

Unger, Rainer

**Working Paper**

## Gesundheit im Lebenslauf: zur relativen Bedeutung von Selektions- gegenüber Kausaleffekten am Beispiel des Familienstands

SOEPPapers on Multidisciplinary Panel Data Research, No. 54

**Provided in Cooperation with:**

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

*Suggested Citation:* Unger, Rainer (2007) : Gesundheit im Lebenslauf: zur relativen Bedeutung von Selektions- gegenüber Kausaleffekten am Beispiel des Familienstands, SOEPPapers on Multidisciplinary Panel Data Research, No. 54, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/150603>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

**SOEPpapers**  
**on Multidisciplinary**  
**Panel Data Research**

**54**

**Rainer Unger**



**DIW Berlin**

German Institute  
for Economic Research

**SOEP**

The German  
Socio-Economic  
Panel Study

**Gesundheit im Lebenslauf**  
**Zur relativen Bedeutung von Selektions- gegenüber**  
**Kausaleffekten am Beispiel des Familienstands**

**Berlin, Oktober 2007**

## **SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research** at DIW Berlin

This series presents research findings based either directly on data from the German Socio-Economic Panel Study (SOEP) or using SOEP data as part of an internationally comparable data set (e.g. CNEF, ECHP, LIS, LWS, CHER/PACO). SOEP is a truly multidisciplinary household panel study covering a wide range of social and behavioral sciences: economics, sociology, psychology, survey methodology, econometrics and applied statistics, educational science, political science, public health, behavioral genetics, demography, geography, and sport science.

The decision to publish a submission in SOEPpapers is made by a board of editors chosen by the DIW Berlin to represent the wide range of disciplines covered by SOEP. There is no external referee process and papers are either accepted or rejected without revision. Papers appear in this series as works in progress and may also appear elsewhere. They often represent preliminary studies and are circulated to encourage discussion. Citation of such a paper should account for its provisional character. A revised version may be requested from the author directly.

Any opinions expressed in this series are those of the author(s) and not those of DIW Berlin. Research disseminated by DIW Berlin may include views on public policy issues, but the institute itself takes no institutional policy positions.

The SOEPpapers are available at  
**<http://www.diw.de/soeppapers>**

### **Editors:**

Georg **Meran** (Vice President DIW Berlin)

Gert G. **Wagner** (Social Sciences)

Joachim R. **Frick** (Empirical Economics)

Jürgen **Schupp** (Sociology)

Conchita **D'Ambrosio** (Public Economics)

Christoph **Breuer** (Sport Science, DIW Research Professor)

Anita I. **Drever** (Geography)

Elke **Holst** (Gender Studies)

Frieder R. **Lang** (Psychology, DIW Research Professor)

Jörg-Peter **Schräpler** (Survey Methodology)

C. Katharina **Spieß** (Educational Science)

Martin **Spieß** (Survey Methodology)

Alan S. **Zuckerman** (Political Science, DIW Research Professor)

ISSN: 1864-6689

German Socio-Economic Panel Study (SOEP)  
DIW Berlin  
Mohrenstrasse 58  
10117 Berlin, Germany

Contact: Uta Rahmann | [urahmann@diw.de](mailto:urahmann@diw.de)

**Gesundheit im Lebenslauf.  
Zur relativen Bedeutung von Selektions- gegenüber Kausaleffekten  
am Beispiel des Familienstands**

Rainer Unger\*

Wiesbaden, September 2007

\* Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung, [Rainer.Unger@destatis.de](mailto:Rainer.Unger@destatis.de)

## **Zusammenfassung**

In diesem Beitrag wird der relative Anteil von Selektions- gegenüber Kausaleffekten bei den Gesundheitsunterschieden zwischen Verheirateten und Ledigen untersucht. Mit den Daten des Sozio-ökonomischen Panel (SOEP) werden Mehrzustands-Sterbetafeln berechnet, um sowohl Wechsel zwischen Gesundheitszuständen als auch Wechsel zwischen den Familienständen simultan im Lebensverlauf zu bestimmen. Dabei zeigt sich, dass – entgegen den bislang vorliegenden Untersuchungen, die jedoch den Selektionseinfluss nicht kontrollieren – dem Protektionseinfluss und damit einer kausalen Wirkung der Ehe auf den Gesundheitszustand keine Bedeutung zukommt. Vielmehr lässt sich der Gesundheitsunterschied vollständig auf die Selektion der Gesünderen in die Ehe erklären.

**Stichwörter:** Gesundheit, Familie, Mehrzustands-Sterbetafel

## **Inhaltsverzeichnis**

<b>1 Einleitung .....</b>	<b>1</b>
<b>2 Forschungsstand und Fragestellung .....</b>	<b>3</b>
<b>3 Daten und Methode .....</b>	<b>8</b>
<b>4 Ergebnisse .....</b>	<b>10</b>
<b>5 Diskussion.....</b>	<b>18</b>
<b>Literatur.....</b>	<b>19</b>

## Verzeichnis der Tabellen

Tabelle 1: <b>Prävalenz von Krankheit der Ledigen vs. Verheirateten (logistische Regression)</b> .....	11
Tabelle 2: <b>Heiratsrate der ledigen Männer und Frauen (Relative Risiken)</b> .....	12
Tabelle 3: <b>Übergangsraten der Männer nach Familienstand (Relative Risiken)</b> .....	13
Tabelle 4: <b>Übergangsraten der Frauen nach Familienstand (Relative Risiken)</b> .....	13
Tabelle 5: <b>Familienstandstafeln der ledigen und verheirateten Männer nach Gesundheitszustand</b> .....	15
Tabelle 6: <b>Familienstandstafeln der ledigen und verheirateten Frauen nach Gesundheitszustand</b> .....	16

# 1 Einleitung\*

Mittlerweile liegen zahlreiche Publikationen zum Zusammenhang von sozialer Ungleichheit und Gesundheit vor, wobei ein großer Konsens darüber besteht, dass die Erklärung dieser Unterschiede nur ansatzweise gelungen ist (Mielck & Helmert 1998, Mielck & Blommfeld 1999, Steinkamp 1992). Exemplarisch für dieses Defizit kann die Äußerung von Feinstein (1993, S. 280) angeführt werden: „the literature to date has succeeded far better in documenting the existence and extend of health inequalities than in explaining why these inequalities persist“. In jüngerer Zeit wird daher der Forderung nach der Erklärung dieser Unterschiede, vor allem international, immer stärkeres Gewicht beigemessen (bspw. Lopez et al. 1995, Hummer et al. 1998, Wunsch et al. 1996). Richtet man den Blick auf die Forschungsbeiträge in Deutschland, dann erscheint die Beurteilung noch pessimistischer. So kommen Helmert et al. (2000, S. 15) zu dem Schluss, dass der Beitrag Deutschlands in der internationalen wissenschaftlichen Debatte über das Ausmaß und die Ursachen für die soziale Ungleichheit der Gesundheit sogar als relativ gering einzuschätzen ist.

Zur Erklärung des sozialen Gradienten von Gesundheit werden, insbesondere seit Erscheinen des Black-Reports (Townsend und Davidson 1982), der erstmals das gravierende Ausmaß gesundheitlicher Ungleichheit in England dokumentiert, zwei Erklärungsmustern große Bedeutung beigemessen: Zum einen wird von einer kausalen Wirkung der mit der sozio-ökonomischen Position verbundenen Lebensbedingungen auf die Gesundheit ausgegangen. Dies schließt sowohl materielle Bedingungen als auch veränderte Verhaltensweisen („behavioristische These“) mit ein. Beispielsweise wird die Einkommensabhängigkeit von gesundheitlicher Beeinträchtigung mit materiellen Lebensbedingungen wie z. B. den Wohnbedingungen assoziiert. Hinzu kommt aber auch ein vom Bildungsniveau abhängiges gesundheitsrelevantes Verhalten wie z. B. das der Rauchgewohnheiten und des Alkoholkonsums (Feinstein 1993, S. 304ff). Zum anderen wird mit der Selektivitätsthese argumentiert, dass ein Kausaleffekt auf die Gesundheit, bzw. Lebenserwartung nur teilweise oder überhaupt nicht vorliegt, sondern eine gesundheitliche Beeinträchtigung manche Statuswechsel generell beeinflusst (z. B. in Form von abgeschwächter beruflicher Aufwärtsmobilität (Blane et al. 1999) oder in einer geringeren Heiratschance (Lillard & Panis 1996)) und damit letztlich ebenso gesundheitsverschlechternd bzw. lebensverkürzend wirkt.

