



## Discussion Paper



### Male Marital Wage Premium

Warum verheiratete Männer (auch brutto) mehr verdienen als unverheiratete und was der Staat damit zu tun haben könnte

Katherin Barg, Miriam Beblo

Harriet Taylor Mill-Institut für Ökonomie und Geschlechterforschung  
Discussion Paper 06, 07/2009

Herausgeberinnen

Miriam Beblo

Claudia Gather

Madeleine Janke

Friederike Maier

Antje Mertens

**Discussion Papers des Harriet Taylor Mill-Instituts für Ökonomie und  
Geschlechterforschung der Hochschule für Wirtschaft und Recht Berlin**

**Herausgeberinnen: Miriam Beblo, Claudia Gather, Madeleine Janke,  
Friederike Maier und Antje Mertens**

**Discussion Paper 06/2009**

**ISSN 1865-9608**

Download unter Publikationen: [www.harriet-taylor-mill.de](http://www.harriet-taylor-mill.de)

## **Male Marital Wage Premium**

Warum verheiratete Männer (auch brutto) mehr verdienen als unverheiratete und was der Staat damit zu tun haben könnte

**Katherin Barg**  
**Miriam Beblo**

## **Zu den Verfasserinnen**

Katherin Barg ist Diplom-Sozialwissenschaftlerin und promoviert derzeit an der Graduate School of Economics and Social Sciences der Universität Mannheim.

Miriam Beblo ist Professorin für Institutionenökonomik und angewandte Mikroökonomik an der Hochschule für Wirtschaft und Recht Berlin.

## **Abstract**

Male Marital Wage Premium (MWP) bezeichnet das bekannte Phänomen, dass verheiratete Männer im Durchschnitt ein höheres Einkommen beziehen als unverheiratete. Neuere Studien zeigen auch einen Einkommensvorteil von mit Partnerin zusammenlebenden Männern gegenüber Singles, das so genannte Cohabiting Wage Premium (CWP). Warum überhaupt Einkommensunterschiede nach Familienstand vorliegen und wieso das CWP nur etwa die Hälfte des MWP beträgt, hat uns motiviert, die institutionellen Unterschiede zwischen eheähnlicher Lebensgemeinschaft und Ehe und deren Zusammenhänge mit dem Einkommensniveau zu erforschen. Mithilfe der Methode des Propensity Score Matching ermitteln wir mit den Daten des Sozioökonomischen Panel (GSOEP) das „wahre“ selektionsfreie MWP und CWP für Männer in Deutschland und beleuchten die Ursachen dieser beiden Einkommensvorteile.

## Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung .....	1
2	Theoretischer und empirischer Hintergrund.....	2
3	Institutionelle Unterschiede zwischen Ehe und Lebensgemeinschaft und daraus resultierende Anreizwirkungen.....	4
4	Untersuchungsdesign .....	6
5	Ökonometrisches Verfahren.....	8
6	Matching Ergebnisse.....	10
7	Zusammenfassung und Fazit .....	15
	Literaturverzeichnis und Anhänge.....	17

## 1 Einleitung

Wie eine Vielzahl wissenschaftlicher Untersuchungen belegt, haben verheiratete Männer einen beachtlichen Vorteil gegenüber unverheirateten: Sie beziehen im Schnitt ein höheres Einkommen. Die gängige Bezeichnung für dieses Phänomen ist *Male Marital Wage Premium* (MWP). Es konnte in nahezu jeder nationalen Studie bestätigt werden, so auch für Deutschland.<sup>1</sup> Unter Verwendung der Daten des Sozioökonomischen Panels (SOEP) haben wir selbst in Barg und Beblo (2007) berechnet, dass deutsche Männer, die im vorangegangenen Jahr geheiratet hatten, durchschnittlich 13% mehr verdienten als Männer, die ledig geblieben waren.<sup>2</sup> Der vorliegende Beitrag, welcher auf der eben zitierten und einer weiteren Analyse (Barg und Beblo 2009) basiert, soll unter anderem die Ursachen dieses Einkommensvorteils verheirateter gegenüber ledigen Männern ergründen.

Im Zentrum unseres Beitrags steht neben dem MWP ein weiteres Phänomen, das *Cohabiting Wage Premium* (CWP). Dies ist ein bisher kaum untersuchter und im Zusammenhang mit den Erklärungsansätzen zum MWP äußerst interessanter Einkommensvorteil von Männern, die mit ihrer Partnerin zusammenwohnen gegenüber Männern, die alleine leben (hier auch als Single-Männer bezeichnet). Denn Männer, die im vorangegangenen Jahr mit ihrer Partnerin zusammengezogen sind, verdienen in Deutschland 6,7% mehr als Männer, die weiterhin alleine leben (Barg und Beblo 2009). Auch für andere Länder konnte gezeigt werden, dass ein CWP zwar existiert, aber deutlich geringer ist als das MWP (siehe z.B. Stratton 2002; Cohen 2002; Datta Gupta, Smith und Stratton 2005 oder Ginther, Sundström und Björklund 2006). Die Frage, wieso überhaupt Einkommensunterschiede nach Familienstand vorliegen und wieso das CWP nur etwa die Hälfte der Prämie verheirateter Männer beträgt, hat uns motiviert, die institutionellen Unterschiede zwischen eheähnlicher Lebensgemeinschaft und Ehe und deren Zusammenhänge mit dem Einkommensniveau und der Einkommensentwicklung zu erforschen. Unter Verwendung des so genannten *Propensity Score Matching* – einer Methode zum Vergleich zweier Beobachtungen, die nahezu identisch sind, sich jedoch in einem wesentlichen Aspekt unterscheiden (hier im Familienstand) – ermitteln wir mit den Daten des SOEP das „wahre“ selektionsfreie MWP und CWP für Männer in Deutschland und beleuchten die Ursachen dieser beiden Einkommensvorteile.

---

<sup>1</sup> Unseres Wissens unternahm Schoeni (1995) die einzige international vergleichende Studie des MWP. Demnach liegen die Einkommensvorteile in den 14 betrachteten Ländern zwischen 0 (Polen) und 30% (USA).

<sup>2</sup> Dieser Einkommensvorteil ergibt sich für in der Privatwirtschaft Beschäftigte. Aufgrund von Ehezuschlägen ist der Unterschied im öffentlichen Dienst noch größer. Pollmann-Schult und Diewald (2007) ermitteln mit den SOEP-Daten einen Vorteil von 1,9%. Allerdings fassen sie im Querschnittvergleich verheiratete und mit einer Partnerin zusammenlebende Männer zu einer Untersuchungsgruppe zusammen.

Insbesondere für die im folgenden Abschnitt näher erläuterte Spezialisierungshypothese ist der gesetzliche Rahmen von großer Bedeutung. Inwiefern unterstützt der Staat die geschlechtstypische Arbeitsteilung in der Ehe bzw. in der Lebensgemeinschaft und fördert so die Entstehung von Einkommensvorteilen verheirateter oder mit Partnerin wohnender Männer gegenüber Single-Männern? Um einer Erklärung der Differenz zwischen MWP und CWP näher zu kommen, werden wir in Abschnitt 3 hierfür relevante rechtliche und andere institutionelle Unterschiede zwischen Ehen und Lebensgemeinschaften vorstellen und diskutieren. Das empirische Analysekonzept wird in Kapitel 4, das ökonometrische Verfahren in Kapitel 5 kurz erläutert. Danach werden in Kapitel 6 die Ergebnisse des *Matching* interpretiert und in Kapitel 7 ein Fazit gezogen.

## 2 Theoretischer und empirischer Hintergrund

Zwei Erklärungsansätze werden häufig im Zusammenhang mit dem MWP genannt: Die Selektions- und die Spezialisierungs- oder Produktivitätshypothese.<sup>3</sup> Erstere steht für die Annahme, Männer mit hohem Einkommen hätten bessere Chancen auf dem Heiratsmarkt als Männer mit niedrigem Einkommen. Das hohe Einkommen verheirateter Männer kann ihre Heiratschancen auf direktem aber auch auf indirektem Wege beeinflussen (Becker 1981). Entweder ihr Gehalt selbst wirkt attraktiv auf Frauen oder aber sie haben Eigenschaften, welche die Karriere begünstigen und gleichzeitig potentielle Ehepartnerinnen anziehen. Die Autoren Nakosteen und Zimmer (1997) belegten die Selektionshypothese für die USA, indem sie zeigten, dass gut verdienende Männer mit höherer Wahrscheinlichkeit heiraten und sich mit geringerer Wahrscheinlichkeit scheiden lassen. Anhand australischer Daten bestätigten Beusch und Gray (2004) ebenfalls in Ansätzen die Selektionstheorie. Ihren Ergebnissen zufolge weisen verheiratete und in Partnerschaft lebende Männer ein ähnliches Durchschnittseinkommen auf, während geschiedene Männer im Schnitt mehr verdienen als Männer, die nie geheiratet haben. Gut verdienende Männer werden demnach nicht nur in die Ehe, sondern auch in eine Lebenspartnerschaft selektiert und Männer, die bereits für eine Ehe „ausgewählt“ wurden, verdienen mehr als Männer, die (noch) nicht selektiert wurden. Datta Gupta, Smith und Stratton (2005) fanden heraus, dass sich das MWP unter Kontrolle bestimmter Einkommen und Heiratschancen begünstigender Faktoren bei dänischen Männern verkleinert, und lieferten damit eine weitere Bestätigung dieses Erklärungsansatzes.

