

SONDERFORSCHUNGSBEREICH 504

Rationalitätskonzepte,
Entscheidungsverhalten und
ökonomische Modellierung

No. 00-14

**Einkommen und Sterblichkeit in Deutschland:
Leben Reiche länger?**

Reil-Held, Annette*

April 2000

Financial support from the Deutsche Forschungsgemeinschaft, SFB 504, at the University of Mannheim, is gratefully acknowledged.

*Lehrstuhl für Makroökonomik und Wirtschaftspolitik, email: anette@econ.uni-mannheim.de



Universität Mannheim
L 13,15
68131 Mannheim

Einkommen und Sterblichkeit in Deutschland: Leben Reiche länger?

Anette Reil-Held*

Universität Mannheim

Sonderforschungsbereich 504

April 2000

Zusammenfassung. Unterschiede in der Lebenserwartung nach Einkommen wurden bereits für viele Länder untersucht und empirisch belegt. Diese Diskrepanzen in der Lebenserwartung sind wirtschaftspolitisch und empirisch wichtig. Durch die kürzeren Rentenlaufzeiten von Versicherten in den untersten Einkommensgruppe resultieren unerwünschte Umverteilungseffekte in der gesetzlichen Rentenversicherung. Weiterhin ändern einkommensabhängige Mortalitätsraten die Interpretation empirischer Analysen über das Sparverhalten älterer Menschen.

Eine Auswertung des Sozio-ökonomischen Panels zeigt, daß auch in Deutschland ein positiver Zusammenhang zwischen dem Einkommen und der Lebenserwartung von Männern und Frauen in der zweiten Lebenshälfte besteht. Männer und Frauen im untersten Viertel der Einkommensverteilung haben eine um etwa 6 bzw. 4 Jahre kürzere Lebenserwartung als Menschen im obersten Einkommensquartil. Dieser Einfluß bleibt auch bei Berücksichtigung zusätzlicher Bestimmungsfaktoren der Mortalität bestehen.

Ich möchte Axel Börsch-Supan danken, der diese Arbeit initiiert und mit wertvollen Hinweisen begleitet hat. Mein Dank gilt auch Bettina Schrof für hilfreiche Assistenz und Klaus Beck für methodische Diskussionen. Weiterhin danke ich der Deutschen Forschungsgemeinschaft für finanzielle Unterstützung im Rahmen des Sonderforschungsbereich 504.

Adresse: Universität Mannheim, Lehrstuhl für Makroökonomik und Wirtschaftspolitik, A5, D-68131 Mannheim.
Email: anette@econ.uni-mannheim.de; Telefon: +49-621-181-1859; Fax +49-621-181-1863.

1. Einführung

Der positive Zusammenhang zwischen sozioökonomischem Status und der Lebenserwartung wurde bereits für viele Länder untersucht und empirisch belegt. Auch in Deutschland scheint dieser Zusammenhang zu gelten, wobei die vorliegende Evidenz, insbesondere über den Einfluß des Einkommens auf die Sterblichkeit, lückenhaft ist (siehe den Überblick von Mielck und Helmert, 1994). Der sozioökonomische Status wird meist über die Stellung im Beruf oder die Bildung gemessen. Studien über den Zusammenhang zwischen Einkommen oder Vermögen liegen nur in sehr geringem Umfang vor. Dieses Papier stellt eine Auswertung des Sozioökonomischen Panels (SOEP) über den Einfluß des Einkommens von älteren Menschen auf deren Lebenserwartung vor.

Hintergrund dieser Untersuchung sind zwei volkswirtschaftliche Implikationen eines Zusammenhangs zwischen Einkommen und Sterblichkeit. Eine erste Konsequenz betrifft den Bereich der Sozialversicherung. Hier führen Unterschiede in der Lebenserwartung zwischen einkommensstarken und einkommensschwachen Versicherten zu ungewünschten Umverteilungseffekten. Falls die einkommensstarken Rentner und Rentnerinnen über einen längeren Zeitraum Rentenzahlungen beziehen, bedeutet dies bei gleichem Beitragssatz einen Vorteil gegenüber den weniger lang lebenden, einkommensschwachen Rentenbeziehern. Da die Rentenlaufzeit ein wichtiger Parameter für die Rentabilität der Rentenversicherung ist, ist dieser Effekt von beachtlicher Größenordnung. Börsch-Supan und Reil-Held (1999) zeigen, daß das Renteneintrittsalter den bei weitem größten intragenerationalen Umverteilungsmechanismus im deutschen Rentenversicherungssystem darstellt.¹ Für die USA belegt Garrett (1995) aufgrund einer Simulation, daß die Berücksichtigung der Mortalitätsunterschiede dazu führt, daß die progressive Verteilung der internen Rendite der gesetzlichen Alterssicherung über die Einkommenskategorien verschwindet.² Auch Menchik (1993) zieht aus seiner Studie die Schlußfolgerung, daß die Verteilungswirkungen der auf Langlebigkeit basierenden Sozialversicherungssysteme weniger „progressiv“ sind, als allgemein vermutet wird, da die ärmeren Empfänger nicht lange genug leben, um in deren Genuß zu kommen.³