---

\* Für Anregungen und kritische Hinweise bedanke ich mich bei Manuela Schäfer und Alexander Schulze.

Diese unterschiedlichen und sich nicht ausschließenden Perspektiven auf den sozialen Gradienten von Gesundheit sind mittlerweile zum vorherrschenden Erklärungsangebot avanciert, und die Selektivitätsthese wird – vermutlich gerade aufgrund der Unkenntnis über ihre relative Bedeutung – als nicht minder zentraler Erklärungsansatz als die kausale Verursachung angesehen. Von großer Relevanz ist jedoch gerade die „Richtung“ der Erklärung im Hinblick auf ihre sozialpolitische Bedeutung: Im Fall von Arbeitslosigkeit ist bei schlechter Gesundheit die Frage, ob diese kausal einer Arbeitslosigkeit zugerechnet werden kann, oder ob der ungünstige Gesundheitszustand von Arbeitslosen vielmehr darauf beruht, dass Gesündere eher erwerbstätig sind („healthy worker effect“). Im ersten Fall ist auf Maßnahmen hinzuwirken, die einem schlechteren Gesundheitsverhalten Arbeitloser und mit Arbeitslosigkeit verbundenem psychosozialen Stress entgegenwirken, während im zweiten Fall der Zugang zum Arbeitsmarkt, bzw. der Wiedereinstieg in die Erwerbstätigkeit für gesundheitlich Eingeschränkte ermöglicht und gefördert werden sollte. Beim Familienstand der Verheirateten (der mit „guter“ Gesundheit assoziiert ist) stellt sich die Frage, ob primär Unterstützungsleistungen seitens des Partners ausschlaggebend für eine bessere Gesundheit sind und damit der Angriffspunkt zielgerichteter Gesundheitspolitik bei Partnerlosen liegen sollte, oder ob, pointiert gesagt, Gesündere eher heiraten und auch langfristig gesehen „lediglich“ von diesem anfänglichen Vorteil profitieren.

Trotz der erheblichen Relevanz ist dieser Gesichtspunkt bislang ungeklärt. Im Mittelpunkt des vorliegenden Beitrags steht deshalb die Frage, welche *relative* Bedeutung dem Selektionsgegenüber dem Kausaleffekt, hier am Beispiel des Familienstands der Ehe, zukommt. Ziel der Untersuchung ist es, sowohl den Wechsel von Gesundheitszuständen, als auch den Wechsel zwischen Statuspassagen, *simultan* im Lebensverlauf zu bestimmen, um auf diese Weise zwischen Selektions- und Kausaleinflüssen diskriminieren und dadurch letztendlich auch entscheiden zu können, welcher Anteil des besseren Gesundheitszustands der Verheirateten auf Selektion und welcher Anteil auf kausale Verursachung zurückzuführen ist. Dabei werden gleichzeitig bestehende Unzulänglichkeiten empirischer Untersuchungen bei der Bestimmung des Kausaleffekts ausgeräumt. Für die Untersuchung sind vor allem Längsschnittdaten erforderlich, da sie den Vorteil haben, Kovariableneinflüsse zeitversetzt und damit im Sinne von Kausaleinflüssen modellieren zu können. Querschnittuntersuchungen leiden demgegenüber unter dem Problem, dass der Kausaleinfluss „nur noch“ theoretisch zugerechnet werden kann, da er als Ursache der Wirkung nicht mehr zeitlich vorausgeht. Den Längsschnittdaten scheint daher der Vorzug zu geben zu sein, wie sich auch anhand des Anstiegs von Untersuchungen in der Lebensverlaufperspektive dokumentieren lässt. Doch auch hier zeigen sich bei

näherer Betrachtung Defizite, wenn es um die eindeutige Bestimmung des Verursachenden Einflusses als Selektions- bzw. Kausaleffekt geht, wie im Folgenden anhand der gegenseitigen Beeinflussung von Gesundheit und Familienstand im Lebenslauf gezeigt wird.

Nach einem Überblick über den Forschungsstand zum Zusammenhang von Gesundheit und dem Familienstand aus der Lebensverlaufsperspektive und die entwickelten Hypothesen (Abschnitt 2), werden die zu Grunde gelegten Daten des Sozio-ökonomischen Panel (SOEP) sowie die Methode der Mehrzustands-Tafeln beschrieben (Abschnitt 3). Anschließend werden die Ergebnisse präsentiert (Abschnitt 4). Abschließend werden Schlussfolgerungen aus den Ergebnissen des Beitrages gezogen und diskutiert (Abschnitt 5).

## **2 Forschungsstand und Fragestellung**

Der Familienstand der Ehe und die damit einhergehenden Lebensverhältnisse sind empirisch vielfach bestätigte Einflussfaktoren auf den Gesundheitszustand und insbesondere auf das Mortalitätsrisiko.<sup>1</sup> In diesen Studien wird primär das niedrigere Mortalitätsrisiko der Verheirateten gegenüber den Ledigen (auch im internationalen Vergleich) belegt (Gove 1973, Rogers 1995, Trovato & Lauris 1989). Bei der Erklärung dieser Unterschiede wird zum einen von einer kausalen Wirkung der mit dem Familienstand der Ehe verbundenen Lebensbedingungen und Verhaltensweisen auf den Gesundheitszustand ausgegangen (z. B. Lillard & Waite 1995, Rogers 1995). Zum anderen wird mit der Selektivitätsthese argumentiert, dass, alternativ oder zusätzlich zu einem Kausaleffekt des Familienstands, eine vorliegende gesundheitliche Beeinträchtigung die Heiratschance vermindert und damit Unverheiratete bzw. Partnerlose per se schlechtere Überlebenschancen haben (z. B. Lillard & Panis 1996). Insgesamt implizieren jedoch beide Effekte, dass Verheiratete gesünder als Ledige sind. Im Rahmen der Untersuchung werden hierzu in einem ersten Schritt (1) die bislang vorliegenden empirischen Befunde repliziert:

*H<sub>1</sub>: Verheiratete weisen einen besseren Gesundheitszustand als Ledige auf.*

Problematisch ist nun, dass beide Effekte in die gleiche Richtung wirken. D. h. dem Selektionseffekt nach heiraten Gesundere häufiger, wodurch die Verheirateten zwingend – wenigstens zu Beginn der Ehe – einen besseren Gesundheitszustand als die Ledigen aufweisen. Ebenfalls tragen die kausal mit der Ehe verbundenen Effekte zu einem besseren Gesund-

---

<sup>1</sup> Die vorliegende Untersuchung stellt ausschließlich auf die Familienstände der Verheirateten bzw. der Referenzgruppe der Ledigen ab und vernachlässigt Gesundheitsunterschiede, die aus der Beendigung von Ehen resultieren (z. B. Williams & Umberson 2004).

heitszustand bei. D. h. bei der Bestimmung des Gesundheitsgradienten zwischen Verheirateten und Ledigen kann in höheren Ehe- bzw. Altersjahren, wenn neben den Selektionseinflüssen die Kausaleinflüsse in Folge der Eheschließung zum Tragen kommen, nicht mehr zwischen den Effekten unterschieden werden. Um nun den besseren Gesundheitszustand der Verheirateten jeweils nach der „Wirkung“ von Selektions- bzw. Kausaleffekt zu unterscheiden, müssen zwei Fragestellungen untersucht werden: (2) Wie beeinflusst der Gesundheitszustand die Heiratswahrscheinlichkeit? Und (3) Wie verändert sich der Gesundheitszustand im Verlauf der Ehe? Erst die Beantwortung dieser Fragen ermöglicht dann abschließend eine Einschätzung (4), in welcher Größenordnung die Effekte vorliegen und ob sie eventuell sogar den Schluss zulassen, dass einer der Effekte zu vernachlässigen ist.

