden in den alten Bundesländern durchschnittlich ein Monatsverdienst von 598 EURO gezahlt. 18% der Auszubildenden erhielten weniger als 500 und 10% mehr als 700 EURO. Die tarifliche Vergütung variiert mit der Ausbildungsdauer. Durchschnittlich wurden im 1., 2., 3. Lehrjahr 530, 593, 666 EURO gezahlt. Deutliche Unterschiede bestehen auch zwischen Berufen und Branchen (BMBF 2003: 117-9).

Neben der Aufnahme eines Studiums und (für Männer) der Ableistung des Wehr-/Zivildienstes, die häufig einen Wechsel des Wohnortes erfordern, gehört die Gründung einer NEL zu den wichtigsten Faktoren, die das Auszugsverhalten bestimmen (Ziegler und Schladt 1993). Dies ist offensichtlich eine attraktive Option, wenn Spezialisierung nicht beabsichtigt ist. Erstens können viele (emotionale, sexuelle, etc.) Bedürfnisse auch in Partnerschaften ohne Trauschein befriedigt werden. Die Intimität des Zusammenlebens - die Kontakthäufigkeit, gemeinsame Organisation der Freizeit, etc. - reduziert aber die Such- und Transaktionskosten, die (für Singles) mit wechselnden und verschiedenartigen Beziehungen verbunden sind. Zweitens bietet eine NEL auch die Größenvorteile der Ehe. Dies gilt zum einen für den Konsum. Für zwei Singles mit eigenem Haushalt werden die Einsparungen laufender Kosten die einmaligen Kosten des Umzugs in eine gemeinsame Wohnung übersteigen. Wenn ein Partner (oder beide) noch bei den Eltern lebt, wird sogar die Hausstandsgründung günstiger. (Zwei Geringverdiener, etwa Auszubildende, können sich eher eine gemeinsame Wohnung leisten als zwei getrennte Wohnungen.) Zum anderen bestehen Größenvorteile der Haushaltsproduktion auch ohne dauerhafte Spezialisierung auf Erwerbs- und Familienarbeit. Wenn die Partner sich in der Erledigung der Hausarbeit abwechseln und/oder sich auf verschiedene Tätigkeiten *im* Haushalt spezialisieren, können sie im Vergleich zu ledigen Singles Zeit und Energie einsparen, die für die Erwerbsarbeit genutzt werden kann.

Stratton (2002) argumentiert, aufgrund von Größenvorteilen bei der Erledigung der Hausarbeit sei ein (direkter) positiver Kohabitationseffekt auf den Lohn von Männern zu erwarten. Der Effekt könne ähnlich groß wie in einer Ehe ausfallen, wenn auch in einer NEL geschlechtsspezifische Arbeitsteilung existiert. Allerdings sei dies (in den USA) aufgrund der geringeren Stabilität (Dauer) von Kohabitationen und wegen ihres rechtlichen Status eher unwahrscheinlich.²³ Andere Autoren (Loh 1996; Bardasi und Taylor 2004) gehen dagegen davon aus, dass der Anreiz zur Spezialisierung auf markt- vs. familienspezifisches Humankapital auch in einer NEL gegeben ist, da er auf der Gründung des gemeinsamen Haushalts beruhe und daher prinzipiell unabhängig vom rechtlichen Status der Beziehung sei. Dies müsste sich für Männer (indirekt) in einem höheren Lohnwachstum mit zunehmender Dauer der Kohabitation äußern. Von Größenvorteilen werden Männer und Frauen gleichermaßen profitieren, so dass für beide Geschlechter ein positiver Effekt auf den Lohn zu

²³ Stratton spekuliert auch, Ehefrauen könnten ihre Männer „domestizieren“: „There may be less bar hopping and fewer nights on the town to disrupt on-the-job-performance“ (S. 201). Diese Behauptung wird allerdings nicht belegt. Ein solcher Effekt könnte – wenn es ihn denn gibt - ebenso auf das höhere Alter verheirateter Männer (verglichen mit Kohabitierenden) zurückzuführen sein.

erwarten wäre. Spezialisierung müsste in einer NEL ebenso zu einem positiven Effekt für Männer führen, aber zu einem negativen Effekt für Frauen.

Wie wahrscheinlich aber ist Spezialisierung in einer NEL? Ohne Spezialisierung sind die Kosten einer NEL verglichen mit der Ehe geringer. Dies gilt für die Gründung und für die Trennung. Für ein unverheiratetes Paar war die Partnersuche bereits erfolgreich und eine gemeinsame Wohnung besteht schon vor der Ehe. Die Kosten, die unmittelbar mit der Heirat verbunden sind (z.B. Familienfest, Hochzeitsreise), sind dann zwar eher gering. Es ergibt sich aber auch kein Vorteil aus der Ehe. Für verheiratete Doppelverdiener-Paare ist der steuerliche Vorteil gegenüber Ledigen auch in Deutschland gering (s. oben). Wenn beide Partner Vollzeit erwerbstätig sind und ein ähnliches Einkommen erzielen, ergeben sich im Falle einer Scheidung keine Unterhaltsansprüche und die Aufteilung des Zugewinns ist eine eher technische – wengleich nicht unbedingt unumstrittene - Angelegenheit. Die Scheidung ist dann v.a. mit bürokratischem Aufwand verbunden, der weitere Kosten induziert.

Wenn Spezialisierung vorliegt, ist eine NEL dagegen mit deutlichen Nachteilen verbunden. Für den Partner, der die Familienarbeit übernimmt (die Frau), besteht keine „Versicherung“ gegen die finanziellen Risiken der Trennung. Ferner fallen Kohabitationen rechtlich unter die Definition der Bedarfsgemeinschaft, so dass der Anspruch auf bestimmte Sozialleistungen, wie Arbeitslosen- und Sozialhilfe, Wohngeld und Kindergeld, sich am gemeinsamen Einkommen bemisst. Diesbezüglich ergibt sich also auch kein Vorteil gegenüber einer Ehe. Wenn aus einer Partnerschaft Kinder hervorgehen, und wenn die Mutterschaft mit hohen Opportunitätskosten verbunden ist, etwa weil die Erwerbsbeteiligung aus strukturellen Gründen eingeschränkt ist, ist eine NEL riskant. Der Vater ist zwar im Falle der Trennung (und der gerichtlichen Feststellung der Vaterschaft) zur Zahlung von Alimenten an die Kinder verpflichtet. Bis zur Reform des Sorgerechts 1998 bestand aber für die Mutter kein eigenständiger Anspruch. Mit der Änderung wurde die Unterhaltspflicht für Väter nicht-ehelicher Kinder um einen Betreuungsunterhalt an die Mutter erweitert (Ostner 2002). Die Dauer der Zahlung wurde inzwischen von einem Jahr auf drei Jahre angehoben und entspricht damit der Dauer der Elternzeit (s. unten).²⁴ Über diese Zeit hinaus besteht aber auch nach der Reform kein Unterhaltsanspruch.

²⁴ Die Maßnahme könnte bei entsprechender Zahlungsmoral und –fähigkeit der Väter eine geringere Abhängigkeit lediger Mütter von Sozialleistungen zur Folge haben. Dennoch ist zu bedenken, dass die Regelung hauptsächlich Personen betrifft, die keine langfristige Partnerschaft geführt haben bzw. dies niemals beabsichtigt haben. Mit der Reform wird nun geschlechtsspezifische Arbeitsteilung auch für Paare angenommen, die gar keine sind!

Mincer und Polachek (1974) stellen die These auf, dass Frauen schon vor der Geburt ihres ersten Kindes weniger in Bildung investieren, weil sie antizipieren, dass sie eine Familie gründen werden. Dies impliziert einen konkreten Zukunftsplan. Neuere Ansätze gehen aber davon aus, dass die Präferenzen junger Frauen für Familie und Beruf adaptiv sind (Hakim 2000). Kühn (2004: Kap. 6) spricht in diesem Zusammenhang auf der Grundlage einer qualitativen Panel-Studie von einer „latenten Dauerambivalenz“.²⁵ So scheint das 3-Phasen-Modell die Zukunftsvorstellungen der meisten jungen Frauen zwar nachhaltig zu prägen. Eine gute Ausbildung und eine erfolgreiche erste Erwerbsphase werden aber gerade für den erfolgreichen Wiedereinstieg im Anschluss an die Familienphase als wichtig erachtet. Die Antizipation von Erwerbsunterbrechungen ist darüber hinaus dafür verantwortlich, dass der berufliche Erfolg des Partners zu einer Voraussetzung für die Familiengründung gemacht wird. Zwar scheint die „Karrierefrau“, die die Familiengründung ausschließt bzw. der beruflichen Karriere strikt unterordnet, (zumindest unter Nicht-Akademikerinnen) die Ausnahme zu sein. Das Fehlen eines Partners (sprich: potentiellen Vaters), die Unsicherheit bezüglich der Stabilität einer bestehenden Partnerschaft und hinsichtlich der beruflichen Entwicklung des Partners sowie ein fehlender Kinderwunsch des Partners sind aber Bedingungen, die eine konkrete Familienplanung zunächst verhindern (S. 172-4).

Im Umkehrschluss bedeutet dies, dass die nötige Sicherheit für die Familienplanung erst mit der Verfestigung einer Partnerschaft erreicht wird. Demnach dürfte die Heirat das Ereignis sein, welches eine Entscheidung für Familie und Kinder bzw. zulasten eigener beruflicher Ziele überhaupt erst ermöglicht. Die Tatsache, dass die überwiegende Mehrheit junger Frauen sich Kinder wünscht, könnte unter strukturellen Bedingungen, die die Vereinbarkeit von Familie und Beruf erschweren, weniger ausgeprägte Karriereambitionen und - verglichen mit Männern - ein flacheres Lohnprofil zur Folge haben. Allerdings wird die Unsicherheit hinsichtlich der Realisierung dieses Wunsches vermutlich dazu beitragen, dass ledige Frauen sich zunächst auf Ausbildung und Beruf konzentrieren. Angesichts der verbesserten Erwerbschancen junger Frauen bedeutet Spezialisierung in einer NEL auch für Männer Konsumverzicht. Dies wiederum könnte ihre Partnerpräferenz für weniger erwerbsorientierte Frauen aufweichen.

²⁵ In der Studie wurden mit 91 Männern und Frauen (alle mit Berufsabschluss im dualen System) in einem Zeitraum von 5-6 Jahren insgesamt drei (teilstandardisierte) Interviews geführt (Teilstichprobe der Panelstudie „Statuspassagen in die Erwerbstätigkeit“ des SFB 186 der Universität Bremen). In den einzelnen Erhebungswellen wurde die aktuelle Situation und Zukunftspläne in Bezug auf Familie und Beruf jeweils detailliert erfragt.

3.5 Ehe und Elternschaft

Die Institutionen des Mutterschutzes und der Elternzeit regeln explizit den Einfluss der Elternschaft auf die Erwerbsverläufe von Frauen. Dies ist in den letzten 30 Jahren ein Bereich der Familienpolitik mit sehr intensiver Regulierungstätigkeit gewesen. Aus Sicht der Humankapitaltheorie ermöglicht ein Kündigungsschutz es Müttern, ihre betrieblichen Fertigkeiten zu erhalten und den Übergang in die Arbeitslosigkeit oder den Wechsel in schlechter bezahlte Positionen zu vermeiden. Demnach dürfte die Einführung von Mutterschaftsurlaub (indirekt) positive Produktivitätseffekte zur Folge haben. Andererseits ist zu erwarten, dass sich die Ausweitung der Dauer nachteilig auswirkt, sofern sie zu längeren Erwerbsunterbrechungen führt.

„Access to leave permits women to maintain their tie to the firm after childbirth, thus enabling them to continue to reap the gains of their investment in firm-specific training or hold on to an especially good job „match“. (...) However, the policy may have negative effects (...). While it seems clear that relatively short leaves are likely to increase women's labour force attachment and wages, extended leaves, especially if generous benefits are also provided, may arguably do the opposite. Moreover, since leaves tend to be disproportionately taken by mothers, even when they are available to both parents, they may reinforce traditional gender roles in the family and thus help to perpetuate differences in labor market outcomes between men and women“ (Blau und Ehrenberg 1997: 4).

Die Reformen in der Bundesrepublik stehen v.a. aufgrund der „großzügigen“ Ausweitung des Kündigungsschutzes (auf inzwischen 3 Jahre) im Verdacht, zusätzliche Lohneinbußen für Mütter erzeugt zu haben (Blau und Ehrenberg 1997; Waldfogel 1998a; Beblo und Wolf 2002; Ziefle 2004).

In Deutschland besteht für sozialversicherungspflichtig beschäftigte Frauen ein Anspruch auf *Mutterschaftsurlaub*, seit 1965 für den Zeitraum 6 Wochen vor bis 8 Wochen nach der Entbindung. Für die Dauer von zwei Monaten ist die Mutter verpflichtet, ihre Beschäftigung aufzugeben. Die Regelung lässt sich daher als „Arbeitsverbot bei vollem Lohnausgleich“ bezeichnen. Ein Anspruch auf *Elternzeit* (bis 2001: *Erziehungsurlaub*) besteht seit 1979. Die Dauer wurde schrittweise angehoben, von 6 auf 10 Monate (ab 1986), 12 Monate (1988), 15 Monate (1989), 18 Monate (1990) und 36 Monate (seit 1992) (vgl. Bender et al. 2003). 1979 wurde auch das *Erziehungsgeld* eingeführt, das zunächst an Beitragszeiten gekoppelt war und mit einer Lohnersatzquote von 67% gezahlt wurde. Mit der Reform von 1986 wurde ein Höchstbetrag von monatlich 600 DM festgelegt, auf den seither auch nicht-erwerbstätige Frauen Anspruch haben. Das Leistungsniveau wurde im Laufe der Zeit allerdings (real) stark abgesenkt, da der Betrag (nominal) nicht weiter erhöht wurde.

Die Bezugsdauer für Erziehungsgeld wurde bis 1990 jeweils der Elternzeit angepasst. Ab 1992 erfolgte eine Differenzierung beider Instrumente. Die Elternzeit, d.h. der Kündigungsschutz, wurde auf drei Jahre erweitert und konnte nun auch von Vätern in Anspruch genommen werden. Die Bezugsdauer von Erziehungsgeld wurde auf zwei Jahre ausgedehnt. Zusätzlich wurde die Möglichkeit einer Teilzeitbeschäftigung mit bis zu 19 Wochenstunden eingeführt. Dieser Ansatz wurde mit der Novelle von 2001 weiter verfolgt. Seither besteht beim Erziehungsgeld eine Wahlmöglichkeit zwischen dem bisherigen Regelbetrag (600 DM für zwei Jahre) und einem Budgetbetrag (900 DM für ein Jahr). Es kann nun gleichzeitig eine Beschäftigung mit bis zu 30 (bei Wahl des Budgetbetrags: 19) Stunden ausgeübt werden. Zudem können die Partner die Elternzeit im Wechsel wahrnehmen und mit dem Einverständnis des Arbeitgebers teilweise (das dritte Jahr) auf einen späteren Zeitpunkt (vor dem achten Geburtstag des Kindes) verlegen. Ferner wurde ein Anspruch auf eine Reduktion der Arbeitszeit nach Wiederaufnahme der Beschäftigung eingeführt.

Die Reformen seit 1992 drücken das Bestreben aus, die Bedingungen und Wünsche der Eltern stärker zu berücksichtigen. Es hat ein Politikwechsel weg von einer Regulierung der Nicht-Erwerbstätigkeit hin zu einer Förderung der Teilzeittätigkeit von Müttern stattgefunden. Die Elternzeit wird jedoch nach wie vor – nicht zuletzt aufgrund des höheren Einkommens des Mannes in vielen Partnerschaften - nur von wenigen Vätern (etwa 2%) in Anspruch genommen (BMSFSJ 2003: 118).

Bender et al. (2003) schätzen mit einem nicht-parametrischen Ansatz, dass die Wiedereintrittsrate von Müttern in den Arbeitsmarkt zwischen 1975 und 1995 in den ersten Monaten nach der Geburt des ersten Kindes und erneut ab einem Alter des Kindes von 10 Jahren besonders hoch war.²⁶ In der Zwischenzeit erreicht die Rate ein lokales Maximum nach 12 Monaten sowie nach 3 Jahren und 3 Monaten. Dies entspricht der gesetzlichen Dauer von Mutterschutz (2 Monate nach der Geburt) plus Elternzeit (10 Monate ab 1986 bzw. 3 Jahre ab 1992). Das (globale) Minimum der Wiedereintrittsrate liegt bei 6 Jahren. Gemeinsam mit der Häufung der Rückkehr nach 10 Jahren deutet dies auf Restriktionen der Berufstätigkeit hin, die teilweise über die Elternzeit hinausreichen. Diese dürften v.a. durch die Infrastruktur der öffentlichen Kinderbetreuung bedingt sein.

²⁶ Die Ergebnisse beruhen auf prozessproduzierten, amtlichen Daten der IAB-Beschäftigtenstichprobe. Es werden Informationen westdeutscher Frauen der Jahrgänge 1934-71 ausgewertet, die vor der Geburt sozialversicherungspflichtig beschäftigt waren. Beobachtungen von Frauen, die ein zweites Kind bekommen haben, wurden als rechtszensiert definiert, um sicherzustellen, dass die Ergebnisse sich auf den Wiedereintritt nach der Geburt des ersten Kindes beziehen.

Ein rechtlicher Anspruch auf öffentliche Betreuung besteht in der Bundesrepublik seit 1996 - allerdings lediglich für Kinder zwischen drei und sechs Jahren (§24 SGB VIII). Die Versorgungsquote mit Kindergartenplätzen ist entsprechend in den 90er Jahren in Westdeutschland von 78% auf 103% gestiegen; im Bereich der Kinderkrippen und -horte lag sie aber auch 2002 noch bei nur 3% bzw. 6% (Konietzka und Kreyenfeld 2005). Auch die „Öffnungszeiten“ von Kindergärten und Schulen erschweren die Vereinbarkeit mit der Erwerbstätigkeit. So besteht eine ganztägige Betreuung, die auch ein Mittagessen einschließt, nur für ein Viertel (24%) der Kindergartenplätze (BMBFSJ 2005: 336).²⁷ Ferner existieren in Deutschland aber auch kaum Ganztageschulen. Somit besteht meist mit der Einschulung des Kindes (mit sechs Jahren) nachmittags keine öffentliche Betreuung mehr - selbst wenn das Kind zuvor in einem ganztägigen Kindergarten untergebracht war. Auch während der Ferienzeiten werden die Eltern auf ihre Eigeninitiative verwiesen. Somit ist zu erwarten, dass der indirekte Produktivitätseffekt der Mutterschaft teilweise auf Erwerbsunterbrechungen (als Hausfrau oder in Arbeitslosigkeit) und auf häufigere Teilzeittätigkeit im Anschluss an die Elternzeit zurückzuführen ist.

Darüber hinaus ist mit Becker (1985) auch ein direkter Produktivitätseffekt zu erwarten. Eine wesentliche Beschränkung des familienökonomischen Ansatzes besteht in diesem Zusammenhang darin, dass Annahmen über die „Energieintensität“ verschiedener Tätigkeiten (Erwerbsarbeit, Hausarbeit, Kinderbetreuung) nicht ohne weiteres getroffen werden können. Darum muss nach den Mechanismen gefragt werden, die Familienarbeit zu einer beruflichen Restriktion machen. Ein Aspekt, der sich negativ auf die Produktivität auswirken dürfte, ist die zeitliche Inflexibilität von Familienarbeit. Bisweilen wurde argumentiert, alltägliche Hausarbeit (wie Waschen, Kochen und Putzen) stelle eine besondere Belastung für das Berufsleben dar, während Tätigkeiten, die nicht regelmäßig anfallen (Reparaturen, etc.), besser mit beruflichen Anforderungen vereinbar seien (Hersch und Stratton 2002; Noonan 2001). Definiert man die zeitliche Flexibilität einer Tätigkeit als „*the ease with which an individual can alter the timing of daily work or housework according to the needs of the employer (...) or the family*“ (Bonke et al. 2003: 5, Hervorhebg. i. O.) -, so rückt (neben der Dauer) die zeitliche Lage einer Tätigkeit (Wochentag, Tageszeit) in den Mittelpunkt.

Wenn Erwerbsarbeit zeitlich unflexibel ist, weil sie typischerweise verfügbare Arbeitszeit während der Geschäftszeiten (Mo.-Fr., 7.00-18.00 Uhr) erfordert, dann ist eine

²⁷ Die Hälfte (49%) der Plätze bietet zwar eine Betreuung an Vor- und Nachmittagen an, aber kein Mittagessen. Die übrigen Plätze (27%) sind auf die Betreuung an Vormittagen beschränkt (meist ohne Mittagessen).

Beeinträchtigung der Produktivität durch Tätigkeiten zu erwarten, die ebenfalls unflexibel sind und deren zeitliche Lage mit dem „Normalarbeitsverhältnis“ (Holst und Maier 1998) konfliktiert. Dies trifft zweifellos für die Pflege, Betreuung und Versorgung von (Klein-) Kindern zu. Hausarbeit, die nicht mit der Kinderbetreuung in Zusammenhang steht, sollte dagegen sehr viel flexibler auf unterschiedliche Tageszeiten verteilt werden können. Andere Tätigkeiten, wie Reparaturen, Gartenarbeit, o.ä. können sogar relativ leicht auf das Wochenende oder in den Urlaub verschoben werden. Diese Annahmen sind konsistent mit Beckers Modellrahmen (s. dazu die formale Darstellung in Bonke et al. 2003). Es wird aber nicht behauptet, Hausarbeit sei weniger anstrengend als Kinderbetreuung. Tatsächlich wäre diese Annahme unplausibel, weil Kinderbetreuung eine Freizeitkomponente enthält: Zeit, die mit Kindern verbracht wird, kann harte Arbeit sein; teils ist sie aber auch gemeinsame Freizeit, die Freude bereitet und der Erholung dient. Es wird lediglich angenommen, dass der tägliche Aufwand im Haushalt sich (mit „moderner Technologie“) prinzipiell auch in den Morgen- oder Abendstunden bewältigen lässt, solange keine Kinder zu versorgen sind. Kinder „verursachen“ nicht nur zusätzliche Hausarbeit; sie müssen auch (mit zunehmendem Alter mit abnehmender Notwendigkeit) tagsüber beaufsichtigt werden. Zudem ist Hausarbeit größtenteils nur deshalb zeitlich unflexibel, weil sie *de facto* eine Investition in die Gesundheit und persönliche Entwicklung von Kindern darstellt. Verbundvorteile zwischen Hausarbeit und Kinderbetreuung bieten einen Anreiz für eine höhere Haushaltsproduktion.²⁸ Auch sie entstehen aber nicht zuletzt deshalb, weil Kinderbetreuung zeitintensiv und unflexibel ist.²⁹

Wenn der Fokus auf klassischer Hausarbeit liegt, müssen die Auswirkungen steuerlicher Arbeitsanreize näher analysiert werden (Schettkat 2003). Diese werden sich auf die Inanspruchnahme von Marktsubstituten auswirken (Haushälter(in), Fertiggerichte, etc.). Im Bereich der Kinderbetreuung und Erziehung geht aber von der Ausgestaltung öffentlicher Leistungen ein zusätzlicher Einfluss auf die familiäre Arbeitsteilung aus. Auch hier stehen zwar Marktsubstitute zur Verfügung (Tagesmutter, Babysitter, Nachhilfe, Internat, etc.). Abgesehen von der (Gratis-) Betreuung durch Großeltern dürften private Leistungen jedoch mit hohen Kosten verbunden sein.

²⁸ Mit Verbundvorteilen ist hier der zusätzliche Nutzen gemeint, der entsteht, wenn eine Person zwei Haushaltsgüter in höherer Menge oder Qualität produziert, als dies für zwei Personen mit dem gleichen Ressourceneinsatz, aber Spezialisierung auf je eines der Güter, möglich wäre.

²⁹ Mit anderen Worten: Es ist für eine erwerbstätige Person nur dann rational, während der Geschäftszeiten Hausarbeit zu erledigen, die nicht in direktem Zusammenhang mit der Kinderbetreuung steht, wenn sie sich ohnehin um ihre Kinder kümmert und dafür berufliche Nachteile in Kauf nimmt.

Insgesamt ist deshalb mit starken (direkten und indirekten) Lohneinbußen für Mütter zu rechnen. Berufliche Restriktionen bedingen ein hohes Maß an ökonomischer Abhängigkeit. Infolgedessen sind die Lebenschancen verheirateter Mütter wesentlich durch das Erwerbseinkommen ihres Mannes bestimmt. Anders stellt sich die Situation für alleinerziehende Mütter dar. Unterhaltszahlungen des Vaters reichen i.d.R. nicht aus, um einen Lebensstandard über Subsistenzniveau zu erreichen. Alleinerziehenden bleibt deshalb oft nur der Gang zum Sozialamt. Schon während der Elternzeit muss das Erziehungsgeld durch weitere Leistungen aufgestockt werden. Die Regelung wurde aus diesem Grund im siebten Familienbericht als zu wenig lebenslaufbezogen kritisiert (BMFSFJ 2006: 285-8).³⁰ Häufig erstreckt sich die prekäre Einkommenssituation aber über einen längeren Zeitraum. Im Jahre 2000 nannten 46% alleinerziehender Mütter, deren jüngstes Kind höchstens 10 Jahre alt war, auf die Frage nach ihrem Lebensunterhalt Sozialhilfe, Arbeitslosengeld/-hilfe oder andere Transferleistungen als Haupteinnahmequelle; 47% bestritten ihren Lebensunterhalt überwiegend durch eigenes Einkommen und nur 7% lebten von Zahlungen des früheren Partners oder von Angehörigen (Konietzka und Kreyenfeld 2005: 33; Auswertung des Mikrozensus).³¹ Mütter, die in einer NEL bzw. in einer Ehe leben, sind seltener hauptsächlich von Sozialleistungen abhängig (18% bzw. 5%). Sie bestreiten ihren Lebensunterhalt überwiegend durch eigene Erwerbstätigkeit (56% bzw. 41%) oder durch das Einkommen des Partners (26% bzw. 54%). Die Zahlen sprechen auch dafür, dass in einer NEL häufiger ein Doppelversorger-Modell realisiert wird.

Theoretisch könnte die Mutterschaft für verheiratete Frauen mit höheren oder geringeren Opportunitätskosten verbunden sein als für ledige oder geschiedene Frauen (vgl. Budig und England 2001). Höhere Lohneinbußen verheirateter Mütter könnten dadurch bedingt sein, dass sie mehr Kinder bekommen und deshalb häufiger und/oder länger ihre Karriere unterbrechen. Aber auch unabhängig von der Anzahl der Kinder könnten sie längere Erwerbspausen als Hausfrau einlegen oder häufiger in Teilzeit beschäftigt sein, wenn der Mann die Rolle des Familienernährers übernimmt. Zusätzlich könnte sich eine höhere zeitliche Belastung durch Familienarbeit negativ auf den Lohn auswirken.

³⁰ Der Gesetzgeber hat diese Kritik mit der Einführung des Elterngeldes (ab 2007) aufgenommen.

³¹ Die Sozialstaatsabhängigkeit Alleinerziehender, deren jüngstes Kind unter drei Jahre alt ist, ist besonders groß (62%); sie ist aber auch hoch mit einem Kind im Alter zwischen drei und sechs Jahren (44%) und zwischen 7 und 10 Jahren (30%).

Es könnte aber auch das Gegenteil zutreffen. Wenn die Arbeitsteilung in der Ehe unvollständig ist, so dass verheiratete Väter einen Teil der Familienarbeit übernehmen, könnte die Belastung verheirateter Mütter geringer sein. Dann ist mit höheren Lohneinbußen für unverheiratete Mütter zu rechnen. Dies könnte sich auch ergeben, wenn sie die Karriere aufgrund von Arbeitslosigkeit länger unterbrechen (v.a. wenn Arbeitslosigkeit mit Stigma-Effekten verbunden ist).

Schließlich könnten die Lohneinbußen verheirateter und unverheirateter Mütter aber auch ähnlich sein. Dies wäre der Fall, wenn sich die strukturellen Bedingungen der Vereinbarkeit von Kind und Beruf, unabhängig vom Familienstand, gleichermaßen negativ auf die Löhne auswirken. Stattdessen könnte die Spezialisierung in der Ehe zu einem „Karriereknick“ führen, d.h. zu einem negativen Effekt der Ehedauer, der unabhängig von der Mutterschaft ist.

4 Überblick über den empirischen Forschungsstand

Die theoretischen Analysen der Familienökonomik lieferten den Impuls für eine Vielzahl empirischer Studien.³² Die Forschung hat sich dabei zunehmend entzweit: entweder wurde der Einfluss der Heirat auf die Löhne von Männern („Marriage Wage Premium“) untersucht, oder der Einfluss der Mutterschaft auf die Löhne von Frauen („Motherhood Wage Penalty“). Die Schätzung des Heiratseffekts von Frauen ist bisher meist ein Nebenprodukt gewesen.

4.1 Querschnittsstudien

Dies verdeutlichen zwei international vergleichende Studien (Schoeni 1995; Harkness und Waldfogel 1999). Beide Beiträge verwenden Daten der *Luxembourg Income Study* (LIS) (wenn auch unterschiedliche Wellen) und die gleiche Methode (OLS-Regression). Schoeni konzentriert sich auf den Heiratseffekt für Männer und zieht als Vergleichsgruppen (je nach Datenlage) ledige, getrennt lebende, geschiedene und verwitwete Personen heran. Harkness und Waldfogel untersuchen die Lohnunterschiede zwischen Müttern und kinderlosen Frauen. In der ersten Studie wird ein möglicher Einfluss der Vaterschaft nicht berücksichtigt. Die zweite Studie führt immerhin einen Heiratsindikator als Kontrollvariable ein, deren

³² Ein Überblick und eine fundierte methodische Diskussion finden sich auch bei Ribar (2004).

Koeffizient aber nicht interpretiert wird. Als Ursachen für die beobachteten Lohndifferentiale werden jedoch jeweils familienökonomische Argumente angeführt.³³

Tabelle 1 fasst die Regressionsergebnisse für sechs Länder zusammen, die in beiden Studien enthalten sind. Demnach lag der Jahresverdienst verheirateter Männer in Deutschland, Australien, Kanada, im Vereinigten Königreich und in den USA zu Beginn der 80er Jahre auch unter Kontrolle der Arbeitszeit, des Alters und der Bildung um zwischen 13 und 22% über dem Verdienst unverheirateter Männer. Ein noch größerer Unterschied offenbart sich, wenn die Familiensituation differenzierter betrachtet wird. Für Deutschland ergibt sich dann ein Lohndifferential zwischen verheirateten Männer und ledigen Singles von über 25%. In dieser Größenordnung liegt auch der Vorsprung getrennt lebender, geschiedener oder verwitweter Männer. Dagegen verdienen Männer in einer Kohabitation „nur“ 6% mehr als ledige Singles. Die Ergebnisse für Schweden sind nicht direkt vergleichbar, weil hier lediglich verheiratete und kohabitierende Männer von Singles unterschieden werden konnten. In einer neueren Studie (Richardson 2000: 7) zeigte sich aber, dass sich das Lohndifferential verheirateter Männer gegenüber ledigen Singles im Verlauf der 1970er Jahre stark verringert hat, von 23% (1968) auf 8,5% (1981). Ein ähnlicher Trend ergab sich auch für die (etwas geringeren) Lohndifferentiale kohabitierender und geschiedener Männer. Dies könnte auf eine allgemeine Entwicklung in der Nachkriegszeit verweisen, in der Schweden eine Vorreiterrolle eingenommen hat. Da mittels Querschnittsanalyse nicht zu entscheiden ist, ob der Heiratseffekt durch familiäre Arbeitsteilung verursacht wird, oder ob er auf Selektion in die Ehe zurückzuführen ist, könnte auch eine Abnahme des Effekts im Zeitverlauf aus einem geringeren Ausmaß geschlechtsspezifischer Arbeitsteilung resultieren, aus einer Änderung von Partnerpräferenzen, oder beides. Auch eine Erklärung durch familialen Wandel ist möglich. Wenn der Heiratseffekt auf ein höheres Lohnwachstum in der Ehe zurückzuführen ist, dann müsste er sich durch eine Verkürzung der Ehedauer verringern.

³³ So bietet Schoeni als alternative Erklärungen des Heiratseffektes an, „that marriage per se makes workers more productive (...) through specialization by spouses“, „that individuals who are financially successful are more attractive marriage partners and, therefore, are more likely to be selected into marriage“, „that employers have some preference for married men and thus discriminate in their favor“, „that marriage is simply correlated with unobservable characteristics that are rewarded in the labor market“ (S. 352). Harkness und Waldfogel argumentieren: „Children may affect women’s wages directly, by (...) lowering a woman’s effort on the job, or indirectly, by (...) lowering the amount of work experience and job tenure a woman accumulates over time. The fact that women with children are lower paid may reflect choices employees have made (for instance, to trade more flexible hours for lower wages), or it may reflect employer preferences or discrimination“ (S. 9).

Tabelle 1: ‚Marriage Wage Premium‘ und ‚Motherhood Wage Penalty‘ im internationalen Vergleich

Land / Jahr	Referenzkat.	Männer					Land / Jahr	Referenzkat.	Frauen			
		Kohab.	Verheiratet	Getrennt	Geschieden	Verwitwet			Verheiratet	1 Kind	2 Kinder	3+ Kinder
D 1981 (N=1.341)	Ledig, Single [Nicht verh.]	0,056	0,251** [0,139**]	0,247*	0,242**	0,390**	D 1994 (N=1.515)	Nicht verh.	-0,037	-0,017	-0,112**	0,022
AUS 1981/82 (N=5.970)	Ledig [Nicht verh.]	-	0,208** [0,149**]	0,153**	0,148**	0,065	AUS 1994 (N=1.547)	Single	0,035	-0,074	-0,107**	-0,101*
CAN 1981 (N=5.664)	Nicht verh.	-	0,161**	-	-	-	CAN 1994 (N=10.219)	Single	-0,008	-0,037**	-0,053**	-0,126**
UK 1979 (N=2.698)	Nicht verh.	-	0,136**	-	-	-	UK 1995 (N=1.564)	Single	0,043	-0,082**	-0,243**	-0,306**
US 1986 (N=4.939)	Ledig [Nicht verh.]	-	0,299** [0,218**]	-0,051	0,210**	0,361*	US 1994 (N=15.307)	Nicht verh.	0,072**	-0,039**	-0,074**	-0,114**
SWE 1981 (N=4.065)	Single	0,056	-	-	-	-	SWE 1991 (N=874)	Single	0,033*	-0,008	-0,14	-0,025

Quelle: Schoeni (1995), Table 2; Harkness und Waldfogel (1999), Table 4.

Anmerkungen: Koeffizienten aus OLS-Regressionen, Daten der *Luxembourg Income Study* (LIS); ** p<0,05 * p<0,1.

Die Schätzungen für Männer (Spalten 2-7) sind beschränkt auf 25-55jährige Erwerbstätige; abhängige Variable ist der log. Bruttojahresverdienst; zur Berechnung der Koeffizienten in eckigen Klammern wurden die Kategorien ledig, Kohabitation, getrennt, geschieden und verwitwet zu „Nicht verheiratet“ zusammengefasst; Kontrollvariablen sind Alter (6 Kategorien), Arbeitszeit (Voll-/Teilzeit), Bildung (kategorial, US: Bildungsdauer in J., nicht kontrolliert für SWE, UK), Nationalität/Ethnie (nicht kontrolliert für GER, SWE), Region, Wohnsitz auf landwirtschaftl. Anwesen (nicht kontrolliert für US);

Die Schätzungen für Frauen (Spalten 10-13) sind beschränkt auf 24-44jährige abhängig Beschäftigte; abhängige Variable ist der log. Bruttostundenlohn; Referenzkat. der Kinderzahl ist „kein Kind“; Kontrollvariablen sind Alter, Alter², Bildung (kategorial), Nationalität/Ethnie, Region, Gemeindegröße (nicht kontrolliert für GER).

Harkness und Waldfogel finden Mitte der 90er Jahre in allen sechs Ländern geringere Löhne von Müttern verglichen mit Frauen ohne Kinder. Der Unterschied steigt zudem tendentiell mit der Anzahl der Kinder. Mütter von zwei Kindern verdienen zwischen 5% und 22% weniger in der Stunde als kinderlose Frauen. In Deutschland waren es 11%. Die Schätzungen der Heiratseffekte sind leider nicht zwischen allen Ländern vergleichbar, immerhin aber zwischen Deutschland und den USA. In Deutschland verdienen verheiratete Frauen rund 4% weniger pro Stunde als unverheiratete Frauen, in den USA aber 7,5% mehr.

Für die USA fand bereits Hill (1979) sehr ähnliche Ergebnisse für Männer und Frauen (Daten der *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) 1975). Dort zeigte sich auch, dass die geringeren Löhne von Müttern vollständig durch ihre geringere Betriebszugehörigkeit und Berufserfahrung erklärt werden können. Dagegen blieb der positive Heiratseffekt sowohl der Männer (in Höhe von 32%), als auch der Frauen (6%), unter Kontrolle beobachtbarer Merkmale der Erwerbsverläufe bestehen. Waldfogel (1998a) berichtet für Frauen einen signifikant positiven Heiratseffekt von 4%, aber einen negativen Effekt der Mutterschaft (zwischen 5 und 12%) (Daten der *National Longitudinal Study of Youth* (NLSY) 1980, 1991). Für Männer findet sie positive Effekte der Heirat (12%), aber auch der Vaterschaft (bis zu 11%). Eine Zerlegung des geschlechtsspezifischen Lohndifferentials ergibt, dass dieses zunehmend auf dem unterschiedlichen Einfluss des Familienstands und der Anzahl der Kinder beruht (1981 zu 35%, 1991 zu 56%). Der Lohnunterschied zwischen Müttern und kinderlosen Frauen lag zudem 1991 bei 28% und war damit sogar größer als das Lohndifferential zwischen Männern und Frauen (23%). Querschnittsanalysen wie diese existieren inzwischen auch für andere Länder (meines Wissens aber nicht für Deutschland).

Eine umfangreiche Studie legte Bauer (2001) für die Schweiz vor (Daten der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung (SAKE) 1995). Die Analyse ergibt, dass verheiratete und kohabitierende Männer pro Stunde etwa 8% mehr verdienen als ledige Singles (S. 91). Für Frauen liegt der Kohabitationseffekt bei 9%, der Heiratseffekt bei 2,6%. Der Autor diskutiert die Ergebnisse einer Längsschnittstudie, in der mit den gleichen Daten, aber unter Kontrolle unbeobachteter Eigenschaften, kein Heiratseffekt für Männer und ein negativer Effekt für Frauen nachgewiesen wurde. Dennoch behauptet er, „dass der Erkenntnisgewinn aus der Panelanalyse kaum in einem sinnvollen Verhältnis zum großen Analyseaufwand steht“ (S. 169). Dabei weichen die Ergebnisse doch gerade in Bezug auf die zentrale erklärende Variable des Familienstands entscheidend voneinander ab. Da der Effekt der Kinderzahl für Frauen im Querschnitt gleich Null ist, widersprechen sie zudem auch Bauers Hauptthese,

wonach Heirat und Mutterschaft wegen ihrer negativen Konsequenzen für die Karriere eine „Familienfalle“ (so der Titel) darstellen.