¹ Der Zuwachs an Rentenzahlungen für Rentner, die ein Jahr früher in Rente gehen, beträgt relativ zu denjenigen, die ein weiteres Jahr arbeiten, etwa 1400 DM jährlich (Börsch-Supan und Reil-Held, 1999). Siehe auch Wagner (1986) für eine Untersuchung über Umverteilungseffekte in der gesetzlichen Rentenversicherung.

² In dieser Arbeit werden die Beitrags- und Auszahlungsprofile der Alters- und Hinterbliebenenversicherung mit den nach dem Einkommen differenzierenden Überlebenswahrscheinlichkeiten der Individuen gewichtet.

³ Auch aus makroökonomischer Sicht sind die Rentenlaufzeiten eine zentrale Größe zur Bestimmung der Rentenausgaben, wie die Diskussion über die Einführung eines demographischen Faktors in der Rentenformel, der u.a. Änderungen in der durchschnittlichen Lebenserwartung berücksichtigen sollte, verdeutlicht. Wagner und Schepers (1989) weisen darauf hin, daß ein besseres Verständnis über die künftige Entwicklung der Sterblich-

Die zweite Implikation eines Zusammenhangs zwischen Einkommen und Sterblichkeit betrifft die Interpretation des Sparverhaltens älterer Menschen. Sie kann am Beispiel der Lebenszyklus-Hypothese verdeutlicht werden. Aus diesem Modell resultieren Vorhersagen über eine Entsparnis von Menschen im Ruhestand. Sind jedoch die Sterbewahrscheinlichkeiten für Menschen mit niedrigem Sozialstatus höher, würde man in einer Querschnittsanalyse beobachten, daß das durchschnittliche Vermögen einer Geburtskohorte mit dem Alter steigt, obwohl jeder einzelne Überlebende dieser Kohorte entspart. Beispielhaft seien Untersuchungen von Shorrocks (1975) sowie Attanasio und Hoynes (1995) angeführt, in denen sich die um differentielle Mortalität bereinigten Vermögensprofile deutlich von den unkorrigierten unterscheiden. Attanasio und Hoynes (1995) gewichten die Beobachtungen in ihrer Stichprobe entsprechend den vermögensabhängigen Sterbewahrscheinlichkeiten und finden erst dann Alters-Vermögens-Profile, die auf einen Vermögensabbau im Alter hinweisen. Auch im Hinblick auf die Einkommens- und Vermögensverteilung kann der Vergleich von Querschnittsdaten zu verzerrten Ergebnissen führen. Systematische Unterschiede in der Sterblichkeit führen bei der Betrachtung von Querschnitten oder einem synthetischen Panel zu einer weniger ungleich erscheinenden Einkommens- oder Vermögensverteilung, woran sich jedoch die schwierige Interpretationsfrage nach der „korrekten“ Verteilung anschließt. Ähnliche Probleme ergeben sich bei der Schätzung von Einkommens- oder Konsum-Alters-Profilen. Zur Vermeidung solcher Verzerrungen muß entweder, soweit vorhanden, auf Paneldaten zurückgegriffen werden oder die zunächst zu ermittelnden Differenzen in den Sterbewahrscheinlichkeiten bei Querschnittsanalysen berücksichtigt werden.

Im folgenden soll der Zusammenhang zwischen Einkommen und Sterblichkeit in Deutschland für Menschen in der zweiten Lebenshälfte auf Basis des Sozioökonomischen Panels betrachtet werden. Hierzu wird in Abschnitt 2 zunächst die vorliegende Literatur vorgestellt. Abschnitt 3 erläutert die verwendeten Daten und in Abschnitt 4 werden die empirischen Ergebnisse präsentiert. In Abschnitt 5 folgt eine abschließende Schlußbetrachtung.