---

<sup>3</sup> Weitere – empirisch allerdings schwer zu identifizierende – Erklärungsfaktoren sind positive Diskriminierung durch Arbeitgeber (Hill 1979) sowie Selbstselektion der verheirateten Männer in Berufe und Positionen, in welchen nicht-monetäre Nachteile durch hohe Einkommen ausgeglichen werden (Red und Harford 1989).

Ginther und Zavodny (2001) untersuchten den Ursprung des Lohnaufschlags anhand so genannter Mussehen (d.h. Eheschließungen aufgrund bereits bestehender Schwangerschaften). Sie nahmen an, dass solche Eheschließungen eher unbeeinflusst sind von Selektionsfaktoren und ermittelten in Übereinstimmung mit dem Modell Ergebnisse, welche die Selektionshypothese kaum stützen.

Im Gegensatz zur Selektionshypothese nimmt die Spezialisierungshypothese keinen kausalen Effekt des Einkommens auf den Familienstand an, sondern einen kausalen Effekt des Familienstands auf das Einkommen. Sie geht davon aus, dass verheiratete Männer mehr Zeit und Energie für ihren Beruf aufbringen können als unverheiratete, da ihre Ehefrauen ihnen meist einen Teil, oft auch die gesamte Arbeit im Haushalt abnehmen (Becker 1985). Die zusätzliche Arbeitszeit und das zunehmende Engagement im Beruf werden dann mit einem höheren Einkommen „belohnt“. Weiterhin wird vermutet, dass die Ehe das Verantwortungsbewusstsein des Mannes gegenüber seiner Familie erhöht.<sup>4</sup> Neben anderen Autoren lieferte Kenny (1983) Belege für die Spezialisierungshypothese, indem er feststellte, dass verheiratete Männer schneller Humankapital ansammeln als unverheiratete. Auch Korenman und Neumark (1991) fanden anhand von Personaldaten eines amerikanischen Unternehmens heraus, dass die Einkommen verheirateter Männer über die Zeit schneller wachsen als die unverheirateter. In der Studie von Chun und Lee (2001) wurde unter Berücksichtigung der Arbeitsstundenzahl der Ehefrau ein weiterer Beleg für die geschlechterspezifische Spezialisierung von Partnern geliefert. Antonovics und Town (2004) ermittelten einen Einkommensvorteil verheirateter Männer gegenüber ihren unverheirateten Zwillingsbrüdern. Trotz nahezu identischer Eigenschaften der Untersuchungspersonen wichen die Einkommen innerhalb der Geschwisterpaare in Abhängigkeit des Familienstandes deutlich voneinander ab und legen nahe, dass die Ehe selbst – durch Erhöhung des Verantwortungsgefühls des Mannes gegenüber seiner Familie oder durch traditionelle Arbeitsteilung, die ihm mehr Zeit und Energie für den Beruf erlaubt – diese Einkommensabweichung bewirkt. Daniel (1995) behauptete ebenfalls, verheiratete Männer seien produktiver und belegte dies anhand von stärkeren Produktivitätszunahmen bei den Männern, deren Ehefrauen mehr Zeit in den Haushalt investierten (Daniel 1992). Eine Studie von Mamun (2005) stützt die Spezialisierungshypothese damit, dass sie einen Einfluss der Bildung des Partners auf die Arbeitsteilung unter den Eheleuten identifiziert. Bardasi und Taylor (2008) fanden zunächst starke Selektionseffekte, die sich jedoch unter Berücksichtigung einer Vielzahl berufs- und haushaltsbezogener Merkmale der untersuchten Männer nivellierten und

---

<sup>4</sup> Einkommensvorteile von Vätern gegenüber kinderlosen Männern scheinen diese Annahme zu bestätigen (siehe z.B. Datta Gupta, Smith und Stratton 2005).

einen Lohnaufschlag zurückließe, der nur auf Spezialisierungsunterschiede zwischen verheirateten und nicht verheirateten Paaren zurückzuführen ist.

### **3 Institutionelle Unterschiede zwischen Ehe und Lebensgemeinschaft und daraus resultierende Anreizwirkungen**

Wir gehen davon aus, dass institutionelle Rahmenbedingungen einen Anreiz für Spezialisierung und Arbeitsteilung innerhalb des Haushalts geben können und damit den Einkommensvorteil verheirateter Männer entweder direkt oder indirekt beeinflussen. Folglich könnten Unterschiede in den Rahmenbedingungen für Ehen und Lebensgemeinschaften durch ihre unterschiedlichen Anreizwirkungen zu Spezialisierung in der Partnerschaft für die Differenz zwischen dem MWP und dem CWP verantwortlich sein. Tabelle 1 gibt einen Überblick über die unseres Erachtens relevanten rechtlichen Unterschiede in Deutschland aktuell und ihre theoretischen Auswirkungen auf die Differenz zwischen dem Einkommensvorteil verheirateter Männer (gegenüber Single-Männern) und dem entsprechenden Einkommensvorteil von Männern, die mit ihrer Partnerin zusammenwohnen.

Zunächst macht die gemeinsame Besteuerung von Ehepartnern im Ehegattensplitting eine geschlechtstypische Arbeitsteilung lohnender für verheiratete als für unverheiratete Paare. Der ökonomische Anreiz zu Spezialisierung ist wegen des höheren Einstiegssteuersatzes der zweiten verdienenden Person in Ehen größer als in Lebensgemeinschaften, deshalb sollte das MWP höher ausfallen als das CWP.<sup>5</sup>

Weiterhin gehen wir davon aus, dass die Mitversicherung von nicht oder nur geringfügig erwerbstätigen Ehepartnern in der gesetzlichen Krankenversicherung einen direkten positiven Effekt auf die Differenz zwischen dem Einkommensvorteil verheirateter und nicht verheirateter Paare hat.

Kein solcher Einfluss ist von den rechtlichen Ansprüchen auf staatliche Unterstützung bei Langzeitarbeitslosigkeit oder Elternzeit zu erwarten, denn für das Arbeitslosengeld II und das Elterngeld wird das gemeinsame Einkommen der Bedarfsgemeinschaft (also inklusive des Einkommens des Partners) berücksichtigt, unabhängig vom Familienstand.

---

<sup>5</sup> Laut einer OECD-Studie wird in Deutschland das zweite Einkommen bei Ehepaaren um das 1,3 bis 1,5-fache stärker mit Steuern und Sozialversicherungsabgaben belastet als das Einkommen von Alleinveranlagten in gleicher Höhe (Jaumotte 2003).

Auch von den rechtlichen Unterschieden zwischen Ehe und Lebensgemeinschaft bezüglich Elternschaft und Sorgerecht ist keine Wirkung auf Spezialisierung im Haushalt und die Differenz zwischen dem MWP und dem CWP zu erwarten. Falls ein im Haushalt lebendes Kind einen Einfluss auf das Einkommen des Vaters haben sollte, sollte dieser theoretisch unabhängig davon sein, ob der Vater verheiratet ist oder in einer Lebensgemeinschaft lebt.