Aus theoretischen Gründen ist zudem davon auszugehen, dass das Lohndifferential zwischen ledigen und verheirateten Personen sowohl ökonomische Selektion in die Ehe als auch Produktivitätseffekte erfasst. Männer, die heiraten, sollten schon vor der Ehe hohe Löhne erzielen, und dies wird in einer OLS-Querschnittsregression, die auf dem Vergleich der Löhne nach der Heirat beruht, nicht berücksichtigt. Dies verweist auf das Problem individueller Heterogenität.

4.2 Analysen zur Zeitverwendung für Familienarbeit

Bauer (2001) geht auch der Frage nach dem Einfluss der Familiengründung auf die durchschnittliche Zeitverwendung für Hausarbeit und Kindererziehung (pro Woche) nach. Den Ergebnissen zufolge investieren Frauen, die in einer NEL leben, mehr Zeit in Familienarbeit als ledige Singles, aber weniger als verheiratete Frauen (S. 83). Männer in einer NEL leisten dagegen genauso viel Familienarbeit wie ledige Singles, aber mehr als verheiratete Männer. Dies ist konsistent mit der These geschlechtsspezifischer Arbeitsteilung in der Ehe und mit der These einer egalitären Aufteilung der Hausarbeit in der NEL. Ferner verbringen Mütter *und* Väter mehr Zeit mit Hausarbeit und Kinderbetreuung als Personen ohne Kinder, wobei die zeitliche Belastung höher ist, wenn mehrere Kinder im Haushalt leben, oder wenn das jüngste Kind noch nicht zur Schule geht. Besonders wenig Familienarbeit leisten Männer und Frauen, die noch bei den Eltern leben.

Die Analyse ist interessant, u.a. weil auch Singles einbezogen wurden. Allerdings lässt das Problem unbeobachteter Eigenschaften auch hier keine kausale Interpretation zu, weil „die gewählte Lebensform ein Ergebnis der bei den Akteuren vorhandenen Orientierungen auf bestimmte Formen paargemeinschaftlicher Kooperation (inklusive des präferierten Umgangs mit der Hausarbeit) sein kann. Diese Prädispositionen führen dann zur Wahl einer bestimmten Lebensform und zu einer spezifischen Aufteilung der Hausarbeit, ohne dass die strukturellen Bedingungen der Lebensform einen Einfluss haben müssen“ (Huinink und Röhler 2005: 91). Die Zeitverwendung von Männern und Frauen, die eine Partnerschaft eingehen, könnte sich schon vor der Gründung des gemeinsamen Haushalts von der Zeitallokation lediger Personen unterscheiden. Die Partnerpräferenzen von Männern und Frauen könnten die Ursache der beobachteten Unterschiede sein.

Diese Kritik betrifft eine Vielzahl von Studien. In einer Analyse für Deutschland hat sich die These, dass das Ausmaß geschlechtsspezifischer Arbeitsteilung in der NEL geringer als in der Ehe ist, nur teilweise bewährt (Künzler 1999, Daten des SOEP 1995). Für Männer konnte in einer logistischen Regression kein signifikanter Unterschied zwischen Kohabitation und Ehe hinsichtlich der Wahrscheinlichkeit nachgewiesen werden, dass sie sich „substantiell“ (mit mindestens 7 Stunden pro Woche) an der Hausarbeit beteiligen. Auch die geringere Hausarbeitszeit von Frauen in einer NEL ließ sich in OLS-Regressionen durch ihre höhere Bildung und ihren größeren Beitrag zum Haushaltseinkommen erklären.

Künzler und Walter (2001) verwenden die Stouffer-Methode zur Evaluation empirischer Studien. In diese Meta-Analyse werden Untersuchungen einbezogen, die sich verschiedenster Methoden bedient haben. Das Spektrum reicht vom einfachen Mittelwertsvergleich, über multiple OLS-Regressionen, bis hin zu Tobit- und IV-Schätzungen. Nur eine der Studien kontrolliert den Einfluss unbeobachteter Faktoren mittels *First Differencing*. Im allgemeinen kann eine solche Meta-Analyse das Problem eines geringen Stichprobenumfangs lösen. Die Verzerrung einzelner Effekte ist dagegen unabhängig von der Fallzahl und kann deshalb auf diesem Wege auch nicht behoben werden.³⁴ Zudem stammen die berücksichtigten Koeffizienten aus Stichproben unterschiedlicher Länder. Die Meta-Analyse setzt jedoch eine gemeinsame Grundgesamtheit und damit eine Homogenität „westlicher Gesellschaften“ (?) voraus, die keinesfalls gegeben ist. Insbesondere erscheint die Schlussfolgerung nicht gerechtfertigt, „Männer in nicht-ehelichen Lebensgemeinschaften [seien] nicht die Pioniere eines veränderten Geschlechterverhältnisses (...) und in dem Maße, in dem Kohabitation normal oder sogar zur Nebeninstitution wird, [würde] es zunehmend unwahrscheinlicher, daß die aufgeschobene Revolution der Geschlechterverhältnisse durch diese Lebensform neue Impulse gewinnen wird“ (S. 207). Abgesehen von dem Problem unbeobachteter Faktoren könnte sich geschlechtsspezifische Arbeitsteilung bereits in Erwartung einer Heirat einstellen. Der Koeffizient einer Querschnittsregression könnte daher auch die Tatsache widerspiegeln, dass die NEL in Deutschland bislang eben keine „Nebeninstitution“, sondern eher eine „Übergangsinstitution“ ist.

Problematisch ist auch die gängige Annahme, dass die Zeitverwendung für Familienarbeit durch die Erwerbsarbeitszeit erklärt wird. Da die Entscheidung über die Aufteilung der

³⁴ Die Gefahr, „statistischen Fruchtsalat“ (Brüderl 2004) zu produzieren, ist offensichtlich groß. Aussagen wie „X weitere Studien sind nötig, um von einem insignifikanten Effekt sprechen zu können“, machen natürlich nur dann Sinn, wenn die Annahme der Unverzerrtheit für jeden einzelnen der Effekte, die verarbeitet wurden, gerechtfertigt ist. Ein Koeffizient, der den „wahren“ Wert deutlich verfehlt, hat keinen wissenschaftlichen Nutzen – auch wenn er hochsignifikant ist.

verfügbaren Zeit auf Beruf und Familie simultan erfolgt, ist die Erwerbsarbeitszeit (ebenso wie die des Partners) in einer Schätzung der Familienarbeitszeit endogen (Jenkins und O’Leary 1995). Die separate Schätzung der Zeitverwendung für Beruf und Familie erscheint deshalb sinnvoll.

Empirische Analysen stützen sich überwiegend auf Angaben zur Anzahl an Stunden, die wöchentlich für die Erledigung klassischer Hausarbeit wie Waschen, Kochen und Putzen anfallen. Daneben werden bisweilen auch Besorgungen, Reparaturen, u.ä. berücksichtigt. Solche Angaben sind nicht sehr informativ, weil keine Unterscheidung zwischen Wochenenden und Werktagen vorgenommen wird. Zudem ist die Messung der Zeitverwendung für Familienarbeit in Umfragen generell problematisch. So ist bekannt, dass der „wahre“ Zeitaufwand mit Durchschnittsangaben überschätzt wird, weil Zeit, in der mehrere Tätigkeiten gleichzeitig bzw. abwechselnd ausgeführt werden (primäre und sekundäre Aktivitäten), von den Befragten „doppelt gezählt“ wird, bzw. weil Pausen nicht angemessen berücksichtigt werden. Am stärksten ist davon die Zeitverwendung für Kinderbetreuung betroffen. Dies zeigt der Vergleich mit Tagebuchdaten, die stichprobenartig Tagesabläufe, d.h. die Sequenz der Aktivitäten sowie ihre zeitliche Lage und Dauer, aufzeichnen (Juster und Stafford 1991; Lee und Waite 2005). Auch deshalb wird Kinderbetreuung selten explizit als Arbeit aufgefasst. Dennoch ist die Erziehung unbestritten die wichtigste Form der Investition in familienspezifisches Humanvermögen. Auch das Argument der zeitlichen Inflexibilität von Familienarbeit legt die Berücksichtigung der Kinderbetreuung nahe.

Bislang können diese Probleme empirisch bestenfalls teilweise gelöst werden. Gershuny (2003) zeigt in einer Längsschnittstudie für Großbritannien mit deskriptiven Mitteln, wie kausale Effekte der Familiengründung auf die Zeitverwendung von Männern und Frauen ermittelt werden können.³⁵ Die Ergebnisse bestätigen die These geschlechtsspezifischer Arbeitsteilung in Partnerschaften; v.a. vermitteln sie aber einen Eindruck davon, wie diese sich im Familienzyklus entwickelt. Die Zeitaufteilung junger Männer und Frauen unterscheidet sich nur geringfügig, solange sie ledig und Single sind. Männer investieren etwas mehr Zeit in den Beruf, Frauen in die Hausarbeit. Mit der Gründung eines gemeinsamen Haushalts, v.a. aber mit der Geburt eines Kindes, verstärken sich die

³⁵ In dieser Arbeit werden Daten der Zeitbudgetstudie *Home-on-Line* (HoL) mit Daten zur Familienbiografie der *British Household Panel Study* (BHPS) 1994-2000 „gematcht“. Unklar ist, ob dieses Vorgehen im Vergleich zur Verwendung von Durchschnittsangaben verlässlichere Ergebnisse produziert. Der Vorteil präzise gemessener Tagebuchdaten könnte durch das Matching-Verfahren wieder aufgehoben werden.

Unterschiede dann deutlich. Ein zentrales Ergebnis der Studie ist, dass in jungen Jahren tendenziell größere Änderungen der Zeitallokation erfolgen. Dies könnte auf die Bedeutung des Auszugs aus dem Elternhaus verweisen.

4.3 Querschnittsstudien mit Kontrolle unbeobachteter Faktoren

Versuche, den kausalen Heiratseffekt und den Selektionseffekt mit Querschnittsdaten zu trennen, wurden häufig unternommen. Chun und Lee (2001) untersuchen den Heiratseffekt von Männern mit einem *Switching Regression*-Modell (Daten des *Current Population Survey* (CPS) 1999). Der Vorteil dieses Ansatzes ist, dass ledige und verheiratete Männer sich hinsichtlich unbeobachteter Eigenschaften unterscheiden können, die den Lohn und die Heiratsentscheidung beeinflussen. Der Nachteil ist, dass die Konsistenz der Schätzer entscheidend von nicht überprüfbar Annahmen über diese Eigenschaften abhängt. Chun und Lee schätzen, dass ein verheirateter Mann pro Stunde etwa 13% mehr verdient als ein lediger Mann. In einer erweiterten Spezifikation wird die Heiratsdummy mit der (geschätzten) Arbeitszeit der Ehefrau interagiert. Ist die Ehefrau nicht erwerbstätig, beträgt der Heiratseffekt 31%; ist die Frau dagegen Vollzeit erwerbstätig, ergibt sich kein Effekt. Dies wird als Hinweis auf einen kausalen Heiratseffekt geschlechtspezifischer Arbeitsteilung gewertet (S. 318). Die Tatsache, dass der Koeffizient der Heiratsdummy sich von dem einer OLS-Regression kaum unterscheidet, könnte aber nicht nur darauf zurückzuführen sein, dass in „Wahrheit“ keine Selektion vorliegt, sondern auch auf eine Verletzung der statistischen Annahmen. Insbesondere beruht die Identifizierung des Heiratseffekts auf der Annahme, dass drei erklärende Variablen der Selektionsgleichung nicht direkt mit dem Lohn korreliert sind: ein Index des Heiratmarktes (regionaler Bevölkerungsanteil von Frauen), das Herkunftsland der Mutter und die Arbeitszeit der Ehefrau. Zumindest für die beiden letzten Variablen ist dies höchst fragwürdig. Ein Migrationshintergrund der Mutter erhöht doch die Wahrscheinlichkeit, dass auch der Sohn nicht in den USA geboren ist. Dies kann sich durchaus negativ auf den Lohn auswirken (durch Diskriminierung gegenüber Ausländern, mangelnde Sprachkenntnisse, etc.) Noch problematischer ist die Approximation des Ausmaßes der Arbeitsteilung durch die Arbeitszeit der Ehefrau. Weil die Variable natürlich nur für verheiratete Männer beobachtet wird, wird sie zunächst (mit einem Tobit-Modell) geschätzt. Schon dieser Schritt ist kritikwürdig. Vor allem ist aber das Arbeitsangebot der Frau theoretisch vom Lohn ihres Mannes abhängig. Dieses Simultaneitäts-Problem wird mit einem

Instrumentvariablen (IV)-Ansatz „gelöst“, der auf weiteren, ebenfalls nicht überprüfbaren, Annahmen beruht. Dies zeigt, dass das eigentliche Problem der Querschnittsanalyse hier nur verschoben wird. Um notwendige Annahmen für die Konsistenz der Schätzer, die aus theoretischen Gründen verletzt sein könnten, nicht treffen zu müssen, werden andere Annahmen implementiert.

Nakosteen und Zimmer (1997) gehen davon aus, dass der Heiratseffekt auf die Selektion produktiver Männer in die Ehe zurückzuführen ist. Sie schätzen die Verdienstofffunktion lediger Männer mittels OLS und interpretieren die (standardisierten) Residuen als Maß ihres Einkommenspotentials (Daten der PSID 1979, 1982, 1984). Anschließend schätzen sie die Wahrscheinlichkeit einer Heirat in einer der folgenden Wellen mit einem Probit-Modell. Der Koeffizient der Residuen, die auf der ersten Stufe berechnet wurden, soll dann Auskunft über die Selektion produktiver Männer in die Ehe geben. Es zeigt sich, dass der Koeffizient positiv ist. Dies wird von den Autoren als Hinweis für ökonomische Selektion gewertet. Allerdings beruht das Verfahren auf nicht näher spezifizierten Annahmen. Folglich ist unklar, warum die Interpretation der Autoren gerechtfertigt sein sollte. Nachvollziehbar ist, dass es sich um ein zweistufiges Modell handelt, wobei der Verdienst – eine stetige Variable - in der Probit-Gleichung endogen ist. „Standard“ in diesem Fall wäre die Anwendung des IV-Ansatzes nach River und Vuong (Wooldridge 2002: 472-4). Regressoren, die nur auf der ersten Stufe verwendet werden, würden als Instrumente fungieren, d.h. sie müssen einen starken Zusammenhang mit dem Verdienst aufweisen, dürfen aber nicht mit der Heiratswahrscheinlichkeit korreliert sein. Hier sind dies die Berufserfahrung und Bildung, sowie zwei Indikatoren für eine Kriegsverletzung bzw. Behinderung – allesamt Variablen, die die Heiratsneigung oder die Attraktivität auf dem Heiratsmarkt durchaus beeinflussen dürften. Die Studie zeigt immerhin eines deutlich: „It is easy to abuse two-step procedures if we are not careful in deriving estimation equations“ (S. 477).

Neben zweistufigen Verfahren erfreuen sich auch Zwillingstudien zunehmender Beliebtheit. Antonovics und Town (2003) schätzen in einer Stichprobe von 128 Zwillingspaaren mit OLS ein Lohndifferential von etwa 20% zwischen verheirateten und ledigen Männern. Dieser Unterschied steigt bei Kontrolle des familienspezifischen Effekts sogar auf etwa 30% an. Allerdings unterscheidet sich nur ein Viertel der Geschwisterpaare hinsichtlich ihres Familienstands: es gibt nur 31 Paare, von denen ein Teil ledig und der andere verheiratet ist. Die Identifizierung des Heiratseffekts basiert somit auf lediglich 62 Beobachtungen.

Krashinsky (2004) schätzt eine sehr ähnliche Spezifikation. Ihm steht zwar eine etwas größere Stichprobe von 389 Zwillingspaaren zur Verfügung. Diese beinhaltet allerdings Männer und (sogar mehr!) Frauen (59%). Das Lohndifferential (etwa 25%) wird in dieser Studie fast vollständig durch den familienspezifischen Effekt erklärt.

Solche Studien beruhen (je nach Datenlage) auf der Annahme identischer unbeobachteter Eigenschaften von Geschwistern oder Zwillingen. Begründet wird dies durch genetische Dispositionen und sozialisatorische Einflüsse. Offensichtlich ist die Annahme eher für Zwillinge gerechtfertigt als für Geschwister.³⁶ Aber auch zwischen Zwillingen könnten systematische Unterschiede bestehen: Eltern könnten ihre Kinder nicht gleich behandeln, unterschiedliche *peer groups* außerhalb der Familie können prägend sein, etc. Die Analyse weniger Geschwisterpaare begrenzt zudem die Zahl der Freiheitsgrade (somit auch der Regressoren) und birgt die Gefahr der Verzerrung durch wenige einflussreiche Datenpunkte. Die geringe Variation des Familienstandes äußert sich in diesen beiden Studien in sehr großen Standardfehlern. Probleme mit einflussreichen Beobachtungen könnten dafür verantwortlich sein, dass die Autoren mit dem gleichen Verfahren zu entgegengesetzten Schlussfolgerungen über die Bedeutung von Selektions- und Produktivitätseffekten kommen. Antonovics und Town (2003: 7) schließen: „Not all the good men are married. Rather, our results suggest that marriage causes men’s wages to rise“; Krashinsky (2004: 787) dagegen, „that married males are better paid than unmarried males because, in all likelihood, married males were more productive before they became married“.³⁷ Insgesamt scheint der Nutzen der Kontrolle *familienspezifischer Fixed-Effects* begrenzt, die Beschränkung auf eine (zu) kleine Stichprobe von Zwillingen angesichts der Verfügbarkeit von Paneldaten unnötig. Überdies sind familienspezifische Effekte nur eine Quelle individueller Heterogenität. Eine längsschnittliche Analyse, in der *individuelle Fixed-Effects* jeglicher Art kontrolliert werden können, ist daher eindeutig vorzuziehen, wenn es darum, den Einfluss der Familiengründung auf die Löhne erwachsener Personen zu schätzen, für die zeitkonstante genetische Dispositionen und Sozialisationseffekte ohnehin angenommen werden können (Ribar 2004: 20-1).

Die Kontrolle unbeobachteter Faktoren mit Querschnittsmethoden hat zu sehr widersprüchlichen Ergebnissen geführt. Dies lässt es fraglich erscheinen, ob mit solchen Mitteln überhaupt mehr herausgefunden werden kann als, *dass* ein Zusammenhang zwischen

³⁶ Loh (1996) wendet die Methode auf eine Stichprobe von Brüdern an und kommt zu dem Ergebnis, dass familienspezifische Effekte nicht den Heiratseffekt erklären.

³⁷ Krashinsky bezieht sich mit dieser Aussage auch auf Ergebnisse einer längsschnittlichen Analyse (s. unten).

Familienstand und Lohnniveau besteht. Dies ist aber auch mit OLS nachzuweisen und bereits hinlänglich bekannt.

4.4 Längsschnittstudien der ‚Marriage Wage Premium‘

Längsschnittliche Methoden bieten den zentralen Vorteil, den kausalen Heiratseffekt ohne weitere Annahmen über den Zusammenhang des Lohnpotentials mit der Heiratsneigung schätzen zu können (s. dazu ausführlicher Abschnitt 7). Allerdings gewährleistet das Schätzverfahren der *Fixed-Effects* (FE) Regression alleine noch nicht, dass die Ergebnisse auch verlässlich sind. Dazu bedarf es einer angemessenen Konstruktion der Stichprobe und einer dynamischen Modellierung der Familienbiografie.

Korenman und Neumark (1991) vergleichen die Ergebnisse von POLS und FE-Regressionen (Daten der *National Longitudinal Survey of Young Men* (NLSYM) 1976, 1978, 1980). Sie schätzen mit beiden Methoden jeweils zwei Spezifikationen. Zuerst wird (neben den üblichen „Humankapitalvariablen“) lediglich ein Niveaueffekt der Heirat und der Scheidung erfasst; im zweiten Modell wird zusätzlich die Ehedauer und die seit einer Scheidung vergangene Zeit berücksichtigt. Der Niveaueffekt der Heirat beträgt 11% im Querschnitt und 6% im Längsschnitt. Die zweite Spezifikation wird um die Ehedauer (linearer und quadratischer Term) erweitert. Hier zeigt sich, dass die Löhne in der Ehe (bis zum 11. Jahr) einem steileren Wachstumspfad folgen, während der Effekt im ersten Ehejahr nur 3% beträgt. Zudem unterscheiden sich die Ergebnisse der Schätzungen im Quer- und im Längsschnitt dann nur noch geringfügig. Die Autoren schließen daraus, dass der Heiratseffekt von Männern kein Selektionseffekt ist, sondern auf höhere Investitionen in Humankapital zurückzuführen ist.

Sie leisten einen wichtigen Beitrag, indem sie auf die mögliche Fehlspezifikation durch die Annahme eines im Verlauf der Ehe konstanten Heiratseffekts hinweisen. Die Ergebnisse deuten darauf hin, und dies stützt eine Interpretation im Sinne eines indirekten Produktivitätseffekts. Allerdings ist der Unterschied zwischen POLS und FE im ersten Modell durch die Konstruktion der Stichprobe bedingt, die eine Kontamination der „Kontrollgruppe“ zur Folge hat.

Wird lediglich ein Niveaueffekt spezifiziert, beruht der POLS-Schätzer des Heiratseffekts auf einem Vergleich des Lohnniveaus verheirateter und lediger Männer.³⁸ Dagegen gehen in die Berechnung des FE-Schätzers lediglich die Lohnänderungen der ledigen (oder geschiedenen) Männer ein, die im Beobachtungszeitraum (erstmalig oder erneut) heiraten. Alle Personen, deren Familienstand sich nicht ändert, gehören zur Kontrollgruppe, die hier überwiegend aus verheirateten Männern besteht.³⁹ Der Koeffizient der Heiratsdummy kann deshalb nicht als kausaler Heiratseffekt interpretiert werden. Dies wird durch die Berücksichtigung der Ehedauer möglich. Auch dann beseitigt die FE-Schätzung aber lediglich eine Verzerrung durch zeitkonstante, unbeobachtete Faktoren. Die Löhne von Männern, die heiraten, könnten aber schon vor der Ehe einem steileren Wachstumspfad folgen (S. 296). Dies müsste auch im FE-Modell zu einer Überschätzung des Heiratseffekts führen und sich in einem positiven Niveaueffekt äußern – vorausgesetzt, der Lohn wird vor der Heirat überhaupt beobachtet. Kritikwürdig ist auch die Modellierung der Familiengründung. So wird die Vaterschaft lediglich durch eine Dummy-Variable („Has non-spouse dependents“) berücksichtigt. Wenn das Ausmaß der Arbeitsteilung mit der Anzahl der Kinder steigt, könnte das höhere Lohnwachstum in der Ehe einen Effekt der Elternschaft widerspiegeln, der dadurch bedingt ist, dass verheiratete Männer nicht nur häufiger Väter sind als unverheiratete Männer, sondern auch häufiger mehrere Kinder haben. Immerhin gilt die Kinderzahl in Studien, die den Einfluss der Familiengründung auf die Löhne von Frauen untersuchen, als zentrale unabhängige Variable. Dies wird gewöhnlich durch familiäre Arbeitsteilung begründet (so auch Korenman und Neumark 1992). Daher ist es konsequent, auch für Männer einen Effekt der Kinderzahl zu spezifizieren. Zudem wird nicht zwischen erster und zweiter Heirat unterschieden. Wenn der Effekt der zweiten oder dritten Heirat gering oder gar negativ ist, könnte das geringere Lohnwachstum nach 11 Jahren auf die Addition der Ehejahre aus mehreren Partnerschaften zurückzuführen sein.⁴⁰

³⁸ Im POLS-Modell wird – anders als in der Schätzung mit nur einem Querschnitt – zusätzlich zu interindividuellen Lohnunterschieden auch die intraindividuelle Variation der Löhne berücksichtigt. Der Einfluss unbeobachteter Faktoren wird so zumindest teilweise kontrolliert. Dies könnte erklären, warum der Effekt in dieser Studie verglichen mit den Analysen von Hill (1979) und Schoeni (1995) sehr viel geringer ausfällt. Ein weiterer Grund könnte sein, dass die Studie auf relativ junge Erwerbstätige beschränkt ist, für die – folgt man der Argumentation der Autoren – der Heiratseffekt geringer sein müsste.

³⁹ Die Stichprobe besteht lediglich zu 15% aus (zunächst) ledigen Männern, von denen wiederum weniger als ein Drittel (55 Personen) heiratet. 78% der Männer sind aber bereits zum ersten Messzeitpunkt verheiratet, im Mittel bereits seit 8 Jahren.

⁴⁰ Die Kritik gilt hier der Konstruktion der unabhängigen Variablen und ist nicht etwa – wie von Chun und Lee (2001: 309, Fußnote 2) angeführt wird – als Einwand gegen die FE-Methode zu verstehen. Anders als im *Switching Regression*-Modell kann im FE-Modell zwischen Erst- und Zweitheirat (und weiteren Ereignissen) unterschieden werden.

Ahituv und Lerman (2005) verwenden in einer neueren Studie Daten des NLSY 1979-2002. Die Stichprobe enthält Männer, die (fast ausschließlich) zunächst ledig sind, und die in mindestens 10 Jahren beobachtet werden. Die Autoren differenzieren zwischen dem Effekt der ersten und zweiten Heirat. Die Entwicklung im Verlauf der Ehe wird durch eine Dummy-Variable berücksichtigt, die für Personen, die (in der ersten oder einer weiteren Ehe) länger als ein Jahr verheiratet sind, gleich Eins ist. Die Schätzung des POLS-Modells ergibt einen Niveaueffekt der Erstheirat von 13%. In der FE-Schätzung reduziert dieser sich auf 8%. Demnach spielt Selektion zwar eine bedeutende Rolle, erklärt aber weniger als die Hälfte des Heiratseffekts. Zudem ist der Effekt in späteren Phasen einer Ehe größer (13%) als zu Beginn. Die Ergebnisse sind somit konsistent mit einer Erklärung durch direkte und indirekte Produktivitätseffekte familialer Arbeitsteilung. Allerdings wurde ein möglicher Einfluss der Vaterschaft nicht berücksichtigt. Wiederum kann auch nicht ausgeschlossen werden, dass die Löhne bereits vor der Ehe stärker gestiegen sind.

Krashinsky (2004) prüft diese These. Ausgangspunkt ist eine Replikation der Ergebnisse von Korenman und Neumark (1991) mit einer „ähnlichen“ Stichprobe.⁴¹ Aus der Schätzung des POLS- und FE-Modells resultiert jeweils ein signifikant positiver Effekt der Ehedauer (S. 780). Anschließend spezifiziert Krashinsky ein Modell, in dem individuelle Lohnänderungen (zwischen zwei Beobachtungszeitpunkten) die abhängige Variable sind. Als unabhängige Variable wird neben der Heiratsdummy ein zeitkonstanter Indikator („Ever married“) eingeführt, der für Männer, die heiraten, gleich Eins ist, und sonst gleich Null. Die Hypothese ist, dass der Koeffizient der Heiratsdummy nur dann positiv sein wird, wenn die Heirat zu einem höherem Lohnwachstum führt. Eine unterschiedliche Steigung der Lohnprofile, die unabhängig von der Heirat ist, sollte durch die zeitkonstante Variable erfasst werden; in diesem Fall sollte der Koeffizient der Heiratsdummy gleich Null sein. Das Modell wird in einer „größeren“ Stichprobe mittels POLS geschätzt. Es zeigt sich, dass der Koeffizient der Heiratsdummy sogar leicht negativ ist (wenn auch insignifikant), der Koeffizient der Variable „Ever married“ jedoch signifikant positiv.

Krashinsky interpretiert dies als Hinweis auf eine Überschätzung des Koeffizienten der Ehedauer im FE-Modell. Diese resultiere aus unbeobachteten Eigenschaften, die die Steigung des Lohnprofils und die Heiratsentscheidung bestimmen - eine Form des *ability bias*, die durch die Kontrolle einer individuellen Konstanten nicht eliminiert wird. Allerdings ist die

⁴¹ Es werden Daten der NLSY 1979-93 verwendet. Leider wird die Stichprobenziehung nicht näher erläutert, und es werden keine deskriptiven Statistiken für die Panelstichproben zur Verfügung gestellt.

Spezifikation nicht theoretisch motiviert, sondern *ad hoc* durch methodische Bedenken. Diese werden analog zu dem Problem des *ability bias* in der Schätzung des kausalen Effekts der Computer-Nutzung auf den Lohn formuliert. Es wird aber keine Begründung dafür gegeben, warum unbeobachtete Eigenschaften („intelligence, appearance, or family background“; S. 775) in einen Fall mit dem Lohnniveau korrelieren, im anderen Fall aber auch mit dem Lohnwachstum. Der Befund scheint zudem mit dem familienökonomischen Ansatz vereinbar. Das Ergebnis, dass das Lohnwachstum in der Ehe nicht höher ist als vor der Heirat, könnte auf einen negativen Scheidungseffekt zurückzuführen sein; das höhere Lohnwachstum vor der Heirat (im Vergleich zu Männern, die nicht heiraten) auf den positiven Effekt einer Probeehe. Beide Ereignisse – Scheidung und Kohabitation – wurden von Krashinsky nicht berücksichtigt. Dennoch deuten andere Studien (u.a. Korenman und Neumark 1991; Ahituv und Lerman 2005) darauf hin, dass der Lohn von Männern nach einer Trennung von der Ehefrau sinkt und sich im weiteren Erwerbsverlauf dem Lohnprofil lediger Männer wieder angleicht. Auch die These eines positiven Kohabitationseffekts wird durch neuere Arbeiten gestützt.

4.5 Studien zum Kohabitationseffekt

Bardasi und Taylor (2004) schätzen mit britischen Daten (BHPS 1991-2001) ein Modell, in welchem die Zustandsvariablen der Heirat und Scheidung durch eine weitere für kohabitierende Männer ergänzt werden. Die POLS-Schätzung ergibt einen Heiratseffekt von 14% und einen Kohabitationseffekt von 8%. In der FE-Schätzung schrumpft der Niveaueffekt der Heirat auf 3%, der Kohabitationseffekt auf 0,8%. Der Koeffizient der Ehedauer ist praktisch gleich Null. Demnach sind beide POLS-Koeffizienten durch Selektionseffekte verzerrt: produktive Männer gehen eher eine Partnerschaft ein (eine Ehe oder eine NEL). Allerdings dürften die Ergebnisse durch die Kontamination der Kontrollgruppe beeinträchtigt sein. Da nicht zwischen der Bildung und Trennung einer NEL unterschieden wird (im ersten Fall ist die Dummy zuerst gleich Null und dann gleich Eins, im zweiten Fall verhält es sich umgekehrt), könnten die beiden Effekte sich neutralisieren.

Um diesem Problem zu begegnen, identifiziert Stratton (2002) unverheiratete Männer, die derzeit in einer NEL leben, und Männer, die eine NEL beendet haben („Has cohabited“) (Daten der *National Survey of Families and Households* (NSFH), 1987/88, 1992/94). Zusätzlich zur Ehedauer wird hier die Zeit in einer (oder mehreren) nicht-ehelichen

Partnerschaft(en) berücksichtigt. In FE-Regressionen ergibt sich, dass der Heiratseffekt zunächst gering ist (3%), mit der Ehedauer aber ansteigt. Der Kohabitationseffekt ist sogar negativ (4%), wird aber für Kohabitationen, die mehrere Jahre dauern, positiv. Stratton wertet dies als Hinweis gegen eine Erklärung durch Größenvorteile, aber für einen indirekten Effekt der Spezialisierung in langfristigen Partnerschaften (S. 208). Allerdings wird hier nicht zwischen verschiedenen Kohabitationen, also auch nicht solchen vor und nach der ersten Ehe, unterschieden. Männer, die nach einer Ehe kohabitieren, müssten aber auch einen Heiratseffekt erlebt haben! Zudem ist die Konstruktion der Variablen „Has cohabited“ fragwürdig, da sie sowohl die Trennung einer NEL, als auch den Übergang von einer Probeehe in die Ehe erfasst.⁴² Im letzten Fall bleibt aber die Partnerschaft bestehen!

In einer Studie für Dänemark stehen Gupta et al. (2005) sehr umfangreiche Daten zur Verfügung. Es handelt sich um amtliche, prozessproduzierte Paneldaten für rund 38.000 Männer der Kohorten 1966-75, die zwischen 1984 und 2001 (im Alter zwischen 18 und 35 Jahren) beobachtet werden. Die Autoren finden mittels FE-Schätzung Heirats- und Kohabitationseffekte von etwa 2%. Beide Effekte fallen in der POLS-Schätzung größer aus (4,7% bzw. 3,3%), was wiederum auf die Bedeutung der Selektion verweist. Die Ehedauer hat hier aber ebenso wie die Dauer der Kohabitation einen negativen Effekt, so dass der anfängliche Vorteil gegenüber ledigen Singles nach etwa 5-10 Jahren verschwunden ist. Der negative Einfluss der Dauer der Partnerschaft könnte darauf verweisen, dass es nur vorübergehend zu Arbeitsteilung kommt. Immerhin zeigt sich, dass der Effekt in einer Spezifikation verschwindet, in der auch das Alter des ersten Kindes berücksichtigt wird. Die Autoren führen die Tatsache, dass der Heiratseffekt geringer ausfällt als in US-Studien auf das geringere Ausmaß geschlechtsspezifischer Arbeitsteilung in Dänemark zurück. Dies könnte auch erklären, warum der Effekt dem der Kohabitation sehr ähnlich ist. Die Autoren argumentieren, da es sich um Männer handelt, die 1984 höchstens 18 Jahre alt waren (somit fast ausschließlich ledig und Single), sei es möglich, „to achieve a cleaner identification of the marriage and cohabitation wage differential compared to previous studies that have identified these effects mainly of relationship dissolutions“ (S. 7). Dies ist ein wichtiger Punkt. Zu beachten ist aber, dass die Stichprobenziehung noch nicht gewährleistet, dass der Kohabitationseffekt unverzerrt ist. So erlauben es die Daten nicht, zwischen einer NEL und

⁴² Dies geht aus der Variablenbeschreibung hervor: „[T]he coding of current and past cohabitation status is exclusive. One is either currently cohabiting, has cohabited in the past, or has never cohabited. Overlaps are possible between past cohabitation status and marital status. Thus those currently married who cohabited with their current spouse prior to marriage are coded both as currently married and as having cohabited in the past“ (S. 202).

einer Wohngemeinschaft zu differenzieren, und es wird auch hier nicht zwischen einer NEL vor und nach der Ehe unterschieden.

Insbesondere wird aber, wie in allen bisherigen Studien, die Dynamik der Familiengründung nicht angemessen berücksichtigt. Die statische Modellierung einer Querschnittsanalyse durch die Variable des Familienstands wurde bisher stets auf die Längsschnittbetrachtung übertragen. Damit aber wurde der „endogene Kausalzusammenhang auf der Ebene der Lebensgeschichte“ (Mayer 2001) ausgeblendet; der Heiratseffekt wurde nicht unter Kontrolle der Lohnänderungen in einer Probeehe geschätzt. Dies erfordert eine Modellierung, in der die Effekte einzelner Übergänge als persistente Effekte konzipiert sind (vgl. Allison 1994).

4.6 Analysen zum direkten Produktivitätseffekt der Belastung durch Familienarbeit

Bielby und Bielby (1988) untersuchen subjektive Angaben zur Anstrengung am Arbeitsplatz, und finden, dass nach eigener Einschätzung Frauen sogar mehr Energie in die Erwerbsarbeit investieren als Männer. Solche subjektiven Angaben geben allerdings nicht unbedingt wieder, wie sehr sich jemand objektiv betrachtet anstrengt. Für Frauen könnte die Einschätzung, dass die Arbeit anstrengend ist, gerade dadurch begründet sein, dass sie weniger Energie zur Verfügung haben. Immerhin zeigt sich in dieser Studie auch, dass verheiratete Frauen und Mütter ihre Arbeit als weniger anstrengend empfinden als Frauen ohne Familie. Bielby und Bielby (2002) schließen auch aufgrund ihrer eigenen Forschung, dass Analysen der Zeitverwendung mehr Erfolg versprechen.

Coverman (1983) findet in einer der ersten empirischen Studien für die USA einen negativen Zusammenhang zwischen dem Zeitaufwand für Hausarbeit und dem Verdienst verheirateter Männer und Frauen, wobei der Zusammenhang für Frauen stärker ist. Dieser Befund bestätigte sich in zahlreichen weiteren Querschnittsanalysen. Hersch und Stratton (2002) finden außerdem, dass der Zusammenhang nicht vom Familienstand abhängt, sondern für unverheiratete und verheiratete Personen negativ ist. Sie zerlegen das Lohndifferential zwischen Männern und Frauen und führen 29% auf Merkmale der Erwerbsbiografie zurück, und weitere 14 Prozentpunkte auf Unterschiede des wöchentlichen Aufwands für Hausarbeit (Daten der *National Survey of Families and Households* (NSFH) 1992/94).

Phipps et al. (2001) berichten für kanadische Frauen einen signifikant negativen Effekt der wöchentlichen Hausarbeit (0,5% pro Stunde), finden aber keinen Einfluss der Kinderbetreuung (auch nicht der Versorgung Pflegebedürftiger). Der Zusammenhang mit der

Hausarbeit erklärt aber einen beträchtlichen Anteil des geringeren Einkommens von Müttern, selbst wenn gleichzeitig detaillierte Merkmale des Erwerbsverlaufs (auch unterschiedliche Arten von Erwerbsunterbrechungen) berücksichtigt werden. (Ohne Kontrolle der Hausarbeit beträgt der Einkommensnachteil von Müttern 13%, mit Kontrolle noch 5%.) Allerdings wurde die Analyse auf Vollzeit erwerbstätige Frauen beschränkt, da in den Daten kein Maß der Arbeitszeit verfügbar war. Aus dem gleichen Grund konnte auch nicht der Einfluss auf den Stundenlohn geschätzt werden. Dies könnte die Ergebnisse beeinträchtigen, weil Haus- und Erwerbsarbeitszeit negativ korreliert sein dürften, und weil das Einkommen positiv von der Erwerbsarbeitszeit abhängt. Somit könnte der negative Koeffizient der Hausarbeit auch eine Reduktion von Überstunden reflektieren.

Bonke et al. (2003) verfügen über Tagebuchdaten für das Jahr 1987, die mit amtlichen Daten zur Erwerbs- und Familienbiografie exakt gematcht werden können. Sie verwenden ein Maß der Familienarbeit, das Hausarbeit und Kinderbetreuung (als primäre Tätigkeiten) einschließt. Es zeigt sich, dass v.a. Familienarbeit am Vor- oder Nachmittag, also während der Geschäftszeiten, und in Kombination mit unflexiblen Arbeitszeiten mit (um zwischen 1%-5%) geringeren Löhnen verbunden ist. Der Einfluss des (täglichen Stunden-) Umfangs ist dagegen gering.