2. Was wissen wir über Sterblichkeit und Einkommen?

Für viele Länder liegen gesicherte Erkenntnisse über das Vorliegen differentieller Mortalität vor, d.h. über einen positiven Zusammenhang zwischen sozioökonomischem Status und der Lebenserwartung (für einen Überblick siehe z.B. Hummer et. al., 1998).⁴ Dabei dienen verschiedene Variablen als Indikatoren für den sozioökonomischen Status wie zum Beispiel Schulbildung, Stellung im Beruf, Einkommen, Vermögen oder aus diesen Variablen zusammengesetzte Indikatoren. Der Einfluß des Einkommens erweist sich dabei als dominant, da er in mehreren Untersuchungen auch bei Berücksichtigung weiterer sozioökonomischer Variablen, vor allem der Bildung, bestehen bleibt (z.B. Menchik, 1993; Deaton und Paxson, 1999). Daneben liegt eine Vielzahl verwandter Untersuchungen vor, die sich mit dem positiven Zusammenhang von Gesundheit und sozioökonomischem Status beschäftigt, auf die hier nicht näher eingegangen werden soll.

2.1. Begründung des positiven Zusammenhangs zwischen Sozialstatus und Lebenserwartung

Es gibt mehrere Erklärungsansätze eines positiven Zusammenhangs zwischen Bildung, Stellung im Beruf oder der finanziellen Lage und der Lebenserwartung. Als eine Einflußgröße gelten schichtspezifische Unterschiede im Ernährungsverhalten (Oppolzer, 1994). Auch die Bedingungen am Arbeitsplatz werden angeführt, die bei den Geringverdienenden im Durchschnitt schlechter sind, sowie das Arbeits- und Berufskrankheitsrisiko, das in Arbeiterberufen höher ist (Oppolzer, 1994). Eine weitere Erklärung sind die im allgemeinen schlechteren Wohn- und Lebensverhältnisse von Angehörigen unterer sozialer Schichten (siehe Oppolzer, 1986 für mehrere Belege). Außerdem sind verhaltensbezogene Risikofaktoren wie Rauchen, Übergewicht und Bewegungsmangel in den unteren Schichten stärker vertreten (Brückner, 1991; Mielck und Helmert, 1994). Schließlich sind die besser Gebildeten häufig besser informiert, finden sich im Gesundheitswesen besser zurecht und nehmen die Möglichkeit eines vorbeugenden Gesundheitsschutzes mehr in Anspruch (Mielck und Helmert, 1994), was mit Daten über die Inanspruchnahme von Vorsorgeuntersuchungen belegt werden kann (Tempel et al., 1991).

⁴ Hummer et. al. (1998) finden sogar, daß die Sterblichkeitsunterschiede nach sozioökonomischen Status seit 1960 in den USA sogar noch größer werden.

2.2. Internationale Ergebnisse

Um einen Eindruck über die Größenordnung der unterschiedlichen Lebenserwartung zu geben, sei beispielhaft auf zwei Untersuchungen mit US-amerikanischen Daten verwiesen. Deaton und Paxson (1999) berichten, daß 25 Jahre alte Menschen im Jahr 1980 in Familien mit einem Einkommen von weniger als \$5,000, eine um 10 Jahre niedrigere Lebenserwartung aufweisen als Familien mit einem Einkommen von mehr als \$50,000.⁵ Jianakoplos et. al. (1989) ermitteln in einer Kohortenanalyse über ältere amerikanische Männer für die unteren beiden Dezile der Vermögensverteilung dreimal so hohe Sterbeziffern als für die Männer im obersten Dezil. Die Ergebnisse von Ottanasio und Hoynes (1995) für Ehepaare liegen in der gleichen Größenordnung. Sie weisen darauf hin, daß der Zusammenhang zwischen Vermögen und Sterberisiko sich vor allem in hohen Sterbeziffern im untersten Vermögensquartil ausdrückt, während er in den oberen drei Vermögensquartilen wesentlich schwächer ist. Es ist zu erwarten, daß die Mortalitätsunterschiede in Deutschland geringer ausfallen, da das deutsche Gesundheitssystem weniger elitär als das amerikanische gestaltet ist.

Da Datensätze, die direkte Angaben über Todesfälle und die finanzielle Lage der Verstorbenen enthalten, relativ rar sind, liegen auch einige indirekte Untersuchungen vor. Hurd (1998) stellt z.B. für Großbritannien eine positive Korrelation zwischen ökonomischem Status und Mortalität fest, indem er das Vermögen und den Immobilienbesitz von vollständigen Ehepaaren und verwitweten Personen vergleicht oder die Angabe einer Verrentung aus gesundheitlichen Gründen nach Einkommensklassen analysiert.