(2) Dem Selektionseffekt nach beruht der gesundheitsfördernde Effekt der Ehe ausschließlich oder zum Teil darauf, dass „gesündere“ Ehen auf Eheschließungen zwischen „gesünderen“ Personen zurückzuführen sind. Nach diesem Ansatz sind sowohl Erstehen betroffen, als auch Ehen, die nach Scheidung oder Verwitwung geschlossen werden (Hu 1990, S. 233). Ein wichtiger Grund für die schwierige Einschätzung der Rolle des Selektionseffekts war lange Zeit im Fehlen von lebensverlaufbezogenen Untersuchungen zu sehen (Goldman 1995, S. 1718). Stattdessen wurden oftmals periodenbezogene Mortalitätsraten herangezogen und mit indirekten bzw. abgeleiteten Hypothesen aus dem Selektionsargument verglichen. Dies ist zum einen die prognostizierte Zunahme des relativen Mortalitätsrisikos zwischen Verheirateten und Unverheirateten im Heiratsalter zwischen 25 und 40 Jahren: Wenn Gesündere häufiger heiraten als Ungesündere, dann steigt mit jeder zusätzlichen Heirat folglich auch der Gesundheitsunterschied zwischen beiden Gruppen, da der relative Anteil der gesunden Ledigen im Vergleich zu den gesunden Verheirateten immer kleiner wird. Damit einher geht das gleich bleibende Mortalitätsrisiko jenseits des Heiratsalters, da mit Überschreiten des Heiratsalters folglich keinerlei Selektion mehr wirksam ist. Zum anderen wird argumentiert, dass der Selektionseffekt eine Funktion der Heiratsrate ist, und in Gesellschaften mit hoher Heiratsrate die wenigen verbleibenden Ledigen ungesünder sind als bei niedrigeren Heiratsraten, da bei höherer Heiratsrate größere Selektionseffekte zu vermuten sind (vgl. zum Überblick Goldman 1993, S. 192f).

In Folge der Studien wurde vor allem auf die Inadäquanz von periodenbezogenen Daten hingewiesen, da der Selektionseffekt damit nicht direkt ermittelt werden kann (Goldman 1993, Hu & Goldmann 1990, Klein 1993, Trovato & Lauris 1989). Aus methodischen Gründen ist neben der Forderung nach Längsschnittdaten ebenfalls zu berücksichtigen, dass sich die empirischen Untersuchungen zum Selektionseffekt stets auf die niedrigeren Mortalitätsraten der

Verheirateten bezogen, wohingegen die Selektivität beim Familienstand in erster Linie von der Morbidität (zum Zeitpunkt der Partnerwahl) abhängt und erst nachfolgend auf Mortalität wirkt. Die Auswirkung des Selektionseffekts auf die Mortalität ist auch hier deshalb zu hinterfragen, da ein Protektionseffekt im Verlauf der Ehe den Selektionseffekt verstärkt und er folglich gar nicht vom Protektionseffekt unterschieden werden kann (siehe oben). Solche Analysen im Längsschnitt, die sich auf den angesprochenen Zusammenhang von Ehe und Morbidität beziehen, liegen mit Lillard und Panis (1996), Joung et al. (1998) und Waldron et al. (1997) vor. Lillard und Panis konnten bspw. zeigen, dass „gesündere“ Männer früher heiraten, schneller wieder heiraten und länger verheiratet bleiben und dass die Heiratsrate „gesünderer“ Männer insgesamt höher und ihre Scheidungsrate insgesamt niedriger ist. Dies werten sie als Einfluss des Selektionseffekts auf den insgesamt besseren Gesundheitszustand der verheirateten Männer. Ähnliche Befunde, wonach bei schlechterem Gesundheitszustand sowohl geschiedene Frauen eine niedrigere Heiratsrate aufweisen als auch ein höheres Scheidungsrisiko bei verheirateten Frauen vorliegt, liegen mit Waldron et al. (1997) vor. Allerdings konnten Waldron et al. keinen signifikanten Einfluss des Gesundheitszustands auf die Heiratswahrscheinlichkeit von ledigen Frauen nachweisen. In einem zweiten Schritt wird daher, analog der Untersuchung von Lillard und Panis (1996), der Einfluss des Gesundheitszustands auf die Heiratswahrscheinlichkeit untersucht:

*H<sub>2</sub>: Die Heiratswahrscheinlichkeit ist bei einem schlechteren Gesundheitszustand niedriger als bei einem besseren Gesundheitszustand.*

(3) Nach der Protektionshypothese, die besagt, dass Verheiratete durch gemeinsame Wirtschaftsführung und durch Spezialisierungsvorteile ökonomisch besser gestellt sind (Lillard & Waite 1995, Rogers 1995), einen gesünderen Lebensstil pflegen (Umberson 1992, Wyke und Ford 1992), aber auch sozial stärker integriert sind und dadurch emotional ausgeglichener bzw. weniger Stress unterworfen sind (Kobrin und Hendershot 1977, Rogers 1996), weisen sie insgesamt einen besseren Gesundheitszustand als die Ledigen auf.

Erste empirische Ansätze, die diese Kausaleinflüsse des Familienstands auf den Gesundheitszustand im Lebensverlauf untersuchen, finden sich in Studien, die Übergänge zwischen Familienständen und ihre Wirkung auf die Mortalität untersuchen (z. B. Trovato & Lauris 1989, Zick und Smith 1991). Obwohl diese Studien kaum Mechanismen benennen, betonen sie gegenüber Querschnittuntersuchungen die Bedeutung des Lebenslaufs, auch wenn die Wechsel sicherlich auch nur ein singuläres Ereignis und damit einen kurzen Zeitabschnitt im Lebenslauf reflektieren. Zu den bislang vorliegenden Untersuchungen, die längere Phasen der

Ehebiographie berücksichtigen, zählen Studien, die der kumulativen Wirkung der Ehe Rechnung tragen. Ihnen liegt die Vorstellung zu Grunde, dass der Protektionseffekt mit jedem zusätzlichen Ehejahr kumulativ ansteigt. Lillard und Waite (1995) fanden bspw. heraus, dass das Sterblichkeitsrisiko mit der Dauer der Ehe für Männer zwar schwächer als für Frauen abnimmt, bei Männern jedoch schon zu Beginn der Ehe eine deutliche Risikoreduktion erkennbar ist. Auch Brockmann und Klein (2002) untersuchen die kumulative Bedeutung der Ehejahre auf die Mortalität. Zu ihren Ergebnissen gehört, dass mit jedem zusätzlichen Ehejahr das Mortalitätsrisiko um 2,2% sinkt und im Unterschied zu den Befunden von Lillard und Waite (1995) sogar zu Beginn der Ehe deutlich höher als das der Ledigen ausfällt.

An den genannten Studien lässt sich gut verdeutlichen, was bei der Bestimmung des Kausaleffekts beachtet werden sollte. Lillard und Waite (1995) beispielsweise spezifizieren den Einfluss der Ehe gegenüber den Ledigen anhand der kumulierten Ehejahre auf das Mortalitätsrisiko. Problematisch ist dabei insbesondere, dass der Gesundheitszustand zum Zeitpunkt der Eheschließung nicht kontrolliert wird. D. h., selbst bei einer festgestellten kumulativen Wirkung der Ehedauer auf den Gesundheitszustand bleibt zunächst offen, inwieweit zuvor erfolgte Selektionsprozesse auf den (vermeintlichen oder zu recht bestehenden) Kausaleinfluss eingewirkt haben. Der so ermittelte Kausaleffekt ist schon deshalb zu hinterfragen, da er den vermuteten anfänglichen Selektionseffekt verstärken und er folglich nicht vom Selektionseffekt unterschieden werden kann. Die Ursachen des festgestellten „initial drop“ des Mortalitätsrisikos der verheirateten Männer zu Beginn der Ehe müssen Lillard und Waite (1995, S. 1149) deshalb entweder auf die „dramatic reduction at marriage in the prevalence of risky behaviors or from the selection of the healthiest individuals into marriage“ zurückführen.

Will man diesem methodischen Defizit begegnen, dann sind zur Abschätzung des Kausaleinflusses Längsschnittinformationen notwendig, die den Gesundheitszustand zu *Beginn* des Ereignisses (hier der Heirat) enthalten, um dadurch mögliche Selektionseffekte zu kontrollieren. Eine in der Literatur angewandte Möglichkeit zur teilweisen Eliminierung des Selektionseinflusses besteht darin, den Gesundheitszustand zu Beginn *der Beobachtung* zu kontrollieren, um dadurch den sich in der Folge ergebenden Mortalitätsgradienten kausal auf die Ehedauer zurechnen zu können (Goldman 1995, S. 191, Heinzl-Gutenbrunner 2000, S. 52). Das Problem bei dieser Herangehensweise resultiert jedoch daraus, dass sich der kontrollierte Gesundheitszustand meist nicht auf den Zeitpunkt des Eintritts des Ereignisses bezieht (z. B. Heirat), sondern meist erst wesentlich später erhoben wird (Lillard & Waite 1995, S. 1137, Fußnote 4), nämlich dann, wenn die Befragungspersonen erstmals im Panel erfasst werden. Damit wird der Selektionseffekt erst kontrolliert, nachdem er bereits eingetreten ist.