Die These eines direkten Produktivitätseffekts wurde bislang nur in wenigen Längsschnittstudien explizit getestet. Dafür ist hauptsächlich die Datenlage verantwortlich. Angaben zur Zeitallokation werden selten bei den gleichen Personen über einen längeren Zeitraum hinweg erfasst.⁴³ Noonan (2001) verfügt über Informationen aus zwei Jahren. Sie findet einen signifikant negativen Effekt des wöchentlichen Zeitaufwands für klassische Hausarbeit auf den Lohn von Männern und Frauen (Daten der NSFH 1987/88, 1992/94). Der Einfluss auf die Produktivität ist zudem mit 0,4% bzw. 0,5% mit jeder zusätzlichen Stunde recht stark. Bemerkenswert ist auch das Nebenergebnis, dass der Koeffizient der Kinderzahl in diesen Schätzungen für Männer und Frauen positiv ist (8,5% bzw. 1,5%). Der direkte Produktivitätseffekt könnte also erklären, warum Mütter weniger verdienen. In dieser Studie werden allerdings nur Paare berücksichtigt; der Heiratseffekt wird folglich nicht geschätzt.

Hersch und Stratton (2000) finden mit den gleichen Daten, dass Männer in der Ehe pro Woche etwa 3 Stunden weniger Hausarbeit leisten als zuvor. Die Schätzung der Lohnfunktion ergibt zwar den erwarteten negativen Produktivitätseffekt. Dieser ist allerdings mit 0,2% pro

⁴³ Bardasi und Taylor (2004) verwenden deshalb für Männer - ebenso wie Loh (1996) sowie Chun und Lee (2001) im Querschnitt - die Arbeitszeit der Ehefrau als Proxy-Variable.

Stunde nicht sehr bedeutsam. Unter Kontrolle der Hausarbeitszeit reduziert sich der Heiratseffekt zudem kaum (von 7,8 auf 7,4%). Die Befreiung von häuslichen Pflichten erklärt somit in dieser Studie nicht die höheren Löhne in der Ehe, was nicht für einen direkten Produktivitätseffekt spricht. Die Frage, ob und in welchem Ausmaß die Lohnprofile von Frauen durch die höhere Belastung durch Familienarbeit nach der Heirat und Geburt von Kindern beeinträchtigt werden, konnte bisher nicht beantwortet werden.

4.7 Längsschnittstudien der ‚Motherhood Wage Penalty‘

Die meisten der existierenden Studien zum Einfluss der Familiengründung auf die Löhne von Frauen konzentrieren sich auf die Opportunitätskosten der Mutterschaft. Sie folgen dabei der Argumentation von Mincer und Polachek (1974) und untersuchen die indirekten Folgen der Arbeitsteilung. Einige neuere Studien untersuchen in diesem Kontext auch die Rolle des Mutterschaftsurlaub bzw. der Elternzeit. Teilweise wird auch die Entwicklung der Lohneinbußen nach der Geburt von Kindern, d.h. die kurz- und längerfristigen Opportunitätskosten, untersucht. Die Schätzung des Heiratseffekts ist hier allerdings meist ein Nebenprodukt, dessen Dynamik bisher nicht analysiert wurde.

Waldfoegel (1998b) findet mittels *First Differencing*, dass sich die Mutterschaft in den USA und in Großbritannien negativ auf den Lohn auswirkt (Daten der NLSY und der *National Study of Child Development* (NSCD) 1981, 1991). Mit jedem Kind sinkt der Lohn im Vergleich zu dem einer kinderlosen Frau um 6% (USA) bzw. 8% (GB). In beiden Ländern können Mütter, die zu ihrem früheren Arbeitgeber zurückkehren, Lohneinbußen, die mit der Geburt eines Kindes verbunden sind, größtenteils vermeiden. In den USA trifft dies auch auf Mütter zu, die trotz Kündigungsschutz den Betrieb wechseln. In Großbritannien verzeichnet diese Gruppe von Frauen dagegen die größten Lohneinbußen, was auf eine größere Bedeutung der Betriebszugehörigkeit verweisen könnte (die hier nicht kontrolliert wurde). Immerhin zeigte Waldfoegel (1997: 118-20) in einer anderen Studie, dass die Betriebszugehörigkeit den positiven Effekt des Mutterschaftsurlaubs in den USA teilweise erklären kann.

Auch für Deutschland fand Ziefle (2004) in einer FE-Schätzung mit Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP 1984-1999) einen positiven Effekt der Rückkehr zum früheren Arbeitgeber auf den Lohn im Anschluss an eine Kinderpause (4,4%). Allerdings zeigte sich auch, dass von der Dauer der Elternzeit ein gegenläufiger, negativer Effekt ausgeht (5% pro

Jahr). Für Erwerbsunterbrechungen im Rahmen der Elternzeit, die ein Jahr oder länger dauern, ergeben sich somit insgesamt Lohneinbußen - selbst wenn die frühere Beschäftigung wieder aufgenommen wird! Die Ausweitung der Elternzeit von 10 Monaten auf drei Jahre müsste demzufolge – bei entsprechender Inanspruchnahme - die Opportunitätskosten der Mutterschaft um mehr als 10% erhöht haben! Dies bestätigt die Ergebnisse einer Querschnittsstudie von Beblo und Wolf (2002), die einen negativen Effekt von Erwerbsunterbrechungen (3% pro Jahr) ermitteln, und untermauert somit deren These, dass die deutsche Elternzeitregelung ein „zweischneidiges Schwert“ ist. Ziefle findet auch, dass die Lohneinbußen mit jedem Kind um 1,3% steigen. Dies sind Folgekosten, die nicht durch die geringere Berufserfahrung, Betriebszugehörigkeit oder durch eine Abschreibung von Humankapital verursacht werden. Die Lohneinbußen sind zudem nicht temporär, sondern steigen im Erwerbsverlauf weiter an: das Lohnprofil verläuft nach dem Wiedereintritt in den Arbeitsmarkt flacher als das Lohnprofil vergleichbarer Frauen ohne Kinder. Dieser negative Effekt auf das Lohnwachstum fällt umso stärker aus, je länger die Elternzeit in Anspruch genommen wurde. Demnach müssten Mütter in Deutschland auch mittelfristig mit geringeren Löhnen rechnen, und zwar unabhängig davon, wie stark ihre Bindung an ein Unternehmen ist (S. 226).

Dieses Ergebnis steht im Widerspruch zu anderen Studien. Gupta und Smith (2002) finden für Dänemark lediglich einen geringfügigen Effekt der Mutterschaft, der zudem nach wenigen Jahren verschwindet. Anderson et al. (2003) untersuchen für die USA die Entwicklung des Lohnprofils nach einer „Babypause“ in Abhängigkeit der Dauer der Unterbrechung (Daten des NLSYW 1968-88). Die Autoren berichten einen signifikant negativen Effekt der Kinderzahl (3% für das erste, 5% für das zweite Kind). Sie verwenden das Alter des Kindes zum Zeitpunkt der Rückkehr in den Arbeitsmarkt als Maß für die Dauer der Unterbrechung und finden Lohneinbußen zwischen 3% und 4% bei Wiederaufnahme der Beschäftigung. 10 Jahre nach Wiedereintritt liegt der Effekt bei etwa 1%. Die Einbußen scheinen demnach temporär und unabhängig von der Dauer der Erwerbspause zu sein (S. 283). Die Autoren interpretieren dies (Becker (1985) folgend) auch im Sinne eines direkten Produktivitätseffekts der Belastung durch Hausarbeit und Kinderbetreuung.

In diesen Studien wurde der Familienstand zwar meist kontrolliert (von Waldfogel (1997; 1998b) nur im Querschnitt). Der Heiratseffekt wurde aber nicht interpretiert. Die Analyse von Gupta und Smith (2002) ergibt keinen Effekt in Dänemark (weder der Heirat, noch der Kohabitation; weder für Männer, noch für Frauen). Ziefle (2004) berichtet für Deutschland

einen signifikant positiven Heiratseffekt in Höhe von immerhin 3,5%. Budig und England (2001) gelangen für die USA mit einer ähnlichen Spezifikation zum gleichen Ergebnis (Daten der NLSY 1982-93). In beiden Studien wird auch ein Scheidungseffekt in dieser Größenordnung berichtet, was darauf hindeutet, dass die Lohnprofile verheirateter und geschiedener Frauen sich nicht voneinander unterscheiden. Allerdings muss auch hier berücksichtigt werden, dass die Koeffizienten des Familienstands im FE-Modell durch die Kontamination der Kontrollgruppe verzerrt sein könnten. (Die Problematik ist die gleiche wie in FE-Schätzungen des Heiratseffekts für Männer.) Die Arbeit von Budig und England (2001) ist v.a. deshalb interessant, weil sie einen Weg dafür aufzeigen, wie neue Erkenntnisse über die Ursachen der „Motherhood Wage Penalty“ gewonnen werden können. Insbesondere differenzieren die Autoren zwischen der Mutterschaft lediger, verheirateter und geschiedener Frauen und gehen der Frage nach, ob ein Interaktionseffekt zwischen Familienstand und Kinderzahl existiert. Durch den Vergleich der Lohnprofile verheirateter Mütter und verheirateter Frauen ohne Kind (bzw. der Löhne unverheirateter Mütter mit denen unverheirateter Frauen ohne Kind) wird es möglich, die Konsequenzen der Heirat und der Mutterschaft empirisch zu trennen. Die Analyse ergibt, dass die Lohneinbußen verheirateter und geschiedener Mütter etwa doppelt so groß sind (8% pro Kind) wie die lediger Mütter (3,5%). Selbst unter Kontrolle einer Vielzahl von Merkmalen der Erwerbsbiografie und des Arbeitsplatzes (38 Regressoren plus Periodeneffekte!) bleibt dieser Zusammenhang bestehen (4% bzw. 2%). Dies könnte auf einen direkten Effekt geschlechtsspezifischer Arbeitsteilung in Ehen mit Kindern verweisen (S. 218-9). Da der Heiratseffekt selbst positiv ist, ergeben sich Lohneinbußen insgesamt nur für verheiratete Mütter mit mehreren Kindern.

5 Beschreibung der Datengrundlage

Die empirische Überprüfung der These eines kausalen Effekts der Heirat (X) auf die Produktivität (Y) muss mit Methoden erfolgen, die die Probleme von *Ex-post-facto*-Untersuchungsdesigns in adäquater Weise berücksichtigen: die Probleme der Varianz der unabhängigen Variablen, der kausalen Reihenfolge und der Kontrolle von Drittvariablen.⁴⁴ Ideal wäre ein Experiment. Randomisierung und Manipulation der unabhängigen Variablen würden gewährleisten, dass die Probanden sich vor und während des Experiments hinsichtlich weiterer Merkmale, die Y beeinflussen, nicht systematisch unterscheiden. Folglich könnte aus dem Unterschied bezüglich Y nach dem Versuch auf die Wirkung von X geschlossen werden. Ein solches Experiment – eine „Heirat unter Laborbedingungen“ – ist hier offensichtlich nicht möglich. Weder können Personen zufällig verheiratet werden, noch können gleiche Bedingungen am Arbeitsplatz oder in der Familie hergestellt werden. Mit einem Paneldesign kann jedoch ein Experiment mit Vorher-Nachher-Messung simuliert werden. Wenn das Forschungsdesign über einen Zeitraum von mehreren Jahren angelegt ist, werden genügend Personen „freiwillig“ heiraten, um den Effekt der Heirat schätzen, und auf die Grundgesamtheit schließen zu können. Durch die Befragung zu mehreren Zeitpunkten ist sichergestellt, dass X Y zeitlich vorausgeht, was eine logisch notwendige Bedingung für die Etablierung eines Kausalzusammenhangs ist. Verzerrungen durch Drittvariablen können minimiert werden, wenn Veränderungen der Erwerbs- und Familiensituation im Lebensverlauf kontrolliert werden.

Das Sozio-ökonomische Panel (SOEP) erfüllt diese Bedingungen in idealer Weise. Zwischen 1984 und 2003 führte das Deutsche Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) Interviews mit über 22.000 erwachsenen Bewohnern von 12.000 deutschen Haushalten. Die Teilnehmer des Panels werden in jährlichem Abstand (meist zu Jahresbeginn) befragt. Ein zentraler Vorteil des SOEP besteht darin, dass es detaillierte Informationen zur Erwerbs- und Familienbiografie enthält. Zusätzlich werden in jeder Welle auch Angaben zur Zeitverwendung erfragt. Die Tatsache, dass Jugendliche ab einem Alter von 16 Jahren in das Panel aufgenommen werden, erlaubt es, auch frühe Ereignisse der Familienbiografie (den Auszug aus dem Elternhaus und die Gründung einer NEL) zu untersuchen.

⁴⁴ Eine formale Darstellung findet sich in jedem Lehrbuch der empirischen Sozialforschung; etwa Diekmann (1995), Kap.VIII; Schnell et al. (1999), Kap. 5.

Ziel der empirischen Analyse ist es, Aussagen über den Einfluss der Familiengründung auf den Lohn von Männern und Frauen in Westdeutschland zu treffen.⁴⁵ Folglich besteht die Grundgesamtheit (der Analyse im Längsschnitt) aus Personen mit Wohnsitz in Westdeutschland, die sich in dem Lebensabschnitt befinden, in dem wichtige Entscheidungen über die Familiengründung (insbesondere über die Eheschließung) getroffen werden, und die in dieser Zeit zumindest zeitweise erwerbstätig sind. Da diese Definition nicht mit der Grundgesamtheit des SOEP übereinstimmt, werden die Daten mit Blick auf eine verlässliche Induktion beschränkt. Es werden drei Stichproben gezogen (vgl. Tabelle A2 im Anhang).

Stichprobe I dient der Schätzung von Lohndifferentialen im Querschnitt. Zu diesem Zweck werden erwerbstätige Männer und Frauen ausgewählt, die nicht älter als 65 Jahre sind. Als erwerbstätig gilt, wer ein Erwerbseinkommen erzielt und mindestens 8 Stunden pro Woche arbeitet. Mit diesen Einschränkungen verbleiben rund 12.200 Männer und 9.800 Frauen. Für 10.129 Männer und 7.901 Frauen liegen für mindestens ein Erhebungsjahr alle Informationen vor, die in der empirischen Analyse berücksichtigt werden. Insgesamt besteht die Stichprobe aus über 63.000 Beobachtungen von Männern und über 42.000 Beobachtungen von Frauen.

Die Stichproben II und III werden für die Panelanalyse aus dieser Menge gezogen. Um den kausalen Heiratseffekt zu schätzen werden nur Personen berücksichtigt, die zum Zeitpunkt der ersten Beobachtung ledig und höchstens 45 Jahre alt sind, und für die in mindestens drei Wellen alle Informationen verfügbar sind (Stichprobe II). Dies reduziert die Anzahl der Personen dramatisch (auf 2.392 Männer und 1.740 Frauen), ist aber zur Konstruktion einer Versuchs- und Kontrollgruppe zwecks Vorher-Nachher-Messung unerlässlich.

Um schließlich den Einfluss des Auszugs aus dem Elternhaus und der ersten Partnerschaft analysieren zu können, wird Stichprobe III auf Personen beschränkt, die zum Zeitpunkt der ersten Beobachtung höchstens 25 Jahre alt sind, noch im Haushalt der Eltern und noch nicht in einer NEL leben. Somit verbleiben 1.188 Männer und 782 Frauen.

⁴⁵ Eine Erweiterung der Analyse auf Ostdeutschland wäre sinnvoll, soll aber hier unterbleiben. Personen mit ausländischer Herkunft werden nicht ausgeschlossen. Durch getrennt lebende Paare, Familienzusammenführungen und ähnliche migrationsbedingte Phänomene könnten sich zwar Probleme ergeben. Andererseits sind aber Aussagen über die Erwerbsbevölkerung beabsichtigt, die (nicht zuletzt aufgrund des deutschen Staatsangehörigkeitsrechts) zu einem nicht geringen Anteil aus Personen ohne deutschen Pass besteht.

6 Operationalisierung und Messung

In diesem Abschnitt wird die Umsetzung theoretischer Konstrukte in beobachtbare (im SOEP enthaltene) Maße beschrieben. Im Mittelpunkt steht die adäquate Erfassung der Produktivität und ihrer Bestimmungsgründe, v.a. eine dynamische Modellierung der Familiengründung. Im Anhang sind deskriptive Statistiken für alle zentralen Variablen dargestellt, jeweils für die Stichproben I, II und III (Tabellen A3 und A4).

Die zentrale abhängige Variable der empirischen Analyse ist der *Bruttostundenlohn*, der als Maß für die Produktivität abhängig beschäftigter Arbeitnehmer verwendet wird.⁴⁶ Die Stundenlöhne wurden im SOEP nicht direkt erfragt. Daher wurden sie aus Angaben zum Monatsverdienst (vor Steuern) und zur wöchentlichen Arbeitszeit konstruiert. Beide Informationen beziehen sich auf die hauptberufliche Tätigkeit. Im SOEP wird nach dem Erwerbseinkommen im Monat vor dem Interview gefragt. Die Befragten werden angewiesen, Sonderzahlungen wie Urlaubs- oder Weihnachtsgeld auszuschließen, aber Entgelt für Überstunden mit anzugeben. Da Aussagen über die Entwicklung der Reallöhne im Erwerbsverlauf beabsichtigt sind, wurden die Angaben zum Verdienst mit dem Preisindex der Lebenshaltung deflationiert (2001=100). Wenn möglich wurden Angaben zur tatsächlichen Arbeitszeit (durchschnittliche Wochenarbeitszeit inklusive Überstunden) herangezogen, ansonsten die vertraglich vereinbarte Arbeitszeit (einschließlich im letzten Monat angefallener Überstunden).

6.1 Konstruktion der erklärenden Größen I: Familienstand und Familiengründung

Mit einer herkömmlichen Definition des *Familienstands* können zunächst ledige, verheiratete, geschiedene und verwitwete Personen unterschieden werden. Um die Eigenschaften der Partnerschaft genauer zu erfassen, werden getrennt lebende Ehepaare den Geschiedenen zugerechnet.⁴⁷ Mit Informationen über das Bestehen nicht-ehelicher Partnerschaften können Personen, die in einer Kohabitation leben von Singles unterschieden werden. So kann eine Variable mit den (exklusiven) Ausprägungen ledig, Kohabitation, verheiratet, geschieden und verwitwet gebildet werden. Solange eine Person ledig ist, kann sie zwischen den ersten beiden

⁴⁶ Die hier verwendeten Stichproben schließen auch Selbständige und Freiberufler ein, deren Erwerbseinkommen (Gewinn) auch Kapitaleinkünfte beinhaltet. Darüberhinaus sind auch Beamte und Beschäftigte des öffentlichen Dienstes enthalten, für die die Annahme eines Marktlohnsatzes nur begrenzt gilt – nur dort nämlich, wo sich die Unternehmen der öffentlichen Hand tatsächlich auch in einem Wettbewerb mit privaten Anbietern befinden.

⁴⁷ Im folgenden sind daher mit geschiedenen Personen immer auch verheiratete, aber getrennt lebende gemeint.

Zuständen wechseln; zwischen den vier letzten Zuständen kann sie wechseln, wenn sie einmal geheiratet hat.

Das SOEP ist als prospektives Panel konzipiert, enthält aber auch retrospektiv erhobene Informationen zur Familienbiografie jedes Befragten (herkömmliche Definition des Familienstands). Weil in der längsschnittlichen Analyse nur Personen betrachtet werden, die zunächst ledig sind, kann hier auf monatsgenaue Verlaufsdaten zurückgegriffen werden, die für alle Befragten Änderungen des Familienstands ab Eintritt in das Panel erfassen. Eine Person gilt ab dem Zeitpunkt ihrer ersten Heirat in *jeder* späteren Welle als verheiratet (V). Die Ehedauer wird als Differenz zwischen dem Monat des Interviews und dem Monat der Heirat gebildet (VD, in dezimalisierten Jahren). Die Variable ist auf die tatsächliche Dauer begrenzt, d.h. sie ist ab dem Zeitpunkt der Auflösung der Ehe konstant.

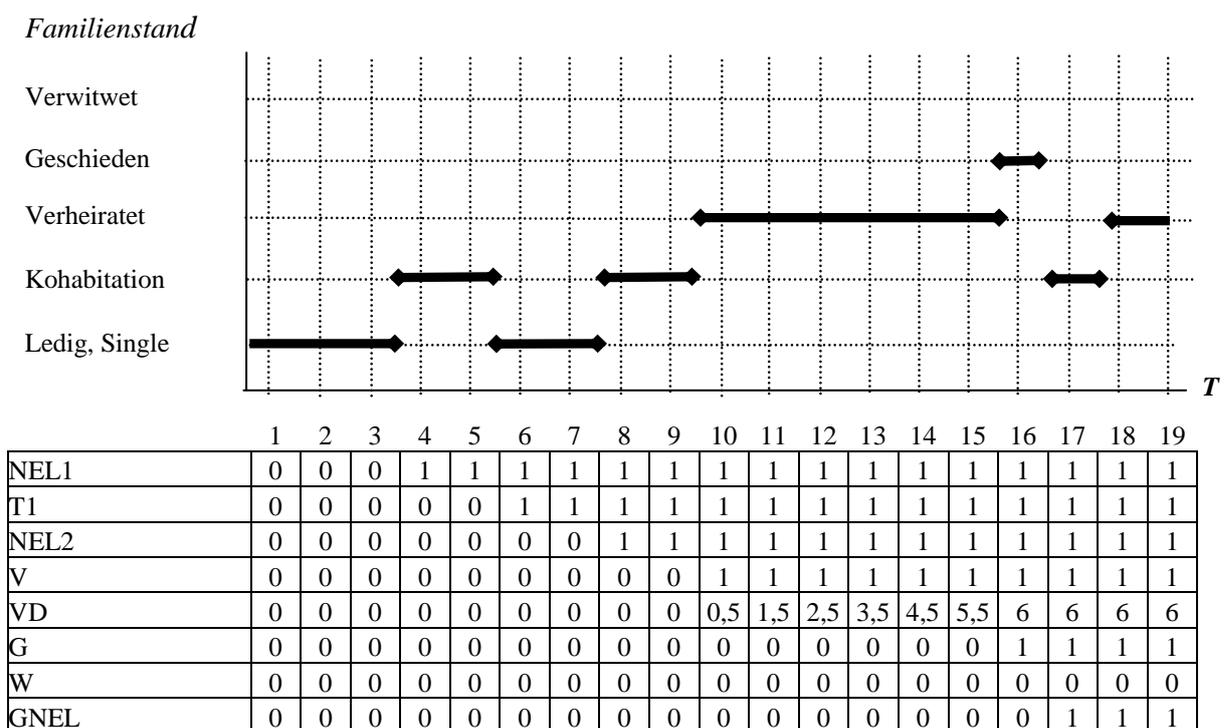
Die Auflösung kann durch den Tod des Partners geschehen (verwitwet, W) oder durch eine Scheidung. Eine Person gilt ab dem Zeitpunkt als geschieden (G), wenn sie erstmals von ihrem Ehepartner getrennt lebt *und* zu einem späteren Zeitpunkt entweder eine Ehescheidung berichtet oder mit einem neuen Partner zusammenlebt. Es werden daher nicht alle faktischen Scheidungen erfasst. Die Begrenzung erschien jedoch sinnvoll, um kurzfristige Trennungen (Ehekrisen, Trennung aus beruflichen Gründen) nicht überzubewerten.

Nicht-eheliche Partnerschaften werden über die Zustandsvariable der Kohabitation definiert, da die Daten zur Familienbiografie diesbezüglich keine Informationen enthalten. Infolgedessen finden Lebensgemeinschaften, die in dem Zeitraum zwischen zwei Befragungszeitpunkten bestanden haben, hier keine Berücksichtigung.⁴⁸ Mit der Personnummer des Partners können nicht-eheliche Partnerschaften im Lebensverlauf sukzessive unterschieden werden. Eine Person befindet sich ab dem Zeitpunkt in der ersten nicht-ehelichen Lebensgemeinschaft (NEL1), ab dem sie vor der Erstheirat zum ersten Mal den Haushalt mit einem Partner teilt. Wenn sie in einer der folgenden Wellen keinen oder einen neuen Partner hat, gilt die erste Partnerschaft als getrennt (T1). Ein Partnerwechsel markiert gleichzeitig den Übergang in die zweite nicht-eheliche Lebensgemeinschaft (NEL2). In der gleichen Weise werden nach-eheliche Lebensgemeinschaften (GNEL) definiert, wobei allerdings eine spätere Trennung (und eventuelle weitere Partnerschaften) nicht mehr erfasst wird. Ebenso wird hier nicht zwischen erneuter Heirat und Kohabitation unterschieden.

⁴⁸ Dies muss allerdings nur bei längeren Ausfällen als problematisch gelten. Von kurzfristigen Partnerschaften, die weniger als ein Jahr andauern, dürften kaum nachhaltige Verhaltensänderungen ausgehen. Die Beschränkung der Analyse nicht-ehelicher Lebensgemeinschaften auf Personen, die bei Eintritt höchstens 25 Jahre alt sind und noch bei ihren Eltern leben (Stichprobe III), sollte überdies die Anzahl der Fälle minimieren, in denen frühere Ereignisse stattgefunden haben.

Die Modellierung der Partnerschaftsbiografie soll kurz an einem Beispiel illustriert werden. Abbildung 2 zeigt den Lebensverlauf einer Person (Frau oder Mann), die über einen Zeitraum von 19 Jahren beobachtet wird, sowie die resultierende Datenmatrix. Die Person ist bei Eintritt in das SOEP ledig und Single. Zu den Zeitpunkten T=4 und T=5 lebt sie in der ersten NEL. Danach ist sie für zwei Jahre wieder Single. In der Querschnittsbetrachtung gilt sie in dieser Zeit erneut als ledig und Single. Verhaltensänderungen, die mit der ersten Partnerschaft und Trennung verbunden sind, werden dagegen im Längsschnitt berücksichtigt. Zum Zeitpunkt T=8 lebt die Person erneut in einer NEL. Diesen Partner heiratet sie zwischen T=9 und T=10. Wiederum „sticht“ im Querschnitt die Ehe und die vorangegangenen Ereignisse werden ausgeblendet. Zu Beginn des „verflixten 7. Jahres“ scheidet die Ehe und die Person ist in T=16 wieder Single. In T=17 lebt sie bereits mit einem neuen (ihrem dritten) Partner zusammen, den sie kurz darauf heiratet. Das Beispiel verdeutlicht, dass der Informationsgehalt der Daten durch die Modellierung von Partnerschaftsbiografien optimal genutzt wird. Indem Zustände durch die Erfahrungen kritischer Ereignisse definiert werden, können partielle kausale Effekte isoliert werden. So kann der Effekt, der von der Heirat ausgeht, von Verhaltensänderungen, die in einer „Probewehe“ stattgefunden haben, getrennt werden.

Abbildung 2: Modellierung der Partnerschaftsbiografie im Quer- und im Längsschnitt



6.2 Konstruktion der erklärenden Größen II: Zeitverwendung

Ein objektives Maß der Anstrengung im Job, wie es im Idealfall nötig wäre, um Beckers (1985) Modell der Allokation von Energie einem empirischen Test zu unterziehen, ist in Umfragedaten nie verfügbar. Stattdessen wird hier die Implikation überprüft, dass die Zeit, die werktags für *Familienarbeit* verwendet wird, eine Restriktion für die berufliche Anstrengung darstellt. Auf die Probleme der Messung des zeitlichen Umfangs der Familienarbeit in Umfragen wurde bereits hingewiesen. Das SOEP enthält in jeder Welle Informationen zum Zeitaufwand „an einem durchschnittlichen Werktag“, u.a. für Hausarbeit und Kinderbetreuung. Das Erhebungsinstrument ist allerdings nicht in jedem Jahr das gleiche gewesen: in einigen Wellen wurde auch die Zeitverwendung an Wochenenden erfragt; die Kategorien Freizeit und Versorgung pflegebedürftiger Personen sind ebenfalls nicht durchgängig in den Antwortvorgaben enthalten.⁴⁹

In der ersten Welle wurde nach dem gemeinsamen Zeitaufwand für Hausarbeit und Kinderbetreuung gefragt. Ab 1985 kann jedoch durchgängig zwischen dem Aufwand für klassische Hausarbeit (Waschen, Kochen, Putzen und Besorgungen), für Reparaturen u.ä. sowie für Kinderbetreuung differenziert werden. In der empirischen Analyse wird hauptsächlich ein Maß der Familienarbeit verwendet, das auf der Addition dieser drei Variablen in jeder Welle (1984: zwei Variablen) beruht. Angaben, die sich zu einem täglichen Aufwand in der Familie von mehr als 24 Stunden summieren, wurden jedoch als unplausibel eingestuft und von der Analyse ausgeschlossen.⁵⁰ Um ein Maß für den täglichen Zeitaufwand im Beruf zu erhalten, wurde die Wochenarbeitszeit durch 5 dividiert, d.h. es wurden 5 Arbeitstage unterstellt. Die Variable hat gegenüber der Angabe zum durchschnittlichen täglichen Aufwand den Nachteil, dass berufliche Nebentätigkeiten und Fahrtzeiten nicht berücksichtigt sind. Sie wurde dennoch als verlässlicher eingestuft, da sich ihre Definition im Beobachtungszeitraum nicht geändert hat.

Abbildung A6 im Anhang veranschaulicht die Mittelwerte der Zeitverwendung für Erwerbsarbeit, klassische Hausarbeit und Familienarbeit in Abhängigkeit des Familienstands.

⁴⁹ In den Jahren 2001 bis 2003 wurde nach der Zeit gefragt, die an einem durchschnittlichen Werktag, an einem typischen Samstag und an einem typischen Sonntag jeweils auf folgende acht Tätigkeitsbereiche entfällt: Berufstätigkeit und Lehre (Haupt- und Nebentätigkeit, inkl. Fahrtzeiten), Hausarbeit (Waschen, Kochen, Putzen), Besorgungen (Einkaufen, Beschaffungen, Behördengänge), Kinderbetreuung, Versorgung und Betreuung pflegebedürftiger Personen, Aus- und Weiterbildung (auch Schule, Studium), Reparaturen (am Haus, in der Wohnung, am Auto) und Gartenarbeit, sowie Hobbies und Freizeitbeschäftigungen.

⁵⁰ In den Stichproben II und III betrifft dies weniger als 1% der Beobachtungen. Darunter befinden sich etliche extreme Werte, die jenseits von 40 Stunden liegen. Möglicherweise haben einige Befragte hier Minuten statt Stunden angegeben.

6.3 Konstruktion der erklärenden Größen III: Erwerbsbiografie

Rückblickend wurden mit dem SOEP Beginn und Ende beruflicher Tätigkeiten (in Voll- und Teilzeit), Ausbildungszeiten (Schule, berufliche Ausbildung, Studium) und Nicht-Erwerbszeiten (Hausfrau, Wehrdienst, Arbeitslosigkeit, Rentner) jahresgenau erfasst. Wenngleich mit Retrospektivbefragungen im allgemeinen Probleme durch Gedächtnislücken, Verdrängung, usw. verbunden sind, erlauben diese Verlaufsdaten eine genauere Messung der *Berufserfahrung* als eine Approximation durch das Lebensalter. Die Aussparung von Erwerbsunterbrechungen ist v.a. für die Modellierung der Erwerbsverläufe von Frauen (Müttern) wichtig (Mincer und Ofek 1982; Beblo und Wolf 2002; Budig und England 2001; Anderson et al. 2003). Ferner ist es sinnvoll, zwischen Voll- und Teilzeiterwerbstätigkeit zu differenzieren, da die Zeit, die in die Karriere investiert wird, nicht nur eine Funktion der Erwerbsjahre, sondern auch der Arbeitszeit ist. Schließlich kann mit den Daten berücksichtigt werden, dass die Berufsausbildung im dualen System zu einem großen Anteil im Betrieb stattfindet (üblicherweise 3-4 Tage pro Woche), wo die Auszubildenden praktisches Wissen erwerben. Mit diesen Überlegungen wurde die Berufserfahrung wie folgt gebildet. Zunächst wurde für jede Person der Erwerbsstatus in jedem Jahr festgestellt. Jahren in Vollzeiterwerbstätigkeit wurde der Wert 1, Jahren in Teilzeit oder in beruflicher Ausbildung der Wert 0,5 zugewiesen. Der Zustand der Vollzeiterwerbstätigkeit wurde als dominant definiert. Simultane Zeiten in Teilzeit und Ausbildung wurden nur einfach gewertet. Damit gibt es drei mögliche Werte: 0, 0,5, oder 1. Diese werden für jede Person über die Zeit aufsummiert (jeweils bis zum Jahr vor der aktuellen Erhebung).

Für die Operationalisierung von Investitionen in allgemeine und betriebliche Bildung wird auf Variablen zurückgegriffen, die mit dem SOEP geliefert werden. Die Dauer der *Betriebszugehörigkeit* wird verwendet, um die Vertiefung betrieblicher Kenntnisse und die Optimierung von Arbeitsabläufen zu erfassen. Die Variable ist monatsgenau gemessen und in (dezimalisierte) Jahre umgewandelt. Da Fertigkeiten, die spezifisch für einen Betrieb sind, nur dort verwertbar sind, verliert ein Arbeitnehmer mit einem Wechsel der Arbeitsstätte diesen Anteil seines Humankapitals. Entsprechend sinkt die Variable mit einem Betriebswechsel auf Null.

Investitionen in allgemeine *Bildung* werden durch die Zeit gemessen, die für den höchsten erreichten schulischen und beruflichen Abschluss üblicherweise benötigt wird. Bildungsabschlüsse werden entsprechend ihrer institutionell bestimmten Ausbildungsdauer

bewertet. Es wird angenommen, dass Personen ohne Abschluss, mit Hauptschulabschluss, mit mittlerer Reife, mit Fachabitur bzw. mit Abitur 7, 9, 10, 12 bzw. 13 Lebensjahre in ihre Schulbildung investiert haben. Hinzu kommen berufliche Ausbildungszeiten: 1,5 Jahre für eine betriebliche Lehre oder eine Beamtenausbildung, 2 Jahre für den Abschluss einer (Berufs-) Fachschule (Meister/Techniker-Lehrgang, Fachschule des Gesundheitswesens), sowie 3 Jahre bzw. 5 Jahre für einen Fachhochschul- bzw. Universitätsabschluss. Die institutionelle Dauer der Ausbildungsgänge, die stark auf die Vermittlung beruflicher und betrieblicher Fertigkeiten abzielen (Lehre, Beamtenausbildung), wird nur zur Hälfte angerechnet. Es wird zudem nur die Zeit berücksichtigt, die zu einem erfolgreichen Abschluss führt. Folglich ändert sich das Bildungsniveau auch erst nach dem Ende der Ausbildung.

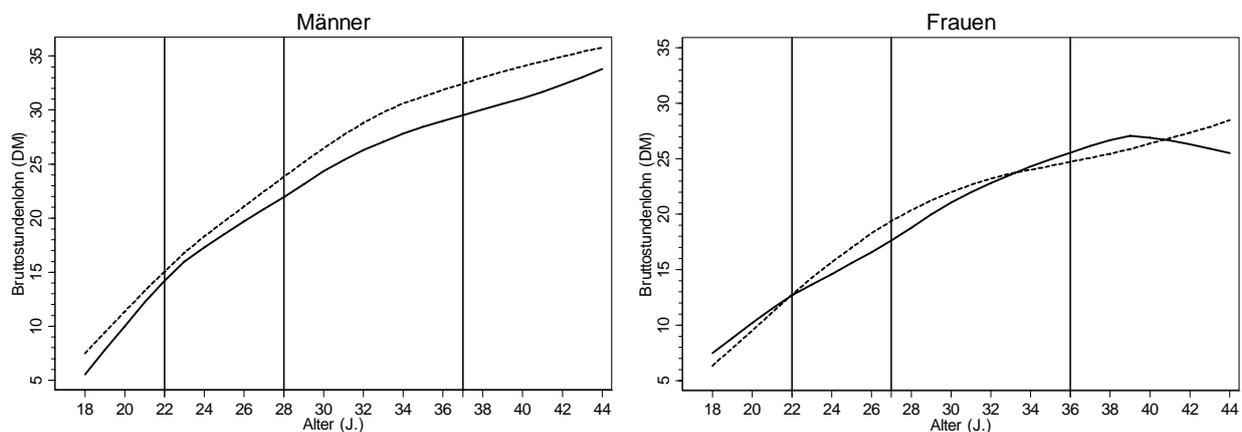
Aus Sicht der Humankapitaltheorie tragen Individuen in Phasen der Aus- und Weiterbildung Kosten in Form von entgangenem Einkommen. Überdies wird das Erreichen eines Berufsabschlusses von Männern und Frauen als zentrale Voraussetzung für die Familiengründung angesehen. Folglich sollte eine Person, die sich *in Ausbildung* befindet, sowohl einen geringen Lohn, als auch eine geringe Wahrscheinlichkeit für eine Heirat aufweisen. Deshalb wurde ein Indikator generiert, der gleich 1 ist, falls eine Person sich in Ausbildung befindet, und sonst gleich 0. Zu beachten ist, dass dies eine Zustandsvariable ist. Im Längsschnitt wird also nicht zwischen dem Wechsel von einer Ausbildung in die reguläre Beschäftigung und dem umgekehrten Übergang unterschieden. Um dennoch das Lohnwachstum während der Ausbildung sowie höhere Löhne während einer Zusatzausbildung zu berücksichtigen, wird ein Interaktionsterm mit dem Alter gebildet.

6.4 Das Lohnprofil – Deskriptiver Zusammenhang

Abbildung 3 veranschaulicht den zentralen Zusammenhang der empirischen Analyse für Männer und Frauen der Jahrgänge 1958-66. Diese bilden den Schwerpunkt der Daten. Sie sind im Laufe der 80er Jahre in den Arbeitsmarkt eingetreten und können während der Phase der Familiengründung beobachtet werden. Die Aufteilung in Versuchs- und Kontrollgruppe erfolgt anhand des Ereignisses der Heirat: Personen, die heiraten, werden mit Personen verglichen, die ledig bleiben. Die Lohnentwicklung jeder Person wird über mehrere Lebensjahre hinweg beobachtet, und kann zu einem individuellen Lohnprofil geglättet werden. Nach dem gleichen Prinzip können diese in beiden Gruppen jeweils zu einem „mittleren“ Lohnprofil zusammengefasst und verglichen werden.

Mit 22 Jahren haben erst 5% der Männer in der Versuchsgruppe geheiratet. Obwohl sie größtenteils noch ledig sind, liegt ihr Lohn aber schon um 6% über dem Lohn der Kontrollgruppe. Im Alter von 28 Jahren hat die Hälfte der Männer geheiratet und das Lohndifferential beträgt 8,5%. Schließlich haben mit 37 Jahren fast alle (95%) geheiratet. Dann verdienen sie 10% mehr in der Stunde. Für die Frauen ergibt sich ein anderes Bild. Mit 22 Jahren besteht kein Lohnunterschied zwischen beiden Gruppen. Es scheint aber, als ob der Lohn in der Versuchsgruppe schneller wächst: wenn die Hälfte der Frauen geheiratet hat, liegt ihr Lohn um 10% über dem Lohn der durchgängig ledigen Frauen. Allerdings wird aus diesem Lohnvorteil später ein Nachteil. Wenn mit 36 Jahren fast alle Frauen geheiratet haben, verdienen sie 3% weniger als die ledigen Frauen.

Abbildung 3: Lohnprofile mit und ohne Heirat, Kohorten 1958-66



Quelle: SOEP 1984-2003; eigene Berechnungen, Stichprobe II.

Anmerkungen: lokal gewichtete nicht-parametrische Schätzung (*Locally weighted Scatterplot Smoother*);

N=696 (Männer) bzw. N=438 (Frauen).