**Tabelle 1: Institutionelle Unterschiede zwischen Ehe und Lebensgemeinschaft und deren Einfluss auf die Differenz zwischen dem MWP und dem CWP**

	Verheiratete Paare	Unverheiratet zusammenwohnende Paare	Grund für MWP > CWP
Familienzuschlag beim Entgelt	Zuschlag nur im öffentlichen Dienst (auch ohne Kind)	Zuschlag im öffentlichen Dienst nur bei Anwesenheit eines Kindes	Direkter Effekt
Steuersystem	Gemeinsame Besteuerung	Individuelle Besteuerung	Direkter Effekt
Krankenversicherung	Nicht erwerbstätiger Partner ist über den erwerbstätigen Partner mitversichert (bei gesetzlicher Krankenversicherung)	Individuelle Versicherung	Direkter Effekt
Staatliche Transfers	Anspruch auf Erziehungsgeld, Arbeitslosenhilfe/Arbeitslosengeld II und Sozialhilfe abhängig vom Einkommen des Partners	Anspruch auf Erziehungsgeld, Arbeitslosenhilfe/Arbeitslosengeld II und Sozialhilfe abhängig vom Einkommen des Partners	Nein
Elternschaft	Ehemann der Mutter (zum Zeitpunkt der Geburt) ist automatisch der gesetzliche Vater	Vater muss das Kind anerkennen und die Mutter ihr Einverständnis geben	Nein
Sorgerecht	Gemeinsames Sorgerecht	Gemeinsames Sorgerecht wenn beide ihr Einverständnis erklären	Nein
Unterhaltsverpflichtung	Verpflichtung den Ehepartner zu unterstützen	Verpflichtung den Partner zu unterstützen nur wenn Kinder unter 3 Jahren anwesend sind	Indirekter Effekt
Witwer- bzw. Witwenrente	Anspruch	Kein Anspruch	Indirekter Effekt
Erbschaft	Automatisches Erbe (obligatorischer Anteil), hohe Freibeträge in der Erbschaftssteuer	Schriftliches Testament erforderlich (kein obligatorischer Anteil), Erbschaftssteuer	Indirekter Effekt
Trennungskosten	Einkommensabhängige Anwalts- und Gerichtskosten	Keine gesetzlichen Kosten	Indirekter Effekt

Im Gegensatz dazu sind die Regelungen des Unterhaltsrechts und auch der Anspruch auf Witwer- bzw. Witwenrente abhängig vom Familienstand. Eine Scheidung verpflichtet grundsätzlich zu einer finanziellen Unterstützung des bedürftigen Partners, eine „einfache“ Trennung nur dann, wenn das Paar Kinder unter 3 Jahren hat. Beim Tod des Partners wird nur dem verheirateten Witwer bzw. der Witwe eine gesetzliche Rente gewährt. In beiden Fällen lohnt sich die Spezialisierung deshalb längerfristig nur in der Ehe, nicht aber in der Lebensgemeinschaft, wo der Partner/die Partnerin weder ein Anrecht auf Unterhaltszahlungen noch auf eine Rente hat.

Trennungskosten könnten ebenfalls einen Unterschied zwischen MWP und CWP begründen: Anwalts- und Gerichtskosten machen eine Scheidung meist deutlich teurer als die „einfache“ Trennung einer nichtehelichen Lebensgemeinschaft. Nicht zuletzt deshalb kann davon ausgegangen werden, dass Ehen länger bestehen bleiben als Lebensgemeinschaften – zumindest formal. Da sich außerdem ökonomisch betrachtet langfristige Spezialisierung in einer Partnerschaft, in der beide Partner davon ausgehen, dass sie lange hält, eher lohnt als in einer Partnerschaft mit geringerer erwarteter „Halbwertszeit“, sollten die Unterschiede in den Trennungskosten die Differenz zwischen MWP und CWP vergrößern.

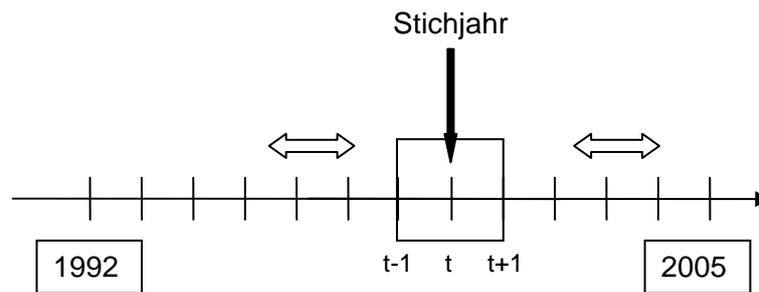
Schließlich unterscheidet auch das Erbschaftsrecht zwischen verheirateten und nicht verheirateten Paaren. Ehepartner erben auch ohne Testament und haben einen Mindestanspruch auf den Pflichtteil. Lebenspartner haben grundsätzlich keinen Erbanspruch, Entsprechendes muss im Testament festgehalten worden sein. Die automatische Teilhabe am gemeinsam erwirtschafteten in der Ehe (zumindest im Todesfall) könnte einen Anreiz für geschlechtsspezifischen Arbeitsteilung darstellen und auch einen Grund dafür, dass der Einkommensvorteil von verheirateten Männern größer ist als der von unverheirateten.

#### **4 Untersuchungsdesign**

Um das „wahre“ MWP bzw. CWP (frei von Selektionseffekten) zu ermitteln, verwendeten wir Individualdaten des SOEP. Das SOEP ist eine in Westdeutschland seit 1984 und in Ostdeutschland seit 1990 laufende jährliche Wiederholungsbefragung von Haushalten und Einzelpersonen. Die Daten eignen sich gut für unsere Zwecke, da sie Informationen über Einkommen und verschiedene den Arbeitsmarkterfolg und die Heiratschancen beeinflussende Faktoren enthalten. Außerdem bieten sie Angaben zum Familienstand sowie „Beziehungsstatus“ (allein stehend oder liiert) der Befragten und darüber, ob sie

mit ihren Partnerinnen zusammenleben. Ein weiterer Vorteil der Daten ist, dass die Informationen über einen längeren Zeitraum verfügbar sind und somit beobachtet werden kann, ob und wann die Befragten heiraten bzw. mit ihren Partnerinnen zusammenziehen.

Abbildung 1: Zeitfenster



Ein dreijähriges Zeitfenster wurde über die SOEP-Erhebungswellen von 1992 bis 2005 „geschoben“ (siehe Abbildung 1) und innerhalb dieses Fensters die Veränderung der Löhne von Männern, die heiraten, von Männern, die mit ihrer Partnerin zusammenziehen sowie von Männern, die über diese drei Jahre Single bleiben, gemessen.

In Abhängigkeit vom Familienstand und dem Zusammenleben mit der Partnerin zu den drei Beobachtungszeitpunkten  $t-1$ ,  $t$  und  $t+1$  wurden vier Gruppen, zwei so genannte Versuchsgruppen (1 und 2) und zwei Kontrollgruppen (3 und 4) gebildet:

- (1) Männer, die ein Jahr vor dem Stichjahr, in  $t-1$ , ledig sind und alleine leben, im Stichjahr  $t$  heiraten und ein Jahr später, in  $t+1$ , noch immer verheiratet sind,
- (2) Männer, die in  $t-1$  ledig und allein lebend sind, in  $t$  mit ihrer Partnerin zusammenziehen und in  $t+1$  noch immer mit dieser zusammenwohnen,
- (3) Männer, die zu allen drei Zeitpunkten mit ihrer Partnerin zusammenleben und
- (4) Männer, die zu allen drei Beobachtungszeitpunkten ledig und alleine lebend sind.

Es wurden also einerseits Männer beobachtet, deren Familienstand bzw. Wohnsituation sich nicht zwischen  $t-1$  und  $t+1$  ändert und andererseits Männer, die in  $t$  heiraten bzw. mit ihrer Partnerin zusammenziehen. Insbesondere die Erstellung der Versuchsgruppe war sehr restriktiv und reduzierte die Zahl der Beobachtungen maßgeblich. Weiterhin

fürte die Auswahl von Befragten, die hinsichtlich Alter, Berufsstand und Angaben zu Arbeitsstunden und Einkommen für die Analyse geeignet sind, zu einer Verkleinerung der Stichprobe. Wegen des Vergleichs von Erwerbseinkommen bestand die Stichprobe nur aus abhängig beschäftigten Männern in der Privatwirtschaft. Im öffentlichen Dienst Beschäftigte wurden nicht betrachtet, weil dort vom Familienstand abhängige Zuschläge gezahlt werden, welche das MWP schon automatisch erhöhen. Die Stichprobenauswahl ist im Anhang detailliert erläutert (siehe Tabelle A1 und ergänzenden Text).