In einem dritten Schritt wird daher der Einfluss der Ehedauer auf den Gesundheitszustand untersucht, wobei die relative Veränderung gegenüber den Ledigen *ab* dem Zeitpunkt der Eheschließung untersucht wird. Der Einfluss davorliegender Selektionseffekte wird dadurch ausgeräumt.

*H<sub>3</sub>: Verheiratete weisen mit zunehmender Ehedauer eine relative Verbesserung des Gesundheitszustands gegenüber den Ledigen auf.*

(4) Im Gegensatz zur isolierten Betrachtung von Selektions- und Kausaleinflüssen muss der Forschungsstand zur *relativen* Bedeutung der Selektions- gegenüber den Kausaleinflüssen als offen angesehen werden. So ist zwar belegt, dass Gesündere eher heiraten und länger verheiratet bleiben als Ungesündere (*H<sub>2</sub>*). Welcher relative Einfluss der Selektion auf den Gesundheitsunterschied zwischen Verheirateten und Unverheirateten zukommt (und damit nicht als Kausaleffekt interpretiert werden kann), bleibt jedoch empirisch bislang unbestimmt. Dies ist vor allem darauf zurückzuführen, dass empirische Studien oft nur „Zeitfenster“ untersuchen, die nicht die gesamte Lebensspanne (bzw. meist nicht von Anbeginn) abdecken. Damit verbunden fokussieren sich die Untersuchungen entweder auf den Gesundheitsgradienten zwischen den bereits Verheirateten und den Unverheirateten in einem späteren Lebensabschnitt oder auf den Gesundheitszustand vor der Ehe im Vergleich zu den Ledigen (siehe oben). Im Unterschied zu den bislang vorliegenden Studien hat diese Untersuchung daher den Schwerpunkt, mit der Methode von Mehrzustands-Sterbetafeln, sowohl die Wechsel zwischen Gesundheitszuständen, als auch die Wechsel zwischen Statuspassagen, *simultan* im Lebensverlauf zu bestimmen, um auf diese Weise zwischen Kausaleinflüssen und Selektionseinflüssen diskriminieren zu können. In einem letzten Schritt wird damit in der Untersuchung erstmals nach der relativen Bedeutung der beiden Effekte gefragt, wobei die bislang vorliegenden empirischen Befunde sowohl einen Selektionseinfluss, als auch eine kumulative Wirkung der Ehedauer, nahelegen:

*H<sub>4</sub>: Sowohl Selektions- als auch Kausaleffekte tragen zum Gesundheitsgradienten zwischen Verheirateten und Ledigen bei.*

### 3 Daten und Methode

Die vorliegende Untersuchung basiert auf dem Sozio-ökonomischen Panel (SOEP, Wellen 1984-2005), das seit 1984 als jährliche Wiederholungsbefragung von anfänglich ca. 12000 befragten Personen ab 16 Jahren in Privathaushalten vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung in Berlin (DIW) durchgeführt wird (Hanefeld 1987, Rendtel 1995). Das Erhebungsdesign der Startstichprobe umfasst eine repräsentative Haushaltsstichprobe für die westdeutsche Bevölkerung (Sample A) sowie eine disproportionale Stichprobe für die Haushalte mit türkischem, jugoslawischem, italienischem, griechischem und spanischem Haushaltsvorstand (Sample B). Seit 1990 wurde die Panelerhebung um die fünf neuen Bundesländer (Sample C) sowie ab 1995 um eine Teilstichprobe von Zuwanderern (Sample D) erweitert. Seit 1998 sowie ab 2000 wurden die Stichproben jeweils um eine Ergänzungsstichprobe (Sample E und Sample F) erweitert, deren wichtigste Funktion in der Stabilisierung der Fallzahl der Gesamt-Stichprobe des SOEP liegt. Da das SOEP als Haushaltspanel konzipiert ist, werden im jährlichen Rhythmus alle Haushaltsmitglieder ab 16 Jahren, bzw. wenn sie das Befragungsalter von 16 erreichen, befragt. Die Auswertungen in diesem Beitrag nutzen alle Samples (A-F), da nicht davon ausgegangen wird, dass sich die Familienstandseinflüsse zwischen den Samples unterscheiden.

Ausgangspunkt für die Analyse der Gesundheitsentwicklung nach dem Familienstand ist die subjektive Einschätzung des gegenwärtigen Gesundheitszustands, die mit der Frage erhoben wurde: „Wie zufrieden sind sie mit ihrer Gesundheit?“ Als Antwortkategorie fungiert dabei eine Skala von 0 (ganz und gar unzufrieden) bis 10 (ganz und gar zufrieden). Dieser Indikator wurde im Unterschied zu anderen Gesundheitsindikatoren<sup>2</sup> durchgängig von 1984 bis 2005 erhoben und erlaubt dadurch die lückenlose Bestimmung von Übergängen zwischen den Gesundheitszuständen. In der vorliegenden Analyse werden die Kategorien 0-4 und 5-10 als Vorliegen von Krankheit bzw. Gesundheit gewertet. Krankheit wird damit als eine erhebliche Gesundheitsunzufriedenheit betrachtet. Dieser eher harte Indikator hat den Vorteil einer gewissen zeitlichen Stabilität und kommt damit dem Umstand entgegen, dass der zum Befragungszeitpunkt erhobene Gesundheitszustand für die Dauer von einem Jahr angenommen werden muss.

---

<sup>2</sup> Als weiterer Indikator wurde beispielsweise erfragt: „Wie würden Sie Ihren gegenwärtigen Gesundheitszustand beschreiben?“ Hierbei stehen eine Fünfer-Skala mit den Kategorien „sehr gut“, „gut“, „zufrieden stellend“, „schlecht“ sowie „sehr schlecht“ zur Verfügung. Diese Variable wurde jedoch erst 1992 und durchgängig von 1994 bis 2003 erhoben.

Mit der Methode der Mehrzustandstafel wird nun der Gesundheitszustand vor und im Verlauf der Ehe untersucht, wobei zum einen die relative Verbesserung des Gesundheitszustands der Ledigen durch die Heirat und zum anderen die relative Veränderung der Verheirateten gegenüber den Ledigen ab dem Zeitpunkt der Eheschließung betrachtet wird. Die Mehrzustandstafel hat bereits vielfach zur Analyse der aktiven Lebenserwartung (Crimmins et al. 1996, Land et al. 1994, Rogers et al. 1989, Unger 2006), sowie von Familienstandswechseln beigetragen (Schoen & Nelson 1974, Schweitzer 1985). Für diese Untersuchung werden beide Anwendungen aufeinander bezogen, also die Familienstände der Ledigen und Verheirateten zusätzlich nach Gesundheitszustand differenziert. Die Mehrzustandstafel unterscheidet im Gegensatz zur traditionellen Sterbetafel nach dem Gesundheitszustand zwischen der gesunden und kranken Bevölkerung. Die Zahl der gesunden Ledigen  $l_{x+1}^{l,g}$  im Alter  $x+1$  basiert auf den gesunden Ledigen  $l_x^{l,g}$  des Alters  $x$  abzüglich der Erkrankten Ledigen  $d_x^{l,gk}$  und zuzüglich der gesundenden Ledigen  $d_x^{l,kg}$ . Da die Ledigen schließlich mit den Verheirateten verglichen werden sollen, werden, exemplarisch für die Heiratskohorte des Alters 25, zusätzlich einmalig die gesunden Heiratenden  $d_x^{l,gh}$  im Alter 25 abgezogen. Da die Untersuchung auf die Population bis zum Alter 40 eingegrenzt wird<sup>3</sup>, wird auf die Dekremente durch die sehr geringe Anzahl der Sterbefälle bis zu diesem Altersjahr verzichtet. Es wird also angenommen, dass alle Personen bis in Alter 40 überleben:

$$l_{x+1}^{l,g} = l_x^{l,g} - d_x^{l,gk} + d_x^{l,kg} - d_x^{l,gh25}$$

Die Mehrzustands-Tafel der kranken Bevölkerung resultiert entsprechend aus

$$l_{x+1}^{l,k} = l_x^{l,k} - d_x^{l,kg} + d_x^{l,gk} - d_x^{l,kh25}$$

Dabei errechnen sich die jeweiligen Erkrankungen  $d_x^{l,gk}$  und die Gesundungen  $d_x^{l,kg}$  aus den Erkrankungswahrscheinlichkeiten  $q_x^{l,gk}$  und den Gesundungswahrscheinlichkeiten  $q_x^{l,kg}$ :

$$d_x^{l,gk} = l_x^{l,gk} * q_x^{l,gk}$$

$$d_x^{l,kg} = l_x^{l,kg} * q_x^{l,kg}$$

---

<sup>3</sup> Dadurch soll insbesondere die Veränderung des Gesundheitszustands während der ersten Ehejahre mit den Ledigen verglichen werden.