Durchgezogene Linie: Keine Heirat (Kontrollgruppe);

Unterbrochene Linie: Heirat im Beobachtungszeitraum (Versuchsgruppe);

Vertikale Linien: 5%, 50%, 95%-Quantile des Heiratsalters.

7 Statistische Modelle

Bei der Umsetzung der theoretischen Überlegungen in statistische Modelle begegnen wir den typischen Endogenitätsproblemen der Regressionsanalyse. Das Hauptproblem besteht in einer adäquaten Berücksichtigung unbeobachteter Eigenschaften, die die Produktivität am Arbeitsplatz und die Heiratsentscheidung bestimmen. Ein Maß des Lohnpotentials ist jedoch in Umfragedaten nie vorhanden. Und selbst bei Kontrolle einer Vielzahl möglicher Einflussfaktoren (Sozialisation, kulturelle Prägung, Intelligenz, physische Attraktivität, usw.)

kann man nie sicher sein, dass dies auch tatsächlich die *wahren und einzigen* Ursachen individueller Heterogenität sind. Die Schätzung des kausalen Heiratseffekts setzt deshalb eine statistische Modellierung voraus, die mit adäquaten Annahmen den verzerrenden Einfluss unbeobachtbarer Eigenschaften minimiert. Dazu sind Regressionsmodelle auf der Basis von Paneldaten bestens geeignet.

Endogenitätsprobleme können zweitens dadurch entstehen, dass eine (oder mehrere) unabhängige Variable fehlerhaft gemessen wurde. Tendentiell werden zufällige Messfehler zu einer Unterschätzung von Effekten führen, und (zumindest in einer bivariaten Regression) zu eher konservativen Schätzungen. Im allgemeinen verschärfen sich die Probleme in Panelschätzungen, da die Veränderung fehlerhafter Messwerte noch unpräziser ist als die Ausgangswerte. Bereits bei der Stichprobenziehung wurde jedoch versucht, diesem Problem zu begegnen, indem nur Personen ausgewählt wurden, die in mindestens drei Jahren beobachtet werden. Der Einfluss einzelner „Ausreißer“ wird durch die Beschränkung auf längere Zeitreihen abgemildert. Das dritte Problem ergibt sich, wenn die Richtung des kausalen Zusammenhangs fehlspezifiziert ist (Simultaneität).

Im folgenden wird der zentrale Vorteil der *Fixed Effects*-Panelregression - der adäquate Umgang mit der individuellen Heterogenität - im Vergleich mit der *Pooled Ordinary Least Squares*-Regression herausgearbeitet. Es werden Modellannahmen formuliert, die eine konsistente und erwartungstreue Punktschätzung des kausalen Heiratseffektes ermöglichen.⁵¹ Die Darstellung folgt weitgehend der Argumentation und Notation in Wooldridge (2002). Allerdings wird auf den Personenindex i durchgängig verzichtet, wenn das Modell der Grundgesamtheit behandelt wird. (Obwohl eine Zufallsstichprobe mit unendlichem Umfang angenommen wird, gilt das Modell für jedes Individuum.) Sofern nicht anders angegeben, beziehen sich die Erläuterungen des POLS-Modells auf die Seiten 169-78, die des FE-Modells auf die S. 265-76. Im Anhang wird auf die Präzision der Schätzung eingegangen (vgl. Statistischer Anhang). Um Probleme, die sich durch Autokorrelation für die Validität der Signifikanztests ergeben, lösen zu können, werden später robuste Standardfehler verwendet.

⁵¹ Als erwartungstreu oder unverzerrt werden Statistiken bezeichnet, die unabhängig von der Stichprobengröße den „wahren“ Parameter der Grundgesamtheit wiedergeben, d.h. $E(\hat{\theta}) = \theta$ und $\text{Bias}(\hat{\theta}) = E(\hat{\theta}) - \theta = 0$. Eine Statistik gilt als konsistent, wenn ihre mittlere quadratische Abweichung (MSE) für unendlich große Stichproben gegen Null geht, wobei $\text{MSE} = \text{Var}(\hat{\theta}) + \text{Bias}(\hat{\theta})^2$ (Fahrmeir et al. 1999: 362-7). Die Beurteilung eines Schätzers durch das Kriterium der Konsistenz berücksichtigt also zusätzlich zu dem Ausmaß seiner Verzerrung auch seine Stichprobenvarianz. Da die FE-Schätzer unter ihren Konsistenzbedingungen auch erwartungstreu sind, werden nur diese im folgenden näher erläutert. Die Konsistenzbedingungen der POLS-Schätzer gewährleisten nicht gleichzeitig auch ihre Unverzerrtheit. Die Annahmen beziehen sich immer auf das asymptotische Verhalten für konstantes T und $N \rightarrow \infty$.

7.1 Pooled Ordinary Least Squares (POLS)

Angenommen der Erwartungswert des logarithmierten Reallohnes lässt sich in der Grundgesamtheit im Zeitraum der $T=20$ Jahre durch die lineare Funktion

$$E(\ln W_t | V_t, c) = \alpha + \beta V_t + \gamma c, \quad t = 1, \dots, T$$

beschreiben. In dieser Gleichung wird ein Lohnunterschied zwischen verheirateten und ledigen Personen von β (bzw. $(e^\beta - 1) \cdot 100$ Prozent) unterstellt, wenn das zeitkonstante Lohnpotential c kontrolliert wird. Die Bedingungen für die konsistente Schätzung der Parameter α, β, γ können abgeleitet werden, wenn ein Vorhersagefehler u modelliert wird. Das Modell lässt sich dann schreiben als

$$\ln W_t = \alpha + \beta V_t + \gamma c + u_t, \quad t = 1, \dots, T.$$

In Vektorschreibweise entspricht das Modell daher der allgemeinen Form

$$y_t = \mathbf{x}_t \boldsymbol{\beta} + u_t, \quad t = 1, \dots, T,$$

wobei die abhängige Variable durch den Skalar y_t notiert ist, und die erklärenden Größen des Modells in dem $1 \times K$ -Vektor \mathbf{x}_t und deren Parameter in dem $K \times 1$ -Vektor $\boldsymbol{\beta}$ zusammengefasst sind. Die konsistente Schätzung des Vektors $\boldsymbol{\beta}$ erfordert zwei Annahmen:

$$\text{POL S1: } E(\mathbf{x}'_t u_t) = 0, \quad t = 1, \dots, T;$$

$$\text{POL S2: } \text{rg} \sum E(\mathbf{x}'_t \mathbf{x}_t) = K, \quad t = 1, \dots, T.$$

Da \mathbf{x}_t die Konstante enthält, ist POLS1 äquivalent zu $E(u_t) = 0$ und $\text{Cov}(x_{ij}, u_t) = 0, j = 1, \dots, K; t = 1, \dots, T$. Dies bedeutet, dass jeder der j Bestimmungsgründe (hier zunächst nur die Heiratsdummy und das Lohnpotential) in einem bestimmten Jahr t mit dem Fehlerterm unkorreliert ist (Exogenität). Unter POLS2 sind die erklärenden Größen

nicht perfekt linear abhängig und der Vektor β ist identifiziert. Aus dem allgemeinen Modell ergibt sich (Vormultiplikation mit der Inversen und Bilden der Erwartungswerte):⁵²

$$\begin{aligned} \mathbf{x}'_t y_t &= \mathbf{x}'_t \beta + \mathbf{x}'_t u_t ; \\ E(\mathbf{x}'_t y_t) &= E(\mathbf{x}'_t \beta) + E(\mathbf{x}'_t u_t) = \beta E(\mathbf{x}'_t \mathbf{x}_t), \text{ da } E(\mathbf{x}'_t u_t) = 0 \text{ per Annahme;} \\ \beta &= E[(\mathbf{x}'_t \mathbf{x}_t)]^{-1} E(\mathbf{x}'_t y_t). \end{aligned}$$

Die Schätzung der Parameter anhand der Daten einer Zufallsstichprobe kann durch Anwendung des Analogprinzips erfolgen. Angenommen, es stehen Paneldaten für N Personen zur Verfügung, $\{(\mathbf{x}_{it}, y_{it}) : i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T\}$. Das Modell lautet dann für eine beliebige Person i der Stichprobe

$$y_{it} = \mathbf{x}_{it} \beta + u_{it}.$$

Da die Stichprobenmittelwerte konsistente Schätzer der Erwartungswerte in obiger Gleichung sind, können die Erwartungswerte durch ihre empirischen 1. Momente ersetzt werden. Damit ergeben sich die Schätzer der unbekannt Parameter als

$$\hat{\beta}_{\text{POLs}} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \mathbf{x}'_{it} \mathbf{x}_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \mathbf{x}'_{it} y_{it} \right).$$

Wie unschwer zu erkennen ist, führt die Schätzung nach dem Analogprinzip zum gleichen Ergebnis wie die Anwendung des Kriteriums der Kleinsten Quadrate. Allerdings ist ebenso leicht ersichtlich, dass die Schätzer inkonsistent und verzerrt sind, wenn kein Maß des Lohnpotentials vorliegt. Um dies zu zeigen, kann (ohne die Allgemeinheit der Aussage einzuschränken) vereinfachend angenommen werden, dass das unbeobachtete Lohnpotential in jeder Periode den gleichen Einfluss auf den Lohn hat, d.h. $\gamma = 1$. Das Modell der Panel-Stichprobe lautet dann

$$\ln W_{it} = \alpha + \beta V_{it} + c_i + u_{it}.$$

⁵² Das Vorgehen ist das gleiche wie bei der Schätzung in einer Periode (vgl. Wooldridge 2002: 51-4).

Alle unveränderlichen, individuellen Eigenschaften, von denen ein konstanter Einfluss auf den Lohn ausgeht, sind in c_i enthalten. Wird nun in Ermangelung eines Maßes für das Lohnpotential der Lohn auf die Heiratsdummy regressiert, ergibt sich stattdessen

$$\ln W_{it} = \alpha^* + \beta^* V_{it} + u_{it}^*,$$

wobei $u_{it}^* = c_i + u_{it}$. Wenn die unbeobachtete Lohnkomponente Einfluss auf die Heiratsentscheidung nimmt – wie in der Familienökonomik angenommen wird –, gilt $Cov(V_{it}, c_i) \neq 0$. Somit gilt auch $Cov(V_{it}, u_{it}^*) \neq 0$ und es folgt, dass POLS1 verletzt ist. Die zentrale Annahme für die Konsistenz des Schätzers ist also nicht erfüllt. Richtung und Ausmaß der Verzerrung sind durch den Zusammenhang zwischen c_i und V_{it} bestimmt. Wenn etwa $c_i = \delta_0 + \delta_1 V_{it} + v_{it}$ gilt, dann folgt selbst für unendlich große Stichproben ($N \rightarrow \infty$)

$$\text{plim } \hat{\beta}^* = \beta + \text{Bias} = \beta + \delta_1 = \beta + \frac{Cov(V_{it}, c_i)}{Var(V_{it})}.$$

Aus diesem Ausdruck ist zu erkennen, dass die These der Selektion am Heiratsmarkt eine Überschätzung des kausalen Heiratseffekts für Männer und eine Unterschätzung für Frauen erwarten lässt. Dieser Einwand wiegt umso schwerer, da durch die Konstruktion des Schätzers $Cov(V_{it}, \hat{u}_{it}) = 0$ gilt und eine Verletzung von POLS1 daher auch nicht festgestellt werden kann.

7.2 Fixed Effects Modell (FE)

Im Gegensatz zur POLS-Schätzung wird in einer FE-Regression der Informationsgehalt der Paneldaten voll genutzt. Die Konstruktion des FE-Schätzers berücksichtigt die längsschnittliche Struktur der Daten, indem für jede Person im Zeitverlauf Änderungen der abhängigen Variablen auf Änderungen ihrer individuellen Merkmale zurückgeführt werden. Dies entspricht der Idee eines Experiments mit Vorher-Nachher-Messung. Der „wahre“ Zusammenhang in der Grundgesamtheit sei:

$$E(\ln W_t | V_t, c_t) = \alpha + \beta V_t + \gamma c = \alpha + \beta V_t + c,$$

oder (mit Berücksichtigung eines Fehlerterms)

$$\ln W_t = \alpha + \beta V_t + c + u_t, \quad t = 1, \dots, T.$$

Das Modell in allgemeiner Form berücksichtigt nun explizit den unbeobachteten Effekt:

$$y_t = \mathbf{x}_t \boldsymbol{\beta} + c + u_t, \quad t = 1, \dots, T.$$

Die Konsistenzbedingungen der FE-Schätzer lauten

$$\text{FE1: } E(u_t | \mathbf{x}, c) = 0, \quad t = 1, \dots, T;$$

$$\text{FE2: } rg \sum_{t=1}^T E(\ddot{\mathbf{x}}_t' \ddot{\mathbf{x}}_t) = K.$$

Annahme FE1 wird als Bedingung der strikten Exogenität bezeichnet. Unter Kontrolle des unbeobachteten Effekts c und der Regressoren \mathbf{x}_t , hat \mathbf{x}_s keinen Einfluss auf y_t , für alle $s \neq t$. Die Annahme beinhaltet auch, dass nun $\gamma = 1$ gelten muss: zeitkonstante, unbeobachtete Eigenschaften, die das Lohnwachstum beeinflussen, würden den Heiratseffekt verzerren. Es kann gezeigt werden, dass der FE-Schätzer unter dieser Annahme mit einer POLS-Regression anhand einer transformierten Datenmatrix konsistent geschätzt wird.⁵³ Die Transformation des Modells der Stichprobe erfolgt in zwei Schritten. Zunächst wird für jede Person und für jede Variable des Modells der Mittelwert über alle Jahre gebildet. Dieser Wert wird dann in jeder Periode von den ursprünglichen Werten abgezogen. Damit ergibt sich das transformierte Modell als

$$y_{it} - \bar{y}_i = (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)' \boldsymbol{\beta} + c - c + u_{it} - \bar{u}_i = (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)' \boldsymbol{\beta} + u_{it} - \bar{u}_i,$$

oder

$$\ddot{y}_{it} = \ddot{\mathbf{x}}_{it}' \boldsymbol{\beta} + \ddot{u}_{it}, \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T.$$

⁵³ Anwendung des Gauß-Markov-Theorems zeigt, dass die FE-Schätzer auch erwartungstreu sind.

Da der unbeobachtete Effekt zeitkonstant ist, ist die Differenz zu seinem Mittelwert gleich Null und der Term fällt aus der Gleichung. Folglich muss für c auch keine weitere Annahme getroffen werden. Insbesondere wird die Konsistenz des FE-Schätzers durch einen beliebigen Zusammenhang zwischen c und \mathbf{x} nicht beeinträchtigt. Anders als in der POLS-Regression wird von dem unbeobachteten Effekt keine Verzerrung des Heiratseffektes mehr ausgehen! Die strikte Exogenitätsannahme FE1 gewährleistet nun, dass die Exogenitätsannahme POLS1 im transformierten Modell erfüllt ist.⁵⁴ Denn:

$$E(\ddot{\mathbf{x}}_{it}' \ddot{u}_{it}) = E[(\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)'(u_{it} - \bar{u}_i)] = \mathbf{0},$$

da per Annahme $Cov(u_{it}, \mathbf{x}_{is}) = 0$ für alle $s, t = 1, \dots, T$ gilt. Somit kann das Analogprinzip wie zuvor angewendet werden und die FE-Schätzer ergeben sich als

$$\hat{\beta}_{FE} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \ddot{\mathbf{x}}_{it}' \ddot{\mathbf{x}}_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \ddot{\mathbf{x}}_{it}' \ddot{y}_{it} \right).$$

Annahme FE2 ist dabei die Rangbedingung für die transformierten Daten. Sie besagt, dass alle Variablen (zumindest für einige Personen) über die Zeit variieren müssen (Durch die *Within*-Transformation werden ja alle zeitkonstanten Variablen eliminiert, z.B. die Kohortenzugehörigkeit.). Zugleich müssen die transformierten Variablen linear unabhängig sein. Die Schätzung der Koeffizienten zweier Regressoren, deren Änderung mit der (Prozess-) Zeit für alle Personen dieselbe ist, ist damit ausgeschlossen (z.B. Alter und Erhebungsjahr).

Um den kausalen Heiratseffekt zu schätzen, ist jetzt entscheidend, dass alle Personen der Stichprobe zunächst ledig sind, d.h. die zeitveränderliche Variable V_{it} muss für jedes Individuum bei Eintritt in das Panel gleich Null sein. Für die Personen, die in einem der folgenden Jahre heiraten, ist sie danach immer gleich Eins. Somit gibt $\hat{\beta}$ Auskunft über die Lohnänderung, die sich mit einer Heirat einstellt, und die vom individuellen Lohnpotential unabhängig ist.

⁵⁴ Die sprachliche Konvention, FE1 als „strikte“ Exogenität zu bezeichnen, sollte deshalb nicht zu der Interpretation führen, dass die Konsistenzbedingungen der FE-Schätzer stärker sind als die der POLS-Schätzer. „Strikt“ bezieht sich auf die Unabhängigkeit der Regressoren von den idiosynkratischen Fehlern *unter Kontrolle des unbeobachteten Effekts* in *allen* Perioden, während POLS1 Unabhängigkeit der Regressoren mit den idiosynkratischen Fehlern *und dem unbeobachteten Effekt* in jeder *einzelnen* Periode erfordert.

Mit der transformierten Datenmatrix wird die POLS-Regression

$$\ln \ddot{W}_{it} = \beta \ddot{V}_{it} + \ddot{u}_{it}, \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T,$$

geschätzt, wobei $\ln \ddot{W}_{it} = \ln W_{it} - \ln \bar{W}_i$, $\ddot{V}_{it} = V_{it} - \bar{V}_i$, $\ddot{u}_{it} = u_{it} - \bar{u}_i$.

Die Bedingung der strikten Exogenität FE1 kann v.a. aus vier Gründen nicht erfüllt sein. Erstens ist zu erwarten, dass der Einfluss der Familiengründung durch das Ereignis der Heirat nur unvollständig erfasst wird. FE1 ist insbesondere dann verletzt, wenn der Heiratseffekt mit der Ehedauer variiert; wenn die Scheidung einen Einfluss auf den Lohn hat; wenn ein eigenständiger Kohabitationseffekt existiert (weil Personen, die heiraten, (vor oder nach der Ehe) auch häufiger in einer NEL leben als Personen, die nicht heiraten); wenn ein Effekt der Elternschaft existiert (weil die meisten Kinder in einer Ehe geboren werden); schließlich wenn der Heiratseffekt auf die Befreiung von bzw. Belastung durch Familienarbeit in der Ehe zurückzuführen ist. Hierbei handelt es sich um Einflüsse beobachteter Variablen, die kontrolliert werden können.

Zweitens: Wenn zeitkonstante, unbeobachtete Eigenschaften das *Lohnwachstum* bestimmen, so dass $\gamma \neq 1$ gilt, und wenn diese Eigenschaften auch die Heiratswahrscheinlichkeit (die Heiratsneigung oder die Attraktivität als Ehepartner) beeinflussen, werden die FE-Schätzer der Heiratsdummy und der Ehedauer verzerrt sein, wie Krashinsky (2004) befürchtet.

Drittens: Wenn die Heirat nicht die Ursache, sondern die Folge einer Lohnänderung ist (Simultaneität), ist eine kausale Interpretation offensichtlich nicht zulässig. Da die Heirat nicht nur Freude bringt, sondern auch Geld kostet (Feierlichkeiten, Hochzeitsreise, etc.), könnte der Zeitpunkt so gewählt werden, dass er z.B. mit einer Beförderung zusammenfällt. Dies sollte sich in einem „Lohnsprung“ lediglich im ersten Ehejahr äußern. Von diesem Problem können auch weitere Variablen betroffen sein. So ließe sich für den Auszug aus dem Elternhaus argumentieren, dass junge Leute sich dann eine eigene Wohnung suchen, wenn sie einen Lohnanstieg verzeichnen. Dies dürfte häufig der Fall sein, wenn die Ausbildung beendet wird. Die Berücksichtigung von Ausbildungsphasen wird das Problem folglich abmildern. Insbesondere aber könnte die Zeitverwendung für Familienarbeit vom Lohn abhängen, weil die Möglichkeiten der Substitution durch Marktgüter mit dem Einkommen

steigen (Noonan 2001). In diesem Fall ist zu erwarten, dass der negative Effekt auf den Lohn überschätzt wird.

Viertens: Verzerrungen durch Messfehler sollten im Falle der Heirat kaum relevant sein. Schließlich ist nicht davon auszugehen, dass Befragte sich irren oder Informationen zurückhalten, wenn es um ein so bedeutendes (und meist wohl auch freudiges) Ereignis in ihrem Leben geht. Schon eher könnte die Schätzung des Kohabitationseffekts betroffen sein, da hier zwischenzeitliches Geschehen nicht berücksichtigt werden konnte. Am größten dürften die Probleme wiederum im Zusammenhang mit der Zeitverwendung für Hausarbeit und Kindererziehung sein. Zum einen ist von einer systematischen Überschätzung von Durchschnittsangaben und ihrer Änderung im Lebensverlauf auszugehen. Dies sollte zu einer eher konservativen Schätzung des Effekts auf den Lohn führen. Zum anderen variieren die Angaben vermutlich mit den Änderungen der Antwortvorgaben, d.h. mit der Prozesszeit. Wenn die Zeitverwendung abhängige Variable ist, wird dies durch Jahresindikatoren erfasst. Dies gilt nicht in der Analyse der Löhne. In beiden Fällen könnten sich Probleme v.a. dann ergeben, wenn der Einfluss des Erhebungsinstruments auch systematisch mit dem Familienkontext variiert – wenn z.B. Väter einen höheren Aufwand für Kinderbetreuung an Werktagen berichten, wenn nicht nach der Zeitverwendung an Wochenenden gefragt wird. Die Richtung möglicher Verzerrungen kann hier jedoch nicht ohne weiteres bestimmt werden.

Das Vorgehen in der Regressionsanalyse ist folgendes. Der Heiratseffekt wird für Männer und Frauen mittels POLS-Regression geschätzt (Abschnitt 8.1). Anschließend wird die Zeitverwendung für Familie und Beruf im Lebensverlauf analysiert (Abschnitt 8.2). Dabei wird wie für die Lohnfunktion eine semi-logarithmische Modellierung gewählt, um die (v.a. für Männer) Linksschiefe der Verteilung der Familienarbeitszeit zu reduzieren.⁵⁵

Die Analyse des kausalen Heiratseffekts erfolgt in Abschnitt 8.3. Der Heiratseffekt wird im Längsschnitt (in Stichprobe II) mit folgender FE-Regression geschätzt (Abschnitt 8.3.1):

$$\begin{aligned} \ln \ddot{W}_{it} = & \beta_1 \ddot{V}_{it} + \beta_2 \ddot{V}D_{it} + \beta_3 \ddot{G}_{it} + \beta_4 \ddot{W}_{it} + \beta_5 \ddot{G}\ddot{N}EL_{it} + \beta_6 \ddot{K}_{it} \\ & + \alpha_1 \ddot{E}rf_{it} + \alpha_2 \ddot{E}rf_{it}^2 + \alpha_3 \ddot{T}en_{it} + \alpha_4 \ddot{B}il_{it} + \alpha_5 \ddot{I}nA_{it} + \alpha_6 \ddot{I}nA \cdot \text{Alter}_{it} \\ & + \theta \ddot{F}a_{it} + \tau_2 \ddot{J}85_{it} + \dots + \tau_{20} \ddot{J}03_{it} + \ddot{u}_{it} . \end{aligned}$$

⁵⁵ Da der Logarithmus für den Wert 0 nicht definiert ist, wird zu diesem Zweck angenommen, dass alle Personen eine Minute pro Tag mehr in Hausarbeit bzw. Familienarbeit investieren, d.h. es wurde immer der Wert 0,0167 hinzu addiert.

Diese Spezifikation wird modifiziert, um den Heiratseffekt im Verlauf der ersten Ehe zu analysieren (Abschnitt 8.3.2); um den direkten Produktivitätseffekt der Familienarbeit zu untersuchen (8.3.3); um den Folgen der Heirat und Mutterschaft nachzugehen (Abschnitt 8.3.4); und um die Ereignisse des Auszugs und der ersten Partnerschaft zu berücksichtigen (Abschnitt 8.3.5).

8 Regressionsanalyse

8.1 Der Heiratseffekt im Querschnitt: Was gilt es zu erklären?

Eine herkömmliche Schätzung des Heiratseffekts mittels Kleinst-Quadrate-Regression wird keine Schlussfolgerungen über kausale Zusammenhänge zulassen, ist aber geeignet, um Lohndifferentiale in Abhängigkeit des Familienstands darzustellen. Im Mittelpunkt steht der Lohnunterschied zwischen ledigen Singles und verheirateten Personen. Da mit dem vorliegenden Datensatz Informationen verfügbar sind, die einen Zeitraum von 20 Jahren abdecken, kann auch der Frage nach der Entwicklung des Heiratseffekts nachgegangen werden.

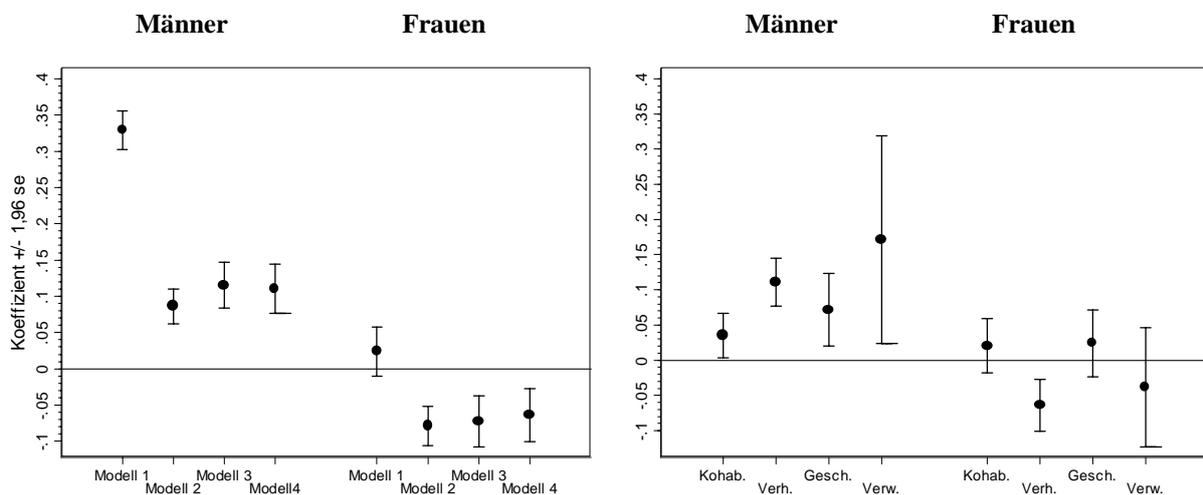
Abbildung 4 fasst die Ergebnisse der Analyse zusammen (Vollständige Regressionsergebnisse im Anhang, Tabelle A7). Der Lohn verheirateter Männer lag zwischen 1984 und 2003 trendbereinigt um $[(e^{0,329}-1) \cdot 100 =]$ 39% über dem Lohn unverheirateter Männer (vgl. Grafik links, Modell 1). Dieser (Brutto-) Heiratseffekt lässt sich größtenteils dadurch erklären, dass unverheiratete Männer im Schnitt wesentlich jünger sind und daher eine geringere Berufserfahrung und Betriebszugehörigkeit aufweisen als verheiratete Männer. Das Lohndifferential fällt entsprechend sehr viel geringer aus (9%), wenn die Ausstattung mit Humankapital berücksichtigt wird (Modell 2). Allerdings ist dieses Ergebnis noch wenig aussagekräftig, da die Vergleichsgruppe sowohl ledige, als auch geschiedene, getrennt lebende oder verwitwete Personen beinhaltet, die entweder Single sein können oder in einer nicht-ehelichen Partnerschaft leben. Wird die erweiterte Fassung des Familienstandes zugrunde gelegt (Modell 3), ergibt sich ein signifikanter Lohnunterschied von rund 12% zwischen verheirateten Männern und ledigen Singles.⁵⁶ Auch unter Kontrolle der Anzahl der

⁵⁶ Hier und im folgenden ist von einem signifikanten Effekt die Rede, wenn ein Koeffizient zum 5%-Signifikanzniveau verschieden von Null ist. Als „schwach signifikant“ gilt ein Koeffizient, der zum 10%-Niveau signifikant ist.

im Haushalt lebenden Kinder bleibt dieses Ergebnis nahezu unverändert bestehen (Modell 4). Ein Lohndifferential in dieser Größenordnung - vergleichbar etwa der Rendite einer Berufsausbildung - bedarf zweifellos einer genaueren Analyse. Der Zusammenhang zwischen Kinderzahl und Lohnniveau ist schwach (und insignifikant). Laut Modell ist zu erwarten, dass der Lohn eines Vaters mit einem, zwei bzw. drei Kindern den Lohn eines kinderlosen Mannes um 0,5%, 1%, bzw. 1,5% übersteigt.

Die Löhne verheirateter Frauen lagen trendbereinigt nur geringfügig über dem Lohn unverheirateter Frauen (Modell 1). Ein signifikant negativer Effekt ergibt sich aber, wenn berücksichtigt wird, dass verheiratete Frauen überwiegend zu einem späteren Zeitpunkt der Erwerbsbiografie beobachtet werden (Modell 2). Das Lohndifferential reduziert sich kaum, wenn die erweiterte Definition des Familienstands zugrunde gelegt wird (Modell 3), und wenn die Anzahl der Kinder kontrolliert wird (Modell 4). Es verbleibt ein Lohnunterschied von 6% zwischen verheirateten und ledigen, alleinstehenden Frauen. Der Effekt der Kinderzahl ist erwartungsgemäß negativ, mit 1,4% pro Kind allerdings nicht sehr groß. Das Lohndifferential zwischen verheirateten Frauen und ledigen Singles ist damit sogar größer als das Lohndifferential zwischen Müttern von vier Kindern und kinderlosen Frauen.

Abbildung 4: Schätzung des Heiratseffekts mit Pooled OLS



Quelle: SOEP 1984-2003, eigene Berechnungen; Stichprobe I.

Anmerkungen: Koeffizienten und 95%-Konfidenzintervalle (robuste Standardfehler), vgl. Tabelle A7.

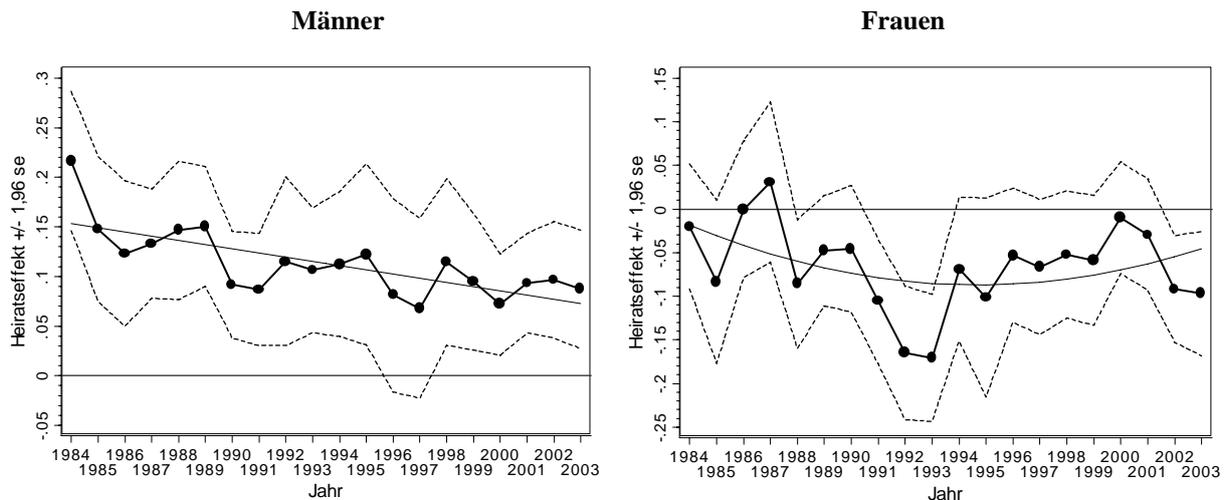
Die Differenzierung zwischen nicht-ehelichen Lebensformen erweist sich als sinnvoll. Die Vernachlässigung diesbezüglicher Heterogenität führt für Männer zu einer Unterschätzung des positiven Heiratseffekts. Nicht nur verheiratete Männer verdienen signifikant mehr als ledige Singles, sondern auch Männer in einer NEL (4%) sowie geschiedene (7%) und verwitwete Singles (19%) – Personen also, die aktuell oder zu einem früheren Zeitpunkt in einer Partnerschaft leb(t)en (Grafik rechts). Hingegen verzeichnen verheiratete Frauen von allen Frauen *ceteris paribus* die geringsten Löhne. Sie verdienen pro Stunde signifikant weniger als (ledige oder geschiedene) Singles und als Frauen in einer NEL.

Auch Schoeni (1995) berichtet Einkommensvorteile verheirateter Männer gegenüber ledigen Singles, die höher ausfallen als für Männer in einer nicht-ehelichen Partnerschaft. Allerdings sind die dort ermittelten Effekte (mit 28% bzw. 6%) vergleichsweise groß. Dies könnte u.a. darauf zurückzuführen sein, dass in der Schätzung anhand eines Querschnitts lediglich die interindividuelle Variation der Löhne berücksichtigt wird. In der hier vorliegenden Stichprobe besteht zusätzliche intraindividuelle Variation, weil der Lohn einer Person meist zu mehreren Zeitpunkten, d.h. häufig unter unterschiedlichen familiären Bedingungen, beobachtet wird. Unbeobachtete Eigenschaften werden auf diese Weise zumindest teilweise berücksichtigt.

Schoeni verwendet ferner als abhängige Variable den Monatsverdienst, nicht den Stundenlohn. Variation bezüglich der Arbeitszeit wird lediglich durch eine dichotome Variable (Voll-/Teilzeit) berücksichtigt. Theoretisch ist aber davon auszugehen, dass Vollzeit erwerbstätige, verheiratete Männer im Mittel länger arbeiten (mehr Überstunden leisten) als Vollzeit erwerbstätige Singles. Zudem könnten die Approximation der Berufserfahrung durch das Alter der Befragten und die Auslassung der Betriebszugehörigkeit Unterschiede der Erwerbsbiografien verheirateter und lediger Männern verdecken. Schließlich analysiert Schoeni ältere Daten (von 1981). Die Lohndifferentiale könnten sich aber seither verändert haben.

Dies trifft in der Tat zu, wie Abbildung 5 zeigt. Die getrennte Schätzung von Modell 4 für alle 20 verfügbaren Querschnitte ergibt, dass der Heiratseffekt der Männer seit 1984 relativ kontinuierlich von 25% auf 10% gesunken ist! Diese Entwicklung fand auch in Schweden statt, allerdings schon in den 70er Jahren (Richardson 2000). Für Frauen ist keine eindeutige Entwicklung festzustellen. Bis Anfang der 90er Jahre hat sich der Heiratseffekt tendentiell vergrößert, danach wieder verringert. Für 1994 ergibt sich ein Wert von -5,5%, der etwas größer ausfällt als in der Analyse von Harkness und Waldfogel (1999).

Abbildung 5: Die Entwicklung des Heiratseffekts in Westdeutschland



Quelle: SOEP 1984-2003, eigene Berechnungen; Stichprobe I.

Anmerkungen: Dargestellt sind Koeffizienten und 95%-Konfidenzintervalle aus querschnittsgewichteten OLS-Regressionen (Punktschätzer); getrennte Schätzung für 20 Querschnitte, robuste Standardfehler.

Unterbrochene Linie: Obere und untere Grenze des 95%-Konfidenzintervalls;

Durchgezogene Linie: Linearer (Frauen: kurvilinearere) Trend des Heiratseffekts.

Die Möglichkeiten der Querschnittsregression sind an dieser Stelle weitgehend ausgeschöpft. Zwar ist die Übereinstimmung der Ergebnisse mit den Aussagen der Familienökonomik verblüffend. So ist der Heiratseffekt erwartungsgemäß für Männer positiv und für Frauen negativ. Auch ist der Kohabitationseffekt für beide Geschlechter positiv, was mit der These von Größenvorteilen im Einklang steht. Der Lohn von Männern in einer nicht-ehelichen Partnerschaft liegt sowohl signifikant über dem Lohn lediger Singles, als auch signifikant unter dem Lohn verheirateter Männer! Dies entspricht der Erwartung, dass Männer in der Ehe überhaupt von „häuslichen Pflichten“ entbunden sind und ihre gesamte Energie auf die berufliche Karriere konzentrieren können. Die Löhne geschiedener Männer sind geringer als die Löhne verheirateter Männer, während für Frauen das umgekehrte gilt. Auch dieser Befund stimmt mit den Aussagen der Familienökonomik überein: Männer verlieren durch die Trennung die Unterstützung durch die Ehefrau und müssen sich eigenständig um ihren Haushalt kümmern; Frauen werden von einem Teil der Hausarbeit befreit.

Eine solche kausale Interpretation der Koeffizienten ist jedoch statistisch nicht gesichert. Wenn verheiratete Männer sich hinsichtlich unbeobachteter Eigenschaften, die positiv mit dem Lohn korrelieren, systematisch von ledigen Singles unterscheiden, könnte der kausale Effekt der Heirat tatsächlich gleich Null sein. Ebenso könnte der Heiratseffekt der Frauen darauf zurückzuführen sein, dass verheiratete Frauen weniger karriereorientiert sind und daher

bereits *vor* der Heirat weniger verdienen als vergleichbare Singles. Die Selektionshypothese ist ebenso plausibel wie die These eines (direkten oder indirekten?) Produktivitätseffekts.

8.2 Die Zeitallokation im Familienzyklus: Erwerbs- und Familienarbeit

Ein erster Schritt zu einem besseren Verständnis der Mechanismen, die zu den beobachteten Lohndifferentialen führen, besteht in der Analyse der Zeitverwendung von Männern und Frauen. Die Frage ist, inwiefern sich die Aufteilung der individuell verfügbaren Zeit auf Familie und Beruf im Verlauf der Familiengründung ändert. In diesem Abschnitt wird der Einfluss der Heirat auf die individuelle Zeitverwendung für Erwerbsarbeit, für klassische Hausarbeit und für Familienarbeit im Lebensverlauf geschätzt.

Wenn von der Heirat ein kausaler Effekt auf den Lohn ausgeht, der direkt oder indirekt auf geschlechtsspezifische Arbeitsteilung zurückzuführen ist, dann sollte zu beobachten sein, dass verheiratete Männer mehr Zeit für ihre Karriere und weniger Zeit für Familienarbeit aufwenden als ledige Männer. Für Frauen müsste das Gegenteil gelten. Diese These wird hier überprüft. Dabei werden auch Anpassungen der Zeitverwendung mit dem Auszug aus dem Elternhaus und in einer NEL vor der Ehe berücksichtigt. Die Gründung eines eigenen Haushalts sollte für junge Erwachsene (unabhängig vom Geschlecht) mit zusätzlicher Hausarbeit verbunden sein. Ledige, alleinstehende Männer sollten deshalb (ebenso wie geschiedene Männer) mehr Zeit mit Waschen, Kochen und Putzen verbringen als verheiratete Männer und als Ledige, die noch bei den Eltern leben. Personen, die (zeitgleich mit dem Auszug aus dem Elternhaus oder später) eine NEL eingehen, können im Gegensatz zu Singles durch gemeinsame Erledigung der Hausarbeit Zeit einsparen. Dieser Größenvorteil besteht prinzipiell für Männer und Frauen gleichermaßen. *A priori* ist allerdings nicht zu entscheiden, ob eine geschlechtsspezifische Form der Arbeitsteilung nicht auch in nicht-ehelichen Partnerschaften besteht. Für Männer ist daher eine Verringerung des Aufwands für Hausarbeit in einer NEL zu erwarten, während für Frauen keine eindeutige Vorhersage möglich ist.