Weiterhin hat sich eine neuere Forschungsrichtung entwickelt, die über die individuelle Betrachtungsebene hinaus, auf einen Einfluß der Einkommens- und Vermögensverteilung auf die Mortalität schließt. Die Ungleichheit in der Gesellschaft erhöht die psychosoziale Belastung der am unteren Ende der Sozialskala stehenden Menschen, was einen negativen Einfluß auf deren Gesundheitszustand hat. Die Wilkinson-Hypothese besagt, daß die Ungleichheit in einer Gesellschaft an sich ein Gesundheitsrisiko ist.⁶ Es wird von einem zunächst schützenden Einfluß des individuellen Einkommens ausgegangen, wobei dessen zweites Moment, die Verteilung, jedoch eine Gesundheitsbedrohung darstellt (Wilkinson, 1996).⁷ Bislang kann die empirische Unterstützung aber noch nicht als überzeugend gelten (siehe Deaton und Paxson, 1999 für eine kurze Diskussion der vorhandenen Literatur).

⁵ Datenbasis dieser Untersuchung ist die National Longitudinal Mortality Study.

⁶ Die Aussage beruht auf einem Vergleich zwischen OECD-Ländern.

⁷ Vielleicht nicht für den Einzelnen, aber zumindest in bestimmten Bevölkerungen oder Bevölkerungsgruppen

2.2. Methodische Probleme

Neben der schwierigen Datenlage, bestehen noch weitere analytische Schwierigkeiten bei der Behandlung dieser Fragestellung. So bereitet die gegenseitige Beeinflussung von Einkommen und Mortalität durch den Gesundheitszustand Probleme. Die Kausalität zwischen Einkommen und Sterblichkeit ist a priori unklar. Ist die erreichte Einkommensposition Folge oder Ursache einer niedrigeren Lebenserwartung? Stirbt jemand früh, weil er arm war oder hat er ein niedriges Einkommen, weil er sehr krank war? Eine weitere Schwierigkeit liegt in der Länge des erforderlichen Betrachtungszeitraums. Da sich statistische Betrachtungen der Mortalität über mehrere Dekaden erstrecken, ist die Modellierung der Kausalität eine ausgesprochen schwierige Aufgabe. Das Todesalter reflektiert Einflüsse im gesamten Leben, bis zurück zur Kindheit und ist auch noch zwischen den Generationen korreliert, wie auch das Einkommen oder der Sozialstatus. Smith (1998) weist darauf hin, daß der Gesundheitszustand in frühen Lebensabschnitten nachfolgende Entscheidungen wie z.B. Ausbildung, Heirat oder die Höhe des Verdienstes beeinflusst. Deshalb erscheint es unangemessen, nur eines dieser Ergebnisse zu benutzen, um die Variation im Gesundheitszustand oder des Todesalters zwischen den Individuen zu erklären, weshalb die Rückkopplungsmechanismen explizit modelliert werden sollten.

2.3. Empirische Ergebnisse für Deutschland

Es ist nicht a priori klar, ob die vor allem aus den USA und Großbritannien bekannten Ergebnisse auf Deutschland übertragen werden können, da das Gesundheitswesens unterschiedlich gestaltet ist und sowohl die Einkommens- als auch die Vermögensverteilung weniger ungleich ist. Schepers und Wagner (1989), Mielck und Helmert (1994) sowie Becker (1998) geben einen Überblick über die für Deutschland vorliegenden Studien. Dabei weisen die Autoren bei den meisten Untersuchungen auf Einschränkungen hinsichtlich der Methodik oder Datenlage hin.⁸ Die Mehrheit der Untersuchungen erheben die soziale Lage über die Stellung im Beruf oder die Schulbildung. Insgesamt ergibt sich, ähnlich wie in den USA und Großbritannien, eine deutlich höhere Mortalität bei Personen aus den unteren sozioökonomischen Gruppen. Offenbar wiegen die Unterschiede im Gesundheitswesen und der Einkommens- bzw. Vermögensverteilung nicht so schwer wie man vielleicht annehmen könnte.

Schepers und Wagner (1989) werten beispielsweise Angaben der SOEP-Teilnehmer über ihre Eltern für eine Kohortenanalyse der Sterblichkeit aus. Die Stichprobe umfaßt etwa 5000 Väter und Mütter, die nach 1945 verstorben sind. Eine Unterscheidung nach der Stellung im Beruf zeigt für die Väter, daß die Überlebenswahrscheinlichkeit von Beamten am höchsten und die von Angestellten und Arbeitern jeweils etwas geringer ist, wobei das Bild über die Situation der Mütter weniger klar ist. Eine Gruppierung nach Schulabschluß ergibt deutlichere Differenzen in den Überlebenswahrscheinlichkeiten. Es sind jedoch nur die Koeffizienten für den Beamtenstatus und das Abitur hoch signifikant.