## 5 Ökonometrisches Verfahren

Um das „wahre“ MWP zu ermitteln, müsste im Idealfall der Lohn eines verheirateten Mannes mit dem Lohn verglichen werden, den er zum gleichen Zeitpunkt erzielen würde, wenn er nicht verheiratet wäre. Analoges gilt für das CWP. Ein solcher Vergleich – dieselbe Einheit unter sonst gleichen Bedingungen in gleichzeitig alternativen Rahmenbedingungen, also einer *kontrafaktischen* Situation zu beobachten – ist aber unmöglich und bildet das Fundamentalproblem der Kausalanalyse. Eine Lösungsmöglichkeit für dieses Fundamentalproblem ist das so genannte Matching-Verfahren. Dabei werden Einheiten betrachtet, die sich in ihren Eigenschaften möglichst ähnlich sind, in der Treatmentvariable aber unterscheiden (hier: Heirat oder Zusammenzug mit der Partnerin).<sup>6</sup>

Eine Möglichkeit, das Ausmaß der Ähnlichkeit zu messen, bietet das *Propensity Score Matching*. Der Propensity Score steht allgemein für die bedingte Wahrscheinlichkeit einer Einheit mit bestimmten Eigenschaften, der Wirkung des Treatments ausgesetzt zu sein. Die Berechnung dieses Werts basiert auf einer Probit Schätzung. In der vorliegenden Untersuchung steht der Propensity Score für die bedingte Wahrscheinlichkeit, dass ein lediger bzw. allein stehender (Single-) Mann – mit Eigenschaften, welche die Heiratschancen bzw. einen Zusammenzug mit der Partnerin begünstigen – im Folgejahr heiratet bzw. mit seiner Partnerin zusammenzieht. Entsprechend enthält die Probit-Schätzung als unabhängige Variablen solche, die sowohl einen Einfluss auf die Chance in  $t$  zu heiraten bzw. in  $t$  mit der Partnerin zusammenzuziehen haben als auch auf das Einkommen in  $t+1$ . Die zentrale abhängige Variable ist die Wahrscheinlichkeit im Stichjahr  $t$  zu heiraten bzw. mit der Partnerin zusammenzuziehen.

---

<sup>6</sup> Grundlage des Matching-Verfahrens ist das Rubin Causal Model (RCM). Dieses geht – vereinfachend zusammengefasst – davon aus, dass der Effekt eines kausal wirksamen Faktors, des Treatments, der Differenz zwischen dem beobachteten Ereignis unter der Bedingung, dass das Treatment vorliegt, und dem beobachteten Ereignis unter der Bedingung, dass das Treatment nicht vorliegt, entspricht (DiPrete und Gangl 2004: 4).

Die erklärenden Variablen beziehen sich auf den Zeitpunkt t-1 und decken sowohl sozio-ökonomische Eigenschaften der beobachteten Männer als auch Zufriedenheits- und Besorgniszustände ab. Damit werden bei der Berechnung des Propensity Scores einerseits Alter, Bildung, Stellung im Beruf, Dauer der Betriebszugehörigkeit, Befristung des Arbeitsvertrags, Region, Nationalität, Migrationshintergrund, Kinder sowie der Stundenlohn und andererseits die Zufriedenheit mit Lebensbereichen wie Gesundheit, Einkommen, Wohnsituation, Freizeit, aber auch mit dem Leben allgemein und dem Leben in fünf Jahren sowie Sorgen über die eigene und die allgemeine wirtschaftliche Situation berücksichtigt. Die Ergebnisse unserer Probit-Schätzung sind im Anhang detailliert erläutert (siehe Tabelle A2 und ergänzenden Text).

Mithilfe des Propensity-Score-Matchings verglichen wir also paarweise Männer, die sich in „harten“ sozioökonomischen Eigenschaften wie Alter, Bildung und Dauer der Betriebszugehörigkeit sowie „weichen“ Variablen wie Lebenszufriedenheit oder Sorgen bezüglich der allgemeinen wirtschaftlichen Situation zum Zeitpunkt t-1 möglichst ähnlich sind und in der zentralen unabhängigen Variablen Familienstand bzw. „Wohnsituation“ (mit Partnerin zusammenlebend oder alleine lebend) zum Zeitpunkt t unterscheiden. Innerhalb der sozioökonomischen Variablen haben wir explizit das Einkommen der Männer zu t-1 einbezogen, um auch unbeobachtbare Einflussfaktoren des Einkommens und der Heiratschancen aufzufangen.<sup>7</sup> Der *Average Treatment Effect on the Treated* (ATT) entspricht der durchschnittlichen Differenz zwischen dem Einkommen des Mannes aus der Versuchsgruppe und dem Einkommen des aufgrund seiner Ähnlichkeit diesem zugeordneten Mannes aus der Kontrollgruppe. Mit dem ATT kann die Selektion in das Treatment kontrolliert und der durchschnittliche Effekt einer Heirat bzw. eines Zusammenzugs mit der Partnerin auf die Löhne identifiziert werden.

Soweit die Theorie. Praktisch ist es fast unmöglich, zwei Männer zu finden, welche mit nahezu identischer Wahrscheinlichkeit im nächsten Jahr heiraten bzw. mit ihrer Partnerin zusammenziehen werden. Dieses Problem lässt sich mit verschiedenen Matching-Algorithmen lösen, welche durch Anpassung der Kontrollgruppe an die Experimentalgruppe die Kontrolleigenschaften zwischen den Gruppen so gut wie möglich ausbalancieren. In der vorliegenden Analyse wird das *Nearest-Neighbor-Matching* angewendet.

Insgesamt schätzten wir drei Matching-Modelle: Bei Matching I bestand die Versuchsgruppe „Verheiratet“ aus Männern, die zu t heiraten, und die Kontrollgruppe

---

<sup>7</sup> Auf diese Weise hoffen wir, die so genannte *Conditional Mean Independence Assumption* (CMIA) zu erfüllen, welche davon ausgeht, dass der Treatmentstatus unter Kontrolle der Kovariaten unabhängig von den potentiellen Ereignissen (den Ausprägungen der AV) ist.

„Single“ aus Männern, die von t-1 bis t+1 ledig bleiben. In Matching II wurden dieselben in t heiratenden Männer mit Männern verglichen, die von t-1 bis t+1 mit ihrer Partnerin zusammenwohnen (Kontrollgruppe „Zusammenlebend“). Das dritte Matching ermittelte den Einkommensunterschied zwischen Männern, die zum Zeitpunkt t mit ihrer Partnerin zusammenziehen (Versuchsgruppe) und Männern, die über die drei Untersuchungsjahre Single bleiben (Kontrollgruppe).

Basierend auf den Propensity Scores zu diesen drei Matchings wurden dann Männer der Versuchsgruppen „verheiratet“ und „zusammenlebend“ ihren nächsten Nachbarn (nearest neighbors) aus den Kontrollgruppen zugeordnet – also den ihnen ähnlichsten seit t-1 allein bzw. mit Partnerin zusammenwohnenden Männern.

## 6 Matching Ergebnisse

Im Matching I wurden Männern, die im Stichjahr heiraten, vergleichbare Männer zugewiesen, die von t-1 bis t+1 Single sind. Tabelle 2 enthält die Ergebnisse dieses ersten Matchings:

Vor dem Matching beträgt der durchschnittliche Stundenlohn der verheirateten Männer 15,91 € und der entsprechende Lohn der Single-Männer 14,08 €. Ohne Berücksichtigung der relevanten sozio-ökonomischen Eigenschaften und der Zufriedenheits- und Besorgnisvariablen beträgt das beobachtete MWP demnach statistisch signifikante 1,83 € bzw. 13 %. Nach dem Matching, d.h. unter Kontrolle wichtiger Eigenschaften, entspricht das Premium dagegen nur noch 21 Cents bzw. 1,34 %. Der Einkommensvorteil verheirateter gegenüber lediger Männer verschwindet somit, wenn Faktoren, welche die Heiratswahrscheinlichkeit beeinflussen, berücksichtigt werden. Demnach würde ein zufällig ausgewählter Mann, der im Stichjahr heiratet (Versuchsgruppe), im Folgejahr nicht weniger verdienen, wenn er Single bliebe. Diese Ergebnisse bestätigen den Heirat begünstigenden Effekt der beobachteten sozio-ökonomischen Charakteristika sowie Zufriedenheits- und Besorgnisvariablen und belegen die Selektionshypothese: Verheiratete Männer verdienen deshalb mehr als unverheiratete, weil Männer, die bereits ein hohes Einkommen haben sowie mit einem hohen Einkommen in Zusammenhang stehende Eigenschaften und Lebenseinstellungen besitzen, mit größerer Wahrscheinlichkeit heiraten (sei es, dass sie attraktiver auf Frauen wirken, eine höhere Bereitschaft zur Ehe mitbringen etc.).

**Tabelle 2: Unterschiede im Einkommen zu t+1 zwischen verheirateten und single Männern (Matching I)**

	Verheiratet (#364)	Single (#3,772)	Absolute Differenz (in €)	Relative Differenz (in %)
Stundenlohn <i>vor</i> dem Matching (T-stat.)	15,91	14,08	<b>1,83</b> (5,44)	<b>13,00</b>
Stundenlohn <i>nach</i> dem Matching, ATT (T-stat.)	15,91	15,70	0,21 (0,37)	1,34

Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf den Ergebnissen der Probit-Schätzungen in Tabelle A2 (im Anhang) und unter Verwendung des Stata Matching Algorithmus *psmatch2* von Leuven and Sianesi (2003). SOEP-Wellen 1992 bis 2005. Die fett gedruckten Zahlen repräsentieren Werte, die zum 5%-Niveau signifikant sind.