Die Schätzungen für Männer bestätigen diese Hypothesen teilweise. Mit dem Auszug aus dem Elternhaus erfolgt *ceteris paribus* mindestens eine Verdoppelung des Zeitaufwands für Hausarbeit (Tabelle 2, Spalte 2). Der Anstieg des gesamten Aufwands für Familienarbeit fällt etwas geringer aus (Spalte 3). Dies könnte u.a. darauf zurückzuführen sein, dass Männer, die bei ihren Eltern leben, Reparaturen, Gartenarbeit, o. ä. übernehmen. Erwartungsgemäß ergibt

sich unter Kontrolle des Auszugs mit der Gründung der ersten NEL eine Verringerung der Hausarbeit (um ein Drittel). Somit leisten ledige Männer, die zum ersten Mal mit einer Partnerin zusammen leben, mehr Hausarbeit als ledige Singles, die bei den Eltern wohnen, aber weniger als ledige Singles, die alleine leben.

Verglichen mit Männern, die alleine oder in einer NEL leben, sinkt der Aufwand für Hausarbeit mit Beginn einer Ehe. Der geringeren Hausarbeitszeit in der Ehe entspricht erwartungsgemäß ein höherer Zeitaufwand geschiedener Männer. Der Effekt fällt zwar weniger stark aus, wenn die Zeit für Kinderbetreuung und für Reparaturen und Gartenarbeit hinzu addiert werden, ist aber dennoch negativ. Der unterschiedliche Einfluss der Heirat auf die Zeitverwendung für Hausarbeit und Familienarbeit ist auch auf die Beteiligung verheirateter Väter an der Kinderbetreuung zurückzuführen. Dies ist nicht weiter erstaunlich, weil die Messung der Familienarbeit auf der einfachen Addition des Zeitaufwands für Hausarbeit und Kinderbetreuung beruht.⁵⁷ Wenn (verheiratete) "Familienväter" sich zumindest mehr als rein "biologische" (ledige) Väter an der Erziehung beteiligen, erfasst der Koeffizient der Heiratsdummy diesen Unterschied. Auf diese Interpretation deutet auch der negative (wenngleich insignifikante) Effekt einer Scheidung hin. Auch bei gemeinsamem Sorgerecht werden die Kinder den Großteil der Zeit unter der Woche i.d.R. bei der Mutter verbringen. Obwohl geschiedene Männer also mehr Zeit in Hausarbeit investieren als verheiratete Männer, beteiligen sie sich kaum noch an der Kinderbetreuung und dies äußert sich in einem insgesamt geringeren Zeitaufwand für Familienarbeit. Am deutlichsten kommt der Unterschied durch den Effekt der Kinderzahl zum Vorschein: Väter leisten signifikant weniger Hausarbeit, aber signifikant mehr Familienarbeit als Männer ohne Kinder.

Bemerkenswert ist, dass junge Männer, die nicht mehr bei den Eltern leben, auch mehr Zeit in Erwerbstätigkeit investieren als "Nesthocker" (Spalte 1). Der Anstieg der Arbeitszeit mit dem Auszug ist dennoch gering (2,8%). Bei einer täglichen Arbeitszeit von 8 Stunden, handelt es sich um eine Viertelstunde. Dies könnte auf eine Reduktion der Freizeit verweisen. Die geringere Arbeitszeit während der Berufsausbildung scheint jedenfalls nicht der Grund zu sein. Die These, dass Männer in der Ehe länger arbeiten (Becker 1973, 1981, 1985; Mincer und Polachek 1974; Kenny 1983; Ahituv und Lerman 2005), bestätigt sich hier nicht.

⁵⁷ Beispielsweise könnten Männer, die zuvor eine Stunde für Hausarbeit verwendet haben, nun zusätzlich eine Stunde für die Kinderbetreuung angeben.

Tabelle 2: Die Zeitverwendung von Männern und Frauen für Erwerbsarbeit, Hausarbeit und Familienarbeit

	Männer			Frauen		
	Erwerbsarbeit (1)	Hausarbeit I (2)	Familienarbeit (3)	Erwerbsarbeit (4)	Hausarbeit I (5)	Familienarbeit (6)
Auszug (A)	0,028** (0,012)	1,205*** (0,133)	1,007*** (0,110)	0,030 (0,020)	0,874*** (0,107)	0,813*** (0,106)
NEL1	0,005 (0,014)	-0,383*** (0,142)	-0,381*** (0,116)	-0,066*** (0,023)	0,206* (0,111)	0,282*** (0,109)
Trennung (T1)	0,028 (0,026)	0,101 (0,190)	0,006 (0,167)	0,058 (0,042)	-0,281 (0,173)	-0,267 (0,186)
NEL2	-0,070*** (0,025)	-0,043 (0,282)	0,005 (0,240)	-0,120*** (0,044)	0,203 (0,210)	0,278 (0,222)
Verheiratet (V)	0,014 (0,014)	-0,367*** (0,131)	-0,115 (0,114)	-0,019 (0,025)	0,052 (0,083)	0,126 (0,085)
Ehedauer (VD)	-0,004 (0,002)	-0,058** (0,024)	-0,043*** (0,018)	-0,020*** (0,007)	-0,007 (0,019)	-0,023 (0,020)
Geschieden (G)	-0,043* (0,025)	0,575*** (0,212)	-0,180 (0,171)	0,113** (0,057)	-0,434*** (0,163)	-0,388** (0,163)
1 Kind	0,017 (0,013)	-0,245* (0,128)	0,814*** (0,109)	-0,459*** (0,045)	0,337*** (0,110)	1,273*** (0,113)
2 Kinder	0,006 (0,018)	-0,337* (0,200)	0,876*** (0,152)	-0,640*** (0,066)	0,423*** (0,154)	1,418*** (0,162)
3 oder mehr Kinder	0,010 (0,031)	-0,316 (0,374)	0,760*** (0,285)	-0,584*** (0,124)	0,879* (0,451)	1,806*** (0,411)
In Ausbildung	-0,015 (0,010)	-0,322*** (0,084)	-0,255*** (0,081)	0,011 (0,015)	-0,199** (0,085)	-0,252*** (0,086)
Wohnungsgröße (in 100 qm)		-0,409** (0,160)	-0,052 (0,123)		0,030 (0,098)	0,052 (0,094)
Wohneigentum		0,117 (0,108)	0,204** (0,089)		0,135 (0,088)	0,180** (0,090)
Konstante	2,075*** (0,009)	-1,104*** (0,181)	-0,671*** (0,151)	2,058*** (0,016)	-0,246* (0,140)	-0,193 (0,139)
N		1.138			748	
N · T		9.482			5.479	
R ²	0,024	0,120	0,106	0,335	0,181	0,217

Quelle: SOEP 1985-2003; eigene Berechnungen, Stichprobe III.

Anmerkungen: FE-Schätzung; Koeffizienten der 18 Jahresindikatoren nicht berichtet (Ref.: 1993); robuste Standardfehler in Klammern; *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1.

Erwerbsarbeit = log. tatsächliche Wochenarbeitszeit (inkl. Überstunden) / 5;

Hausarbeit I = log. durchschnittl. Stunden pro Tag für klassische Hausarbeit (Waschen, Kochen, Putzen, Besorgungen) (werktags);

Familienarbeit = log. durchschnittl. Stunden pro Tag für Hausarbeit (inkl. Reparaturen, Gartenarbeit) + Kindererziehung (werktags).

Auch für Frauen zeichnet sich ein deutliches Bild der Zeitallokation im Verlauf der Familiengründung ab. Erwartungsgemäß ist der Effekt des Auszugs auf die Zeitverwendung für Hausarbeit positiv (Spalte 5). Mit dem Auszug aus dem Elternhaus investieren also Männer und Frauen mehr Zeit in bezahlte und unbezahlte Arbeit. Dies impliziert einen insgesamt höheren Arbeitsaufwand, der sich vermutlich noch durch weniger Freizeit kompensieren lässt. Anders als Männer leisten Frauen in der ersten NEL aber mehr Hausarbeit als ledige Singles und ebenso insgesamt mehr unbezahlte Arbeit. Der Aufwand reduziert sich mit einer Trennung vom ersten Partner und steigt mit der Gründung einer zweiten NEL erneut an. Von der Heirat geht dann aber lediglich ein geringfügiger Einfluss aus. Die Koeffizienten der Heiratsdummy und der Ehedauer sind zwar positiv, aber insignifikant - auch gemeinsam haben sie keinen nachweisbaren Einfluss ($p < 0,01$). Dies ergibt sich wohlgerne unter Kontrolle des dominanten Effekts der Elternschaft. Demnach finden die wesentlichen Anpassungen im frühen Lebensverlauf von Frauen mit dem Auszug aus dem Elternhaus, mit der Gründung der ersten Partnerschaft und mit der Geburt von Kindern statt, sind aber weitgehend unabhängig von der Heirat!

Bemerkenswert ist, dass die höhere Hausarbeitszeit von Frauen in der ersten NEL bereits mit einer Verringerung des Arbeitsangebots einher geht (um 7%, oder: bei einer Arbeitszeit von 8 Stunden um eine halbe Stunde) (Spalte 4). Auch die Anpassungen mit einer Trennung und mit der Gründung einer zweiten NEL verweisen auf die Simultaneität der Entscheidung über die Zeitverwendung für Karriere und Familie. Obwohl verheiratete Frauen *ceteris paribus* nicht mehr Familienarbeit leisten als ledige Frauen, reduzieren sie ihre Erwerbsarbeitszeit im Verlauf der Ehe deutlich: zunächst um 2% und mit jedem Ehejahr um weitere 2%. Entsprechend wird für geschiedene Frauen auch eine (um 12%) höhere Arbeitszeit vorausgesagt.

Diese Effekte bestehen wiederum unter Kontrolle des Einflusses der Elternschaft. Laut Modell investieren Mütter mit einem Kind etwa ein Drittel weniger Zeit in die Berufstätigkeit als kinderlose Frauen. Mütter mit zwei Kindern reduzieren ihre Arbeitszeit sogar fast um die Hälfte. Der Wechsel von Voll- in Teilzeitpositionen oder in „geringfügige“ Beschäftigungsverhältnisse wird hier deutlich. Verheiratete Frauen sind davon besonders betroffen. Weitere Analysen wären nötig, um zu bestimmen, ob es sich hierbei um einen Interaktionseffekt mit der Mutterschaft handelt, oder ob auch verheiratete Frauen ohne Kinder ihre Arbeitszeit im Verlauf der Ehe verringern. Jedenfalls scheint es sich nicht um einen

Alterseffekt zu handeln. (Ein solcher müsste auch für Männer zu beobachten sein!). Zudem wird der negative Einfluss der Ehedauer in diesem Modell eher unterschätzt, weil nicht berücksichtigt wurde, dass die Arbeitszeit mit dem Alter der Kinder wieder ansteigt. Die Heirat selbst dürfte für Frauen kaum noch ein Anlass für Erwerbsunterbrechungen sein. Diese Aussage bezieht sich jedoch auf die Erwerbsbeteiligung. Hier wurde gezeigt, dass die Arbeitszeit sehr wohl vom Familienstand abhängt. Dies könnte nicht zuletzt durch negative Arbeitsanreize des Steuersystems bedingt sein.

Geschlechtsspezifische Arbeitsteilung in der Ehe äußert sich demzufolge v.a. in einer Reduktion der Erwerbsarbeit von Frauen und in einer Verringerung der Hausarbeit von Männern. Die Ergebnisse sprechen aber nicht dafür, dass verheiratete Männer mehr Zeit in den Beruf investieren (länger arbeiten, mehr Überstunden leisten), weil sie verheiratet sind. Wenn überhaupt steigern sie ihre Arbeitszeit (mit der Heirat oder schon vorher), weil sie einen eigenen Haushalt gründen. Ebenso lässt sich nicht nachweisen, dass verheiratete Frauen mehr Zeit mit Familienarbeit verbringen, weil sie verheiratet sind – eher schon, weil sie (mit dem Auszug aus dem Elternhaus) einen eigenen Haushalt führen (was nicht für alle ledigen Frauen zutrifft) und v.a., weil sie in einer NEL nicht von Größenvorteilen der Haushaltsproduktion profitieren, sondern (schon in der Probezeit) den Großteil der Hausarbeit übernehmen.

Um dies zu überprüfen wurden die Modelle dieses Abschnitts ohne Berücksichtigung des Auszugs und der NEL erneut geschätzt (vgl. Anhang, Tabelle A8). Der Vergleich macht zwei Punkte deutlich. Erstens: Da der Auszug aus dem Elternhaus eine Voraussetzung für die Gründung einer eigenen Familie *und* mit einem Mehraufwand im Haushalt verbunden ist, wird der “wahre” Spezialisierungseffekt der Heirat durch den Vergleich mit *allen* Ledigen für Männer unterschätzt und für Frauen überschätzt. Die geschlechtsspezifische Aufteilung der Hausarbeit in einer NEL vor der Ehe hebt die Unterschätzung für Männer teilweise auf (Der Koeffizient der Heiratsdummy wird insgesamt positiv.). Hingegen wird die Überschätzung für Frauen dadurch noch größer (Der Koeffizient der Heiratsdummy wird insgesamt signifikant positiv.). Zweitens: Der Effekt der Heirat auf die Arbeitszeit von Männern wird überschätzt, wenn der Auszugseffekt nicht kontrolliert wird (Der Koeffizient der Heiratsdummy wird signifikant positiv.). Die Ergebnisse stimmen dann in allen wesentlichen Punkten mit der US-Studie von Ahituv und Lerman (2005) überein, die allerdings jährliche Arbeitsstunden als

abhängige Variable verwenden und somit Arbeitszeit und Kontinuität der Beschäftigung in einer Größe zusammenfassen. Auch dort zeigt sich in einer FE-Schätzung für junge Männer ein (vorübergehend) positiver Effekt der Heirat, ein negativer Effekt der Scheidung, sowie kein Effekt der Elternschaft. Für Frauen ergibt sich hier bezüglich der Arbeitszeit keine Änderung, da der positive Auszugseffekt und der negative Kohabitationseffekt sich neutralisieren.⁵⁸

Die Ergebnisse zeigen, dass die erste NEL in Westdeutschland überwiegend eine Lebensform ist, in der Arbeitsteilung zwischen den Geschlechtern praktiziert wird.⁵⁹ Frauen tragen auch hier die Hauptlast der Hausarbeit. Gleichzeitig reduzieren sie ihre Arbeitszeit – allerdings in einem Umfang, von dem nicht unbedingt nachteilige Konsequenzen für die Karriere zu erwarten sind. Für den Fall, dass die Partnerschaft sich nicht bewährt, können diese frühen Anpassungen leicht wieder korrigiert werden. Dies ist konsistent mit einem Suchprozess, der dazu dient, Unsicherheit bezüglich des Verhaltens eines potentiellen Ehemannes und Vaters zu reduzieren. Erweist sich die Partnerschaft als stabil, kann geheiratet werden. Zu diesem Zeitpunkt besteht – zumindest in Partnerschaften mit Probeehe - bereits ein gewisses Maß an geschlechtsspezifischer Arbeitsteilung. Folglich wäre ein späterer Rollentausch zur Realisierung des gemeinsamen Kinderwunsches irrational (vgl. auch Gershuny 2003). Stattdessen verfestigen sich dann die zuvor erprobten Verhaltensmuster.

Insgesamt ist die Zeitverwendung von Frauen erwartungsgemäß sehr stark durch den Haushaltskontext bestimmt. Rund ein Drittel der Variation der Erwerbsarbeitszeit (Within- $R^2=0,335$) im frühen Lebensverlauf und ein Fünftel der Variation der Zeit für Familienarbeit ($R^2=0,217$) können durch die Partnerbiografie und die Fertilität erklärt werden. Die Zeitverwendung junger Männer – v.a. für den Beruf - ist dagegen weniger durch diese

⁵⁸ Natürlich hängt das Ausmaß der Verzerrungen jeweils vom Stichprobenanteil lediger, bei den Eltern lebender, Personen ab und ist daher in Stichprobe III besonders groß. Weil es sich aber um eine Teilstichprobe von Stichprobe II handelt, und dort immerhin etwa die Hälfte der Beobachtungen ausmacht, ist die Verzerrung keineswegs zu vernachlässigen (Tabelle A8).

⁵⁹ Dies könnte nicht zuletzt Teil einer Erklärung dafür sein, warum sich in vielen Querschnittsstudien kein stabiler Unterschied der Arbeitsteilung zwischen Kohabitation und Ehe feststellen ließ (Künzler 1999; Künzler und Walter 2001). Wird aus der Grundgesamtheit aller Paare zu einem bestimmten Zeitpunkt eine repräsentative Stichprobe gezogen, werden unter den kohabitierenden Männern und Frauen einerseits Personen sein, die sich aktuell in einer Probeehe befinden und später heiraten. Andererseits werden Paare enthalten sein, für die die Kohabitation eine echte Alternative zur Ehe darstellt, und für die familiäre Arbeitsteilung weniger attraktiv sein dürfte. Ausschlaggebend für den Vergleich mit verheirateten Paaren ist dann der relative Anteil von "Probeehen" und "Alternativen" in der Gesellschaft. Zu bedenken ist aber, dass hier nur erwerbstätige Frauen untersucht werden.

Faktoren bestimmt ($R^2=0,024$; $0,106$). Dies wird auch in Abbildung A9 im Anhang deutlich. Dort wurde die Zeitallokation anhand der Schätzergebnisse dieses Abschnitts für unterschiedliche Lebensverlaufstypen simuliert. Es ist zu erkennen, dass die Erwerbsarbeitszeit von Männern in Abhängigkeit ihrer Familiensituation maximal um eine halbe Stunde um die 8-Stunden-Norm schwankt. Auch die Zeitverwendung für Familienarbeit variiert zwischen Männern weitaus weniger stark als zwischen Frauen.

8.3 Analyse des kausalen Heiratseffekts

8.3.1 Lohnprofile von Männern und Frauen unter dem Einfluss der Ehe

In diesem Abschnitt wird die erste Schätzung eines kausalen Heiratseffekts für Westdeutschland präsentiert. Der zeitkonstante Einfluss unbeobachteter Produktivitätsmerkmale wird die Ergebnisse hier nicht mehr beeinträchtigen. Die sparsamste Spezifikation enthält neben der Heiratsdummy lediglich Jahresindikatoren (vgl. Tabelle 3, Modell 1). Bereits dieses einfache Modell lässt jedoch darauf schließen, dass das Lohndifferential zwischen verheirateten und unverheirateten Männern nur in geringem Umfang aus einer Produktivitätssteigerung resultiert. Die Schätzung ergibt einen Wert von knapp 5%. Der Unterschied zu dem mit POLS ermittelten Heiratseffekt ist erheblich. Dies belegt, dass – entgegen der Auffassung, die etwa Bauer (2001) vertritt – viele Probleme, die mit Querschnittsmethoden nur unter restriktiven Annahmen gelöst werden, sich mit geringem Analyseaufwand beseitigen lassen, wenn die Panelstruktur der Daten genutzt wird.⁶⁰

Wenn der Erwerbsverlauf verheirateter Männer weniger Unterbrechungen oder Teilzeitbeschäftigung aufweist, wenn verheiratete Männer länger im gleichen Betrieb beschäftigt sind, oder wenn sie häufiger eine Zusatzausbildung absolvieren, könnte dies den Heiratseffekt erklären. Der nächste Schritt besteht deshalb in der Berücksichtigung der Bildungs- und Erwerbsbiografie (Modell 2). Bei Kontrolle dieser Faktoren sinkt der Heiratseffekt von 4,7% auf 4%. Messbare Unterschiede der Bildungskarrieren und Erwerbsverläufe erklären gemeinsam somit lediglich ein Achtel des Effekts.

⁶⁰ Ausgehend von einer geeigneten Stichprobe reicht es (vorläufig) aus, den Familienstand durch wenige Variablen (hier zunächst eine!) zu erfassen. Die Schätzung von Panel-Modellen ist mit moderner Software ohnehin unproblematisch. Wenn sich die Altersstruktur der Stichprobe zwischen ledigen und verheirateten Männern nicht wesentlich unterscheidet und im Beobachtungszeitraum nicht dramatisch ändert, werden die Jahresindikatoren sowohl Periodeneffekte, als auch Lebenszykluseffekte erfassen.

Tabelle 3: Erklärungsbeitrag der Familienökonomik

Männer						
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6
Verheiratet (V)	0,047*** (0,017)	0,040*** (0,012)	0,043*** (0,012)	0,037*** (0,012)	0,041*** (0,012)	0,042*** (0,012)
Ehedauer (VD) , in Jahren					-0,004* (0,002)	-0,004* (0,002)
Geschieden (G)			-0,054* (0,028)	-0,051* (0,028)	-0,048* (0,028)	-0,049* (0,028)
Nach-ehel. Gemeinschaft (GNEL)			-0,001 (0,038)	-0,001 (0,038)	-0,009 (0,038)	-0,009 (0,038)
Verwitwet (W)			-0,107 (0,255)	-0,108 (0,251)	-0,111 (0,245)	-0,114 (0,244)
# Kinder (K)				0,012 (0,009)	0,021** (0,010)	0,022** (0,010)
Familienarbeit (Stunden) / 100						-0,279* (0,155)
Weitere erklärende Variablen:						
Jahresindikatoren	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Humankapital ^a	Nein	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
N				2.392		
N · T				19.852		
R ²	0,313	0,637	0,638	0,638	0,638	0,638
Frauen						
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6
Verheiratet (V)	0,005 (0,018)	-0,026** (0,013)	-0,029** (0,013)	-0,010 (0,013)	0,012 (0,015)	0,019 (0,014)
Ehedauer (VD)					-0,013*** (0,003)	-0,014*** (0,003)
Geschieden (G)			0,033 (0,033)	0,023 (0,033)	0,026 (0,033)	0,020 (0,033)
Nach-ehel. Gemeinschaft (GNEL)			0,074** (0,038)	0,080** (0,039)	0,058 (0,038)	0,057 (0,038)
Verwitwet (W)			-0,126 (0,123)	-0,149 (0,119)	-0,152 (0,118)	-0,151 (0,119)
# Kinder (K)				-0,091*** (0,021)	-0,069*** (0,022)	-0,042* (0,023)
Familienarbeit (Stunden) / 100						-0,577*** (0,204)
Weitere erklärende Variablen:						
19 Jahresindikatoren (Ref.: 1984)	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Humankapital ^a	Nein	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
N				1.741		
N · T				12.530		
R ²	0,258	0,606	0,607	0,610	0,612	0,613

Quelle: SOEP 1984-2003, eigene Berechnungen, Stichprobe II.

Anmerkungen: FE-Schätzung, robuste Standardfehler in Klammern; *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1.

^a Die Humankapital-Ausstattung wird durch die Variablen Berufserfahrung, Berufserfahrung², Betriebszugehörigkeit, Bildung, In Ausbildung und In Ausbildung · Alter erfasst. Die vollständigen Regessionsergebnisse sind im Anhang in Tabelle A10 dargestellt.

Mit den folgenden beiden Schätzungen wird die Familienbiografie um die Ereignisse der Scheidung und Elternschaft erweitert. Modell 3 zeigt, dass der Lohn eines Mannes nach der Trennung von der (ersten) Ehefrau um 5% sinkt. Demzufolge sind die Produktivitätsvorteile der Heirat an die Beziehung geknüpft. Dies ist konsistent mit der These eines direkten Effekts der Arbeitsteilung. Dagegen ist nicht einzusehen, warum berufliche Fertigkeiten, die während der Ehe erworben wurden, sich nach der Scheidung nicht mehr auszahlen sollten. Der Einfluss der Vaterschaft ist zunächst gering (Modell 4).

Wenn höhere Investitionen in Humankapital die Ursache des Heiratseffekts sind, dann sollte der Koeffizient der Ehedauer positiv sein und der Niveaueffekt der Heirat sollte verschwinden. Wie sich herausstellt, trifft weder das eine noch das andere zu (Modell 5). Der Einfluss der Ehedauer ist negativ, was *gegen* die These eines indirekten Humankapitaleffekts spricht.⁶¹ Der „Lohnsprung“ zu Beginn der Ehe wird sogar noch etwas größer. Zusammen genommen bedeutet dies, dass sich die Löhne verheirateter Männer dem Wachstumspfad lediger Männer allmählich wieder annähern, so dass der anfängliche Produktivitätseffekt der Heirat verschwindet. Zu beachten ist dabei, dass der Koeffizient der Kinderzahl nun größer (und signifikant) ist. Mit der Geburt von Kindern sind daher auch während der Ehe Lohnsteigerungen zu erwarten.

Mit jeder zusätzlichen Stunde täglicher Familienarbeit werden zwar moderate Lohneinbußen in Höhe von 0,3% vorausgesagt (Modell 6). Dies erklärt allerdings nicht den Heiratseffekt zu Beginn der Ehe. Tatsächlich steigt der Niveaueffekt leicht an, wenn der Zeitaufwand für Hausarbeit und Kindererziehung berücksichtigt wird. Das gleiche gilt für den Koeffizienten der Kinderzahl. Die These eines direkten Produktivitätseffekts geschlechtsspezifischer Arbeitsteilung bestätigt sich für Männer somit nicht. Dies ist vor dem Hintergrund der Analyse des vorherigen Abschnitts nur verständlich. Dort wurde gezeigt, dass verheiratete Männer verglichen mit ledigen Männern zwar weniger Zeit mit Hausarbeit verbringen (sogar, wenn die Zeit für Kinderbetreuung berücksichtigt wird). Dennoch ist die Entlastung in der Ehe begrenzt, da ohnehin nur wenige Männer wochentags länger als 3 Stunden mit Familienarbeit beschäftigt sind. Selbst bei einer Verringerung des täglichen Aufwands um 3 Stunden würde der Lohn aber um weniger als 1% steigen. Wenn also verheiratete Männer

⁶¹ Die Tatsache, dass der Koeffizient zumindest schwach signifikant ist, legt nahe, nicht nur die Nullhypothese zu verwerfen, dass die Löhne verheirateter Männer im Verlauf der Ehe nicht stärker steigen als die Löhne lediger Männer, sondern auch die These des höheren Lohnwachstums selbst.

tatsächlich mehr Energie in ihre Karriere investieren, dann ist dies keine direkte Folge der Befreiung von Familienarbeit durch die Ehefrau.

Die Ergebnisse sind damit denen der dänischen Studie von Gupta et al. (2005) ähnlich: auch dort zeigte sich ein positiver (geringerer) Niveaueffekt der Heirat, ein negativer Effekt der Ehedauer und ein positiver Effekt der Vaterschaft. Sie widersprechen aber den US-Studien von Korenman und Neumark (1991) und Ahituv und Lerman (2005), die berichten, dass der Heiratseffekt im Verlauf der Ehe steigt. Ein Grund könnte sein, dass dort die Elternschaft nur ungenügend bzw. nicht kontrolliert wurde.

Gibt es einen kausalen Heiratseffekt für Frauen? Die Schätzung des sparsamen Modells ergibt dies nicht (Modell 1). Ein signifikant negativer Effekt von rund 3% zeigt sich aber, wenn die beobachtbaren Unterschiede der Erwerbsbiografie lediger und verheirateter Frauen berücksichtigt werden (Modell 2). Mit einer Trennung vom ersten Ehemann ist für Frauen ein positiver Effekt in gleicher Höhe verbunden (Modell 3). Geschiedene Frauen kehren also auf den Lohnpfad einer vergleichbaren ledigen Frau zurück. Dies gilt umso mehr, wenn sie erneut eine Partnerschaft eingehen. Der Einfluss der Erstheirat scheint demnach ein anderer zu sein als der Einfluss einer späteren (ehelichen oder nicht-ehelichen) Partnerschaft. Frauen, die einmal berufliche Nachteile in Kauf genommen haben, um eine Familie zu gründen, könnten dazu ein zweites Mal nicht bereit sein, wenn die erste Ehe gescheitert ist.⁶²

Mit Modell 4 wird auf die Unterscheidung von Müttern und kinderlosen Frauen Bezug genommen, der in der Literatur die größte Bedeutung beigemessen wird. Tatsächlich erklärt die höhere Fertilität verheirateter Frauen den Niveaueffekt der Ehe vollständig. Ähnliche Regressionsmodelle dienten schon häufiger als Ausgangspunkt für eine Quantifizierung und Erklärung der Opportunitätskosten der Mutterschaft (für die USA und Großbritannien Waldfogel (1998b); für die USA: Waldfogel (1997); Budig und England (2001); Anderson et al. (2003); für Dänemark: Gupta und Smith (2002); für Deutschland Ziefle (2004)). Nirgends wurde allerdings in diesem Zusammenhang auch die Dynamik einer Ehe berücksichtigt. Bisherige Schätzungen beruhten auf der Annahme, dass die Lohnprofile lediger und verheirateter Frauen sich im Niveau unterscheiden, nicht jedoch hinsichtlich ihrer Steigung.

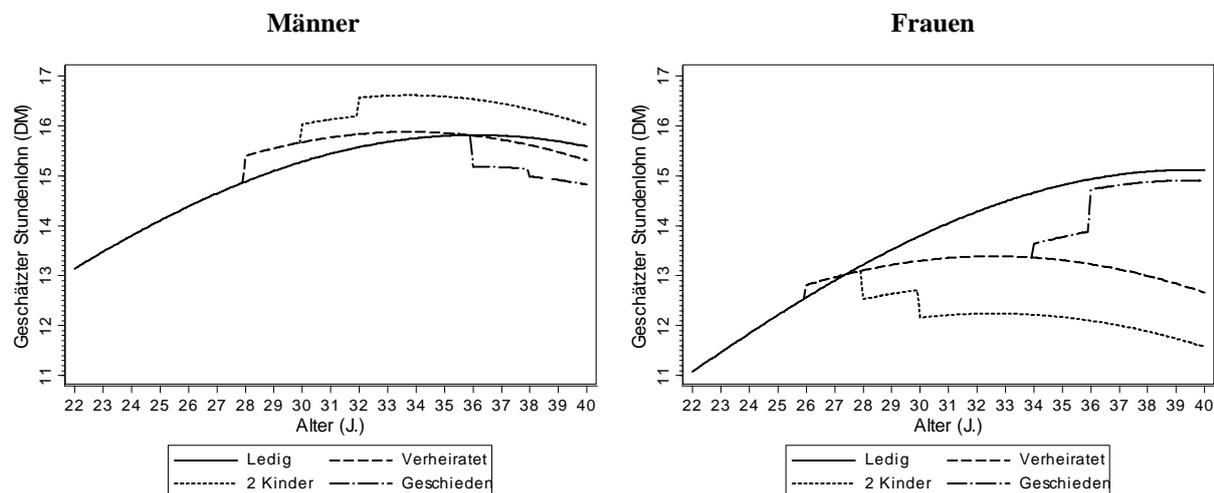
⁶² Um diese These genauer zu prüfen, müsste eine Stichprobe von zunächst geschiedenen Frauen gezogen werden. Zu beachten ist auch, dass der Tod des Mannes einen negativen Effekt zur Folge hat, der zwar nicht signifikant ist, aber bedeutsam. Auch wenn es in dieser Stichprobe nur 5 Frauen gibt, deren Mann stirbt, ist es sinnvoll, die Besonderheit dieses Ereignisses zu berücksichtigen. Andernfalls könnten wenige Witwen den Koeffizienten der Scheidung maßgeblich beeinflussen und (gegen Null) verzerren.

Für westdeutsche Frauen scheint diese Annahme nicht gerechtfertigt. Stattdessen zeigt sich, dass der Lohn (verglichen mit dem Lohn lediger Frauen) mit jedem Ehejahr um 1,3% sinkt (Modell 5). Ein anfänglich geringfügig positiver Effekt verwandelt sich mit zunehmender Dauer der Ehe in einen großen Nachteil. Dies erklärt zudem teilweise den Effekt der Mutterschaft und wirft somit weitere Fragen auf - beispielsweise nach dem „wahren“ Einfluss institutioneller Regelungen des Mutterschutzes und der Elternzeit oder nach den Opportunitätskosten ehelicher und nicht-ehelicher Kinder. Darüber hinaus zeigt sich, dass der Koeffizient der Ehedauer auch dann signifikant negativ bleibt, wenn die höhere zeitliche Belastung durch Familienarbeit kontrolliert wird (Modell 6). Zwar wird mit jeder zusätzlichen Stunde Familienarbeit eine Lohnsenkung um 0,6% erwartet. Das geringere Lohnwachstum verheirateter Frauen ist aber keine direkte Folge familialer Arbeitsteilung. Eher ist es eine indirekte Konsequenz geringerer Investitionen in berufliche Fertigkeiten. Die Tatsache, dass die Familienarbeit mit der Geburt eines Kindes ansteigt, erklärt aber einen beträchtlichen Anteil des Effekts der Mutterschaft. Erwartungsgemäß ist die Belastung durch Familienarbeit also ein Faktor, der sich negativ auf die Produktivität von Müttern auswirkt.

Um die Dynamik des Modells zu veranschaulichen, sind die Lohnprofile lediger und verheirateter Personen in Abbildung 6 dargestellt. Dabei wird angenommen, dass die Personen im Alter von 22 Jahren eine Beschäftigung aufnehmen und danach durchgängig Vollzeit und im gleichen Unternehmen beschäftigt sind. Mit jedem folgenden Lebensjahr sammeln sie also ein Jahr Berufserfahrung und Betriebszugehörigkeit. Ferner wird ein täglicher Aufwand für Familienarbeit von zwei Stunden unterstellt. Die Grafik verdeutlicht also Effekte, die *nicht* durch beobachtbare Merkmale der Erwerbsbiografie, durch die Familienarbeit oder durch das unbeobachtete Lohnpotential erklärt werden. Der unterschiedliche Einfluss von Ehe, Elternschaft und Scheidung für die Löhne von Männern und Frauen ist hier deutlich zu erkennen. So verdient ein Mann mit den beschriebenen Eigenschaften, der mit 28 Jahren heiratet, pro Stunde zunächst (hier: etwa 60 Pfennige) mehr, mit 36 Jahren gleich viel und danach weniger als ein vergleichbarer lediger Mann. Trennt sich der Mann nach acht Jahren Ehe von seiner Frau, so sinkt sein Lohn unter das Niveau des ledigen Mannes. Das stärkste Lohnwachstum verzeichnet ein verheirateter Vater von zwei Kindern. Frauen starten auf einem Lohnniveau, das etwa 2 DM (15%) unter dem Lohn der Männer liegt. Für Frauen, die ledig bleiben, steigt der Lohn stärker als für Männer, so dass im

Alter von 40 Jahren lediglich ein geringfügiger Unterschied besteht.⁶³ Im Vergleich dazu stagniert der Lohn einer Frau, die mit 26 Jahren heiratet, auf einem geringen Niveau (das in etwa dem Einstiegslohn der Männer entspricht). Nach acht Ehejahren verdient sie schon deutlich weniger in der Stunde als die ledige „Karrierefrau“ (DM 1,50, bei 40 Wochenstunden: DM 240 monatlich). Lässt sie sich in dieser Phase der Ehe scheiden, so wächst ihr Lohn wieder mit der gleichen Rate wie der Lohn der ledigen Frau. In einer weiteren Partnerschaft kann sie die verbleibende Lücke schließen. Den geringsten Lohn verzeichnet eine verheiratete Mutter von zwei Kindern. Nach 8 Ehejahren verdient sie pro Stunde 1 DM weniger als eine verheiratete, kinderlose Frau und DM 2,50 weniger als eine ledige Frau (monatlich etwa DM 160 bzw. DM 400).

Abbildung 6: Simulation der Lohnprofile lediger und verheirateter Personen



Quelle: SOEP 1984-2003, Stichprobe II.

Anmerkungen: Geschätzte Löhne anhand der Koeffizienten der FE-Schätzung von Modell 6, vgl. Tabelle 3 und Tabelle A10);

Annahmen der Simulation: Die Personen befinden sich nicht in Ausbildung und sind (ab 22 Jahren) kontinuierlich Vollzeit erwerbstätig und im gleichen Betrieb beschäftigt. Ihr Bildungsniveau beträgt 12 Jahre. Sie leisten täglich 2 Stunden Familienarbeit.

Definition der Lebensverläufe:

Ledig (Kontrollgruppe);

Verheiratet: Heirat mit 28 (Frauen: 26) Jahren;

2 Kinder: Heirat, 2 Kinder mit 30 und 32 (Frauen: 28 und 30) Jahren;

Geschieden: Trennung mit 36 (Frauen: 34) Jahren, nach-ehel. Lebensgemeinschaft mit 38 (Frauen: 36) Jahren.

⁶³ Der anfängliche Unterschied erklärt sich v.a. durch höhere Bildungsrenditen von Männern, die unterschiedliche Steigung der Lohnprofile durch höhere Renditen der Berufserfahrung und Betriebszugehörigkeit von Frauen. Der Vergleich geschlechtsspezifischer Lohndifferentiale steht hier aber nicht im Mittelpunkt.

8.3.2 Flexible Modellierung der Ehedauer

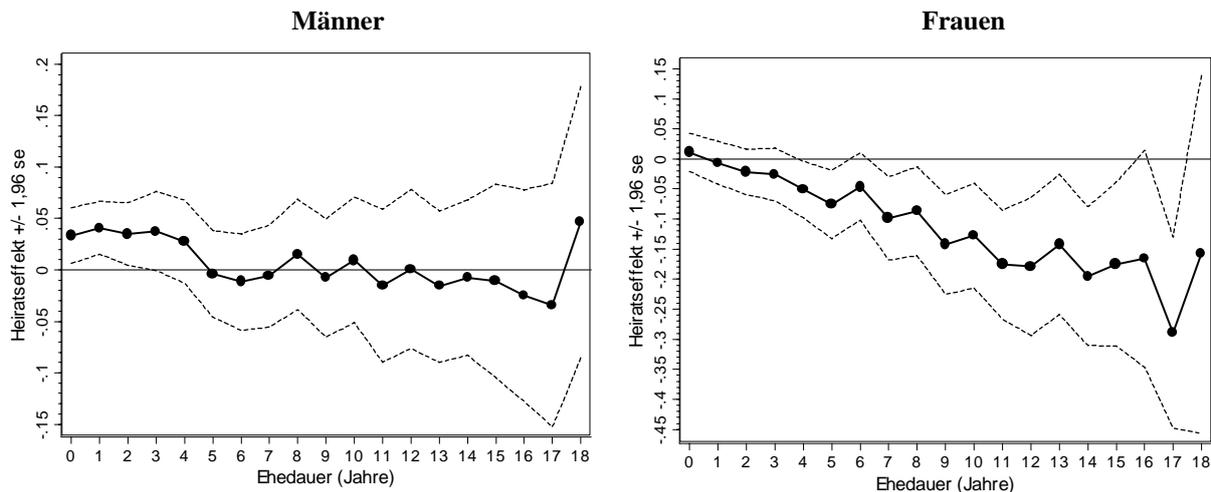
Bisher wurde angenommen, dass der Heiratseffekt linear mit der Ehedauer variiert. In anderen Studien wurde für Männer meist ein kurvilinearere Zusammenhang spezifiziert, indem ein quadratischer Term in die Regression aufgenommen wurde (Korenman und Neumark 1991; Bardasi und Taylor 2004; Gupta et al. 2005). Hersch und Stratton (2002) logarithmieren die Ehedauer, Ahituv und Lerman (2005) berücksichtigen zwei Dummy-Variablen. Eine zuverlässigere Art der Entdeckung eines nicht-linearen Zusammenhangs besteht in der flexiblen Modellierung durch Dummy-Variablen. Auf diese Weise kann die Veränderung des Heiratseffekts mit jedem Ehejahr untersucht werden. Zusätzlich bietet dies den Vorteil eines (informellen) Tests auf Simultaneität: wenn der Zeitpunkt der Heirat so gewählt wird, dass er mit einem Lohnanstieg des Mannes, etwa wegen einer Beförderung, zusammenfällt, dann müsste sich dies in einem Lohnsprung äußern, der ausschließlich im ersten Ehejahr festzustellen ist.