Die gesunden  $d_x^{l,gh}$  und kranken Heiratenden  $d_x^{l,kh}$ , die im Alter 25 den Ledigen abgezogen werden und die gleichzeitig den Anfangsbestand der gesunden bzw. kranken Verheirateten bilden, errechnen sich aus den Heiratswahrscheinlichkeiten nach dem Gesundheitszustand<sup>4</sup>:

$$d_x^{l,gh} = l_x^{l,gh} * q_x^{l,gh}$$

$$d_x^{l,kh} = l_x^{l,kh} * q_x^{l,kh}$$

Analog zu den Ledigen wird anschließend eine Mehrzustandstafel für die Verheirateten ab dem Alter 26 ( $l_x^{v,g}$  und  $l_x^{v,k}$ ) erstellt.

Die Berechnung der altersspezifischen Übergangsraten beruht auf einem ereignisanalytischen Gompertz-Modell

$$q_x = \exp(\beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 X)$$

und der Methode des Episodensplittings (Blossfeld & Rohwer 1995). Dabei bezeichnet  $x$  das aktuelle Altersjahr und  $X$  eine Reihe weiterer unabhängiger Variablen wie Einkommen, Bildung usw. Die Berechnungen wurden für Männer und Frauen getrennt durchgeführt.

## 4 Ergebnisse

Im Rahmen der Untersuchung werden in einem ersten Schritt die bislang vorliegenden empirischen Befunde repliziert. In Tabelle 1 sind dazu die Ergebnisse der Familienstandseffekte der Verheirateten auf die Krankheitsprävalenz wiedergegeben. Dabei kann man jeweils von einem gegebenem Altersjahr, Geburtsjahr, Bildungsgrad und Äquivalenzeinkommen ausgehen, deren Einflüsse ebenfalls wiedergegeben sind. Der Effekt der verheirateten Männer (Modell 1) zeigt bspw. einen um 0,409 niedrigeren Logit in der Prävalenz von Krankheit bei den Verheirateten gegenüber den Ledigen. Zu beachten ist hier, dass der Einfluss der aktuellen Ehe wiedergegeben ist, also durch die Betrachtung der durchschnittlichen Dauer der in Ehe verbrachten Jahre auch keinerlei Aussagen zur Verursachung durch entweder Selektions- oder Kausaleffekte getroffen werden können.

---

<sup>4</sup> Der Gesundheitszustand wird dabei zeitgleich im Jahr des Beginns der Ehe erhoben. Dies ist dadurch gerechtfertigt, dass der Gesundheitszustand zur Eheschließung ausschließlich das Resultat des Selektionseffekts sein kann, da die kausale protektive Wirkung der Ehe zu einem so frühen Zeitpunkt noch nicht greifen kann.

**Tabelle 1: Prävalenz von Krankheit der Ledigen vs. Verheirateten (logistische Regression)**

	Männer			Frauen		
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6
Konstante	-4,942	-9,972	-8,394	-15,109*	-18,024**	-15,173
Alter	0,056***	0,060***	0,060***	0,042***	0,042***	0,041***
Geburtsjahr	0,001	0,003	0,002	0,006*	0,008*	0,006
Bildungsjahre	-0,077***	-0,081***	-0,081***	-0,079***	-0,008***	-0,078***
Äquivalenzeinkommen	0,039***	0,038***	0,040***	0,041***	0,040***	0,041***
Verheiratet <sup>1)</sup>	-0,409***			-0,380***		
Ehedauer in Jahren <sup>2)</sup>		-0,082***			-0,063***	
(Ehedauer in Jahren <sup>2)</sup> ) <sup>2</sup>		0,003***			0,003***	
Ehedauer 1-4 Jahre <sup>3)</sup>			-0,327***			-0,482***
Ehedauer 5-8 Jahre <sup>3)</sup>			-0,405***			-0,280***
Ehedauer 9-12 Jahre <sup>3)</sup>			-0,509***			-0,297***
Ehedauer 13- Jahre <sup>3)</sup>			-0,561***			-0,441***
$\chi^2$	375,4	370,8	382,9	259,7	225,7	270,5

1) Verheiratet = 1, Ledig = 0

2) Ledig = 0 Jahre

3) Referenzkategorie ist ledig

\*\*\* (\*\*, \*) = mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 0,01% (1 %, 5 %).

Quelle: SOEP (1984-2005, Sample A-F)

In Modell 2 wird demgegenüber dem kumulativen Aspekt der Ehedauer Rechnung getragen. D. h. hier wird gemäß der Protektionshypothese angenommen, dass sich die Gesundheit mit zusätzlichen Ehejahren verbessert. Hier zeigt sich eine Abnahme der Prävalenz um den Faktor 0,082 mit jedem zusätzlichen Ehejahr, die jedoch durch den quadratischen Einfluss der Ehejahre (0,003) auch kleiner wird. Allerdings kann auch hier, obwohl eine (kleiner werdende) Verbesserung des Gesundheitszustands mit jedem zusätzlichen Ehejahr zu beobachten ist, nicht unterschieden werden, ob diese Verbesserung seit Beginn der Ehe auftritt, oder ob auch schon zuvor erfolgte Selektionsprozesse zu einer Besserstellung der Verheirateten gegenüber den Ledigen beigetragen haben. Insofern kann der kumulative Effekt zwar als Indiz für das Vorliegen eines Kausaleffekts herangezogen, letztlich aber keine gesicherten Aussagen über seine Größenordnung getroffen werden. Keinesfalls lässt die Abnahme Rückschlüsse darauf zu, wie hoch die Prävalenz zu Beginn der Ehe ist, da diese letztlich auch von der linearen Modellierung abhängig ist. In Modell 3 wird schließlich unter den selben Einschränkungen den unterschiedlichen Einflüssen verschiedener Zeiträume des Verheiratetseins nachgegangen. Hier zeigt sich insbesondere, sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen, eine deutlich niedrigere Prävalenz in den ersten vier Ehejahren, die eher für einen ausgeprägten Selektionseffekt als für einen schon so früh einsetzenden Protektionseinfluss sprechen. Inse-

samt entsprechen die Befunde ( $H_1$ ) den bislang vorliegenden Untersuchungen, wonach Verheiratete gesünder als Ledige sind. Offen bleibt an dieser Stelle inwieweit Selektions- bzw. Kausaleffekte für den Einfluss einer Ehe, bzw. der Verweildauer in der Ehe, auf die Prävalenz geltend gemacht werden können.

In Tabelle 2 sind die Einflüsse des Selektionseinflusses, also des Gesundheitszustands auf die Heiratsrate, als Relative Risiken wiedergegeben. Die Altersabhängigkeit wird dabei über einen linearen sowie einen quadratischen Term modelliert. Hierbei sind wieder das Geburtsjahr, Einkommen und der Bildungsgrad kontrolliert. Der Effekt des Gesundheitszustands bei den Männern besagt beispielsweise, dass bei schlechter Gesundheit die Heiratsrate um 33% niedriger ist als bei guter Gesundheit. Bei den Frauen beträgt der Effekt 38%. Die zweite Hypothese ( $H_2$ ) kann daher sowohl für Männer als auch Frauen bestätigt werden: Dem Selektionseinfluss kommt ein deutlicher Einfluss zu.

**Tabelle 2: Heiratsrate der ledigen Männer und Frauen (Relative Risiken)**

	Männer	Frauen
exp(Konstante)	65,740***	46,747***
Alter	2,389***	1,094***
Alter <sup>2</sup>	0,985***	0,984***
Geburtsjahr	0,959***	0,969***
Bildungsjahre	0,919***	0,890***
Äquivalenzeinkommen	1,037***	1,049***
Gesundheitszustand <sup>1)</sup>	0,674***	0,619***
Ereignisse	1354	1420
Episoden	28056	22051
Log-Likelihood	-5089,564	-5026,858

1) Gesund = 0, krank = 1

\*\*\* (\*\*, \*) = mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 0,01% (1 %, 5 %).

Quelle: SOEP (1984-2005, Sample A-F)

Da die Analyse des Kausaleinflusses der Ehedauer auf den Gesundheitszustand mit der Methode von Mehrzustandstafeln erfolgt, sind zunächst die Übergangsraten zwischen den Gesundheitszuständen zu bestimmen, also die Erkrankungen und Gesundungen. In Tabelle 3 sind die Übergangsraten für Männer und in Tabelle 4 für Frauen wiedergegeben. Der Wert von 1,028 (Tabelle 3, Erkrankung der Ledigen) besagt, dass mit jedem zusätzlichen Altersjahr das Erkrankungsrisiko um 2,8% ansteigt, während die Gesundungschance um 1,6% abnimmt.