Auch Becker (1998) zieht die Elterninformationen des SOEP und zusätzlich die sogenannte Lebensverlaufsstudie heran, korrigiert jedoch die Stichprobenselektivität und verwendet ein anderes statistisches Verfahren als Schepers und Wagner (1986).⁹ Der dauerhafte positive Einfluß von Bildung (gemessen in Jahren) auf die Lebensdauer wird nachgewiesen, obwohl in der Schätzung andere Determinanten der Sterblichkeit, insbesondere die soziale Schicht, berücksichtigt werden.¹⁰ Da der signifikante Einfluß der Schulbildung auf die Sterbewahrscheinlichkeit auch bei gleicher sozioökonomischer Lage bestehen bleibt, folgert Becker: „Für die Erklärung sozialer Ungleichheit von Lebenserwartung kommt der Bildungsungleichheit eine größere Bedeutung als der Klassenlage zu. Demnach wird in vielen Studien der Einfluß von materiellen, mit der Schicht- oder Klassenzugehörigkeit verbundenen Bedingungen überakzentuiert und die Bedeutung von Humankapital, Gesundheitskapital und kulturellem Kapital vernachlässigt. Offenbar können Bildungsressourcen zur Relativierung oder Kompensation sozioökonomischer Lebensbedingungen herangezogen werden;...“ (Becker, 1998, S.146f).¹¹

Über den Zusammenhang zwischen Einkommen und Sterblichkeit liegen dagegen nur wenige empirische Untersuchungen für Deutschland vor. Hierzu zählt die Arbeit von Klosterhuis und Müller-Fahrnow (1993), die auf einer großen Stichprobe basiert. Es wird unter anderem betrachtet, ob die von Rentnern in der Gesetzlichen Rentenversicherung (GRV) bekannten sozialschichtabhängigen Sterblichkeitsunterschiede auch für verschiedene Gruppen innerhalb der

⁸ Zum Beispiel wird die unterschiedliche Alterszusammensetzung in verschiedenen Branchen nicht berücksichtigt (Linke,⁸) oder die Repräsentativität der Stichprobe ist eingeschränkt, z.B. auf eine Region oder durch die Auswahl bestimmter Berufs- oder Altersgruppen (z.B. Lehr et. al., 1987)⁸.

⁹ Die Lebensverlaufsstudie wurde vom Max-Planck-Institut für Bildungsforschung erhoben.

¹⁰ Sie verwenden das Exponential-Modell als ereignisanalytisches Kausalmodell.

¹¹ Die soziale Lage wird in dieser Studie über den Magnitude Prestige-Score von Wegener (1988) gemessen.

Angestellten bestehen, die sich in ihrem erzielten Einkommen unterscheiden.¹² Datenbasis ist die „Reha-Verlaufs-Datei“ der GRV, die etwa 70000 erwerbstätige Angestellte umfaßt, die 1986 starben oder in Rente gingen sowie deren Einkommen aus dem Vorjahr. Es sind nur männliche Versicherte im Alter 30-59 enthalten, die im Jahr 1985 einer versicherungspflichtigen Beschäftigung nachgingen und für die in diesem Jahr eine Einkommensangabe vorhanden war. Die Analyse der Sterbefälle nach Einkommen zeigt deutlich, daß in der Untersuchungsgruppe mit dem niedrigsten Brutto-Jahreseinkommen die Sterbeziffern am größten sind und dann in den folgenden Gruppen mit entsprechend steigenden Einkommen kontinuierlich abnehmen. Dieser Zusammenhang gilt auch unter Berücksichtigung der Altersstruktur. Problematisch ist, daß nur das Einkommen im Jahr unmittelbar vor Eintritt des Todes bzw. des Ruhestands herangezogen werden kann. Besonders im Falle der Verstorbenen dürfte dies die Lebensinkommenssituation, die für die Betrachtung der Mortalität relevant ist, in vielen Fällen nur unzureichend widerspiegeln.

Eine repräsentative Untersuchung für breite Bevölkerungsgruppen über den unmittelbaren Zusammenhang zwischen Einkommen und Mortalität liegt noch nicht vor, obwohl sich der Einfluß des Einkommens in mehreren internationalen Studien als durchdringend erwiesen hat, siehe Abschnitt 2. Da das Einkommen jedoch die relevante Größe im Hinblick auf die eingangs beschriebenen Motivation für diese Untersuchung darstellt, nämlich das Sparverhalten und Umverteilungseffekte in der Rentenversicherung, soll im folgenden eine Auswertung des Sozioökonomischen Panels durchgeführt werden.