Abbildung 7 zeigt, dass dies nicht der Fall ist. Der Heiratseffekt der Männer bleibt bis zu einer Dauer von unter 5 Jahren etwa in gleicher Höhe bestehen, bis unter 4 Jahre ist er signifikant positiv. Im sechsten Ehejahr springt er zurück auf Null und sinkt tendentiell im weiteren Verlauf. Dieses Ergebnis wird durch die Linearitätsannahme verdeckt. Wie aber ist das Muster zu interpretieren? Der anfängliche Effekt könnte ein Kohabitationseffekt sein, der tatsächlich schon mit der Gründung eines gemeinsamen Haushalts vor der Heirat besteht (s. Abschnitt 8.3.5). Der Effekt könnte daraus resultieren, dass Männer mit hohem Lohnwachstum, etwa besonders motivierte Männer, eher heiraten. Diese Form des *ability bias* wird durch den FE-Schätzer nicht eliminiert und stellt insofern eine Verletzung der strikten Exogeneitätsannahme FE1 dar. Allerdings sollte dann zu beobachten sein, dass das Lohnprofil verheirateter Männer durchgängig ein stärkeres Wachstum aufweist (Krashinsky 2004). Auch ein Scheidungseffekt ist mit dieser Erklärung nicht vereinbar. Schließlich könnte auch die fehlerhafte Messung des Übergangs in die Vaterschaft verantwortlich sein.⁶⁴ Der Lohnrückgang im (verflixten?) 6. Jahr könnte auf einen Zusammenhang mit Ehekrisen und einem erhöhten Trennungsrisiko, d.h. auf einen vorweg genommenen Scheidungseffekt,

⁶⁴ Weil diese Information für Männer erst ab dem Eintritt in das SOEP verfügbar ist, werden Männer, die zu diesem Zeitpunkt bereits Kinder haben, fälschlicherweise als kinderlos klassifiziert. Wenn viele dieser Männer später heiraten, was wahrscheinlich ist, dann ist der Messfehler mit der Heirat korreliert. Dies wird die Schätzung in der jüngeren Stichprobe III nicht beeinträchtigen.

hindeuten. Ferner könnte der Heiratseffekt in Wahrheit ein Effekt der Vaterschaft sein, der etwa mit dem Alter des ersten Kindes abnimmt (Gupta et al. 2005). Die Entwicklung des Heiratseffekts der Frauen entspricht dagegen eindeutig der Linearitätsannahme. Ab einer Ehedauer von 4 Jahren ist der Effekt zudem fast durchgängig signifikant.

Abbildung 7: Entwicklung des Heiratseffekts im Verlauf der ersten Ehe



Quelle: SOEP 1984-2003, eigene Berechnungen, Stichprobe II.

Anmerkungen: Dargestellt sind Koeffizienten und 95%-Konfidenzintervalle (robuste Standardfehler) aus FE-Schätzungen mit flexibler Modellierung der Ehedauer (18 Indikatoren, Ref.: ledig); sonst gleiche Spezifikation wie Modell 6, Tabelle 6. Die Nulllinie repräsentiert den Vergleichslohn einer ledigen Person.

Rekodierung der Ehedauer (VD): $0 \leq VD < 1$ Jahr, ..., $18 \leq VD < 19$ Jahre.

Schließlich soll an dieser Stelle drei allgemeineren Einwänden begegnet werden (alle Ergebnisse auf Anfrage). Der erste Punkt bezieht sich auf die Kollinearität zwischen Ehedauer und Kinderzahl. Der Einfluss der Ehedauer kann natürlich nur dann von der Elternschaft getrennt werden, wenn es überhaupt Ehen gibt, die über einen längeren Zeitraum kinderlos bleiben. Dies stellt hier kein Problem dar.⁶⁵ Der negative Effekt der Ehedauer könnte zweitens einen nicht-linearen Einfluss der Kinderzahl reflektieren. Tatsächlich ergibt sich bei flexibler Modellierung von Ehedauer und Kinderzahl, dass die Lohneinbußen für Frauen mit einem Kind (in Höhe von 2,4%) viel geringer sind als für Mütter mit zwei Kindern (8,1%) bzw. mit drei oder mehr Kindern (13%) (vgl. dazu auch die sehr ähnlichen Ergebnisse von Budig und England (2001) für die USA). Eine Verzerrung des Effekts der Ehedauer durch diesen nicht-linearen Einfluss liegt aber nicht vor. Dies gilt auch für Männer: die flexible

⁶⁵ Nach 5 Jahren Ehe haben 22% der Männer und 47% der verheirateten (erwerbstätigen) Frauen noch kein Kind, nach 10 Jahren je 15% der Männer und Frauen.

Modellierung ergibt hier eine Lohnsteigerung von 1,6% mit dem ersten Kind, von 4% mit zwei Kindern und von 8% mit drei oder mehr Kindern. Der Koeffizient der Ehedauer ändert sich dadurch nicht. Drittens könnten die Unterschiede der Lohnprofile verheirateter und lediger Personen kohortenspezifisch sein, mit dem Heiratsalter variieren, oder beides. Dies wäre z.B. dann der Fall, wenn sich die Bildungsbeteiligung oder der Erwerbsverlauf beider Gruppen in der Generationenfolge verschieden entwickelt hätte, oder wenn eine „späte“ Heirat (etwa jenseits von 40 Jahren) nicht mit der Absicht erfolgt, Kinder zu zeugen, und daher keinen Einfluss auf den Lohn hat. Eine exakte Trennung solcher Effekte ist hier aufgrund der Datenlage nicht möglich.⁶⁶

8.3.3 Die Flexibilität der Familienarbeit

Zur Überprüfung der These, dass nicht der Zeitaufwand für Familienarbeit, sondern ihre zeitliche Inflexibilität negative Produktivitätseffekte auslöst, können mit dem SOEP in jeder Welle ab 1985 drei Tätigkeitsbereiche unterschieden werden: der Aufwand für Kinderbetreuung, für klassische Hausarbeit und Besorgungen sowie für Reparaturen und Gartenarbeit. Zunächst wird nur klassische Hausarbeit in das Modell aufgenommen. Es ergibt sich ein negativer Effekt auf den Lohn in Höhe von 0,3% für Männer und 0,5% für Frauen mit jeder Stunde täglicher Hausarbeit (vgl. Tabelle 4, Spalten 1 und 4). Allerdings sind die Koeffizienten jeweils insignifikant. Sie erklären zudem nicht, warum verheiratete Männer mehr und verheiratete Frauen weniger verdienen.

Die Schätzung des Modells mit allen drei Variablen ergibt, dass der stärkste Effekt auf die Löhne von der zeitlichen Belastung durch Kinderbetreuung ausgeht. Auch ist nur dieser Koeffizient signifikant verschieden von Null (für Männer allerdings lediglich zum 10%-Niveau). Mit jeder zusätzlichen Stunde, die werktags für die Kinderbetreuung anfällt, verdienen Männer 0,6% und Frauen 0,8% weniger in jeder Stunde, in der sie ihrem Beruf nachgehen (Spalten 2 und 5). Zudem verringert sich der Einfluss klassischer Hausarbeit mit dieser Spezifikation, was darauf hindeutet, dass die Produktivität vor allem durch solche

⁶⁶ In dieser Stichprobe heiratet die älteste Generation von Männern (Kohorten 1939-1950) frühestens mit 36 Jahren, spätestens mit 54 Jahren und durchschnittlich mit 41 Jahren. Die jüngste Generation (1967-83) heiratet im Alter zwischen 19 und 36 Jahren, durchschnittlich mit 26 Jahren. Eine genaue Analyse wird daher mit dem SOEP erst in einigen Jahren möglich sein, wenn der Beobachtungszeitraum lange genug ist, um Effekte des Heiratsalters und der Ehedauer für mehrere Kohorten zu untersuchen.

Haushaltstätigkeiten beeinträchtigt wird, die mit der Kinderbetreuung „in Zusammenhang stehen“ – entweder, weil sie gleichzeitig erledigt werden, oder weil es sich um Tätigkeiten handelt, die unmittelbar dem Wohl der Kinder dienen (z.B. Kochen *für* die Kinder). Dies widerspricht den Ergebnissen von Phipps et al. (2001), die einen negativen Effekt der Hausarbeit, aber keinen Effekt von Betreuungsleistungen finden.

Tabelle 4: Produktivitätseffekte der Belastung durch Hausarbeit und Kinderbetreuung

	Männer			Frauen		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Kinderbetreuung / 100		-0,554*			-0,844***	
		(0,323)			(0,316)	
Hausarbeit 1 / 100	-0,278	-0,211		-0,498	-0,395	
	(0,258)	(0,259)		(0,320)	(0,309)	
Hausarbeit 2 / 100		-0,233			0,592	
		(0,321)			(0,628)	
Familienarbeit / 100			-0,322**			-0,543**
			(0,162)			(0,211)
Verheiratet (V)	0,046***	0,049***	0,048***	0,014	0,020	0,019
	(0,012)	(0,012)	(0,012)	(0,015)	(0,015)	(0,015)
Ehedauer (VD), in J.	-0,004*	-0,005*	-0,004*	-0,013***	-0,014***	-0,014***
	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)	(0,003)
Geschieden (G)	-0,020	-0,024	-0,022	0,011	0,009	0,008
	(0,027)	(0,027)	(0,027)	(0,035)	(0,035)	(0,035)
Nachehel. Gem. (GNEL)	-0,033	-0,032	-0,032	0,066*	0,062	0,065*
	(0,040)	(0,040)	(0,040)	(0,039)	(0,039)	(0,039)
Verwitwet (W)	-0,094	-0,105	-0,100	-0,275***	-0,282***	-0,275***
	(0,230)	(0,226)	(0,227)	(0,064)	(0,064)	(0,063)
# Kinder (K)	0,018*	0,022**	0,021**	-0,064***	-0,031	-0,042*
	(0,010)	(0,011)	(0,010)	(0,021)	(0,023)	(0,022)
N		2.309			1.673	
N · T		18.702			11.810	
R ²	0,628	0,628	0,628	0,610	0,611	0,611

Quelle: SOEP 1985-2003, eigene Berechnungen, Stichprobe II.

Anmerkungen: FE-Schätzung, Differenzierung zwischen unterschiedl. Typen von Familienarbeit, sonst gleiche Spezifikation wie Modell 6, Tabelle 3; robuste Standardfehler in Klammern; *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1.

Kinderbetreuung = durchschnittl. Aufwand für Betreuung von Kindern in Stunden pro Tag (werktags);

Hausarbeit 1 = durchschnittl. Aufwand für Hausarbeit (Waschen, Kochen, Putzen) und Besorgungen (Einkaufen, Beschaffungen, Behördengänge), Stunden pro Tag (werktags);

Hausarbeit 2 = durchschnittl. Aufwand für Reparaturen am Haus, in der Wohnung, am Auto; Gartenarbeit, Stunden pro Tag (werktags).

Die weiterführende Frage ist hier, in welchem Umfang Hausarbeit einzig diesem Zweck dient bzw. durch Verbundvorteile mit der Kinderbetreuung bedingt ist, aber unterbleiben würde, wenn keine Kinder zu versorgen wären. Um dies genauer zu analysieren, wären allerdings Tagebuchdaten nötig. Der schwache Effekt der Hausarbeit könnte durch die – verglichen mit der Betreuung von Kindern – größere zeitliche Flexibilität begründet sein. Im allgemeinen sind „Durchschnittsmaße“ der Zeitverwendung für Hausarbeit mit dem Zeitaufwand für die

Kinderbetreuung stark korreliert. Somit ist denkbar, dass häufig ein negativer Produktivitätseffekt der Kinderbetreuung nachgewiesen wurde, wo ein Zusammenhang mit der Hausarbeit spezifiziert wurde. Dies betrifft insbesondere Studien, die auf die Analyse von Paaren beschränkt wurden, von denen ein Großteil auch Kinder haben dürfte (z.B. Noonan 2001). Der Einfluss der Kinderbetreuung ist durchaus bedeutsam: eine Steigerung des täglichen Aufwands um 5 Stunden würde den Lohn einer Frau um 4% reduzieren, den Lohn eines Mannes um 3%. Die ungleiche Verteilung der Erziehungsarbeit zulasten von Frauen ist eine wesentliche Ursache der Lohneinbußen von Müttern. Der Koeffizient der Kinderzahl halbiert sich und wird insignifikant, wenn die Kinderbetreuung zusätzlich zur Hausarbeit berücksichtigt wird (vgl. Spalten 4 und 5). Demnach könnten Frauen von einer verbesserten Infrastruktur in der Kinderbetreuung direkt profitieren.

Es wurde bereits darauf hingewiesen, dass Durchschnittsangaben zur Zeitverwendung für Familienarbeit im allgemeinen, aber für Kinderbetreuung im besonderen, von den Befragten meist zu hoch angesetzt sind (Juster und Stafford 1991; Lee und Waite 2005). Dies sollte hier zu einer eher konservativen Schätzung beitragen. Der „wahre“ Effekt könnte also durchaus größer sein. Andererseits ist zu bedenken, dass eine Lohnsenkung auch die Ursache dafür sein könnte, mehr Zeit mit den Kindern zu verbringen. Im folgenden wird wieder auf das Maß der Familienarbeit zurückgegriffen, um den direkten Produktivitätseffekt zu berücksichtigen. Der Effekt dieser Variablen ist größer als der Effekt der Hausarbeit, aber geringer als der Effekt der Kinderbetreuung (Spalten 3 und 6).

8.3.4 Folgen der Heirat und Elternschaft für die Löhne von Frauen

In diesem Abschnitt werden die Löhne von Frauen genauer analysiert. Das Ergebnis eines „Karriereknicks“ mit dem Übergang in die Ehe wird in zweierlei Hinsicht überprüft. Die erste alternative These lautet, dass mit Erwerbsunterbrechungen eine Abschreibung von Humankapital verbunden ist, von der verheiratete Frauen stärker als ledige Frauen betroffen sind. Wenn der Erwerbsverlauf verheirateter Frauen häufigere und/oder längere Nicht-Erwerbszeiten aufweist, die zu höheren Lohneinbußen führen, dann sollte der negative Effekt der Ehedauer durch beobachtbare Maße diskontinuierlicher Beschäftigung zu erklären sein. Die zweite These ist, dass der Effekt der Elternschaft für verheiratete Frauen stärker ist als für ledige (und geschiedene) Frauen, weil sie häufig die Option geschlechtsspezifischer

Arbeitsteilung wählen, die mit Erwerbsunterbrechungen und höherem Aufwand für Familienarbeit verbunden ist. Wenn dies zutrifft, dann müsste der Effekt der Ehedauer durch einen Interaktionseffekt von Familienstand und Mutterschaft erklärt werden.

Um zu prüfen, ob die Stagnation der Löhne verheirateter Frauen eine Folge von Erwerbsunterbrechungen ist, werden nun drei weitere Variablen in das Modell aufgenommen: Nicht-Erwerbszeiten im Rahmen des gesetzlichen Mutterschaftsurlaubs und der Elternzeit, Erwerbsunterbrechungen als Hausfrau und Zeiten in Arbeitslosigkeit (jeweils aufsummierte Monate seit 1983 bzw. nach Eintritt in das Panel). Zusätzlich wird die Wiederherstellung von Humankapital nach Wiedereintritt in den Arbeitsmarkt durch das Alter des jüngsten Kindes erfasst. Mit diesen Erweiterungen ergibt sich die Schätzung in Tabelle 5. Das wichtigste Ergebnis ist, dass der Effekt der Heirat *nicht* auf Erwerbsunterbrechungen zurückzuführen ist. Laut Modell sinkt der Lohn einer Frau im Verlauf der ersten Ehe pro Jahr um 1,5%. Die These, dass Heirat, Ehedauer, Scheidung, nach-eheliche Partnerschaften und Verwitwung gemeinsam keinen Einfluss auf den Lohn haben, muss verworfen werden ($p < 0,01$).

Die Auswirkungen einer Erwerbspause unterscheiden sich je nach Art der Unterbrechung. Die Schätzung legt nahe, dass eine einjährige Erwerbsunterbrechung im Rahmen des gesetzlichen Mutterschutzes bei Wiedereintritt in den Arbeitsmarkt zu einer Lohnsenkung um 2,2% führt. Dies impliziert u.a., dass die Ausweitung der gesetzlichen Dauer der Elternzeit (seit 1986 von 10 Monaten auf drei Jahre) bei entsprechender Inanspruchnahme zusätzliche Lohneinbußen in Höhe von 4,8% verursacht hätte. Der negative Effekt der Elternzeit ist etwa doppelt so groß wie der Einfluss einer einjährigen Unterbrechung als Hausfrau (1%). Keiner der beiden Koeffizienten ist aber zum 5%-Niveau verschieden von Null und auch gemeinsam sind sie nur schwach signifikant ($p = 0,054$). Bei weitem stärker fallen Lohneinbußen infolge von Arbeitslosigkeit aus. Schon bei einer einjährigen Unterbrechung sinkt der Lohn laut Modell um 9%. Wie zuvor wirkt sich die zeitliche Belastung durch Familienarbeit auch hier nachteilig auf den Lohn aus. Der nicht durch das Modell erklärte Effekt der Mutterschaft ist unter Kontrolle der Abschreibung von Humankapital wie erwartet geringer. Mit jedem Kind werden nun Lohneinbußen von 2,4% vorhergesagt. Mit dem Alter des jüngsten Kindes steigt der Lohn dafür wieder um 0,8% pro Jahr an. Beide Effekte sind insignifikant und auch gemeinsam haben die beiden Variablen keinen statistisch nachweisbaren Einfluss auf das Lohnprofil ($p = 0,34$).

Tabelle 5: Direkte und indirekte Kosten der Familiengründung für Frauen

	Abhängige Variable: (Brutto) Stundenlohn	
	Koeffizient	Standardfehler
Verheiratet (V)	0,018	(0,015)
Ehedauer (VD), in Jahren	-0,015***	(0,004)
Geschieden (G)	0,019	(0,033)
Nach-ehel. Gem. (GNEL)	0,055	(0,039)
Verwitwet (W)	-0,135	(0,140)
# Kinder (K)	-0,024	(0,028)
Alter d. jüngsten Kindes (J.)	0,008	(0,005)
Elternzeit (J.)	-0,022	(0,015)
Hausfrau (J.)	-0,010*	(0,005)
Arbeitslosigkeit (J.)	-0,090***	(0,018)
Familienarbeit (Stunden) / 100	-0,520**	(0,207)
Konstante	2,275***	(0,088)
N		1.741
N · T		12.530
R ²		0,617

Quelle: SOEP 1984-2003, eigene Berechnungen; Stichprobe II.

Anmerkungen: FE-Schätzung; weitere erklärende Variablen: Berufserfahrung, Berufserfahrung², Betriebszugehörigkeit, Bildung, In Ausbildung, In Ausbildung · Alter, 19 Jahresindikatoren (Ref.: 1984). Vollständige Ergebnisse im Anhang, Tabelle A11.

*** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1

Budig und England (2001: 217-9) prüfen die These eines Interaktionseffekts zwischen Familienstand und Kinderzahl und finden signifikant größere Lohneinbußen für verheiratete und geschiedene Mütter (4% mit jedem Kind) als für ledige Mütter (2%) selbst unter Kontrolle der Erwerbsbiografie, von Erwerbsunterbrechungen und zahlreichen Arbeitsplatzmerkmalen. Dieses Ergebnis beruht allerdings auf der Annahme, dass sich die Löhne lediger, verheirateter und geschiedener Frauen lediglich im Niveau unterscheiden, während die Steigung des Lohnprofils unabhängig vom Familienstand ist. Die Lockerung dieser Annahme erfolgt hier, indem sowohl ein unterschiedlicher Effekt der Elternschaft zugelassen wird, als auch ein Lohnprofil, das mit der Ehedauer variiert. Wenn die Kosten der Mutterschaft auch in einem solchen Modell mit dem Familienstand variieren, müsste dies den negativen Heiratseffekt zumindest teilweise erklären. Wenn andererseits der Heiratseffekt bestehen bleibt, müsste der Interaktionseffekt mit der Mutterschaft verschwinden.

Im Gegensatz zu der Studie von Budig und England wird der Interaktionseffekt hier nicht durch Multiplikation des Familienstandes mit der Kinderzahl gebildet. Stattdessen werden drei Variablen erzeugt, die jeweils nur die Kinder zählen, die eine erwerbstätige Frau

bekommt, während sie ledig, verheiratet oder geschieden ist.⁶⁷ Die Schätzung eines ersten, sparsamen Modells ergibt in der Tat, dass die Lohneinbußen für verheiratete Mütter mit 18% (!) pro Kind verglichen mit ledigen oder geschiedenen Müttern etwa doppelt so groß ausfallen (vgl. Tabelle 6, Modell 1). Unter Kontrolle der Bildungs- und Erwerbsbiografie reduzieren sich die Effekte deutlich (Modell 2). Werden nun Erwerbsunterbrechungen zusätzlich berücksichtigt (Modell 3), so bleibt nur für verheiratete Frauen überhaupt ein messbarer Effekt, der allerdings nach wie vor bedeutsam ist (7%). Diese Spezifikation ist der von Budig und England ähnlich.⁶⁸ Auch hier unterscheidet sich der Einfluss der Elternschaft für ledige und verheiratete Frauen nachweislich ($p=0,012$). Das gleiche gilt für verheiratete und geschiedene Mütter ($p=0,022$). Im nächsten Schritt wird die Ehedauer in die Schätzung aufgenommen (Modell 4). Während die Lohneinbußen verheirateter Mütter nun geringer ausfallen (und nicht mehr signifikant sind), steigen sie für ledige und geschiedene Mütter. Die Effekte unterscheiden sich jetzt weder zwischen verheirateten und ledigen, noch zwischen verheirateten und geschiedenen Müttern ($p=0,27$ bzw. $p=0,29$). Der Koeffizient der Ehedauer bleibt dagegen im Vergleich zu dem Modell, in dem angenommen wurde, dass der Effekt der Mutterschaft nicht mit dem Familienstand variiert, unverändert. Die Belastung durch Familienarbeit erklärt wiederum für alle Frauen einen Teil der ‚Motherhood Wage Penalty‘ (Modell 5), die nun zwischen 1% und 3% für jedes Kind liegt.⁶⁹ Die These, dass der negative Effekt der Ehedauer durch den nicht-linearen Effekt der Kinderzahl zustande kommt, wurde bereits zuvor verworfen (s. Abschnitt 8.3.2). Auch häufigere und/oder längere Erwerbsunterbrechungen sind nicht die Ursache. Die These höherer Lohneinbußen verheirateter Mütter kann nun ebenfalls abgelehnt werden.

⁶⁷ Entscheidend für die Klassifikation als nicht-eheliches, eheliches oder „nach-eheliches“ Kind ist der Familienstand bei Wiedereintritt in den Arbeitsmarkt. Für eine bestimmte Frau ist die Summe dieser drei Variablen zu jeder Zeit gleich ihrer Kinderzahl (K). In der Stichprobe werden während des Beobachtungszeitraums insgesamt 59 Kinder von ledigen Frauen geboren, 414 Kinder von verheirateten Frauen und 29 Kinder von geschiedenen Frauen. 67 (ledige) Frauen sind bereits zum ersten Beobachtungszeitpunkt Mutter.

⁶⁸ Budig und England unterscheiden jeweils zwischen Berufserfahrung und Betriebszugehörigkeit in Voll- und Teilzeit, und zwischen aktueller Voll- oder Teilzeitbeschäftigung. Es werden dort zwar Nicht-Erwerbszeiten berücksichtigt, aber nicht verschiedene Arten von Erwerbsunterbrechungen. Der wesentliche Unterschied besteht jedoch in der Modellierung des Interaktionseffekts zwischen Familienstand und Kinderzahl. Wird Modell 3 mit der dort vorgeschlagenen Modellierung geschätzt, ergibt sich ein Effekt von $-2,8\%$ für ledige Mütter, $-7,3\%$ für verheiratete Mütter und $0,1$ für geschiedene Mütter. Die Änderung besteht also darin, dass der Unterschied zwischen ledigen und verheirateten Müttern *geringer* ausfällt.

⁶⁹ Eine Verzerrung durch die Kontamination der Kontrollgruppe liegt hier nicht vor. Werden die 67 Frauen ausgeschlossen, die bereits zum Zeitpunkt der ersten Beobachtung Kinder haben, ergeben sich nur geringfügige Änderungen. Der Koeffizient der Kinderzahl ist dann für ledige Mütter $-0,020$ ($se=0,044$), für verheiratete Mütter $-0,030$ ($0,029$), für geschiedene Mütter $-0,014$ ($0,063$).

Tabelle 6: Die ‚Motherhood Wage Penalty‘ lediger, verheirateter und geschiedener Frauen

	AV: (Brutto) Stundenlohn				
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
Ledig: # nicht-ehel. Kinder	-0,077 (0,047)	-0,024 (0,038)	-0,003 (0,041)	-0,045 (0,043)	-0,021 (0,042)
Verheiratet: # eheliche Kinder	-0,195*** (0,021)	-0,099*** (0,021)	-0,072*** (0,028)	-0,048 (0,031)	-0,029 (0,029)
Geschieden: # „nach-ehel.“ Kinder	-0,097 (0,079)	-0,048 (0,060)	-0,008 (0,063)	-0,027 (0,064)	-0,010 (0,063)
Weitere erklärende Variablen:					
Familienstand, Jahresindikatoren	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Berufserfahrung, Betriebszugehörigkeit, Bildung, In Ausbildung, InAusbildung · Alter		Ja	Ja	Ja	Ja
Elternzeit, Hausfrau, Arbeitslosigkeit			Ja	Ja	Ja
Ehedauer, Alter d. jüngsten Kindes				Ja	Ja
Familienarbeit					Ja

Quelle: SOEP 1984-2003, eigene Berechnungen; Stichprobe II.

Anmerkungen: FE-Schätzung, robuste Standardfehler in Klammern; *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1.

Alle Ergebnisse deuten somit darauf hin, dass von der Heirat ein eigenständiger Einfluss ausgeht, der nicht zeitkonstant ist. Im Vergleich zu dem „mittleren“ Lohnprofil *aller* Frauen ohne Kinder, fällt der Lohn einer ledigen oder geschiedenen Mutter nicht geringer aus. Wird der Karriereknick nach der Heirat berücksichtigt, dann wird der Lohn einer ledigen Mutter mit dem steilen Lohnprofil einer ledigen „Karrierefrau“ verglichen, der Lohn einer verheirateten Mutter mit dem flachen Lohnprofil einer verheirateten, kinderlosen Frau. Wenn der negative Effekt der Ehedauer hingegen nicht kontrolliert wird, so wird er durch den Koeffizienten der Kinderzahl erfasst. Somit lautet die Schlussfolgerung hier: Es existiert eine ‚Marriage Wage Penalty‘, die sich im Verlauf der Ehe immer stärker entwickelt. Dieser Zusammenhang erklärt, warum die ‚Motherhood Wage Penalty‘ verheirateter Frauen scheinbar besonders groß ist.

Mit diesen Ergebnissen kann davon ausgegangen werden, dass die Opportunitätskosten der Mutterschaft vom Familienstand unabhängig sind. Somit kann jetzt die Frage beantwortet werden, wie sich die Lohneinbußen zusammensetzen. Die Dekomposition erfolgt durch die erneute Schätzung der Modelle 1 bis 5 - nun ohne Interaktion mit der Kinderzahl (Ergebnisse im Anhang, Tabelle A11). Damit gelangen wir schließlich wieder zu dem Modell, das zu

Beginn dieses Abschnitts geschätzt wurde. Modell 1 ergibt einen mittleren kausalen Effekt der Elternschaft von 17% pro Kind. Der Effekt reduziert sich deutlich (auf 9%), wenn beobachtbare Unterschiede der Bildungs- und Erwerbsbiografie kontrolliert werden (Modell 2). Wenn Erwerbsunterbrechungen berücksichtigt werden, sinkt der Effekt nochmals und beträgt nun 6% (Modell 3). Dennoch ist der Koeffizient noch immer signifikant. Dies ändert sich erst, wenn unterschiedliche Lohnprofile für ledige, verheiratete und geschiedene Frauen angenommen werden (Modell 4). Der Effekt der Mutterschaft beträgt dann noch 4,4% und ist nicht mehr signifikant. Mit der Einführung der Familienarbeit in die Schätzung verbleibt schließlich ein nicht erklärter Effekt von 2,4% (Modell 5).

Aus dem Vergleich der Koeffizienten aus Modell 1 und Modell 2 ergibt sich, dass fast die Hälfte (46%) der Lohneinbußen auf die geringere Berufserfahrung und Betriebszugehörigkeit von Müttern, d.h. auf geringere, beobachtbare Investitionen in Humankapital, zurückzuführen sind. Etwa ein Fünftel des Effekts (19%) resultiert aus der Abschreibung von Humankapital infolge von Erwerbsunterbrechungen (Elternzeit, Zeit als Hausfrau, Arbeitslosigkeit). Das geringere Lohnwachstum in der Ehe und die zeitliche Belastung durch Familienarbeit erklären dann immer noch jeweils etwa ein Zehntel der Lohneinbußen (9% bzw. 12%). Wie oben gezeigt wurde, erfasst die Ehedauer jenen Anteil der ‚Motherhood Wage Penalty‘, der auf die (unabhängig von der Elternschaft) unterschiedlichen Lohnprofile lediger, verheirateter und geschiedener Frauen zurückzuführen ist. Für verheiratete Frauen sind die eigentlichen Kosten der Elternschaft geringer, für ledige und geschiedene Frauen größer. Insgesamt dominiert der erste den zweiten Effekt, weil Kinder überwiegend in einer Ehe geboren werden. Die Belastung durch Familienarbeit erklärt dagegen für alle Frauen einen nicht unerheblichen Anteil der Lohneinbußen.

Lediglich 14,4% des Effekts werden nicht direkt durch das Modell erklärt. Dies impliziert u.a., dass das maximale Ausmaß der Lohndiskriminierung gegenüber Müttern sehr viel geringer ist als üblicherweise angenommen. Diskriminierung könnte sich v.a. gegen verheiratete Frauen richten; beispielsweise könnten sie seltener bei Beförderungsrunden berücksichtigt oder für Weiterbildungsmaßnahmen vorgeschlagen werden. Dies könnte zu einer Stagnation der Löhne führen. Andererseits steht dieses Ergebnis völlig im Einklang mit einer familienökonomischen Erklärung. Die Analyse der Zeitverwendung hatte gezeigt, dass verheiratete Frauen ihre Arbeitszeit reduzieren. Dies könnte ein Indikator für ein Aufgeben

eigener beruflicher Ziele sein. Zu beachten ist, dass hier von einem indirekten Effekt die Rede ist, der sich erst in späteren Perioden auf den Lohn auswirkt.

Wenn eine Teilzeitstellung unmittelbar mit geringeren Löhnen verbunden ist, würde dies einer Erklärung durch eine Änderung der Präferenzen entsprechen und stünde im Einklang mit einem kompensierenden Lohndifferential. Allerdings findet Ziefle (2004) einen positiven Effekt des Wechsels auf eine Stelle mit geringerer Arbeitszeit. Mit der Differenzierung von Arbeitszeitkategorien ergibt sich dies auch hier. Im Vergleich zur Vollzeittätigkeit liegt der Lohn in geringfügiger Beschäftigung (bis 20 Wochenstunden) oder in Teilzeit (21 bis 30 Stunden) um 12% bzw. 14% höher (Ergebnisse auf Anfrage). Ferner fallen die negativen Effekte familienbedingter Erwerbsunterbrechungen (Elternzeit und Hausfrau) und der Familienarbeit dann sehr viel größer aus. Der Koeffizient der Ehedauer bleibt aber nahezu unverändert bestehen. Dies könnte auf Simultaneität verweisen, spricht aber zunächst einmal gegen die These eines kompensierenden Lohndifferentials. Wenn Frauen „Teilzeit gegen Einkommen“ tauschen, dann müsste sich die Reduktion der Arbeitszeit in geringeren Löhnen niederschlagen. Dies könnte in den USA eher der Fall sein (vgl. Budig und England 2001) als in Deutschland.

Was sagt das Modell nun voraus, wenn Frauen ihre Zeitverwendung der Familiensituation anpassen? Zuvor wurde für die Simulation der Lohnprofile von Frauen unterstellt, das Arbeitsangebot und die Belastung durch Familienarbeit seien während der Familiengründung konstant geblieben. Nun wird angenommen, dass eine ledige Frau werktags 2 Stunden, eine verheiratete Frau 3 Stunden und eine Mutter 7 Stunden (auch gleichzeitig) mit Hausarbeit und Kinderbetreuung beschäftigt ist. Zusätzlich zu diesen direkten Folgen der Änderung der Zeitallokation werden die indirekten Konsequenzen von Erwerbsunterbrechungen in Betracht gezogen. Es wird angenommen, dass eine (ledige oder verheiratete) Mutter ihre Berufstätigkeit nach der Geburt ihres ersten Kindes für 3 Jahre unterbricht und danach wieder voll erwerbstätig ist.⁷⁰ In dieser Zeit befindet sie sich in Elternzeit. Für eine ledige, kinderlose Vergleichsperson wird eine Phase der Arbeitslosigkeit von gleicher Dauer angenommen. Sie kehrt im Anschluss an die Unterbrechung im Unterschied zu einer Mutter nicht zum gleichen

⁷⁰ Aus Platzgründen wird nur der Effekt eines Kindes untersucht. Mütter von zwei oder mehr Kindern verzeichnen höhere Lohneinbußen. Der indirekte Effekt einer Reduktion der Arbeitszeit von Voll- auf Teilzeit wird ebenso nicht analysiert. Dies könnte aber ohne weiteres geschehen, da bei der Konstruktion der effektiven Berufserfahrung angenommen wurde, dass ein Jahr Berufserfahrung in Teilzeit einem halben Jahr in Vollzeit entspricht.

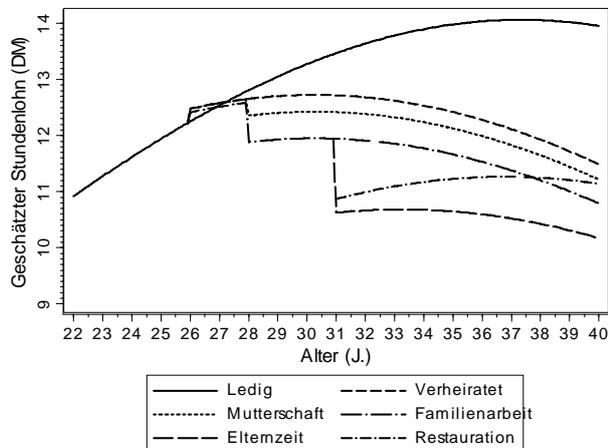
Arbeitgeber zurück. So können die Konsequenzen beider Arten der Nichterwerbstätigkeit miteinander verglichen werden (vgl. zu diesem Vorschlag Beblo und Wolf 2002).

Abbildung 8(a) vergleicht das Lohnprofil einer ledigen „Karrierefrau“ mit dem Lohnprofil verheirateter Frauen unter fünf Bedingungen. Die erste Bedingung zeigt das geringere Lohnwachstum einer Frau in der ersten Ehe. Deutlich ist hier der Karriereknick nach der Heirat zu erkennen. Nach 5 Ehejahren, also im Alter von 31 Jahren, verdient die verheiratete Frau deutlich weniger pro Stunde (hier DM 0,80). Im Alter von 40 Jahren beträgt der Unterschied sogar DM 2,50. Unter der zweiten Bedingung bekommt die Frau nach zwei Jahren Ehe (mit 28 Jahren) ihr erstes Kind. Ihr Lohn sinkt aufgrund dessen im weiteren Erwerbsverlauf um einen konstanten Betrag (hier: 30 Pfennige). Dieser nicht erklärte Effekt der Mutterschaft ist gering und wird mit zunehmendem Alter verglichen mit dem Heiratseffekt unbedeutender.

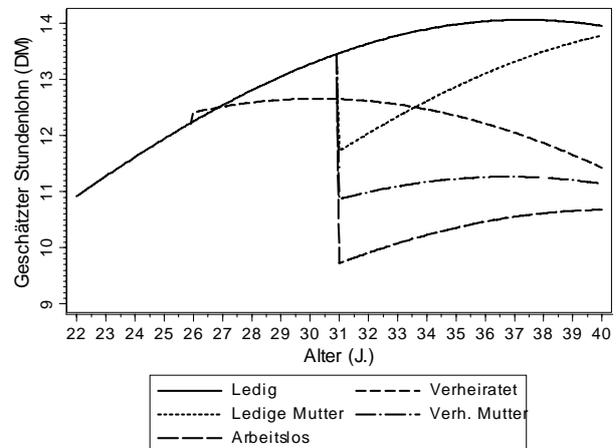
Unter der dritten Bedingung erhöht die Frau mit der Heirat und Geburt des Kindes ihren Zeitaufwand für Familienarbeit. Die relativ geringfügige zusätzliche Belastung in der Ehe fällt kaum ins Gewicht. Anders führt die zusätzliche Steigerung des täglichen Zeitaufwands um 4 Stunden mit der Geburt zu deutlichen Lohneinbußen (DM 0,50). Bedingung vier entspricht der (realistischeren) Annahme, dass die Frau im Anschluss an die Geburt nicht sofort wieder erwerbstätig ist, sondern ihre Karriere für 3 Jahre unterbricht und dabei die Elternzeit in Anspruch nimmt. Im Vergleich zu Bedingung drei führt dies zu einer zusätzlichen Lohnsenkung (von DM 1,40) unmittelbar nach dem Wiedereintritt. Der Lohn sinkt damit auf das Niveau einer Berufsanfängerin! Im Vergleich zu einer gleichaltrigen ledigen Frau verdient die Frau dann pro Stunde etwa 3 Mark weniger. Bei einer Wochenarbeitszeit von 40 Stunden akkumulieren sich die direkten und indirekten Opportunitätskosten der Familiengründung in dieser Phase zu einer Kürzung des monatlichen Bruttoverdienstes um DM 480. Unter Bedingung fünf wird schließlich die „Restoration“ des Humankapitals mit dem Alter des Kindes berücksichtigt. Hier zeigt sich, dass die Lohneinbußen, die mit der Mutterschaft verbunden sind, temporärer Natur sind. Der Lohn einer verheirateten Mutter nähert sich allmählich wieder dem Lohn einer verheirateten Frau ohne Kind an. Im Alter von 40 Jahren unterscheiden sich ihre Stundenlöhne nicht mehr.