Das zweite Matching (Matching II) ermittelte den Einkommensvorteil verheirateter Männer gegenüber Männern, die mit ihrer Partnerin zusammenwohnen. Wie die Werte in Tabelle 3 zeigen, ist weder vor noch nach dem Matching die Differenz zwischen den Stundenlöhnen derer, die im Stichjahr geheiratet haben, und derer, die in der Zeit von t-1 bis t+1 mit ihrer Partnerin zusammengelebt haben, signifikant. Verheiratete Männer haben den Männern in Lebensgemeinschaften 68 Cents (4,46 %) voraus. Unter Kontrolle der relevanten erklärenden Variablen verringert sich diese Prämie auf 23 Cents (1,47 %) und könnte für eine Selektion besser verdienender Männer von der Lebensgemeinschaft in die Ehe sprechen, wäre die „ungematchte“ Einkommensdifferenz signifikant. Nach der statistisch nicht signifikanten Differenz zu schließen, findet jedoch keine Selektion von der Lebensgemeinschaft in die Ehe statt.

**Tabelle 3: Unterschiede im Einkommen zu t+1 zwischen verheirateten Männern und Männern, die mit ihrer Partnerin zusammenleben (Matching II)**

	Verheiratet (#364)	Single (#1.220)	Absolute Differenz (in €)	Relative Differenz (in %)
Stundenlohn <i>vor</i> dem Matching (T-stat.)	15,91	15,23	0,68 (1,60)	4,46
Stundenlohn <i>nach</i> dem Matching, ATT (T-stat.)	15,91	15,68	0,23 (0,38)	1,47

Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf den Ergebnissen der Probit-Schätzungen in Tabelle A2 (im Anhang) und unter Verwendung des Stata Matching Algorithmus *psmatch2* von Leuven and Sianesi (2003). SOEP-Wellen 1992 bis 2005. Die fettgedruckten Zahlen repräsentieren Werte, die zum 5%-Niveau signifikant sind.

Tabelle 4 zeigt die Ergebnisse von Matching III, in welchem das CWP, der Einkommensvorteil von Männern, die im Stichjahr mit ihrer Partnerin zusammengezogen sind, gegenüber Single-Männern berechnet wurde. Es fällt auf, dass diese Ergebnisse denen des Matching I ähneln: Die vor dem Matching signifikante Differenz von 94 Cents bzw. 6,68 % verringert sich auf einen nicht mehr signifikanten Einkommensvorteil von 35 Cents bzw. 2,46 %, wenn die ausgewählten sozio-ökonomischen Eigenschaften sowie Zufriedenheits- und Besorgnisvariablen berücksichtigt werden. Matching III bestätigte zunächst die Existenz eines CWP und lieferte außerdem eine Erklärung für dieses. Wie beim MWP scheinen in t-1 gut verdienende Männer, die außerdem noch andere relevante Charakteristika erfüllen, nicht nur attraktiv auf Frauen zu wirken, die einen Ehemann suchen, sondern auch auf Frauen, die unverheiratet mit ihrem Partner zusammenwohnen möchten. Ein hohes Einkommen und andere sozio-ökonomische Eigenschaften sowie eine positive Lebenseinstellung scheinen grundsätzlich die Wahrscheinlichkeit dieser Männer zu erhöhen, eine Lebensgemeinschaft – mit oder ohne Trauschein – einzugehen.

**Tabelle 4: Unterschiede im Einkommen zu t+1 zwischen Männern, die zu t mit ihrer Partnerin zusammenziehen und Single-Männern (Matching III)**

	Verheiratet (#219)	Single (#3.772)	Absolute Differenz (in €)	Relative Differenz (in %)
Stundenlohn <i>vor</i> dem Matching (T-stat.)	15,91	14,08	<b>0,94</b> (2,20)	<b>6,68</b>
Stundenlohn <i>nach</i> dem Matching, ATT (T-stat.)	15,91	14,66	0,36 (0,57)	2,46

Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf den Ergebnissen der Probit-Schätzungen in Tabelle A2 (im Anhang) und unter Verwendung des Stata Matching Algorithmus *psmatch2* von Leuven and Sianesi (2003). SOEP-Wellen 1992 bis 2005. Die fettgedruckten Zahlen repräsentieren Werte, die zum 5%-Niveau signifikant sind.

Insgesamt liefern die Matching-Verfahren einen deutlichen Beleg für die Selektionshypothese. Dies gilt für beide Einkommensvorteile, das MWP wie auch das CWP. Vor dem Hintergrund bisheriger empirischer Ergebnisse für andere Länder und den geschilderten rechtlichen Vorteilen von Ehen gegenüber Lebensgemeinschaften in Deutschland – welche eine geschlechtsspezifische Spezialisierung von Ehepartnern begünstigen – hatten wir dies nicht unbedingt erwartet. Wir waren im Gegenteil eher von einem Spezialisierungseffekt insbesondere für verheiratete Männer ausgegangen. Deshalb schlossen wir eine nähere Untersuchung der Zeitverwendung der PartnerInnen an, um hierdurch eventuelle Hinweise auf die Spezialisierungshypothese zu bekommen. Es wurden die verheirateten bzw. zusammenlebenden Paare aus Matching II zum Zeitpunkt t+1 beobachtet. Die Differenz zwischen den von Frau und Mann wöchentlich

für Beruf, Kinderbetreuung und Hausarbeit aufgebrauchten Stunden sowie Informationen über den Erwerbsstatus der (Ehe-)Partnerin sollten Auskunft über die geschlechtstypische Arbeitsteilung im Haushalt geben.

Tabelle 5 zeigt die Ergebnisse dieser Analyse: Bis auf die Werte zur Teilzeitarbeit sind alle Unterschiede zwischen den in Matching II betrachteten Ehen und Lebensgemeinschaften statistisch signifikant. Es fällt auf, dass die Differenz bezüglich der Arbeitsstunden – d.h. wie viele Stunden pro Woche der Mann mehr erwerbstätig ist als die Frau – bei verheirateten Paaren mit 21 Stunden mehr als doppelt so hoch ist wie bei zusammenlebenden Paaren, bei denen der Unterschied knapp 10 Stunden beträgt. Weiterhin unterscheidet sich die Zeitaufwendung der PartnerInnen für Kinderbetreuung innerhalb der Ehe viel stärker als innerhalb der Lebensgemeinschaft: Verheiratete Frauen investieren fast 4,5 Stunden mehr pro Tag als ihre Ehemänner, bei den unverheirateten sind es knapp zwei Stunden. Im Hinblick auf die täglich mit Hausarbeit verbrachte Zeit sind sich Ehe- und LebenspartnerInnen etwas ähnlicher. Dennoch ist die Differenz bei verheirateten Paaren mit zwei Stunden signifikant höher als bei zusammenlebenden mit einer Stunde. Der Anteil von Ehepaaren, bei denen die Frau nicht erwerbstätig ist, ist ebenfalls größer (33%) als der entsprechende Anteil der zusammenlebenden Paare (13%). In Haushalten verheirateter Paare lebt außerdem mit größerer Wahrscheinlichkeit, nämlich zu 50%, ein Kind als in Lebensgemeinschaften (knapp 30%).

**Tabelle 5: Spuren von Spezialisierung in Ehe und Lebensgemeinschaft (basierend auf den "gematchten" Gruppen aus Matching II: Verheiratet vs. zusammenlebend)**

	Verheiratet	Zusammenlebend	Test auf gleiche Mittelwerte
<i>Eigenschaften in t+1</i>	Mittelwert	Mittelwert	T-Wert
Differenz in wöchentlichen Erwerbsarbeitsstunden (Mann-Frau)	21.0779	9.7488	-6.10
Differenz in täglichen Kinderbetreuungsstunden (Mann-Frau)	-4.4312	-1.9481	4.31
Differenz in täglichen Hausarbeitsstunden (Mann-Frau)	-1.9116	-1.0718	2.98
Partner nicht erwerbstätig (Mann-Frau)	0.3277	0.1320	-4.45
Partner in Teilzeit beschäftigt (Mann-Frau)	0.1192	0.1200	-0.04
Kind(er) im Haushalt	0.4943	0.2940	-5.96
Beobachtungszahl	215-235	167-187	

Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf den SOEP-Wellen 1992 bis 2005.