**Tabelle 3: Übergangsraten der Männer nach Familienstand (Relative Risiken)**

	Ledige		Verheiratete	
	Erkrankung	Gesundung	Erkrankung	Gesundung
exp(Konstante)	11,568	-14,925	5,556	3,446
Geburtsjahr	0,992	1,007	0,995	0,998
Bildungsjahre	0,958**	1,016	0,958*	0,970
Äquivalenzeinkommen	0,986*	1,010	0,948***	1,000
Alter	1,028***	0,984**		
Ehedauer			1,035***	0,983*
Heiratsalter			1,052***	0,976**
Ereignisse	989	598	848	459
Episoden	19004	1507	15278	1192
Log-Likelihood	-3890,760	-1359,376	-3269,632	-1085,081

\*\*\* (\*\*, \*) = mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 1% (5 %, 10 %).

Quelle: SOEP (1984-2005, Sample A-F)

**Tabelle 4: Übergangsraten der Frauen nach Familienstand (Relative Risiken)**

	Ledige		Verheiratete	
	Erkrankung	Gesundung	Erkrankung	Gesundung
exp(Konstante)	-0,023	-13,615	17,072	8,699
Geburtsjahr	0,999	1,007	0,990	0,995
Bildungsjahre	0,934***	1,024	0,975	1,021
Äquivalenzeinkommen	0,968***	1,005	0,959***	0,998
Alter	1,039***	0,999		
Ehedauer			1,023***	0,984**
Heiratsalter			1,020**	0,987
Ereignisse	883	521	1098	504
Episoden	13797	1339	16886	1476
Log-Likelihood	-3281,118	-1216,266	-4076,747	-1375,729

\*\*\* (\*\*, \*) = mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 1% (5 %, 10 %).

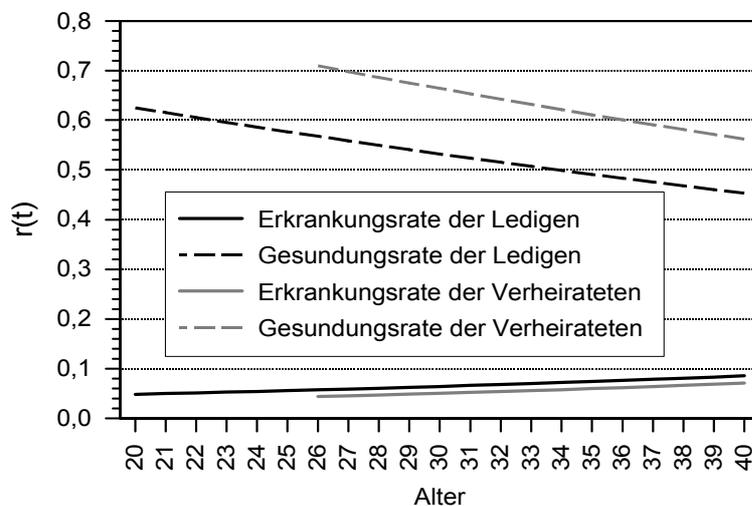
Quelle: SOEP (1984-2005, Sample A-F)

Bei den Verheirateten wird die Altersabhängigkeit der Übergangsraten über den Einfluss des Heiratsalters für das erste Ehejahr der jeweiligen Heiratskohorte und für die Folgejahre über den Einfluss der Ehedauer modelliert. Beispielsweise steigt mit jedem Jahr einer späteren Heirat die Erkrankungsrate bei den Männern um 5,2% und in den Folgejahren der Ehe um jeweils weitere 3,5%. Die Gesundungschance hingegen sinkt bei Erhöhung des Heiratsalters um ein Jahr um 2,4% und um 1,7% bei jedem weiteren Ehejahr. Die aus den Relativen Risiken berechneten Übergangsraten sind für Männer in Abbildung 1 und für Frauen in Abbildung 2 wiedergegeben, wobei exemplarisch die Geburtskohorte 1960 sowie bei den Verheirateten die Heiratskohorte des Alters 25 ausgewählt wurde.<sup>5</sup> Die Erkrankungsrate der Verheira-

<sup>5</sup> Bei den Bildungs- und Einkommenseinflüssen wurden jeweils die Mittelwerte der Verteilungen zu Grunde gelegt.

teten liegt sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen minimal unter der der Ledigen, während die Gesundungschance der Verheirateten deutlich unter der der Ledigen liegt. Auch wenn die Übergangsraten noch keine Aussagen über die Entwicklung der Prävalenz der Verheirateten insgesamt zulassen, sprechen sie doch eher für eine Unterstützung seitens der Partner im Krankheitsfall und gegen ein günstigeres Gesundheitsverhalten von Verheirateten gegenüber Ledigen (Wyke & Ford 1992). Damit kommt einer sozialen Kontrolle durch den Partner nur geringe Bedeutung zu, was sich auch mit Aspekten homogener Partnerwahl in Verbindung bringen lässt (Klein & Rueffer 2001).

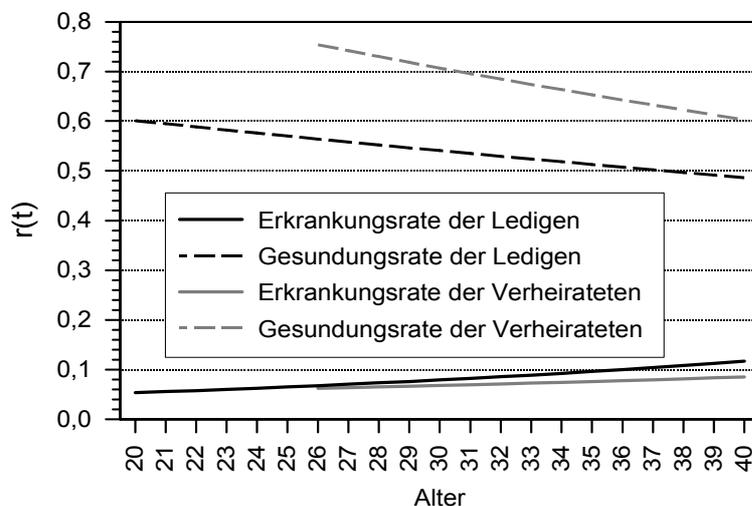
Abbildung 1: **Übergangsraten der Männer**



Berechnungen auf Basis von Tabelle 3.

Quelle: SOEP (1984-2005, Sample A-F)

Abbildung 2: **Übergangsraten der Frauen**



Berechnungen auf Basis von Tabelle 4.

Quelle: SOEP (1984-2005, Sample A-F)

Anschließend lässt sich mit der Methode der Mehrzustandstafel der Gesundheitszustand vor und im Verlauf der Ehe untersuchen, wobei zum einen die relative Verbesserung des Gesundheitszustands der Ledigen durch die Heirat und zum anderen die relative Veränderung der Verheirateten gegenüber den Ledigen ab dem Zeitpunkt der Eheschließung betrachtet wird. Dazu werden anhand der Heiratswahrscheinlichkeiten und der Entwicklung der Übergangsraten der Ledigen und der Verheirateten Familienstandstafeln nach dem Gesundheitszustand für Männer und Frauen, hier exemplarisch für die Kohorte 1960 und Heiratsalter 25, berechnet.

**Tabelle 5: Familienstandstafeln der ledigen und verheirateten<sup>1)</sup> Männer nach Gesundheitszustand**

Vollendetes Alter    Ehe- jahr		Ledige			Verheiratete		
		gesund	krank	%	gesund	krank	%
20		94492	5508	5.51			
21		93374	6625	6.63			
22		92812	7187	7.19			
23		92420	7579	7.58			
24		92075	7924	7.92			
25		91738	8261	8.26			
26	0,5	83625	7958	8.69	7933	481	5.72
27	1,5	83352	8232	8.99	7927	487	5.79
28	2,5	83036	8548	9.33	7908	506	6.01
29	3,5	82697	8887	9.70	7885	529	6.29
30	4,5	82341	9243	10.09	7860	554	6.58
31	5,5	81971	9612	10.50	7833	581	6.91
32	6,5	81588	9996	10.91	7806	609	7.24
33	7,5	81190	10393	11.35	7777	638	7.58
34	8,5	80779	10804	11.80	7747	668	7.94
35	9,5	80354	11230	12.26	7715	699	8.31
36	10,5	79914	11669	12.74	7682	732	8.70
37	11,5	79460	12124	13.24	7648	766	9.10
38	12,5	78991	12593	13.75	7612	802	9.53
39	13,5	78506	13078	14.28	7575	839	9.97
40	14,5	78006	13578	14.83	7536	878	10.43

1) Exemplarisch wird hier die Heiratskohorte des Altersjahres 25 dargestellt.