Abbildung 8: Direkte und indirekte Kosten der Familiengründung

(a) Lohneinbußen verheirateter Frauen



(b) Vergleich lediger und verheirateter Mütter



Quelle: SOEP 1984-2003, Stichprobe II.

Anmerkungen: Geschätzte Löhne anhand der Koeffizienten der FE-Schätzung (Modell 5, Tabelle A11); Die Personen befinden sich nicht in Ausbildung, das Bildungsniveau beträgt 12 Jahre.

Beschreibung der Lebensverläufe (a)

Ledig: kontinuierlich Vollzeit erwerbstätig, im gleichen Betrieb beschäftigt, 2 Std. Familienarbeit;

Verheiratet: Heirat mit 26 Jahren;

Mutterschaft: erstes Kind mit 28 J.;

Familienarbeit: 3 Stunden Familienarbeit nach der Heirat, 7 Stunden nach der Geburt des ersten Kindes;

Elternzeit: 3jährige Erwerbsunterbrechung nach der Geburt, Elternzeit, Rückkehr zum Arbeitgeber;

Restauration: Wiederherstellung von Humankapital mit dem Alter des Kindes.

Beschreibung der Lebensverläufe (b)

Ledig: kontinuierlich Vollzeit erwerbstätig, im gleichen Betrieb beschäftigt, 2 Std. Familienarbeit;

Ledige Mutter: erstes Kind mit 28 J., 3jährige Erwerbsunterbrechung, Elternzeit, Rückkehr zum Arbeitgeber, 7 Stunden Familienarbeit;

Verheiratet: Heirat mit 26 Jahren;

Verh. Mutter: erstes Kind mit 28 J., 3jährige Erwerbsunterbrechung, Elternzeit, Rückkehr zum Arbeitgeber, 7 Stunden Familienarbeit;

Arbeitslos: wie Ledig, 3jährige Unterbrechung aufgrund von Arbeitslosigkeit, Wechsel des Arbeitgebers.

In Abbildung 8(b) wird deutlich, dass die Mutterschaft verheirateter und lediger Frauen ähnliche Konsequenzen hat. In beiden Fällen ist während der ersten zwölf Lebensjahre des Kindes mit Lohneinbußen zu rechnen. Im Anschluss an die Erwerbsunterbrechung wächst der Lohn jeweils schneller als der Lohn der Vergleichspersonen ohne Kind. Wegen des „Karriereknicks“ nach der Heirat, der unabhängig von der Elternschaft ist, liegt der Lohn einer verheirateten Mutter aber auch langfristig deutlich unter dem Lohn einer ledigen Mutter. Die Folgekosten der Heirat und Geburt des ersten Kindes fallen in der Summe geringer aus

als die Lohneinbußen einer 3jährigen Unterbrechung aufgrund von Arbeitslosigkeit. Langfristig ist das Lohnniveau einer verheirateten Frau (mit oder ohne Kind) jedoch dem Lohn einer (zwischenzeitlich) arbeitslosen Frau ähnlicher als dem Lohn einer ledigen Frau (mit oder ohne Kind).

8.3.5 *Der moderne Übergang in die Ehe*

Bisher lag der Fokus der Analyse auf dem Einfluss der Heirat auf die Lohnprofile von Männern und Frauen, d.h. auf dem Vergleich lediger und verheirateter Personen. Dabei wurde auf den Zusammenhang mit den Ereignissen der Scheidung und Elternschaft eingegangen, die immer bzw. häufig nach der Erstheirat stattfinden. In diesem Abschnitt steht die frühe Phase des Familienzyklus im Mittelpunkt, d.h. der Vergleich der Löhne unter dem Einfluss der Hausstandsgründung und Partnerwahl. Der Auszug aus dem Elternhaus findet typischerweise vor der Heirat oder zeitgleich mit ihr statt, die Gründung der ersten NEL *per definitionem* vorher. Mit der Beschränkung auf junge Männer und Frauen, die zunächst noch bei ihren Eltern leben und Single sind, kann der Heiratseffekt um Einflüsse früher Ereignisse der Familienbiografie bereinigt werden. Zugleich wird auch die Annahme aufgegeben, dass es sich bei ledigen Männern bzw. Frauen um homogene Gruppen handelt, die sich alleine dadurch auszeichnen, dass sie nicht heiraten.⁷¹ Ausgangspunkt der Analyse ist eine Spezifikation, die mit Modell 6 aus Abschnitt 8.3.1 bis auf zwei kleinere Modifikationen identisch ist. Es wird in dieser jungen Stichprobe erstens keine Verwitwung beobachtet und zweitens werden Partnerschaften nach einer Scheidung nicht gesondert berücksichtigt.

Die Schätzung dieses Modells ergibt für Männer einen Niveaueffekt der Heirat von 4,5% (vgl. Tabelle 9, Modell 1), der fast mit dem Wert übereinstimmt, der für die größere Stichprobe ermittelt wurde. Der Koeffizient der Ehedauer lässt jetzt aber auf einen leichten Anstieg des Effekts im Verlauf der Ehe schließen (um 0,1% pro Jahr). Gleichwohl kann die Nullhypothese, dass der Heiratseffekt während der Ehe konstant bleibt, nicht abgelehnt

⁷¹ Die Beschränkung hat auch den Vorzug, dass einer Verzerrung des Heiratseffekts durch kohortenspezifische Unterschiede der Lohnprofile oder durch Variation mit dem Heiratsalter ("späte Heirat") vorgebeugt wird. In dieser Stichprobe sind nur Personen der Geburtsjahrgänge ab 1959 enthalten, die frühestens im Alter von 19 und spätestens im Alter von 39 Jahren heiraten. Den Schwerpunkt der Daten bilden die Kohorten der um 1968 Geborenen. Das mittlere Heiratsalter der Männer (Frauen) liegt bei 26,6 (25) Jahren.

werden. Der Effekt einer Scheidung, die in dieser jungen Stichprobe ein eher seltenes Ereignis ist, ist nun praktisch gleich Null. Wie zuvor geht aber von der Vaterschaft ein positiver Einfluss (von 1,8% pro Kind) auf den Lohn aus. Der Effekt ist jetzt insignifikant. Dies könnte auf den geringeren Stichprobenanteil von Vätern mit drei oder mehr Kindern zurückzuführen sein, für die der Effekt der Elternschaft besonders groß ist (s. oben). Das Ergebnis eines negativen Effekts des Aufwands für Familienarbeit bestätigt sich in dieser Schätzung nicht.

Modell 2 berücksichtigt die Partnerbiografie lediger Personen, genauer: den Übergang in die erste NEL sowie gegebenenfalls die erste Trennung und eine zweite NEL. Der Heiratseffekt wird auf diese Weise um den Einfluss früherer Partnerschaften bereinigt.⁷² Die Schätzung ergibt einen signifikanten Kohabitationseffekt von 3,8%. Der Niveaueffekt der Heirat reduziert sich auf den gleichen Wert. Der anfängliche Effekt der Ehe erklärt sich also zumindest teilweise durch Lohnsteigerungen, die bereits mit dem Übergang in eine NEL stattgefunden haben. Modell 3 zeigt schließlich, dass sowohl der Kohabitationseffekt, als auch der Heiratseffekt deutlich geringer ausfallen (2,2% bzw. 2,7%) und insignifikant sind, wenn der Auszug aus dem Elternhaus berücksichtigt wird. Mit dem Auszug wird ein positiver Effekt auf den Lohn von 3,6% vorhergesagt.

Damit aber muss endgültig die These verworfen werden, dass die Anstrengung im Beruf mit einer höheren Belastung durch Hausarbeit grundsätzlich eingeschränkt wird. Wenn die zeitliche Flexibilität einer Tätigkeit den Ausschlag gibt, könnte dies erklären, warum Männer, die ihr Elternhaus verlassen, zwar mehr Hausarbeit leisten, aber deshalb nicht weniger Energie auf ihre Karriere verwenden. Auch dies bietet jedoch keine Erklärung für das *höhere* Lohnwachstum alleinstehender Männer verglichen mit „Nesthockern“. Die Tatsache, dass die Effekte der Heirat und NEL selbst unter Kontrolle des Zeitaufwands für Familienarbeit positiv sind, lässt sich möglicherweise noch auf Messungenauigkeiten zurückführen. Der positive Effekt des Auszugs nicht. Auch Lohndiskriminierung kann kaum die Ursache sein. (Woher sollten Arbeitgeber wissen, wer in der Belegschaft noch zu Hause wohnt, oder wer gerade in einer NEL lebt? Und selbst wenn: warum sollten sie dies als Signal besonders hoher Produktivität werten oder als Eigenschaften, die eine privilegierte Behandlung verdienen?) Auch der (nun insignifikante) Kohabitationseffekt dürfte nicht durch „statistische“ Diskriminierung oder Paternalismus begründet sein.

⁷² Dies kann eine NEL mit einem anderen als dem Ehepartner sein, die vor der ersten Ehe gescheitert ist, oder eine Probeehe, die in eine Ehe mündet. Für Personen, die den zweiten Partner geheiratet haben, trifft beides zu. Personen, die erst den dritten Partner geheiratet haben, konnten in dieser Stichprobe nicht identifiziert werden.

Tabelle 9: Heiratseffekt und Effekte des Auszugs aus dem Elternhaus und der ersten NEL

	Männer			Frauen		
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 1	Modell 2	Modell 3
Auszug (A)			0,036** (0,017)			0,014 (0,019)
1. nicht-eheliche Gem. (NEL1)		0,038** (0,017)	0,022 (0,019)		0,026 (0,020)	0,019 (0,022)
Trennung (T1)		-0,019 (0,033)	-0,017 (0,033)		-0,041 (0,043)	-0,039 (0,042)
2. nicht-eheliche Gem. (NEL2)		0,017 (0,050)	0,024 (0,050)		0,111** (0,053)	0,112** (0,053)
Verheiratet (V)	0,045** (0,018)	0,038** (0,017)	0,027 (0,019)	0,015 (0,024)	0,009 (0,024)	0,005 (0,024)
Ehedauer (VD), in Jahren	0,001 (0,004)	0,002 (0,004)	0,002 (0,004)	-0,017*** (0,005)	-0,016*** (0,005)	-0,016*** (0,005)
Geschieden (G)	0,002 (0,043)	0,006 (0,043)	0,006 (0,043)	0,098** (0,040)	0,103** (0,040)	0,104** (0,040)
# Kinder (K)	0,018 (0,014)	0,017 (0,014)	0,017 (0,014)	-0,025 (0,027)	-0,023 (0,027)	-0,022 (0,027)
Familienarbeit (Stunden) / 100	-0,025 (0,207)	-0,034 (0,207)	-0,098 (0,208)	-0,489* (0,275)	-0,524* (0,274)	-0,536* (0,275)
N		1.188			782	
N · T		10.084			5.851	
R ²	0,737	0,737	0,737	0,720	0,721	0,721

Quelle: SOEP 1984-2003, eigene Berechnungen, Stichprobe III.

Anmerkungen: FE-Schätzung; Alle Modelle enthalten zusätzlich die Variablen Berufserfahrung, Berufserfahrung², Betriebszugehörigkeit, Bildung, In Ausbildung, In Ausbildung · Alter, sowie 19 Jahresindikatoren (Ref.: 1984); robuste Standardfehler in Klammern; *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1.

Die vollständigen Regessionsergebnisse sind im Anhang in Tabelle A12 dargestellt.

Für Frauen ist eine hohe Übereinstimmung der Schätzung von Modell 1 mit den Ergebnissen in der älteren Stichprobe festzustellen. Der negative Effekt der Ehedauer fällt nun sogar noch stärker aus. Hingegen sind die Lohneinbußen der Mutterschaft geringer, was wiederum auf den geringeren Anteil von Müttern mit mehr als zwei Kindern zurückzuführen sein könnte. Auch das Ergebnis des positiven Scheidungseffekts bleibt bestehen, und der direkte Effekt der Familienarbeit ist nahezu identisch zu den vorherigen Schätzungen. Mit der Gründung der ersten NEL steigt nicht nur der Lohn von Männern, sondern auch der von Frauen (Modell 2). Der Auszug aus dem Elternhaus wirkt sich für Frauen offenbar weniger stark aus als für Männer, hat aber dennoch einen leicht positiven Effekt von 1,4% (Modell 3). Unter Kontrolle des Auszugs verbleibt ein Kohabitationseffekt von 1,9%. Wie die Analyse der Zeitverwendung gezeigt hat, übernehmen Frauen den Großteil der Hausarbeit in der ersten NEL. Somit ist eine Erklärung durch Größenvorteile der Haushaltsproduktion unplausibel. Gleichzeitig reduzieren sie auch ihre Erwerbsarbeitszeit. Dies bedeutet aber offenbar nicht,

dass sie weniger in Aus- und Weiterbildung investieren. Wenngleich der Koeffizient insignifikant ist, spricht das positive Vorzeichen recht eindeutig dagegen, dass Frauen sich in der ersten NEL bereits spezialisieren. Unter Kontrolle des Auszugs und der vor-ehelichen Partnerbiografie ist der Niveaueffekt der Heirat praktisch gleich Null. Im Anschluss an die erste Heirat sinkt der Lohn jedoch drastisch: nach 10 Ehejahren wird ein Lohnnachteil von 17% gegenüber einer ledigen Frau mit sonst vergleichbarer Biografie erwartet.

Dagegen wird für Männer nun mit jedem Ehejahr ein Anstieg des Heiratseffekts um 0,2% erwartet. Nach 10 Ehejahren ergibt sich so ein Lohnvorteil gegenüber ledigen Männern von knapp 5%. Während die Effekte des Auszugs und der NEL, die vor oder zeitgleich mit der Heirat einsetzen, also für beide Geschlechter in die gleiche Richtung wirken, ergeben sich im Verlauf der ersten Ehe zunehmende Lohnunterschiede. Letzteres ist konsistent mit einer Erklärung durch Spezialisierung im Sinne von Becker (1981). Zu beachten ist dabei, dass sich durch die Berücksichtigung des höheren Lohnwachstums vor der Ehe sowohl für Männer, als auch für Frauen zwei Veränderungen ergeben. Einerseits reduziert sich der Niveaueffekt; andererseits steigt der Effekt der Ehedauer leicht an. Dies deutet darauf hin, dass eine Überschätzung des Heiratseffekts zu Beginn der Ehe gleichzeitig eine Unterschätzung im weiteren Verlauf erzeugt.

Die Lohnentwicklung vor der Heirat könnte darauf verweisen, dass die Entkoppelung des Auszugs und der Partnerwahl von der Familiengründung mit einer höheren Unsicherheit verbunden ist, die eine einseitige Ausrichtung der Frau auf die Familienplanung unvorteilhaft erscheinen lässt. Insbesondere spricht aber der negative Effekt der Trennung einer NEL für beide Geschlechter (wie auch der Scheidungseffekt) dagegen, dass es sich schlicht um unbeobachtete Faktoren handelt, welche die Steigung des Lohnprofils bestimmen. Wenn dies der Fall wäre, sollte das Lohnwachstum unabhängig von der Partnerschaft sein.

9 Schlussfolgerungen und Ausblick

Verheiratete Männer verdienen auch in Westdeutschland mehr als ledige Männer. Im Querschnitt wurde hier ein Effekt von 12% geschätzt. Dieser Lohnunterschied ist im Verlauf der 80er und 90er Jahre geschrumpft, von 25% auf 8%. Der Schätzwert für den kausalen Heiratseffekt, der mit Panel-Regressionen ermittelt wird, ist sehr viel geringer und liegt bei etwa 4,5%. (Selbst-) Selektion erklärt somit rund zwei Drittel des Lohnunterschieds. Die These eines direkten Produktivitätseffekts der Befreiung von Hausarbeit durch die Ehefrau hat sich hier nicht bewährt. Zwar wirkt sich eine höhere Belastung durch Familienarbeit negativ auf den Lohn aus. Dieser Effekt geht jedoch hauptsächlich von der zeitlichen Belastung durch die Kinderbetreuung aus, an der verheiratete Männer sich stärker beteiligen als ledige oder geschiedene Männer. Die Entwicklung des Heiratseffekts im Eheverlauf konnte nicht eindeutig bestimmt werden. Jedenfalls aber steigt der Lohnunterschied zu ledigen Personen, wenn überhaupt, nur geringfügig. Es zeigt sich, dass eine Probeehe und v.a. der Auszug aus dem Elternhaus mit Lohnsteigerungen verbunden sind, die den Lohnsprung zu Beginn der Ehe teilweise erklären. Insgesamt spricht die Evidenz somit nicht für die Thesen, verheiratete Männer würden sich aufgrund geschlechtsspezifischer Arbeitsteilung im Beruf mehr anstrengen, oder sich stärker fortbilden als Ledige. Die Tatsache, dass Männer mit guten Erwerbschancen eher heiraten, erklärt im wesentlichen die ‚Marriage Wage Premium‘. Künftige Studien sollten sich daher mit dem Einfluss des Einkommens auf das Auszugsverhalten und die Partnerwahl von Männern beschäftigen.

Für Frauen ergibt sich mit der Heirat ein „Karriereknick“, der zu großen Lohneinbußen im Verlauf der Ehe führt (nach 10 Jahren etwa 15%) Dies stützt die These eines indirekten Effekts der Arbeitsteilung durch geringere Investitionen in die Karriere, ist aber auch mit einer Erklärung durch Diskriminierung seitens der Arbeitgeber vereinbar, die möglicherweise die Heirat als Signal für künftige Erwerbsunterbrechungen oder Betriebswechsel werten. Ferner ist die Belastung durch die Kinderbetreuung zwar ein Faktor, der höhere Lohneinbußen für Mütter erzeugt. Dies erklärt jedoch den „Karriereknick“ verheirateter Frauen nicht. Stattdessen ist der negative Effekt der Ehedauer der Grund dafür, warum die Opportunitätskosten verheirateter Mütter scheinbar besonders groß sind. Dieser Zusammenhang erklärt (in der hier verwendeten Stichprobe) einen Anteil von rund 10% der

(mittleren) ‚Motherhood Wage Penalty‘ aller Frauen, wenn Erwerbsunterbrechungen bereits kontrolliert wurden. Weitere 10% sind dann auf die Belastung mit Familienarbeit zurückzuführen. Interessant wäre hier ein Vergleich mit Ostdeutschland. Hier ist die Infrastruktur der Kinderbetreuung stärker ausgebaut, was sich positiv (bzw. weniger negativ) auf die Löhne von Müttern auswirken könnte. Außerdem sind mehr Frauen Vollzeit erwerbstätig als in Westdeutschland. Dies könnte weniger starke Lohneinbußen auch für verheiratete Frauen zur Folge haben.

Der „Karriereknick“ mit einer Heirat könnte auf die größere Sicherheit hinsichtlich der baldigen Realisierung des Kinderwunsches und der (finanziellen) Unterstützung durch den Lebenspartner zurückzuführen sein. Mit anderen Worten könnte die Heirat das einschneidende Ereignis für die Anpassung der beruflichen Planung sein. Und eine Familienpolitik, die sich am Haupternährer-/Zuverdiener-Modell orientiert, würde durch relativ großzügige Erziehungszeiten mit anschließender Arbeitsplatzgarantie, durch die steuerlichen Vorteile des Ehegattensplittings und durch das mangelnde Angebot an öffentlicher Kinderbetreuung Anreize für eine Entscheidung gegen die Verfolgung eigener Karriereziele setzen.

Literaturverzeichnis

Ahituv, A., Lerman, R. (2005), How Do Marital Status, Wage Rates, and Work Commitment Interact?, IZA Discussion Paper No. 1688.

Allison (1994), Using Panel Data to Estimate the Effects of Events, in: *Sociological Methods and Research*, 23, 174-199.

Anderson, D. J., Binder, M., Krause, K. (2003), The Motherhood Wage Penalty Revisited: Experience, Heterogeneity, Work Effort, and Work-Schedule Flexibility, *Industrial and Labor Relations Review*, 56(2), 273-294.

Antonovics, K., Town, R. (2003), Are All the Good Men Married? Uncovering the Sources of the Marital Wage Premium, University of California, San Diego, Department of Economics Paper 2003-15.

Bardasi, E., Taylor, M. (2004), Investigating the Marital Wage Premium for Men in Britain, World Bank, Washington D.C.

Bauer, T. (2001), *Die Familienfalle: Wie und warum sich die Familiensituation für Frauen und Männer unterschiedlich auf die Erwerbsbiografie auswirkt – eine ökonomische Analyse*, Chur/Zürich: Rueger.

Beblo, M., Wolf, E. (2002), Die Folgekosten von Erwerbsunterbrechungen, *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung*, 71(1), 83-94.

Becker, G. S. (1973), A Theory of Marriage: Part I, *The Journal of Political Economy*, 81(4), 813-846.

Becker, G. S. (1981), *A Treatise on the Family*, Cambridge: Harvard University Press.

Becker, G. S. (1985), Human Capital, Work Effort, and the Sexual Division of Labor, *Journal of Labor Economics*, 3(1), 33-58.

Becker, G. S. (1993), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, Chicago/London: The University of Chicago Press, 3. Auflage.

Bender, S., Kohlmann, A., Lang, S. (2003), Changing Employment Penalties for Motherhood in West Germany after 1945: A Comparative Analysis of Cohorts Born in 1934-1971, MPIDR Working Paper 2003-006.

Berk, R. A., Fenstermaker Berk, S. (1983), Supply-Side Sociology of the Family: The Challenge of the New Home Economics, *Annual Review of Sociology*, 9, 375-395.

Bielby, D. D., Bielby, W. T. (1988), She Works Hard for the Money: Household Responsibilities and the Allocation of Work Effort, *The American Journal of Sociology*, 93(5), 1031-1059.

Bielby, W. T., Bielby, D. D. (2002), Telling Stories about Gender and Effort: Social Science Narratives About Who Works Hard for the Money, in: M. F. Guillén, R. Collins, P. England, M. Meyer, (Hg.), *The New Economic Sociology: Developments In An Emerging Field*, New York: Russell Sage Foundation, 193-217.

Blau, F., Ehrenberg, R. G. (1997), Introduction, in: dies. (Hg.), *Gender and Family Issues in the Workplace*, New York: Russell Sage Foundation, 1-19.

BMBF (2003), *Berufsbildungsbericht 2003*, Bonn.

BMFSFJ (2003), *Familie im Siegel der amtlichen Statistik: Lebensformen, Familienstrukturen, wirtschaftliche Situation der Familien und demographische Entwicklung*, erweiterte Neuauflage.

BMFSFJ (2005), *Gender-Datenreport: 1. Datenreport zur Gleichstellung von Frauen und Männern in der Bundesrepublik Deutschland*, Bonn.

BMFSFJ (2006), *Familie zwischen Flexibilität und Verlässlichkeit: Perspektiven für eine lebenslaufbezogene Familienpolitik*, Siebter Familienbericht, Bonn.

Bonke, J., Datta Gupta, N., Smith (2003), Timing and Flexibility of Housework and Men and Women's Wages, IZA Discussion Paper No. 860.

Brüderl, J., Klein, T. (2003), Die Pluralisierung partnerschaftlicher Lebensformen in Westdeutschland, 1960-2000, in: W. Bien, J. H. Marbach (Hg.), *Partnerschaft und Familiengründung: Ergebnisse der dritten Welle des Familiensurvey*, Opladen: Leske und Budrich, 189-217.

Brüderl, J. (2004), Meta-Analyse in der Soziologie: Bilanz der deutschen Scheidungsursachenforschung oder „statistischer Fruchtsalat“?, *Zeitschrift für Soziologie*, 33(4), 84-86.

Budig, M., England, P. (2001), The Wage Penalty For Motherhood, *American Sociological Review*, 66, 204-225.

Chun, H., Lee, I. (2001), Why do Married Men Earn More: Productivity or Marriage Selection?, *Economic Inquiry*, 39(2), 307-319.

Cochrane, A., Clarke, J., Gewirtz, S. (Hg.) (2001), *Comparing Welfare States*, London u.a.: Sage.

Corijn, M. (2001), Transition to Adulthood in Europe: Sociodemographic factors, in: Corijn, M., Klijzing, E. (Hg.), *Transitions to Adulthood in Europe*, European Studies of Population, 10, Dordrecht u.a.: Kluwer, 1-25.

- Coverman, S. (1983), Gender, Domestic Labor Time, and Wage Inequality, *American Sociological Review*, 48(5), 623-637.
- Daly, M. (2000), *The Gender Division of Welfare: The Impact of the British and German Welfare States*, Cambridge: University Press.
- Diekmann, A., Weick, S. (1993), Einleitung: Der Familienzyklus als sozialer Prozess, in: dies. (Hg.), *Der Familienzyklus als sozialer Prozess: Bevölkerungssoziologische Untersuchungen mit den Methoden der Ereignisanalyse*, Berlin: Duncker und Humblot, 9-19.
- Diekmann, A. (1995), *Empirische Sozialforschung: Grundlagen, Methoden, Anwendungen*, Reinbek: Rowohlt.
- Fahrmeir, L., Künstler, R., Pigeot, I., Tutz, G. (1999), *Statistik: Der Weg zur Datenanalyse*, Berlin u.a.: Springer Verlag, 2. Auflage.
- Gershuny, J. (2003), Time, through the Lifecourse in the Family, ISER Working Papers 2003-3.
- Gornick, J. C., Meyers, M. K. (2003), *Families That Work: Policies for Reconciling Parenthood and Employment*, New York: Russell Sage Foundation.
- Gupta, N. D., Smith, N. (2002), Children and Career Interruptions: The Family Gap in Denmark, *Economica*, 69, 609-629.
- Gupta, N. D., Smith, N., Stratton, L. S. (2005), Is Marriage Poisonous? Are Relationships Taxing? An Analysis of the Male Marital Wage Differential in Denmark, IZA Discussion Paper No. 1591.
- Hakim, C. (2000), *Work-Lifestyle Choices in the 21st Century: Preference Theory*, New York: Oxford University Press.
- Harkness, S., Waldfogel, J. (1999), The Family Gap in Pay: Evidence from Seven Industrialized Countries, CASEpaper 29.
- Hersch, J., Stratton, L. S. (2000), Household Specialization and the Male Marriage Wage Premium, *Industrial and Labor Relations Review*, 54(1), 78-94.
- Hersch, J., Stratton, L. S. (2002), Housework and Wages, *The Journal of Human Resources*, 37(1), 217-229.
- Hill, M. S. (1979), The Wage Effects of Marital Status and Children, *The Journal of Human Resources*, 14(4), 580-594.
- Hill, M. (1996), *Social Policy: A comparative analysis*, London u.a.: Prentice Hall.

- Holst, E., Maier, F. (1998), Normalarbeitsverhältnis und Geschlechterordnung, *MittAB*, 31(3), 505-518.
- Huinink, J. J., Röhler, H. K. A. (2005), *Liebe und Arbeit in Paarbeziehungen: Zur Erklärung geschlechtstypischer Arbeitsteilung in nichtehelichen und ehelichen Lebensgemeinschaften*, Würzburg: Ergon Verlag.
- Hullen, G. (2001), Transition to Adulthood in Germany, M. Corijn, E. Klijzing, (Hg.), *Transitions to Adulthood in Europe*, European Studies of Population, 10, Dordrecht u.a.: Kluwer, 153-172.
- Jenkins, S. P., O'Leary, N. C. (1995), Modelling domestic work time, *Journal of Population Economics*, 8, 265-279.
- Joshi, H., Paci, P. (Hg.) (1998), *Unequal Pay for Women and Men: Evidence from the British Birth Cohort Studies*, Cambridge: MIT Press.
- Juster, F. T., Stafford, F. P. (1991), The Allocation of Time: Empirical Findings, Behavioral Models, and Problems of Measurement, *Journal of Economic Literature*, 29, 471-522.
- Konietzka, D., Kreyenfeld, M. (2005), Nichtehele Muterschaft und soziale Ungleichheit: Zur sozio-ökonomischen Differenzierung der Familienformen in Ost- und Westdeutschland, MPIDR Working Paper 2005-001.
- Korenman, S., Neumark, D. (1991), Does Marriage Really Make Men More Productive?, *The Journal of Human Resources*, 26(2), 282-307.
- Korenman, S., Neumark, D. (1992), Marriage, Motherhood, and Wages, *The Journal of Human Resources*, 17(2), 233-255.
- Krashinsky, H. (2004), Do Marital Status and Computer Usage Really Change the Wage Structure?, *Journal of Human Resources*, 39(3), 774-791.
- Kühn, T. (2004), *Berufsbiografie und Familiengründung: Biografiegestaltung junger Erwachsener nach Abschluss der Berufsausbildung*, Wiesbaden: Verlag für Sozialwissenschaften.
- Künzler, J. (1999), Arbeitsteilung in Ehen und Nichtehele Lebensgemeinschaften, in: T. Klein, W. Lauterbach (Hg.), *Nichtehele Lebensgemeinschaften: Analysen zum Wandel partnerschaftlicher Lebensformen*, Opladen: Leske und Budrich, 235-268.
- Künzler, J., Walter, W. (2001), Arbeitsteilung in Partnerschaften: theoretische Ansätze und empirische Befunde, in: Huinink, J., Strohmeier, K.-P., Wagner, M. (Hg.), *Solidarität in Partnerschaft und Familie: Zum Stand familiensoziologischer Theoriebildung*, Würzburg: Ergon Verlag, 185-218.
- Lee, Y.-S., Waite, L. J. (2005), Husbands' and Wives' Time Spent on Housework: A Comparison of Measures, *Journal of Marriage and the Family*, 67, 328-336.

Lewis, J. (1992), Gender and the development of welfare regimes, *Journal of European Social Policy*, 2(3), 159-173.

Loh, E. S. (1996), Productivity Differences and the Marriage Wage Premium for White Males, *The Journal of Human Resources*, 31(3), 566-589.

Lundberg, S. Pollak, R. A. (1996), Bargaining and Distribution in Marriage, *Journal of Economic Perspectives*, 10(4), 139-158.

Gille, M., Marbach, J. (2004), Arbeitsteilung von Paaren und ihre Belastung mit Zeitstress, in: Statistisches Bundesamt (Hg.), *Alltag in Deutschland: Analysen zur Zeitverwendung*, Forum der Bundesstatistik, Band 43, 86-113.

Mayer, K. U. (2001), Lebensverlauf, in: B. Schäfers, W. Zapf (Hg.), *Handwörterbuch zur Gesellschaft Deutschlands*, Opladen: Leske und Budrich, S. 446-460.

Mincer, J., Polachek, S. (1974), Family Investments in Human Capital: Earnings of Women, *The Journal of Political Economy*, 82 (2), Part 2: Marriage, Family Human Capital, and Fertility, 76-108.

Mincer, J., Ofek, H. (1982), Interrupted Work Careers: Depreciation and Restoration of Human Capital, *The Journal of Human Resources*, 17(1), 3-24.

Müller, W., Steinmann, S., Ell, R. (1998), Education and Labour Market Entry in Germany, in: Y. Shavit, W. Müller (Hg.), *From School to Work: A Comparative Study of Educational Qualifications and Occupational Destinations*, Oxford: Clarendon Press, 143-188.

Nakosteen, R. A., Zimmer, M. A. (1997), Men, Money, and Marriage: Are High Earners More Prone Than Low Earners to Marry?, *Social Science Quarterly*, 78(1), 66-82.

Noonan, M. C. (2001), The Impact of Domestic Work on Men's and Women's Wages, *Journal of Marriage and the Family*, 63, 1134-1145.

OECD (1996), *Employment Outlook*, Paris.

OECD (2001), *Employment Outlook*, Paris.

OECD (2002), *Employment Outlook*, Paris.

Ostner, I. (2002), A new role for fathers? The German case, in: B. Hobson (Hg.), *Making Men into Fathers: Men, Masculinities and the Social Politics of Fatherhood*, Cambridge: University Press, 150-167.

Ott, N. (1998), Der familienökonomische Ansatz von Gary S. Becker, in: I. Pies, M. Leschke (Hg.), *Gary Beckers ökonomischer Imperialismus*, Konzepte der Gesellschaftstheorie, Band 4, Mohr Siebeck, 63-90.

- Pfau-Effinger, E. (1999), The Modernization of Family and Motherhood in Western Europe, in: R. Crompton (Hg.), *Restructuring Gender Relations and Employment: The Decline of the Male Breadwinner*, New York: Oxford University Press, 60-79.
- Phipps, S., Burton, P., Lethbridge, L. (2001), In and out of the Labour Market: Long-Term Income Consequences of Child-Related Interruptions to Women's Paid Work, *The Canadian Journal of Economics*, 34(2), 411-429.
- Reed, R. W., Harford, K. (1989), The marriage premium and compensating wage differentials, *Journal of Population Economics*, 2, 237-265.
- Ribar, D. C. (2004), What Do Social Scientists Know About the Benefits of Marriage? A Review of Quantitative Methodologies, IZA Discussion Paper No. 998.
- Richardson, K. (2000), The evolution of the marriage premium in the Swedish labor market 1968-1991, Mimeo.
- Schettkat, R. (2003), Differences in US-German Time-Allocation: Why Do Americans Work Longer Hours than Germans, IZA DP No. 697.
- Schnell, R. Hill, P. B., Esser, E. (1999), *Methoden der empirischen Sozialforschung*, München: Oldenbourg, 6. Auflage.
- Schoeni, R. F. (1995), Marital Status and earnings in developed countries, *Journal of Population Economics*, 8, 351-359.
- Siebert, W. S., Sloane, P. J. (1981), The Measurement of Sex and Marital Status Discrimination at the Workplace, *Economica*, 48(190), 125-141.
- Stratton, L. S. (2002), Examining the Wage Differential for Married and Cohabiting Men, *Economic Inquiry*, 40(2), 199-212.
- Waldfogel, J. (1997), Working Mothers Then and Now: A Cross-Cohort Analysis of the Effects of Maternity Leave on Women's Pay, in: F. Blau, R. G. Ehrenberg (Hg.), *Gender and Family Issues in the Workplace*, New York: Russell Sage Foundation, 92-126.
- Waldfogel, J. (1998a), Understanding the „Family Gap“ in Pay for Women with Children, *Journal of Economic Perspectives*, 12(1), 137-156.
- Waldfogel, J. (1998b), The Family Gap for Young Women in the United States and Britain: Can Maternity Leave Make a Difference?, *Journal of Labor Economics*, 16(3), 505-545.
- Wooldridge, J. M. (2002), *The Econometrics of Cross-Section and Panel Data*, Cambridge: MIT Press.
- Wooldridge, J. M. (2000), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, South-Western College Publishing.

Ziefle, A. (2004), Die individuellen Kosten des Erziehungsurlaubs: Eine empirische Analyse der kurz- und längerfristigen Folgen für den Karriereverlauf von Frauen, *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 2/2004, 213-231.

Ziegler, R., Schladt, D. (1993), Auszug aus dem Elternhaus und Hausstandsgründung, in: Diekmann, A., Weick, S. (Hg.), *Der Familienzyklus als sozialer Prozess: Bevölkerungssoziologische Untersuchungen mit den Methoden der Ereignisanalyse*, Berlin: Duncker und Humblot, 66-85.

Anhang der Abbildungen und Tabellen

Tabelle A1: Anteil der Steuern und Sozialbeiträge am Bruttoverdienst nach Familienstand und Höhe des Einkommens, Deutschland und die USA im Vergleich (1994)

Familienstand	USA				D			
	Einkommen (in % des Durchschnittseinkommens)							
	66	100	133	200	66	100	133	200
Verheiratet, ein Verdiener	18,8	22,5	24,4	26,9	25,0	29,8	32,3	32,4
Verheiratet, ein Verdiener, 2 Kinder	8,1	18,8	21,6	24,4	21,3	24,0	30,0	30,6
Verheiratet, Doppelverdiener	24,4	24,4	25,6	26,9	32,8	32,8	35,1	36,4
Verheiratet, Doppelverdiener, 2 Kinder	21,6	21,6	23,3	24,4	30,5	30,5	33,0	34,5
Ledig, Single	23,8	25,9	29,0	33,7	31,6	36,4	39,3	41,0

Quelle: Schettkat (2003).

Tabelle A2: Stichprobenziehung aus dem Sozio-ökonomischen Panel (SOEP), Wellen A-T

Stichprobe: Selektionskriterien		Männer	Frauen
Stichprobe I: (1) – (3)			
Wohnsitz in Westdeutschland, höchstens 65 J., erwerbstätig	N	12.216 (100%)	9.843 (100%)
Alle Informationen verfügbar	N	10.129 (82,9%)	7.901 (80,3%)
	N · T	63.297	42.051
	\bar{T}	6,2	5,3
Stichprobe II: (1) – (6)			
Höchstens 45 J. und ledig bei Eintritt, Teilnahme an mind. 3 Erhebungen	N	2.792 (22,9%)	2.151 (21,9%)
Alle Informationen verfügbar	N	2.392 (19,6%)	1.740 (17,7%)
	N · T	19.852	12.530
	\bar{T}	8,3	7,2
Stichprobe III: (1) – (8)			
Höchstens 25 J. und noch im elterl. Haushalt bei Eintritt	N	1.675 (13,7%)	1.245 (12,6%)
Alle Informationen verfügbar	N	1.188 (9,7%)	782 (8,0%)
	N · T	10.084	5.851
	\bar{T}	8,6	7,6

Quelle: SOEP 1984-2003; eigene Berechnungen.

Anmerkungen: N = Anzahl der Personen; N · T = Anzahl der Beobachtungen (Personenjahre);

\bar{T} = durchschnittliche Anzahl der Beobachtungen pro Person.

Selektionskriterien:

- (1) Wohnsitz in den alten Bundesländern;
- (2) Höchstens 65 Jahre alt;
- (3) Erwerbstätigkeit (Erwerbseinkommen, mind. 8 Stunden Wochenarbeitszeit;
- (4) Höchstens 45 Jahre alt zum Zeitpunkt der ersten Beobachtung;
- (5) Ledig zum Zeitpunkt der ersten Beobachtung;
- (6) Teilnahme an mindestens drei Erhebungen;
- (7) Höchstens 25 Jahre alt zum Zeitpunkt der ersten Beobachtung;
- (8) Noch im Haushalt der Eltern und noch nicht in einer NEL zum Zeitpunkt der ersten Beobachtung.