3. Die Daten: Mortalität im SOEP

3.1. Die Stichprobe

Das vom DIW erhobene Sozioökonomische Panel (SOEP) ist eine repräsentative jährliche Wiederholungsbefragung von Haushalten. Die erste Befragung fand 1984 statt, die aktuellsten hier verwerteten Daten stammen aus dem Jahr 1997. Während dieses mittlerweile 14 Jahre umfassenden Beobachtungszeitraums sind auch Todesfälle in relevantem Umfang in der SOEP-Population zu beobachten. Diese werden mit Angabe über das Todesjahr im SOEP

¹² Zum Beispiel belegt die Arbeit von Rehfeld und Scheitl, 1991 eine höhere Sterblichkeit von Rentnern in der Arbeiter- im Vergleich zur Angestelltenversicherung.

erfaßt.¹³ Für die vorliegende Fragestellung wurde aus den SOEP-Daten eine Arbeitsstichprobe mit Personen extrahiert, die zwischen 1984 und 1997 mindestens 50 Jahre alt waren (Geburtsjahrgänge 1947 bis 1899). Es wurde eine untere Altersgrenze gewählt, da die Stichprobe zu klein ist, um die geringe Zahl der Sterbefälle im frühen Alter untersuchen zu können. Die Beschränkung der Untersuchung auf mindestens 50 Jahre alte Menschen unterschätzt vermutlich soziale Differenzen in der Lebenserwartung, da die extreme Frühsterblichkeit, z.B. aufgrund von Arbeits- oder Verkehrsunfällen, nicht in die Untersuchung eingeht.¹⁴ Auch bleiben die neuen Bundesländer in der Untersuchung zunächst unberücksichtigt, da dort die Sterblichkeit im Vergleich zu den alten Bundesländern höher ist und die Fallzahlen für eine getrennte Analyse recht gering sind. Auch ausländische Haushalte werden wegen ihrer abweichenden Mortalitätsstruktur nicht betrachtet. Nach dieser Abgrenzung umfaßt die Arbeitsstichprobe 5811 Personen, darunter 2675 Männer und 3136 Frauen. Davon verstarben 939 Menschen im Betrachtungszeitraum mit bekanntem Todesjahr.¹⁵

3.2. Vergleich der SOEP-Daten mit der amtlichen Statistik.

Da die SOEP-Stichprobe relativ klein ist, wird die Qualität der Daten für eine Mortalitätsuntersuchung in diesem Abschnitt durch einen Vergleich mit der amtlichen Statistik beurteilt. Tabelle 2 zeigt einen Vergleich zwischen den altersspezifischen Sterbeziffern im SOEP und den Angaben des Statistischen Bundesamtes. Aus dem Beobachtungszeitraum des SOEP von 1984 bis 1997 werden beispielhaft zwei Zeiträume betrachtet, da die Fallzahlen für einen Vergleich einzelner Jahre zu gering sind. Die Zusammenfassung der Todesfälle im SOEP über den gesamten Beobachtungszeitraum wäre aufgrund der in diesem Zeitraum gestiegenen Lebenserwartung problematisch.

¹³ Die Variable „Todesjahr“ ist in der Datei „PPFAD“ enthalten. Die Informationen stammen entweder aus der laufenden Befragung, d.h. es wurden bspw. Hinterbliebene interviewt oder aus der Infratest-Verbleibstudie, in der weitere 52 Todesfälle identifiziert wurden.

¹⁴ Kitagawa und Hauser (1972) zeigen, daß Einkommen und Bildung eine starke negative Beziehung zur Sterblichkeit aufweisen, die für Menschen im Alter 25 bis 64 größer war als für die über 64-Jährigen.

¹⁵ Alle Ergebnisse sind mit den im SOEP bereitgestellten Hochrechnungsfaktoren gewichtet, um zu repräsentativen Aussagen zu gelangen.

Tabelle 2: Sterbeziffern für Gesamtbevölkerung und SOEP-Population

	SOEP		Statistisches Jahrbuch	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen
<i>1987-1989</i>				
50-60	6,4	3,7	9,7	4,5
60-70	14,2	8,3	24,1	11,5
70-80	59,0	25,4	63,1	35,3
80-90	101,5	98,0	156,3	112,7
<i>1992-1996</i>				
50-60	7,8	1,9	8,6	4,1
60-70	37,4	10,1	22,4	10,5
70-80	55,6	27,1	56,5	32,0
80-90	130,8	84,2	146,3	105,4

Bemerkungen: Sterbeziffern: Gestorbene pro 1000 Männern bzw. Frauen dieser Altersgruppe.

Quelle: Sterbeziffern für 1988 und 1994 für die alten Bundesländer aus den Statistischen Jahrbüchern 1990 und 1996. Eigene Berechnung auf Basis des SOEP.