Quelle: SOEP (1984-2005, Sample A-F)

**Tabelle 6: Familienstandstafeln der ledigen und verheirateten<sup>1)</sup> Frauen nach Gesundheitszustand**

Vollendetes Alter    Ehe- jahr		Ledige			Verheiratete		
		gesund	krank	%	gesund	krank	%
20		93052	6948	6.95			
21		92252	7747	7.75			
22		91730	8269	8.27			
23		91292	8707	8.71			
24		90873	9126	9.13			
25		90449	9550	9.55			
26	0,5	77769	8814	10.18	12592	823	6.13
27	1,5	77483	9101	10.51	12431	983	7.33
28	2,5	77114	9469	10.94	12373	1042	7.77
29	3,5	76705	9878	11.41	12331	1084	8.08
30	4,5	76271	10312	11.91	12292	1123	8.37
31	5,5	75816	10767	12.44	12252	1163	8.67
32	6,5	75343	11240	12.98	12211	1204	8.98
33	7,5	74852	11732	13.55	12169	1246	9.29
34	8,5	74342	12242	14.14	12125	1289	9.61
35	9,5	73813	12770	14.75	12081	1334	9.94
36	10,5	73265	13318	15.38	12034	1380	10.29
37	11,5	72698	13885	16.04	11987	1428	10.64
38	12,5	72111	14472	16.71	11938	1477	11.01
39	13,5	71505	15079	17.42	11887	1528	11.39
40	14,5	70878	15706	18.14	11835	1580	11.78

1) Exemplarisch wird hier die Heiratskohorte des Altersjahres 25 dargestellt.

Quelle: SOEP (1984-2005, Sample A-F)

In Tabelle 5 ist in den Spalten 3-5 die Anzahl der ledigen Männer nach Gesundheitszustand (ausgehend von 100000 im Alter 20) und die jeweilige Prävalenz im entsprechenden Alter abgetragen.<sup>6</sup> Da hier exemplarisch die Heiratskohorte im Alter 25 betrachtet werden soll, werden aus der Anzahl der Ledigen im Alter 25 und den Heiratsraten der gesunden respektive kranken Ledigen die entsprechenden Anfangsbestände der Verheirateten berechnet. Anschließend werden wiederum die Anzahl der verheirateten Männer nach Gesundheitszustand und die jeweilige Prävalenz im entsprechenden Alter abgetragen (Spalten 6-8).

Für die Untersuchung der Hypothese, welchen Einfluss der Protektionseffekt der Ehe hat ( $H_3$ ), wird nun die *relative* Veränderung der Verheirateten gegenüber den Ledigen ab dem Zeitpunkt der Eheschließung betrachtet. Der Einfluss davorliegender Selektionseffekte kann

---

<sup>6</sup> Der Anfangsbestand (Radix) der gesunden und kranken Ledigen wird über die Prävalenz der Ledigen im Alter 20 mit einer logistischen Regression berechnet.

dadurch ausgeräumt werden. Betrachtet man die Entwicklung der Prävalenz der ledigen Männer, dann beträgt diese im Alter 26 anfänglich 8,69% und erhöht sich auf 12,26% im Alter 35, also um ca. 41%.<sup>7</sup> Die Prävalenz der verheirateten Männer steigt im gleichen Zeitraum von 5,72% auf 8,31%, also sogar um ca. 45%. Bei den Frauen verläuft die Entwicklung der Prävalenz für die Verheirateten noch ungünstiger: Sie erhöht sich von 6,13% auf 9,94%, also um 62%, während sie bei den Ledigen nur von 10,18% auf 14,74%, also um 45% ansteigt. Interessant ist dabei auch, dass die relative Entwicklung der Prävalenz sowohl von der Höhe der Übergangsraten als auch von der Startprävalenz der entsprechenden Gruppe abhängig ist. So bewirkt der niedrigere Anteil Kranker bei den Verheirateten im Alter 26, dass auch bei einer (minimal) geringeren Erkrankungsrate (vgl. Abbildung 1) absolut *mehr* Personen erkranken, was auch durch eine höhere Gesundungschance der Verheirateten nicht ausgeglichen werden kann. In der Folge kommt es zu einem relativ stärkeren Anstieg der Prävalenz der Verheirateten. Insgesamt zeigt sich also für die ledigen und für die verheirateten Männer eine gesundheitliche Verschlechterung in ähnlicher Größenordnung und für die Frauen sogar eine deutliche Verschlechterung der Verheirateten gegenüber den Ledigen, wodurch dem Protektionseinfluss und damit einer kausalen Wirkung der Ehe in dieser Untersuchung – wenn Selektionseffekte kontrolliert werden – *keine* Bedeutung zukommt.

Welche Annahmen können vor dem Hintergrund der Befunde über die Wirkungsmechanismen des Protektionseffekts getroffen werden? Da die sozioökonomische Position in allen Berechnungen kontrolliert wurde, sind zunächst Spezialisierungsvorteile durch eine ökonomische Besserstellung (Lillard & Waite 1995, Rogers 1995) sowie ein bildungsspezifisches Gesundheitsverhalten (z. B. ein gesünderer Lebensstil durch weniger Alkoholkonsum) auszuschließen (Umberson 1992, Wyke und Ford 1992). Die vorliegende Untersuchung konzentrierte sich daher auf die Überprüfung der Protektionshypothese im Hinblick auf eine soziale Kontrollfunktion des Gesundheitsverhaltens durch den Ehepartner und auf sowohl instrumentelle als auch emotionale Unterstützungsleistungen durch den Partner. Dabei zeigte sich, dass durch die höhere Gesundungschance von Verheirateten zwar Hinweise auf Unterstützungsleistungen im Krankheitsfall gefunden wurden, sie aber nicht zu Verbesserung des Gesundheitszustands von Verheirateten gegenüber Ledigen beitragen. Insgesamt scheinen die Befunde daher die Vermutung nahe zu legen, dass sowohl eine soziale Kontrolle, die zudem ein

---

<sup>7</sup> Das Alter 35 wird der Betrachtung zu Grunde gelegt, da es der Anzahl durchschnittlich erlebter Ehejahre entspricht.

heterogenes Gesundheitsverhalten der Partner unterstellt, als auch emotionale Unterstützungsleistungen, die sich präventiv auf die Gesundheit auswirken, nicht vorliegen.

Für die Untersuchung der letzten Hypothese ( $H_4$ ), also der Frage in welcher Größenordnung beide Effekte vorliegen, muss nun lediglich die relative Größenordnung des Selektions- und Kausaleffekts betrachtet werden. Um den Einfluss des Selektionseffektes, also die relative Verbesserung der Ledigen durch die Heirat zu bestimmen, muss dazu die Prävalenz der Verheirateten im ersten Ehejahr (5,72% bei den Männern und 6,13% bei den Frauen) mit der Prävalenz der Ledigen im gleichen Altersjahr (8,69% bei den Männern und 10,18% bei den Frauen) verglichen werden. Insgesamt ergibt sich damit durch die Heirat eine Verbesserung des Gesundheitszustands der Ehe um ca. 33% bei den Männern und um ca. 40% bei den Frauen. Da sich zudem der bessere Gesundheitszustand der verheirateten Männer und Frauen vollständig auf die Selektion der Gesünderen in die Ehe erklären lässt, und kein Kausaleffekt im Sinne einer relativen Verbesserung gegenüber den Ledigen vorliegt, beträgt der Einfluss des Selektionseffektes in beiden Fällen 100%.

## 5 Diskussion

In diesem Beitrag wurde der relative Anteil von Selektions- gegenüber Kausaleffekten bei den Gesundheitsunterschieden zwischen Verheirateten und Ledigen untersucht. Dabei zeigte sich, dass – entgegen den bislang vorliegenden Untersuchungen, die jedoch den Selektionseinfluss nicht kontrollieren – dem Protektionseinfluss und damit einer kausalen Wirkung der Ehe keine Bedeutung zukommt. Vielmehr lässt sich der Gesundheitsunterschied vollständig auf die Selektion der Gesünderen in die Ehe erklären.