Tabelle A4: Deskriptive Statistiken der Längsschnittstichproben

(a) Stichprobe II

	Männer		Frauen	
	Keine Heirat	Heirat	Keine Heirat	Heirat
Bruttostundenlohn (in DM)	21,71 (9,06)	26,08 (11,36)	19,46 (7,01)	19,94 (6,83)
Monatsverdienst (in DM)	3.920 (1.400)	4.835 (1.844)	3.333 (996)	3.048 (1.052)
Wochenarbeitszeit (Stunden)	41,76 (6,03)	43,14 (6,33)	39,75 (5,17)	35,71 (8,43)
Familienarbeit (werktags, Stunden)	1,91 (1,19)	2,68 (1,76)	2,64 (1,58)	4,49 (3,36)
Berufserfahrung (in Jahren)	7,39 (3,06)	9,84 (4,29)	6,81 (2,73)	6,79 (2,93)
Alter	29,06 (3,41)	31,40 (4,58)	28,5 (3,17)	28,9 (4,37)
Betriebszugehörigkeit (in Jahren)	5,51 (2,98)	6,73 (3,74)	5,33 (2,75)	5,46 (3,40)
Bildung (in Jahren)	11,54 (0,78)	11,82 (0,16)	11,99 (0,62)	11,82 (0,64)
In Ausbildung	0,13	0,06	0,12	0,06
N	1.430	962	1.009	732
N · T	9.112	10.740	6.162	6.368
\bar{T}	6,4	11,2	6,1	8,7

(b) Stichprobe III

	Männer		Frauen	
	Keine Heirat	Heirat	Keine Heirat	Heirat
Bruttostundenlohn (in DM)	18,39 (8,43)	23,23 (12,19)	15,83 (6,17)	17,58 (6,79)
Monatsverdienst (DM)	3.282 (1.372)	4.229 (1.954)	2.696 (975)	2.694 (1.042)
Wochenarbeitszeit (Stunden)	41,25 (5,75)	42,50 (6,39)	39,60 (5,05)	35,94 (8,51)
Familienarbeit (werktags, Stunden)	1,78 (1,23)	2,59 (1,85)	2,46 (1,67)	4,28 (3,60)
Berufserfahrung (in Jahren)	4,76 (3,05)	7,67 (4,35)	4,09 (2,55)	5,36 (3,02)
Alter	25,01 (3,52)	28,01 (4,75)	24,35 (3,14)	26,34 (4,44)
Betriebszugehörigkeit (in Jahren)	4,16 (2,73)	5,46 (3,48)	3,97 (2,43)	4,57 (3,20)
Bildung (in Jahren)	10,77 (0,85)	10,91 (0,83)	11,08 (0,71)	11,03 (0,73)
In Ausbildung	0,21	0,08	0,20	0,10
N	763	425	466	316
N · T	5.062	5.022	2.921	2.930
\bar{T}	6,6	11,8	6,3	9,3

Quelle: SOEP 1984-2003, eigene Berechnungen.

Anmerkungen: dargestellt sind Mittelwerte, Standardabweichungen (*Within*) in Klammern.

Tabelle A5: Biografische Ereignisse verheirateter und lediger Personen

(a) Ehe und Elternschaft (Stichprobe II)

	Männer		Frauen	
	Keine Heirat	Heirat	Keine Heirat	Heirat
Ehedauer: 0-1 Jahr	-	962 (100)	-	732 (100)
2-4 Jahre	-	866 (90,0)	-	561 (76,6)
5-7 Jahre	-	575 (59,8)	-	326 (44,5)
8-10 Jahre	-	400 (41,6)	-	224 (30,6)
11-13 Jahre	-	249 (25,9)	-	155 (21,2)
14-19 Jahre	-	151 (15,7)	-	92 (12,6)
Geschieden (G)	-	122 (12,7)	-	98 (13,4)
Verwitwet (W)	-	3 (0,3)	-	5 (0,7)
Nach-ehel. Lebensgem. (GNEL)	-	82 (8,5)	-	63 (8,6)
Kind(er) bereits bei Eintritt	- ^a	- ^a	53 (5,3)	14 (1,9)
1. Kind	44 (3,1)	646 (67,2)	40 (3,9)	277 (37,8)
2. Kind	4 (0,3)	353 (36,7)	7 (0,7)	178 (24,3)
3. Kind	1 (0,1)	77 (8,0)	2 (0,2)	26 (3,6)
N	1.430 (100%)	962 (100%)	1.009 (100%)	732 (100%)

(b) Auszug aus dem Elternhaus, Partnerbiografie (Stichprobe III)

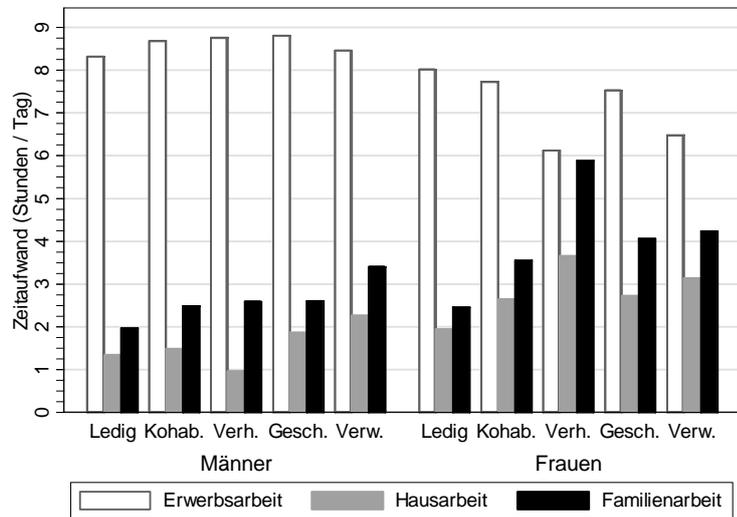
	Männer		Frauen	
	Keine Heirat	Heirat	Keine Heirat	Heirat
Auszug (A)	281 (36,8)	404 (95,1)	223 (47,9)	311 (98,4)
1. nicht-ehel. Lebensgem. (NEL1)	160 (21,0)	169 (39,7)	128 (27,5)	145 (45,9)
1. Trennung (T1)	58 (7,6)	22 (5,2)	42 (9,0)	24 (7,6)
2. nicht-ehel. Lebensgem. (NEL2)	18 (2,3)	11 (2,6)	12 (2,6)	15 (4,7)
Ehedauer: 0-1 Jahr	-	425 (100)	-	316 (100)
2-4 Jahre	-	387 (91,1)	-	237 (75,0)
5-7 Jahre	-	261 (61,4)	-	139 (44,0)
8-10 Jahre	-	171 (40,2)	-	95 (30,1)
11-13 Jahre	-	105 (24,7)	-	60 (19,0)
14-19 Jahre	-	59 (13,9)	-	28 (8,9)
Geschieden (G)	-	46 (10,8)	-	37 (11,7)
Kind(er) bereits bei Eintritt	- ^a	- ^a	3 (0,6)	0
1. Kind	23 (3,0)	318 (74,8)	24 (5,2)	128 (40,5)
2. Kind	1 (0,1)	168 (39,5)	2 (0,4)	87 (27,5)
3. Kind	0	42 (9,9)	0	13 (4,1)
N	763 (100%)	425 (100%)	466 (100%)	316 (100%)

Quelle: SOEP 1984-2003; eigene Berechnungen.

Anmerkungen: Dargestellt sind relative Anteile der Personen, für die das betreffende Ereignis beobachtet wird.

^a Information für Männer erst ab 1983 bzw. nach Eintritt in das Panel verfügbar.

Abbildung A6: Zeitverwendung für Beruf und Familie nach Familienstand



Quelle: SOEP 1985-2003; eigene Berechnungen, Stichprobe I.

Erwerbsarbeit: Wochenarbeitszeit / 5

Hausarbeit: durchschnittl. Zeitverwendung (werktags) für Waschen, Kochen, Putzen und Besorgungen

Familienarbeit: durchschnittl. Zeitverwendung (werktags) für Waschen, Kochen, Putzen und Besorgungen, für Reparaturen, Gartenarbeit, u.ä., für Kinderbetreuung.

Tabelle A7: Schätzung des Heiratseffekts mit POLS

	Männer				Frauen				
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	
Kohabitation			0,036** (0,016)	0,035** (0,016)			0,020 (0,020)	0,021 (0,020)	
Verheiratet	0,329*** (0,013)	0,086*** (0,012)	0,115*** (0,016)	0,111*** (0,017)	0,024 (0,017)	-0,079*** (0,014)	-0,073*** (0,018)	-0,064*** (0,019)	
Geschieden			0,072*** (0,026)	0,072*** (0,026)			0,018 (0,024)	0,024 (0,024)	
Verwitwet			0,174** (0,075)	0,171** (0,075)			-0,043 (0,043)	-0,039 (0,043)	
# Kinder unter 18 J. im Haushalt				0,005 (0,005)				-0,014* (0,008)	
Berufserfahrung (J.)		0,029*** (0,002)	0,027*** (0,002)	0,027*** (0,002)		0,028*** (0,002)	0,028*** (0,002)	0,028*** (0,002)	
Berufserfahrung ² / 100		-0,061*** (0,004)	-0,058*** (0,004)	-0,058*** (0,004)		-0,059*** (0,006)	-0,059*** (0,006)	-0,059*** (0,006)	
Betriebszugehörigkeit (J.) / 10		0,066*** (0,006)	0,066*** (0,006)	0,066*** (0,006)		0,059*** (0,010)	0,060*** (0,010)	0,060*** (0,011)	
Bildung (J.)		0,066*** (0,002)	0,066*** (0,002)	0,066*** (0,002)		0,077*** (0,004)	0,077*** (0,004)	0,077*** (0,004)	
In Ausbildung		-1,004*** (0,019)	-0,995*** (0,019)	-0,998*** (0,019)		-0,894*** (0,018)	-0,890*** (0,018)	-0,889*** (0,018)	
Konstante	2,752*** (0,017)	1,882*** (0,030)	1,878*** (0,029)	1,877*** (0,029)	2,575*** (0,023)	1,579*** (0,047)	1,575*** (0,049)	1,580*** (0,049)	
N · T		63.297				42.051			
R ²	0,134	0,499	0,501	0,501	0,062	0,409	0,409	0,409	

Quelle: SOEP 1984-2003; eigene Berechnungen, Stichprobe I.

Anmerkungen: POLS-Schätzung mit Querschnittsgewichtung; Koeffizienten der 19 Jahresindikatoren nicht berichtet (Ref.: 1984); robuste Standardfehler in Klammern; *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1.

Tabelle A8: Die Zeitverwendung von Männern und Frauen für Erwerbsarbeit, Hausarbeit und Familienarbeit (weitere Regressionsergebnisse)

Stichprobe III ohne Auszug und NEL	Männer			Frauen		
	Erwerbsarbeit	Hausarbeit1	Familienarbeit	Erwerbsarbeit	Hausarbeit1	Familienarbeit
Verheiratet (V)	0,026** (0,012)	0,044 (0,130)	0,220* (0,115)	-0,020 (0,025)	0,414*** (0,087)	0,478*** (0,089)
Ehedauer (VD)	-0,005** (0,002)	-0,070*** (0,024)	-0,050*** (0,019)	-0,019*** (0,007)	-0,023 (0,020)	-0,041* (0,021)
Geschieden (G)	-0,044* (0,025)	0,473** (0,209)	-0,257 (0,178)	0,122** (0,056)	-0,660*** (0,173)	-0,624*** (0,169)
1 Kind	0,017 (0,013)	-0,199 (0,130)	0,849*** (0,113)	-0,454*** (0,045)	0,346*** (0,109)	1,278*** (0,111)
2 Kinder	0,005 (0,018)	-0,247 (0,205)	0,947*** (0,162)	-0,640*** (0,066)	0,399** (0,157)	1,392*** (0,165)
3 oder mehr Kinder	0,010 (0,032)	-0,138 (0,391)	0,906*** (0,299)	-0,572*** (0,128)	0,774 (0,503)	1,695*** (0,461)
N		1.138			748	
N · T		9.482			5.479	
R ²	0,021	0,099	0,088	0,331	0,153	0,190
Stichprobe II	Männer			Frauen		
	Erwerbsarbeit	Hausarbeit1	Familienarbeit	Erwerbsarbeit	Hausarbeit1	Familienarbeit
Verheiratet (V)	0,027*** (0,009)	-0,140* (0,079)	0,084 (0,065)	-0,041*** (0,016)	0,249*** (0,048)	0,296*** (0,048)
Ehedauer (VD)	-0,006*** (0,002)	-0,052*** (0,015)	-0,047*** (0,012)	-0,007* (0,004)	-0,021** (0,010)	-0,033*** (0,010)
Geschieden (G)	-0,024 (0,019)	0,624*** (0,191)	-0,143 (0,160)	0,154*** (0,046)	-0,501*** (0,132)	-0,499*** (0,125)
Verwitwet (W)	-0,014 (0,025)	-0,184 (0,214)	-0,003 (0,200)	0,017 (0,052)	0,076 (0,123)	0,066 (0,120)
Nach-ehel. Gem.(GNEL)	-0,020 (0,109)	0,369 (0,375)	-0,224 (0,234)	-0,251** (0,118)	0,555*** (0,175)	0,352 (0,387)
1 Kind	0,017 (0,010)	-0,134 (0,086)	0,860*** (0,070)	-0,498*** (0,032)	0,504*** (0,064)	1,420*** (0,068)
2 Kinder	0,017 (0,015)	-0,382*** (0,133)	0,895*** (0,104)	-0,622*** (0,050)	0,649*** (0,098)	1,600*** (0,097)
3 oder mehr Kinder	0,052* (0,027)	-0,324 (0,265)	0,916*** (0,211)	-0,568*** (0,097)	0,810*** (0,288)	1,692*** (0,268)
N		2.310			1.674	
N · T		18.733			11.820	
R ²	0,014	0,066	0,063	0,294	0,102	0,162

Quelle: SOEP 1985-2003, eigene Berechnungen.

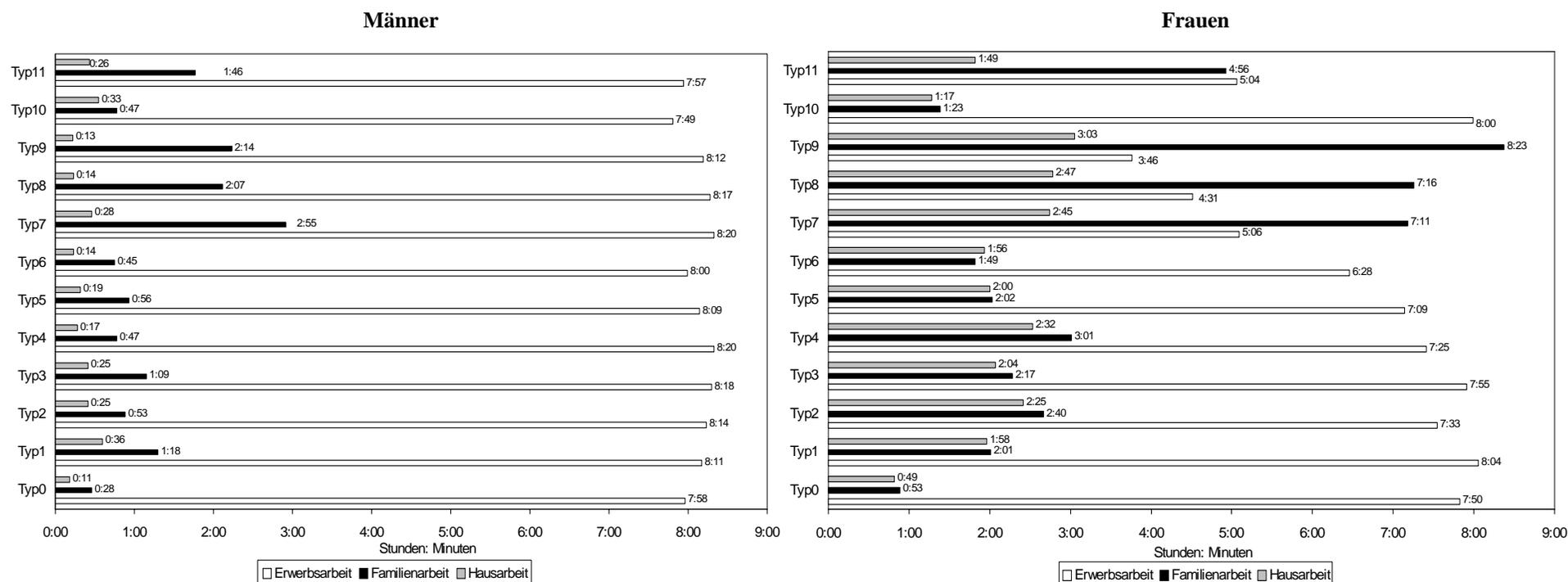
Anmerkungen: FE-Schätzung; Koeffizienten der Variablen Wohnungsgröße, Wohneigentum, In Ausbildung, sowie 18 Jahresindikatoren nicht berichtet (Ref.: 1993); robuste Standardfehler in Klammern; *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1.

Erwerbsarbeit = log. tatsächliche Wochenarbeitszeit (inkl. Überstunden) / 5;

Hausarbeit1 = log. durchschnittl. Stunden pro Tag für klassische Hausarbeit (Waschen, Kochen, Putzen, Besorgungen) (werktags);

Familienarbeit = log. durchschnittl. Stunden pro Tag für Hausarbeit (inkl. Reparaturen, Gartenarbeit) + Kindererziehung (werktags).

Abbildung A9: Simulation der Zeitverwendung für Erwerbsarbeit, Hausarbeit und Familienarbeit



Definition der Lebensverlaufstypen

Typ0: Ledig, Single, im Haushalt der Eltern	Typ3: "Frisch" verheiratet (0 Jahre), ohne Probeehe	Typ7: Ledig, Single, 1 Kind	Typ10: Geschieden (nach 5 J. Ehe), kein Kind
Typ1: Ledig, Single, eigener Haushalt	Typ4: "Frisch" verheiratet (0 Jahre), mit Probeehe	Typ8: 5 J. verheiratet, 1 Kind	Typ11: Geschieden, 1 Kind
Typ2: Ledig, 1. NEL	Typ5: 5 J. verheiratet (ohne Probeehe)	Typ9: 5 J. verheiratet, 2 Kinder	
	Typ6: 10 Jahre verheiratet		

Quelle: SOEP 1985-2003, eigene Berechnungen; Stichprobe III.

Anmerkungen: Vorhersage mit Koeffizienten aus Tabelle 2.

Gemeinsame Annahmen der Simulation: Die Personen befinden sich nicht in Ausbildung. Die Wohnungsgröße beträgt 150 qm, es besteht kein Wohneigentum.

Erwerbsarbeit = Tatsächliche Wochenarbeitszeit (inkl. Überstunden) / 5;

Hausarbeit = Durchschnittl. Zeitaufwand für Hausarbeit (Waschen, Kochen, Putzen, Besorgungen) an Werktagen;

Familienarbeit = Durchschnittl. Zeitaufwand für Hausarbeit (inkl. Reparaturen, Gartenarbeit) + Kinderbetreuung an Werktagen.

Tabelle A10: Erklärungsbeitrag der Familienökonomik (vollständige Regressionsergebnisse)

	Männer						Frauen					
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6
Verheiratet (V)	0,047*** (0,017)	0,040*** (0,012)	0,043*** (0,012)	0,037*** (0,012)	0,041*** (0,012)	0,042*** (0,012)	0,005 (0,018)	-0,026** (0,013)	-0,029** (0,013)	-0,010 (0,013)	0,012 (0,015)	0,019 (0,014)
Ehedauer (VD) , in Jahren					-0,004* (0,002)	-0,004* (0,002)					-0,013*** (0,003)	-0,014*** (0,003)
Geschieden (G)			-0,054* (0,028)	-0,051* (0,028)	-0,048* (0,028)	-0,049* (0,028)			0,033 (0,033)	0,023 (0,033)	0,026 (0,033)	0,020 (0,033)
Nach-ehel. Gemeinschaft (GNEL)			-0,000 (0,038)	-0,001 (0,038)	-0,009 (0,038)	-0,009 (0,038)			0,074** (0,038)	0,080** (0,039)	0,058 (0,038)	0,057 (0,038)
Verwitwet (W)			-0,107 (0,255)	-0,108 (0,251)	-0,111 (0,245)	-0,114 (0,244)			-0,126 (0,123)	-0,149 (0,119)	-0,152 (0,118)	-0,151 (0,119)
# Kinder (K)				0,012 (0,009)	0,021** (0,010)	0,022** (0,010)				-0,091*** (0,021)	-0,069*** (0,022)	-0,042* (0,023)
Familienarbeit (Stunden) / 100						-0,279* (0,155)						-0,577*** (0,204)
Berufserfahrung (J.)		0,025*** (0,007)	0,024*** (0,007)	0,023*** (0,007)	0,024*** (0,007)	0,024*** (0,007)		0,059*** (0,006)	0,059*** (0,006)	0,043*** (0,007)	0,037*** (0,007)	0,038*** (0,007)
Berufserfahrung ² / 100		-0,098*** (0,009)	-0,097*** (0,009)	-0,096*** (0,009)	-0,093*** (0,009)	-0,094*** (0,009)		-0,101*** (0,013)	-0,101*** (0,013)	-0,105*** (0,013)	-0,102*** (0,012)	-0,103*** (0,012)
Betriebszugehörigkeit (J.) / 10		0,029** (0,014)	0,029** (0,014)	0,029** (0,014)	0,030** (0,014)	0,030** (0,013)		0,025 (0,017)	0,025 (0,017)	0,028 (0,017)	0,028* (0,017)	0,027 (0,017)
Bildung (J.)		0,029*** (0,005)	0,029*** (0,005)	0,028*** (0,005)	0,028*** (0,005)	0,028*** (0,005)		0,018** (0,007)	0,018** (0,007)	0,015** (0,007)	0,012* (0,007)	0,012* (0,007)
In Ausbildung		-1,580*** (0,115)	-1,578*** (0,115)	-1,586*** (0,114)	-1,581*** (0,114)	-1,585*** (0,114)		-1,575*** (0,131)	-1,571*** (0,131)	-1,521*** (0,131)	-1,486*** (0,130)	-1,496*** (0,132)
In Ausbildung · Alter		0,028*** (0,006)	0,028*** (0,006)	0,029*** (0,006)	0,029*** (0,006)	0,029*** (0,006)		0,032*** (0,006)	0,032*** (0,006)	0,030*** (0,006)	0,029*** (0,006)	0,029*** (0,006)
Konstante	2,301*** (0,029)	2,234*** (0,056)	2,235*** (0,056)	2,238*** (0,056)	2,236*** (0,056)	2,241*** (0,056)	2,190*** (0,034)	2,277*** (0,092)	2,279*** (0,091)	2,265*** (0,089)	2,272*** (0,088)	2,280*** (0,088)
N				2.392						1.741		
N · T				19.852						12.530		
R ²	0,313	0,637	0,638	0,638	0,638	0,638	0,258	0,606	0,607	0,610	0,612	0,613

Quelle: SOEP 1984-2003, eigene Berechnungen, Stichprobe II.

Anmerkungen: FE-Schätzung; Koeffizienten der 19 Jahresindikatoren (Ref.: 1984) nicht berichtet; robuste Standardfehler in Klammern;

*** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1.

Tabelle A11: Direkte und indirekte Kosten der Familiengründung für Frauen (vollständige Regressionsergebnisse)

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
# Kinder (K)	-0,182*** (0,020)	-0,094*** (0,020)	-0,060** (0,028)	-0,044 (0,029)	-0,024 (0,028)
Alter d. jüngsten Kindes (J.)				0,008 (0,005)	0,008 (0,005)
Verheiratet (V)	0,053*** (0,018)	-0,009 (0,014)	-0,012 (0,013)	0,012 (0,015)	0,018 (0,015)
Ehedauer (VD), in Jahren				-0,015*** (0,004)	-0,015*** (0,004)
Geschieden (G)	0,008 (0,046)	0,024 (0,034)	0,023 (0,033)	0,024 (0,033)	0,019 (0,033)
Nach-ehel. Gem. (GNEL)	0,006 (0,051)	0,081** (0,039)	0,085** (0,039)	0,056 (0,038)	0,055 (0,039)
Verwitwet (W)	-0,230 (0,150)	-0,149 (0,122)	-0,130 (0,147)	-0,136 (0,139)	-0,135 (0,140)
Berufserfahrung (J.)		0,037*** (0,005)	0,032*** (0,005)	0,031*** (0,006)	0,032*** (0,006)
Berufserfahrung ² / 100		-0,102*** (0,013)	-0,106*** (0,012)	-0,106*** (0,011)	-0,108*** (0,011)
Betriebszugehörigkeit (J.) / 10		0,033* (0,017)	0,012 (0,018)	0,011 (0,018)	0,010 (0,017)
Bildung (J.)		0,016** (0,007)	0,013* (0,007)	0,010 (0,007)	0,011 (0,007)
In Ausbildung		-1,510*** (0,131)	-1,534*** (0,127)	-1,514*** (0,127)	-1,521*** (0,128)
In Ausbildung Alter		0,030*** (0,006)	0,031*** (0,006)	0,030*** (0,006)	0,031*** (0,006)
Elternzeit (J.)			-0,026* (0,015)	-0,026* (0,015)	-0,022 (0,015)
Hausfrau (J.)			-0,012** (0,005)	-0,010* (0,005)	-0,010* (0,005)
Arbeitslosigkeit (J.)			-0,087*** (0,018)	-0,091*** (0,018)	-0,090*** (0,018)
Familienarbeit (Stunden) / 100					-0,520** (0,207)
Konstante	2,147*** (0,036)	2,248*** (0,089)	2,256*** (0,089)	2,269*** (0,088)	2,275*** (0,088)
N			1.741		
NT			12.530		
R ²	0,279	0,610	0,614	0,616	0,617

Quelle: SOEP 1984-2003, eigene Berechnungen; Stichprobe II.

Anmerkungen: FE-Schätzung; Das Modell enthält als weitere erklärende Variablen die Betriebszugehörigkeit, die Ausbildungsdauer, den Indikator In Ausbildung, den Interaktionsterm In Ausbildung · Alter, 19 Jahresindikatoren (Ref.: 1984). *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1

Tabelle A12: Heiratseffekt und Effekte des Auszug aus dem Elternhaus und der ersten NEL
(Vollständige Ergebnisse)

	Männer				Frauen				
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 3´	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 3´	
Auszug (A)			0,036** (0,017)	0,035** (0,017)			0,014 (0,019)	0,011 (0,019)	
NEL1		0,038** (0,017)	0,022 (0,019)	0,022 (0,019)		0,026 (0,020)	0,019 (0,022)	0,017 (0,023)	
Trennung (T1)		-0,019 (0,033)	-0,017 (0,033)	-0,017 (0,033)		-0,041 (0,043)	-0,039 (0,042)	-0,038 (0,042)	
NEL2		0,017 (0,050)	0,024 (0,050)	0,023 (0,050)		0,111** (0,053)	0,112** (0,053)	0,108** (0,053)	
Verheiratet (V)	0,045** (0,018)	0,038** (0,017)	0,027 (0,019)	0,027 (0,019)	0,015 (0,024)	0,009 (0,024)	0,005 (0,024)	-0,001 (0,024)	
Ehedauer (VD) , in J.	0,001 (0,004)	0,002 (0,004)	0,002 (0,004)	0,002 (0,004)	-0,017*** (0,005)	-0,016*** (0,005)	-0,016*** (0,005)	-0,016*** (0,005)	
Geschieden (G)	0,002 (0,043)	0,006 (0,043)	0,006 (0,043)	0,006 (0,043)	0,098** (0,040)	0,103** (0,040)	0,104** (0,040)	0,109** (0,040)	
# Kinder (K)	0,018 (0,014)	0,017 (0,014)	0,017 (0,014)	0,017 (0,014)	-0,025 (0,027)	-0,023 (0,027)	-0,022 (0,027)	-0,046* (0,028)	
Berufserfahrung (J.)	0,027*** (0,009)	0,026*** (0,009)	0,025*** (0,009)	0,025*** (0,009)	0,048*** (0,010)	0,047*** (0,010)	0,047*** (0,010)	0,046*** (0,010)	
Berufserf. ² / 100	-0,154*** (0,016)	-0,152*** (0,016)	-0,148*** (0,016)	-0,147*** (0,016)	-0,159*** (0,028)	-0,155*** (0,028)	-0,152*** (0,028)	-0,151*** (0,000)	
Betriebszug. (J.) / 10	0,010 (0,019)	0,012 (0,019)	0,011 (0,019)	0,011 (0,019)	0,044* (0,025)	0,043* (0,024)	0,043* (0,024)	0,044* (0,002)	
Bildung (J.)	0,021*** (0,006)	0,021*** (0,006)	0,021*** (0,006)	0,021*** (0,006)	0,029*** (0,009)	0,028*** (0,009)	0,028*** (0,009)	0,029*** (0,009)	
In Ausbildung	-1,652*** (0,142)	-1,661*** (0,142)	-1,672*** (0,142)	-1,670*** (0,143)	-1,488*** (0,207)	-1,479*** (0,205)	-1,477*** (0,205)	-1,476*** (0,203)	
In Ausbildung · Alter	0,033*** (0,007)	0,033*** (0,007)	0,034*** (0,007)	0,034*** (0,007)	0,031*** (0,010)	0,031*** (0,010)	0,031*** (0,010)	0,031*** (0,010)	
Fam.arbeit (Stunden) / 100	-0,025 (0,207)	-0,034 (0,207)	-0,098 (0,208)		-0,489* (0,275)	-0,524* (0,274)	-0,536* (0,275)		
Konstante	2,173*** (0,071)	2,179*** (0,071)	2,193*** (0,072)	2,192*** (0,073)	1,958*** (0,104)	1,960*** (0,105)	1,963*** (0,106)	1,955*** (0,106)	
N		1.188				782			
N · T		10.084				5.851			
R ²	0,737	0,737	0,737	0,737	0,720	0,721	0,721	0,719	

Quelle: SOEP 1984-2003, eigene Berechnungen, Stichprobe III.

Anmerkungen: Koeffizienten der Jahresindikatoren nicht berichtet (Ref.: 1984); robuste Standardfehler in Klammern; *** p<0,01 ** p<0,05 * p<0,1.

Theoretischer Anhang: Modell der Allokation von Energie (Becker 1985)

Der Haushalt maximiert den Nutzen des Konsums von Haushaltsgütern, Z_i :

$$U = U(Z_1, \dots, Z_m).$$

Haushaltsgüter, Z_i , werden unter Einsatz von Marktgütern, x_i , und effektivem Zeitaufwand, t_i' , hergestellt. Die Produktionsfunktion des Haushalts lautet:

$$Z_i = Z_i(x_i, t_i'), \text{ wobei } t_i' = \beta_i h_i e_i^{\sigma_i} t_i = \beta_i h_i E_i^{\sigma_i} t_i^{1-\sigma_i}, 0 < \sigma_i < 1.$$

Arbeitszeit und Energie sind wie folgt beschränkt. Die verfügbare Arbeitszeit entspricht der Summe des Zeitaufwands für Familien- und Erwerbsarbeit:

$$\sum t_i + t_m = t_h + t_m = t.$$

Die verfügbare Energie ist das Produkt aus dem durchschnittlichen Energieeinsatz pro Stunde, \bar{e} , und der verfügbaren Arbeitszeit:

$$\sum E_i + E_m = \sum e_i t_i + e_m t_m = \bar{e} t = E.$$

Wenn die einzige Einkommensquelle der Verdienst ist, unterliegt das Kalkül des Haushalts (bei gegebenen Preisen p für Marktgüter) der Budgetrestriktion

$$\sum p_i x_i = I = w_m (e_m) t_m.$$

Das maximal erzielbare Einkommen wird durch vollständigen Einsatz der verfügbaren Zeit und Anstrengung in der Erwerbsarbeit erreicht, $I_{\max} = w_m (\bar{e}) t$.

Damit können folgende Bedingungen 1. Ordnung abgeleitet werden:

$$\frac{\partial U}{\partial x_i} = U_{x_i} - \lambda_x p_x = 0;$$

$$\frac{\partial U}{\partial t_i} w_i = U_{t_i} - \lambda_t - \lambda_e e_i = 0;$$

$$\lambda_x w_m - \lambda_t - \lambda_e e_m = 0;$$

$$\frac{\partial U}{\partial t_i} \left[t_i \frac{dw_i}{de_i} \right] = U_{e_i} - \lambda_e t_i = 0;$$

$$\lambda_x t_m \frac{dw_i}{de_i} - \lambda_e t_m = 0.$$

Die Parameter $\lambda_x, \lambda_t, \lambda_e$ geben dabei den Grenznutzen des Einkommens, der Zeit und der Anstrengung (pro Arbeitsstunde) an.

Auflösen der dritten Gleichung nach λ_t und Einsetzen in die zweite ergibt

$$U_{t_i} = \lambda_x w_m - \lambda_e e_m + \lambda_e e_i = \lambda_x [w_m - \lambda_e / \lambda_x (e_m - e_i)] = \lambda_x \hat{w}_i.$$

Die zweite und vierte Bedingung lassen sich umformen zu

$$\frac{\partial U}{\partial t_i} \beta_i h_i e_i^{\sigma_i} = \lambda_t + \lambda_e e_i$$

$$\frac{\partial U}{\partial t_i} \beta_i h_i \sigma_i e_i^{\sigma_i-1} = \lambda_e.$$

Division dieser Gleichungen ergibt $\frac{1}{\sigma_i} e_i = \frac{\lambda_t}{\lambda_e} + e_i$ oder $e_i \frac{1-\sigma_i}{\sigma_i} = \frac{\lambda_t}{\lambda_e}.$

Für die Allokation von Energie auf zwei Aktivitäten i und j folgt damit $\frac{e_j}{e_i} = \frac{\sigma_j(1-\sigma_i)}{\sigma_i(1-\sigma_j)}.$

Statistischer Anhang: Robuste Schätzung der Standardfehler

Um Punktschätzer auf ihre Signifikanz hin zu testen, ist eine verlässliche Schätzung ihrer Standardfehler von Bedeutung. In Panelregressionen ergibt sich insbesondere für einen längeren Beobachtungszeitraum, wie er hier vorliegt, das Problem der Autokorrelation. Sowohl für POLS als auch für FE besteht eine Möglichkeit der Abhilfe in der Schätzung robuster Standardfehler.

In der POLS-Regression wird der unbeobachtete Effekt in jeder Periode mit den idiosynkratischen Fehlern zusammengefasst, so dass $v_{it} = u_{it}^* = c_i + u_{it}$. Im Gegensatz zu einer Regression anhand mehrerer, *unabhängiger* Zufallsstichproben werden die Fehler in der Schätzung mit Paneldaten auch dann über die Zeit (positiv) korreliert sein, wenn c_i exogen ist. In diesem Fall gilt $Cov(v_{it}, v_{is}) = \sigma_c^2 / (\sigma_c^2 + \sigma_u^2), \forall t \neq s$ (Wooldridge 2000: 450). Die Standardfehler aus der POLS-Regression sind daher nicht effizient und können zu falschen Schlussfolgerungen führen (Fehler 1. oder 2. Art: eine "wahre" Hypothese wird verworfen oder eine "falsche" Hypothese wird akzeptiert). Notwendige Annahmen für die effiziente Schätzung der Stichprobenvarianz von β sind

$$\text{POLS3a: } E(u_t u_s \mathbf{x}_t' \mathbf{x}_s) = \mathbf{0}, \quad \forall t \neq s, \quad t, s = 1, \dots, T;$$

$$\text{POLS3b: } E(u_t^2 \mathbf{x}_t' \mathbf{x}_t) = \sigma^2 E(\mathbf{x}_t' \mathbf{x}_t), \quad t = 1, \dots, T.$$

POLS3b ist die Annahme konstanter Fehlervarianz (Homoskedastie) für jeden der T Querschnitte. POLS3a fordert, dass keine Autokorrelation vorliegt – was nicht der Fall ist, wenn die c_i im Fehlerterm enthalten sind. Deshalb wird die robuste Kovarianzmatrix

$$\widehat{\text{Var}}(\hat{\beta}_{\text{POLS}}) = \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{X}_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \hat{\mathbf{u}}_i \hat{\mathbf{u}}_i' \mathbf{X}_i \right) \left(\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{X}_i \right)^{-1}$$

verwendet, wobei \mathbf{X}_i die T X K-Matrix der erklärenden Variablen und $\hat{\mathbf{u}}_i$ der T X 1-Vektor der POLS-Residuen einer Befragten ist.

Die notwendige Annahme für die Effizienz der FE-Schätzer lautet

$$\text{FE3: } E(\mathbf{u}\mathbf{u}' | \mathbf{x}, c) = \sigma_u^2 \mathbf{I}_T,$$

was sowohl konstante Fehlervarianz in jeder Periode als auch serielle Unkorreliertheit der idiosynkratischen Fehler impliziert. Da die FE-Schätzer durch eine POLS-Regression mit den transformierten Daten ermittelt werden, muss FE3 gewährleistet sein, dass POLS3a und POLS3b gelten. Die Varianz der transformierten Fehler in einer bestimmten Periode t ist

$$\begin{aligned} E(\ddot{u}_{it}^2) &= E[(u_{it} - \bar{u}_i)^2] = E(u_{it}^2) + E(\bar{u}_i^2) - 2E(u_{it}\bar{u}_i) \\ &= \sigma_u^2 + \sigma_u^2/T - 2\sigma_u^2/T = \sigma_u^2(1 - 1/T), \end{aligned}$$

womit POLS3b erfüllt ist. Die Kovarianz der Fehler zweier Perioden t und s ist

$$\begin{aligned} E(\ddot{u}_{it}\ddot{u}_{is}) &= E[(u_{it} - \bar{u}_i)(u_{is} - \bar{u}_i)] = E(u_{it}u_{is}) - E(u_{it}\bar{u}_i) - E(u_{is}\bar{u}_i) + E(\bar{u}_i^2) \\ &= 0 - \sigma_u^2/T - \sigma_u^2/T + \sigma_u^2/T \\ &= -\sigma_u^2/T. \end{aligned}$$

Die transformierten Fehler sind negativ über die Zeit korreliert. Der Autokorrelationskoeffizient ergibt sich als

$$\rho = \text{Corr}(\ddot{u}_{it}, \ddot{u}_{is}) = \frac{E(\ddot{u}_{it}\ddot{u}_{is})}{E(\ddot{u}_{it}^2)} = \frac{-\sigma_u^2/T}{\sigma_u^2(1 - 1/T)} = -1/(T - 1), \forall t \neq s.$$

Ein Test auf Autokorrelation kann durch Schätzung eines Modells erfolgen, das einen linearen Zusammenhang der Fehler unterstellt. Wird eine Verzögerung der Fehler von einer Periode angenommen, so handelt es sich um einen AR(1)-Prozess der Form $u_{it} = \rho u_{it-1} + \psi_{it}$, wobei $\psi_{it} \sim N(0, \sigma_\psi^2)$ und $|\rho| < 1$. Bei Vorliegen von serieller Korrelation kann die robuste Kovarianzmatrix der FE-Schätzer

$$\text{Vâr}(\hat{\beta}_{\text{FE}}) = \left(\sum_{i=1}^N \ddot{\mathbf{X}}_i' \ddot{\mathbf{X}}_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \ddot{\mathbf{X}}_i' \hat{\mathbf{u}}_i \hat{\mathbf{u}}_i' \ddot{\mathbf{X}}_i \right) \left(\sum_{i=1}^N \ddot{\mathbf{X}}_i' \ddot{\mathbf{X}}_i \right)^{-1}$$

verwendet werden, um Signifikanztests durchzuführen.

In den Schätzungen der FE-Modelle in dieser Arbeit wurden durchgängig robuste Standardfehler verwendet, da sich in Schätzungen von AR(1)-Modellen zeigte, dass Autokorrelation vorliegt. Dies gilt sowohl für die Schätzungen der Männer, als auch für die der Frauen. Es gilt auch für die Analysen der Zeitverwendung. Im AR(1)-Modell ergaben sich immer Werte für den Autokorrelationskoeffizienten zwischen 0,4 und 0,5, was auf positive Korrelation der Fehler über die Zeit verweist.