Es zeigt sich, daß das Mortalitätsniveau im SOEP etwas geringer ist als in der Gesamtbevölkerung, die Struktur der Mortalität jedoch hinreichend gut abgebildet wird. Zunächst zum Niveau. Die Sterbeziffern im SOEP sind in allen Altersgruppen niedriger als in der Gesamtbevölkerung, am deutlichsten ist der Unterschied in der höchsten Altersgruppe. Dies ist zu erwarten, weil ältere bereits kranke Menschen weniger zur Teilnahme am Panel zu bewegen sein dürften. Auch ist die Ausfallquote in der obersten Altersgruppe am höchsten, weshalb der Todeszeitpunkt oft nicht beobachtet werden kann (Pannenberg, 1998).¹⁶ Die Hochrechnungsfaktoren können diese Selektionseffekte offenbar nicht vollständig korrigieren. Ein weiterer Grund ist, daß im SOEP die institutionalisierte Bevölkerung, d.h. beispielsweise in Alten- oder Pflegeheimen lebende ältere Menschen nicht repräsentativ erfaßt ist.¹⁷ Damit bleibt ein erheblicher Anteil gebrechlicher älterer Menschen unberücksichtigt (Schnell, 1991).¹⁸ Im übrigen kann der in der amtlichen Statistik erkennbare Anstieg der Lebenserwartung im SOEP in diesem Zeitraum nicht abgebildet werden, da es sich um ein Panel von im wesentlichen gleichen Personen handelt.¹⁹

¹⁶ Neben der Ausfallquote der obersten Altersgruppe ist nur die der jüngsten Altersgruppe ähnlich hoch (Pannenberg, 1998)

¹⁷ Nur Befragungspersonen, die während des Beobachtungszeitraums in eine Institution ziehen, werden dorthin weiterverfolgt.

¹⁸ Ca. 5% der über 65-Jährigen leben in Altenhilfeeinrichtungen. Mit zunehmenden Lebensalter steigt der Anteil der Älteren in Heimen an der Wohnbevölkerung erheblich an, z.B. lag der Anteil in Bayern in 1983 bei den Frauen über 85 Jahren bei ca. 23 Prozent, bei den Männern bei 11,2%. Für 1990 kann man von 480.000 älteren Personen in Heimen ausgehen (Schnell, 1991).

¹⁹ In der Stichprobe wurde vom Todesjahr abstrahiert und für alle Todesfälle nur das Todesalter betrachtet, da der Anstieg der Lebenserwartung im SOEP nicht abgebildet wird.

Für unsere Untersuchung ist die Struktur wichtig. Im Alter von 50 bis 70 sind die Sterbeziffern der Männer in der Gesamtbevölkerung um etwa 52 Prozent höher als die der Frauen. Im SOEP beträgt dieser Unterschied etwas mehr als 40 Prozent in den Jahren 1987 bis 1989 sowie gut 50 Prozent in den Jahren 1993-1995. Vergleicht man den relativen Unterschied der Sterbeziffern zwischen den Altersgruppen, stimmt das SOEP vor allem im ersten Zeitraum mit dem Statistischen Jahrbuch gut überein. Im zweiten Zeitraum finden sich etwas größere Abweichungen. Im Statistischen Jahrbuch sind die Sterbeziffern in der nächst höheren Altersklasse jeweils um den Faktor 2,6 bis 3,3 höher. Im SOEP liegen diese Faktoren für den ersten Zeitraum bei 2,2 bis 3,9, in der zweiten Vergleichsperiode bei 2,2 bis 5,2, ohne zwei Ausreißer (ansonsten 1,8 bis 5,9). Der Strukturvergleich in der Sterblichkeit zwischen Männern und Frauen sowie zwischen den einzelnen Altersklassen zeigt daher, daß die Abweichungen tolerierbar sind.

Insgesamt sind die SOEP-Daten daher für die vorliegende Fragestellung geeignet, weshalb in Abschnitt 4 für eine Analyse der Sterblichkeitsunterschiede nach dem Einkommen die vorliegenden SOEP-Daten verwendet werden.