Bedeutsam ist der Befund insofern, als er der Selektion als „Erklärung“ bei der Bestimmung des Gesundheitsgradienten eine zentrale und nicht zu vernachlässigende Größe zuweist und Selektion damit nicht als Residualkategorie verstanden werden darf, die, wie in den meisten empirischen Untersuchungen, nur theoretisch (mit)reflektiert wird.

Den Ursachen der, relativ gegenüber den Ledigen, z. T. stärkeren Verschlechterung des Gesundheitszustands im Verlauf der Ehe konnte im Rahmen dieser Untersuchung hingegen nicht nachgegangen werden. Jedoch ist denkbar, dass die Gesunden respektive Kranken, die eine Ehe eingehen, auch eine jeweils unterschiedliche Gesundheitsentwicklung aufweisen. Mit anderen Worten kann es sich hier um ein *Fortwirken der Selektion* handeln, die, für gesunde und kranke zusammen betrachtet, zu einer ähnlichen Gesundheitsentwicklung wie bei den

Ledigen führt. Aber auch welches Gesundheitsverhalten der festgestellten Entwicklung zu Grunde liegt, konnte auf Grund der Datenlage nur indirekt beantwortet werden. Es zeigten sich eher Hinweise für den größeren Einfluss von Unterstützungsleistungen seitens der Partner im Krankheitsfall als für ein günstigeres Gesundheitsverhalten von Verheirateten gegenüber Ledigen.

Bei der Berechnung des kumulativen Einflusses der Ehedauer ist aber auch zu berücksichtigen, dass die durchschnittliche Ehedauer durch die Beschränkung auf die Ehen, die von Beginn an beobachtet werden können, auf kürzere Zeiträume beschränkt bleiben musste. Der Einfluss längerer Ehedauern geht aufgrund des begrenzten Beobachtungszeitraums des SOEP somit nicht in die Berechnungen ein.

## Literatur

- Blane D, Harding S, Rosato M (1999). Does Social Mobility Affect the Size of the Socioeconomic Mortality Differential? Evidence from the Office for National Statistics Longitudinal Study. *Journal of the Royal Statistical Society* 162: 59-70.
- Blossfeld H P, Rohwer G (1995). *Techniques of Event History Modeling. New Approaches to Causal Analysis.* Mahwah, New Jersey: Laurence Erlbaum Associates.
- Brockmann H, Klein T (2002). Familienbiographie und Mortalität in Ost- und Westdeutschland. *Z Gerontol Geriat* 35: 430-440.
- Crimmins E M, Hayward M D, Saito Y (1996). Differentials in Active Life Expectancy in the Older Population of the United States. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci* 51: 111-120.
- Feinstein J S (1993). The Relationship between Socioeconomic Status and Health: A Review of the Literature. *Milbank Q* 71: 279-322.
- Goldmann N (1993). Marriage Selection and Mortality Patterns: Inferences and Fallacies. *Demography* 30: 189-208.
- Goldman N, Korenman S, Weinstein R (1995). Marital Status and Health Among the Elderly. *Soc Sci Med* 40: 1717-1730.
- Gove W R (1973). Sex, Marital Status, and Mortality. *AJS* 79: 45-67.
- Hanefeld U (1987). *Das Sozio-ökonomische Panel. Grundlagen und Konzeption.* Frankfurt a.M./New York: Campus.
- Helmert U, Bammann K, Voges W (2000). Zum Stand der Forschung: Soziale Ungleichheit und Gesundheit. In: Helmert U, Bammann K, Voges W, Müller R (Hg.). *Müssen Arme früher sterben? Soziale Ungleichheit und Gesundheit in Deutschland.* Weinheim; München: Juventa: 15-26.
- Hu Y, Goldman N (1990). Mortality Differentials by Marital Status: An International Comparison. *Demography* 27: 233-250.
- Hummer R, Rogers R G, Eberstein I W (1998). Sociodemographic Differentials in Adult Mortality: A Review of Analytic Approaches. *Population and Development Review* 24: 553-578.

- Joung I M A, van de Mheen H D, Stronks K et al. (1998). A Longitudinal Study of Health Selection in Marital Transitions. *Soc Sci Med* 46: 425-435.
- Klein T (1993). Familienstand und Lebenserwartung. Eine Kohortenanalyse für die Bundesrepublik Deutschland. *Zeitschrift für Familienforschung* 5: 99-114.
- Klein T, Rüffer W (2001). Partnerwahl und Rauchgewohnheiten - Analysen zum Einfluss sozialstrukturunabhängiger Mechanismen der Partnerwahl. In: Klein T (Hg.). *Partnerwahl und Heiratsmuster. Sozialstrukturelle Voraussetzungen der Liebe*. Opladen: Leske + Budrich: 163-181.
- Kobrin F E, Hendershot G E (1977). Do Family Ties Reduce Mortality? Evidence From the United States, 1966-1968. *Journal of Marriage and the Family* 39: 736-745.
- Land K C, Guralnik J M, Blazer D G (1994). Estimating Increment-Decrement Life Tables with Multiple Covariates from Panel Data: The Case of Active Life Expectancy. *Demography* 31: 297-319.
- Lillard L A, Panis C W A (1996). Marital Status and Mortality: The Role of Health. *Demography* 33: 313-327.
- Lopez D, Caselli A G, Valkonen T (Ed.) (1995). *Adult Mortality in Developed Countries: From Description to Explanation*. Oxford: Clarendon Press.
- Mielck A, Blommfeld K (1999). Inhalte und Ziele der Sozial-Epidemiologie. Beitrag zur Standortbestimmung der deutschsprachigen Diskussion. *Das Gesundheitswesen* 61: 445-454.
- Mielck A, Helmert U (1998). Soziale Ungleichheit und Gesundheit. In: Hg. Hurrelmann K, Laaser U (Hg.). *Handbuch Gesundheitswissenschaften*, S. 519-535. Weinheim/ München: Juventa.
- Rendtel U (1995). *Lebenslagen im Wandel: Panelausfälle und Panelrepräsentativität*. Frankfurt: Campus.
- Rogers R G, Rogers A, Belanger A (1989). Active Life Among the Elderly in the United States: Multistate Life-table Estimates and Population Projections. *Milbank Q* 67: 370-411.
- Rogers R G (1995). Marriage, Sex, and Mortality. *Journal of Marriage and the Family* 57: 515-526.
- Rogers R G (1996). The Effect of Family Composition, Health, and Social Support Linkages on Mortality. *J Health Soc Behav* 37: 326-338.
- Schoen R, Nelson (1974). Marriage, Divorce, And Mortality: A Life Table Analysis. *Demography* 11: 267-290.
- Schweitzer W (1985). Zur Ermittlung von Familienstandstafeln. In: Buttler G (Hg.). *Statistik zwischen Theorie und Praxis: Festschrift für Karl-August Schäffer zur Vollendung seines 60. Lebensjahres*, S. 226-239. Göttingen: Vandenhoeck und Reuprecht.
- Steinkamp G (1992). Soziale Ungleichheit, Erkrankungsrisiko und Lebenserwartung. Kritik der sozioepidemiologischen Ungleichheitsforschung. In: Meulemann H, Elting-Camus A (Hg.). 26. *Deutscher Soziologentag. Lebensverhältnisse und soziale Konflikte im neuen Europa*. Frankfurt; New York: Campus: 244-246.
- Townsend P, Davidson N (1982). *Inequalities in Health. The Black Report*. Harmondsworth: Penguin.
- Trovato F, Lauris G (1989). Marital Status and Mortality in Canada: 1951-1981. *Journal of Marriage and the Family* 51: 907-922.
- Umberson D (1992). Gender, Marital Status and the Social Control of Health Behavior. *Soc Sci Med* 34: 907-917.
- Unger R (2006). Trends in active life expectancy in Germany between 1984 and 2003 - a cohort analysis with different health indicators. *Journal of Public Health* 14: 155-163.
- Waldron I, Weiss C, Hughes M E (1997). Marital Status Effects on Health: Are There Differences between never Married Women and Divorced and Separated Women. *Soc Sci Med* 45: 1387-1397.

- Williams K, Umberson D (2004). Marital Status, Marital Transitions, and Health: A Gendered Life Course Perspective. *J Health Soc Behav* 45: 81-98.
- Wunsch G, Duchêne I, Thiltgès E et al. (1996). Socio-Economic Differences in Mortality. A Life Course Approach. *European Journal of Population* 12: 167-185.
- Wyke S, Ford G (1992). Competing Explanations for Associations Between Marital Status and Health. *Soc Sci Med* 34: 523-532.
- Zick C D, Smith K R (1991). Marital Transitions, Poverty, and Gender Differences in Mortality. *Journal of Marriage and the Family* 53: 327-336.