Wir interpretieren diese Ergebnisse als Bestätigung einer stärkeren Spezialisierung innerhalb der Ehe als innerhalb der Lebenspartnerschaft, unter anderem sicher aufgrund der fördernden rechtlichen Vorteile. Vor dem Hintergrund der Ergebnisse der anderen beiden Matchings, welche das MWP und CWP durch Selektion erklären, kann die stärkere Spezialisierung unter Ehepartnern aber nicht als *Erklärung* für das MWP, sondern nur als *Bestandteil des Selektionsprozesses* vom Singledasein über das Zusammenleben in die Ehe gedeutet werden. Offenbar wird bei der Wahl des Lebens- bzw. Ehepartners bereits berücksichtigt, ob und wie stark sich die Partner später geschlechtstypisch auf Beruf bzw. Haushalt und Familie spezialisieren können oder wollen.

Alle Ergebnisse (aus den Probit-Schätzungen und Matching-Verfahren) zusammengenommen zeichnen nun das folgende typische Bild: Ein junger Mann mit guter Ausbildung und gutem Einkommen, der zufrieden mit seinem Leben ist und sich keine Sorgen über seine wirtschaftliche Situation macht, zieht mit seiner Freundin zusammen. Seine sichere finanzielle Lage und sonstigen positiven Einstellungen machen ihn zu einem attraktiven Lebenspartner und erhöhen seine Bereitschaft zur formalen Festigung seiner Liebesbeziehung. Familien- und Lebensplanung scheinen bei dieser ersten Entscheidung bereits eine Rolle zu spielen, denn geht das Paar schließlich den nächsten Schritt, nämlich den Bund der Ehe ein<sup>8</sup>, findet eine Spezialisierung der Partner statt: Der Ehemann bleibt erwerbstätig, während die Ehefrau oft unterbricht, um sich um Haushalt und Kinder kümmern zu können. Die Entscheidung zur Spezialisierung wird durch rechtliche Vorteile, die eine Ehe gegenüber einer Lebensgemeinschaft hat (vor allem bei Anwesenheit von Kindern), noch verstärkt. Verdienen Männer mit einem solchen Lebenslauf mehr als Männer, die nicht heiraten, scheint dies zumindest teilweise daran zu liegen, dass sie mit einer Frau, die zu Spezialisierung bereit ist, zusammengezogen sind und sich nach der Heirat durch deren Unterstützung stärker auf ihren Beruf konzentrieren können.

---

<sup>8</sup> Wie die Koeffizienten der Probit-Schätzung zeigen, ist dies mit größerer Wahrscheinlichkeit der Fall, wenn ein Kind im Haushalt lebt, der Mann mit seinem Leben und seiner Gesundheit zufrieden ist, das Paar in Westdeutschland wohnt und/oder nach Deutschland immigriert ist.

## 7 Zusammenfassung und Fazit

Auch in Deutschland verdienen verheiratete Männer deutlich mehr als unverheiratete und auch Männer, die ohne Trauschein mit ihrer Partnerin zusammenwohnen, haben höhere Einkommen als Männer, die alleine leben. Wie wir in diesem Beitrag zeigen, liegen die Gründe hierfür aber nicht in einem kausalen Effekt des Familienstands bzw. der Wohnsituation auf das Einkommen. Der wahre Ursprung der Einkommensvorteile liegt vielmehr in einem Selektionseffekt: Mit dem Einkommen und damit in Zusammenhang stehenden Eigenschaften steigt die Wahrscheinlichkeit, dass ein lediger oder allein lebender Mann in der Zukunft heiratet oder mit seiner Partnerin zusammenzieht. Entweder haben Männer, die relativ gut verdienen, ein bestimmtes Alter, eine bestimmte Stellung im Beruf und einen unbefristeten Arbeitsvertrag haben sowie zufrieden mit ihrem Leben im Allgemeinen und ausgewählten Lebensbereichen sind, eine höhere Bereitschaft zu heiraten oder Männer mit solchen Eigenschaften wirken besonders attraktiv auf Frauen und werden von diesen eher für die Ehe bzw. Lebensgemeinschaft „ausgewählt“. Unabhängig aber von den genauen Mechanismen, die hinter diesen Selektionsprozessen stehen, konnten wir eindeutig zeigen, dass der Grund für den beobachteten MWP bzw. CWP nicht in der Rollenverteilung im Haushalt zu suchen ist.

Vielmehr scheint eine „Selektion in die Spezialisierung“ stattzufinden: Wie der Vergleich der Zeitverwendung zwischen seit mehr als drei Jahren zusammenlebenden Paaren und solchen, die innerhalb dieser Zeit heiraten, zeigt, investieren vor allem verheiratete Männer deutlich weniger Wochenstunden in Kinderbetreuung und Haushalt als ihre Frauen. Gemäß der Spezialisierungshypothese weisen sie auch mehr Erwerbsarbeitsstunden auf als ihre Ehepartnerinnen, welche zudem häufiger nicht erwerbstätig sind als Partnerinnen in nichtehelichen Lebensgemeinschaften. Offensichtlich heiraten Paare vor allem dann, wenn sie eine geschlechtsspezifische Arbeitsteilung gerade vorgenommen haben bzw. planen. Die Notwendigkeit von Spezialisierung bzw. die Bereitschaft der Partner hierzu steigt, wenn ein Kind vorhanden ist. Hierfür spricht auch der größere Anteil von Haushalten mit Kind(ern) unter den Verheirateten gegenüber den Zusammenlebenden.

Theoretisch begünstigen die rechtlich-institutionellen Unterschiede zwischen Lebensgemeinschaften und Ehen – direkt oder indirekt – eher eine Spezialisierung in der Ehe als in der Lebensgemeinschaft. Praktisch bestärken sie zusammenlebende Paare, die aufgrund eines Kindes und/oder eines Lohnunterschiedes zwischen den Partnern eine Arbeitsteilung bereits erwägen, in ihrer Entscheidung zur Heirat und zur Spezialisierung. Auf die eingangs gestellte Frage, ob der Staat die geschlechtstypische Arbeitsteilung in der Ehe bzw. in der Lebensgemeinschaft unterstützt und so die Entstehung eines

Einkommensvorteils verheirateter oder mit Partnerin zusammenlebender Männer gegenüber Single-Männern fördert, lautet die Antwort also: Dies gilt vor allem für die Förderung der Ehe gegenüber der Lebensgemeinschaft –nicht gegenüber dem Single-Sein. In erster Linie aber entstehen MWP und CWP aufgrund von Selektionseffekten und die (institutionell geförderten) Spezialisierungseffekte sind nur Teil des Selektionsprozesses.

Wir haben hier natürlich ein sehr grobes Bild der Mechanismen von MWP und CWP gezeichnet, welches nun neue Forschungsfragen eröffnet und welches es in der Dynamik genauer zu ergründen gilt.<sup>9</sup> Beispielsweise könnte die Stichprobe um Studenten, nicht erwerbstätige Männer, Selbständige usw. erweitert werden. Tendenziell erwarten wir hierdurch jedoch eine Bestätigung der Selektionshypothese, denn wie die vorliegenden Ergebnisse zeigen, begünstigen ein höheres Einkommen und Jobsicherheit sowohl die Wahrscheinlichkeit von Heirat- oder Zusammenzug als auch die Einkommenshöhe in den Folgejahren.

## **Literaturverzeichnis und Anhänge**

- Antonovics, K. und R. Town (2004), Are All the Good Men Married? Uncovering the Sources of the Marital Wage Premium, *American Economic Review* 94 (2), 317-321.
- Bardasi, E. und M. Taylor (2008), Marriage and Wages: A Test of the Specialization Hypothesis, *Economica* 75, 569-591.
- Barg, K. und M. Beblo (2009), Does Marriage pay more than Cohabitation?, *Journal of Economic Studies*, forthcoming.
- Barg, K. und M. Beblo (2007), The Male Marital Wage Premium in Germany: Selection versus Specialization, Proceedings of the 7th International Socio-Economic Panel User Conference (SOEP2006), *Journal of Applied Social Sciences Studies* 127(1) (Schmollers Jahrbuch), 59-73.
- Becker, G. (1981), *A Treatise on the Family*, Cambridge.
- Becker, G. (1985), Human Capital, Effort and the Sexual Division of Labor, *Journal of Labor Economics* 3 (1, Part 2), 33-58.
- Breusch, T. und E. Gray (2004), Does Marriage Improve the Wage of Men and Women in Australia?, Paper presented to the Australian Population Association 12th Biennial Conference, Canberra.
- Chun, H. und I. Lee (2001), Why do Married Men Earn More: Productivity or Marriage Selection?, *Economic Inquiry* 39 (2), 307-319.
- Cohen, P. (2002), Cohabitation and the Declining Marriage Premium for Men, *Work and Occupations* 29(3), 346-363.
- Daniel, K. (1992), Does Marriage Make Men More Productive, Economics Research Center, NORC, Working Paper 92-2, University of Chicago.
- Daniel, K. (1995), The Marriage Premium. In: Tommasi, M., K. Ierulli und G.S. Becker (eds.), *The New Economics of Human Behaviour*, 113-125.
- Datta Gupta, N., N. Smith und L. Stratton (2005), Is Marriage Poisonous? Are Relationships Taxing? An Analysis of the Male Marital Wage Differential in Denmark, IZA Discussion Papers 1591, Institute for the Study of Labor (IZA).
- DiPrete, T. A. und M. Gangl (2004), Assessing bias in the estimation of causal effects: Rosenbaum bounds on matching estimators and instrumental variables estimation with imperfect instruments. *Sociological Methodology* 34, 271-310.
- Ginther, D.K. und M. Zavodny (2001), Is the Male Marriage Premium Due to Selection? The Effect of Shotgun Weddings on the Return to Marriage, *Journal of Population Economics* 14 (2), 313-328.
- Ginther, D.K., M. Sundström und A. Björklund (2006), Selection or Specialization? The Impact of Legal Marriage on Adult Earnings in Sweden, Paper presented at the EALE conference 2006, Prague.
- Hill, M. (1979), The Wage Effects of Marital Status and Children, *Journal of Human Resources* 14, 579-594.
- Jaumotte, F. (2003), The Labour Force Participation of Women: Empirical Evidence on the Role of Policy and Other Determinants in OECD Countries. OECD Economic Studies No. 37.
- Kenny, L. (1983), The Accumulation of Human Capital during Marriage by Males, *Economic Inquiry* 21, 223-231.

- Korenman, S. und D. Neumark (1991), Does Marriage Really Make Men More Productive?, *Journal of Human Resources* 31 (3), 282-307.
- Leuven, E. und B. Sianesi. (2003), PSMATCH2: Stata Module to Perform Full Mahalanobis and Propensity Score Matching, Common Support Graphing, and Covariate Imbalance Testing. Online: <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>. Version 3.0.0.
- Mamun, A. (2005), Is there a Cohabitation Premium in Men's Earnings?, Center for Research on Families, Working Paper 2004-02, University of Washington.
- Maasoumi, E., D. Millimet und D. Sarkar (2005), The Distribution of Returns to Marriage, Department of Economics, Departmental Working Paper 503, Southern Methodist University.
- Nakosteen, R. und M. Zimmer (1997), Men, Money and Marriage: Are High Earners More Prone Than Low Earners To Marry, *Social Science Quarterly* 78 (1), 66-82.
- Pollmann-Schult, M. und M. Diewald (2007), Auswirkungen der Familiengründung auf den Berufsverlauf von Männern. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 59 (3), 440-458.
- Reed, R. und K. Harford (1989), The Marriage Premium and Compensating Wage Differentials, *Journal of Population Economics* 2, 237-265.
- Schoeni, R. (1995), Marital Status and Earnings in Developed Countries, *Journal of Population Economics* 8, 351-359.
- SOEP Group (2001), The German Socio-Economic Panel (GSOEP) after more than 15 years - Overview. In: E. Holst, D.R. Lillard und T.A. DiPrete (Hg.): Proceedings of the 2000 Fourth International Conference of German Socio-Economic Panel Study Users (GSOEP2000), *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* 70(1), 7-14.
- Stratton, L. (2002), Examining the Wage Differential for Married and Cohabiting Men, *Economic Inquiry* 40 (2), 199-212.
- Stutzer, A. und B.S. Frey (2006), Does Marriage Make People Happy, or do Happy People get Married?, *The Journal of Socio-Economics* 35, 326-357.

## Anhänge

Table A1: Stichprobenauswahl

Kriterium	Verbleibende Zahl der Beobachtungen			
	Versuchsgruppen		Kontrollgruppen	
	Hochzeit in t	Zusammenzug mit dem Partner in t	Single (von t-1 bis t+1)	Zusammenlebend (von t-1 bis t+1)
Alle zwischen t-1 und t+1 beobachteten Männer (20- bis 64-jährig)	746	493	10.661	2.444
Unselbständige Arbeitnehmer in t+1 (auch Auszubildende etc.)	594	356	6.043	1.714
Unter den Verheirateten: nur im privaten Sektor angestellte, in t+1 (kein Öffentlicher Dienst)	474	356	6.043	1.714
Ohne fehlende Angaben zu wöchentl. Arbeitsstunden und monatl. Einkommen, in t+1	440	320	5.438	1.566
Unselbständige Arbeitnehmer in t-1	396	244	4.213	1.350
Ohne fehlende Werte bei den Angaben zu wöchentl. Arbeitsstunden und monatl. Einkommen, in t-1	383	230	4.038	1.286
Ohne fehlende Angaben zu allen anderen erklärenden Variablen	364	219	3.772	1.220

Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf den SOEP-Wellen von 1992 bis 2005.

Tabelle A1 stellt die schrittweise Reduzierung des Stichprobenumfangs nach den Auswahlkriterien dar. Zunächst wurden natürlich nur Befragte berücksichtigt, welche die grundlegenden Kriterien bezüglich Familienstand und „Wohnsituation“ über den Zeitraum t-1 bis t+1 erfüllen und so den Versuchs- bzw. Kontrollgruppen zugeordnet werden können. Da die Analyse auf Informationen zum Erwerbseinkommen basierte, wurde die Stichprobe zunächst um Männer, die nicht erwerbstätig, selbständig, in Ausbildung oder Praktikanten sind sowie solche, die ihren Zivil- oder Wehrdienst leisten, reduziert. Um eine systematische Verzerrung der Ergebnisse zu vermeiden, wurden außerdem Beobachtungen von verheirateten Männern, die im Öffentlichen Dienst arbeiten und wegen des dort gewährten Familienzuschlags bereits eine Einkommensprämie genießen, entfernt. Schließlich wurde die Stichprobe um Beobachtungen reduziert, die keine oder fehlerhafte Angaben zu Wochenarbeitsstunden (zu t-1 und t+1) und monatlichem Erwerbseinkommen (zu t-1 und t+1) sowie allen anderen erklärenden Variablen

aufweisen. Nach dieser Reduzierung der Stichprobe verblieben 364 Beobachtungen in der Versuchsgruppe der in  $t$  heiratenden Männer und 219 in der Versuchsgruppe der in  $t$  mit ihrer Partnerin zusammenziehenden Männer. Die Kontrollgruppe mit den über alle drei Zeitpunkte Single bleibenden Männern enthielt noch 3.772 Beobachtungen und die Kontrollgruppe der von  $t-1$  bis  $t+1$  mit ihrer Partnerin zusammenwohnenden Männer, bestand letztlich noch aus 1.220 Beobachtungen.

Der Stundenlohn wurde nicht direkt beobachtet. Er wurde anhand des monatlichen Erwerbseinkommens und der vertraglich vereinbarten wöchentlichen Arbeitsstunden berechnet. Um Verzerrungen zu vermeiden, die bei dem Vergleich von Einkommen aus 14 Jahren entstehen (1992 bis 2003 für die Beobachtung zu  $t-1$  und 1994 bis 2005 für die Beobachtungen zu  $t+1$ ), wurden die Einkommen basierend auf dem Verbraucherindex von 2000 deflationiert und das nominale Lohnwachstum berücksichtigt.

Tabelle A2: Probit Schätzungen für die drei Matching Modelle

Eigenschaften in t-1	Matching I: Verheiratet vs. Single bleibend		Matching II: Verheiratet vs. zusammenwohnend		Matching III: Mit dem Partner zusammenziehend vs. Single bleibend	
	Coeff. est.	Std. error	Coeff. est.	Std. error	Coeff. est.	Std. error
Stundenlohn	<b>0,0206</b>	0,0055	0,0088	0,0068	<b>0,0144</b>	0,0063
Alter: 20 bis 25 Jahre (Referenz: 46 bis 64 Jahre)	<b>0,9019</b>	0,3469	<b>1,5156</b>	0,4584	<b>1,1057</b>	0,3602
Alter: 26 bis 35 Jahre	<b>1,4341</b>	0,3363	<b>1,6417</b>	0,4448	<b>1,1361</b>	0,3494
Alter: 36 bis 45 Jahre	<b>0,8274</b>	0,3415	<b>0,9719</b>	0,4496	<b>0,7535</b>	0,3550
Bildung: Mittlere Reife (Referenz: kein Abschluss, Hauptschule)	-0,0144	0,0810	-0,0648	0,1014	0,0628	0,0917
Bildung: Abitur, Fachabitur	0,0873	0,0984	0,0638	0,1187	<b>0,2511</b>	0,1087
Stellung im Beruf: ungelernt, Arbeiter (Referenz: Facharbeiter)	0,0247	0,0909	<b>0,2534</b>	0,1193	<b>-0,3584</b>	0,1248
Stellung im Beruf: Angestellt, mittlere Position	-0,0388	0,0847	-0,0493	0,1044	-0,0109	0,0885
Stellung im Beruf: Angestellt, höhere Position	0,0575	0,1090	-0,0325	0,1276	-0,1879	0,1288
Beschäftigungsdauer (in Jahren)	<b>-0,0256</b>	0,0071	0,0008	0,0089	-0,0149	0,0083
Befristete Anstellung	<b>-0,4568</b>	0,1275	-0,3557	0,1548	0,0039	0,1185
Zufriedenheit mit der Gesundheit (10 Punkte- Skala)	-0,0060	0,0206	<b>0,0572</b>	0,0251	-0,0330	0,0223
Zufriedenheit mit Freizeit (10 Punkte- Skala)	<b>0,0396</b>	0,0184	0,0081	0,0212	-0,0092	0,0203
Zufriedenheit mit Wohnsituation (10 Punkte-Skala)	<b>-0,0481</b>	0,0166	0,0033	0,0193	-0,0135	0,0193
Zufriedenheit mit Einkommen (10 Punkte- Skala)	-0,0050	0,0207	0,0399	0,0245	-0,0186	0,0234
Zufriedenheit mit dem	<b>0,1242</b>	0,0329	<b>0,0889</b>	0,0406	<b>0,0882</b>	0,0359

Leben heute (10 Punkte-Skala)						
Geschätzte Zufriedenheit mit dem Leben in 10 Jahren (10 Punkte-Skala)	-0,0039	0,0265	-0,0298	0,0324	-0,0007	0,0305
Sorgen über die eigene wirtschaftliche Situation (3 Punkte-Skala)	<b>-0,1542</b>	0,0585	-0,0762	0,0731	<b>-0,1712</b>	0,0664
Sorgen über die generelle wirtschaftliche Situation (3 Punkte-Skala)	0,0680	0,0539	0,0910	0,0665	0,1095	0,0602
Sorgen zur Jobsicherheit (3 Punkte Skala)	-0,0961	0,0516	-0,0754	0,0640	0,1103	0,0618
Anwesenheit eines Kindes im Haushalt	<b>0,4550</b>	0,0758	<b>0,2003</b>	0,0923	0,0437	0,1004
Wohnhaft in Ostdeutschland	0,0057	0,0870	<b>-0,2711</b>	0,1078	0,0863	0,0946
Nach Deutschland immigriert	0,2127	0,1262	<b>0,5604</b>	0,1828	-0,2936	0,1926
Ausländische Staatsbürgerschaft	-0,1024	0,1189	0,0973	0,1560	-0,0094	0,1456
Konstante	-3,0988	0,4255	-3,416	0,5474	-2,9789	0,4452
Pseudo R <sup>2</sup>		0,1165		0,0797		0,0625
$\chi^2(24)$		287,20		136,15		106,03
Beobachtungszahl		4,136		1,584		3,991

Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf den SOEP-Wellen 1992 bis 2005. Die fett markierten Koeffizienten sind zum 5%-Niveau signifikant.

Tabelle A2 präsentiert die Ergebnisse der Probit-Schätzungen für alle drei Matchings. Insgesamt weisen die meisten der Koeffizienten erwartete Vorzeichen auf. Der signifikante Effekt des Stundenlohns (zu t-1) auf die Wahrscheinlichkeit zu heiraten bzw. mit der Partnerin zusammenzuziehen (Matching I und III) kann als erste Bestätigung der Selektionshypothese gewertet werden. Wie es scheint, erhöht ein gutes Einkommen die Attraktivität und/oder die Bereitschaft der Single-Männer zu heiraten bzw. in eine gemeinsame Wohnung zu ziehen. Mit zunehmendem Alter des Mannes sinkt die Chance, dass er eine Ehe oder Lebensgemeinschaft eingeht, wobei die Wahrscheinlichkeit bei Männern zwischen 26 und 35 Jahren am höchsten ist. Bezüglich der erklärenden Variable

Bildung zeigt sich für Männer mit (Fach-)Abitur eine erhöhte Wahrscheinlichkeit mit der Partnerin zusammenzuziehen. Auch in Bezug auf die Stellung im Beruf unterscheiden sich die Koeffizienten zwischen Matching II und III: Während Männer mit relativ niedriger Stellung eher heiraten, neigen Männer mit relativ guter beruflicher Position eher zur Lebensgemeinschaft. Die Dauer der Betriebszugehörigkeit sowie die Bindung an einen befristeten Arbeitsvertrag verringern die Wahrscheinlichkeit, im Folgejahr zu heiraten. Zufriedenheit mit der Gesundheit begünstigt das Zusammenziehen mit der Partnerin, Zufriedenheit mit der Freizeit die Heirat. Die Zufriedenheit mit der Wohnsituation korreliert negativ mit der Heiratswahrscheinlichkeit und Männer, die mit ihrem aktuellen Leben zufrieden sind, neigen nicht nur dazu im folgenden Jahr zu heiraten, sondern auch mit ihrer Partnerin eine Wohnung zu teilen. Der Effekt der Lebenszufriedenheit auf die Heirats- und Zusammenzugswahrscheinlichkeit stimmt mit aktuellen Ergebnissen einer Studie von Stutzer und Frey (2006) überein, welche einen starken Zusammenhang zwischen Glücklichkeit und Eheschließung belegt. Besorgnis über die eigene wirtschaftliche Situation verringert dagegen die Wahrscheinlichkeit eines Übergangs vom Single-Dasein in die Ehe bzw. Lebensgemeinschaft. Wie erwartet begünstigt die Anwesenheit eines Kindes die Wahrscheinlichkeit, dass sowohl ein Single-Mann als auch ein Mann, der mit seiner Partnerin zusammenwohnt, im Folgejahr heiratet. Männer, die in Ostdeutschland mit ihrer Partnerin zusammenleben, heiraten diese mit geringerer Wahrscheinlichkeit als Männer, die in Westdeutschland eine Wohnung mit ihrer Partnerin teilen. Diese Ergebnisse stehen im Einklang mit der bekannten Tatsache, dass nichteheliche Lebensgemeinschaften in den neuen Bundesländern noch immer üblicher sind als in den alten. Männer, die nach Deutschland eingewandert sind, neigen signifikant eher dazu, von einer Lebensgemeinschaft in eine Ehe zu wechseln als Männer ohne Migrationshintergrund.

In der Reihe Discussion Papers des Harriet Taylor Mill-Instituts für Ökonomie und Geschlechterforschung der HWR Berlin sind bisher erschienen:

### **Discussion Paper 2007**

Friederike Maier  
**The Persistence of the Gender Wage Gap  
in Germany**  
Discussion Paper 01, 12/2007

### **Discussion Papers 2008**

Madeleine Janke und Ulrike Marx  
**Genderbezogene Forschung und Lehre im  
Fachgebiet Rechnungswesen und  
Controlling**  
Discussion Paper 02, 05/2008

Claudia Gather, Eva Schulze, Tanja  
Schmidt und Eva Wascher  
**Selbstständige Frauen in Berlin – Erste  
Ergebnisse aus verschiedenen  
Datenquellen im Vergleich**  
Discussion Paper 03, 06/2008

Miriam Beblo, Elke Wolf  
**Quantifizierung der betrieblichen  
Entgeltdiskriminierung nach dem  
Allgemeinen Gleichbehandlungsgesetz.  
Forschungskonzept einer  
mehrdimensionalen Bestandsaufnahme**  
Discussion Paper 04, 11/2008

### **Discussion Papers 2009**

Wolfgang Strengmann-Kuhn  
**Zum Stand der genderbezogenen  
Forschung im Fachgebiet Mikroökonomie in  
Hinblick auf die Berücksichtigung von  
Gendaspekten in der Lehre**  
Discussion Paper 05, 06/2009

Katherin Barg, Miriam Beblo  
**Male Marital Wage Premium. Warum  
verheiratete Männer (auch brutto) mehr  
verdienen als unverheiratete und was der  
Staat damit zu tun haben könnte**  
Discussion Paper 06, 07/2009

*Die Discussion Papers des Harriet Taylor Mill-Instituts stehen als PDF-Datei zum Download unter der Adresse [www.harriet-taylor-mill.de](http://www.harriet-taylor-mill.de) zur Verfügung. Siehe dort Publikationen, Discussion Papers.*

Harriet Taylor Mill-Institut der  
Hochschule für Wirtschaft und Recht Berlin  
Badensche Str. 50-51  
10825 Berlin  
[www.harriet-taylor-mill.de](http://www.harriet-taylor-mill.de)