3.3. Schätzung der Überlebensfunktion

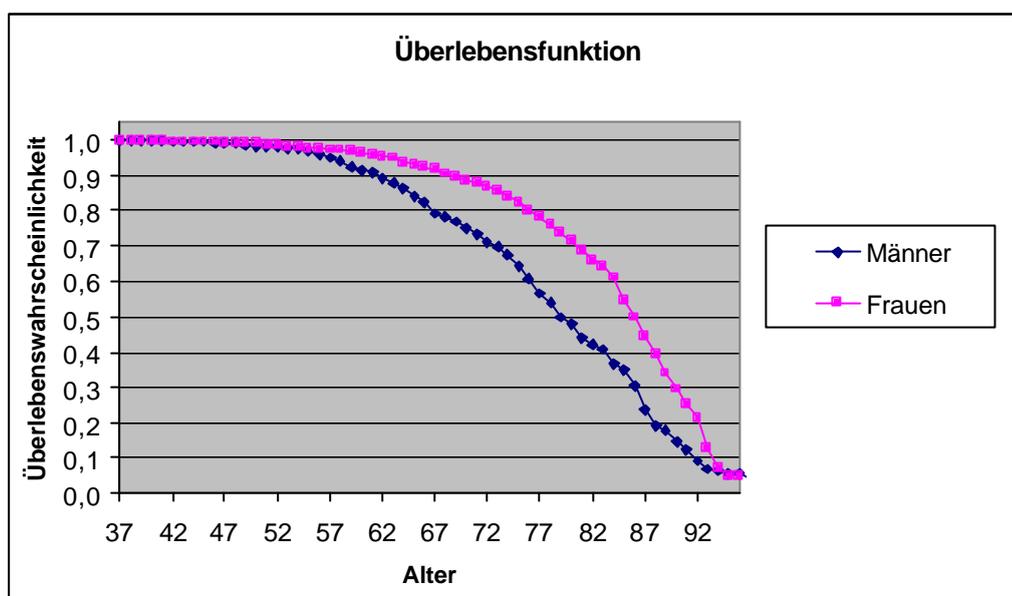
Zunächst werden jedoch Überlebensfunktionen für Männer und Frauen auf Grundlage der SOEP-Stichprobe gezeigt. Die Überlebensfunktion gibt die Wahrscheinlichkeit an, ein bestimmtes Alter zu erreichen.²⁰ Hierzu wird das Todesalter der Befragungspersonen ausgewertet. Für Befragungspersonen, die während des Beobachtungszeitraums nicht verstorben sind, bzw. für die der Todeszeitpunkt nicht festgestellt werden konnte, geht das Alter zum Zeitpunkt der letzten Befragung in die Berechnung ein. Die Überlebenden werden als rechtszensierte Beobachtungen mit den üblichen Methoden der Verweildaueranalyse behandelt.

Voraussetzung dafür ist, daß das Ereignis des Panelaustritts statistisch unabhängig von der zu erklärenden Verweildauer ist. Im vorliegenden Fall ist diese Bedingung allerdings vermutlich verletzt, denn es ist anzunehmen, daß vorzeitige Panelaustritte mit einem bevorstehenden Tod, z.B. durch erhebliche gesundheitliche Einschränkungen korreliert sind. Dieser Effekt dürfte jedoch wiederum unabhängig von der Einkommenssituation sein, d.h. für arme und

²⁰ Siehe Blossfeld et. al., 1986 zu Überlebensfunktionen, Kaplan-Meier-Methode sowie die anderen im folgenden angewandten Methoden der Verweildaueranalyse.

reiche Befragungspersonen gleichermaßen gelten. Da die Benutzung der Längsschnitthochrechnungsfaktoren vorzeitige Panelaustritte ebenfalls korrigiert, wird im Hinblick auf die Fragestellung davon ausgegangen, daß eine Rechtszensierung unproblematisch ist.²¹ Bild 1 zeigt die Überlebensfunktionen für Männer und Frauen.

Bild 1: Kaplan-Meier-Schätzung der Überlebenswahrscheinlichkeit



Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP 1984-1997.

Bemerkungen: Abhängige Variable ist das erreichte Lebensalter, d.h. das Todesalter bei Verstorbenen bzw. bei Überlebenden das erreichte Lebensalter bei Panellende bzw. vorzeitigem Austritt.

Die Überlebensfunktion zeigt den üblichen, mit dem Alter sinkenden Verlauf und liegt für Frauen in jedem Alter über derjenigen der Männer. Aus der Überlebensfunktion läßt sich die Lebenserwartung als Summe aller Lebensjahre, gewichtet mit der Wahrscheinlichkeit, dieses Jahr zu erleben, ermitteln. Das heißt, der Erwartungswert der Lebensdauer LD ist die Summe der Überlebenswahrscheinlichkeiten iw vom Anfangsalter T_0 bis zum Todesalter T :

$$E \{LD\} = \sum_{i=T_0}^T iw(i) \quad (1)$$

Aus den in Bild 1 gezeigten Überlebensfunktionen für Männer und Frauen auf Grundlage der SOEP-Stichprobe, errechnet sich eine Lebenserwartung von 78 bzw. 84 Jahren. Die vergleichbare Lebenserwartung laut amtlicher Statistik beträgt für Männer 74 Jahre, für Frauen 80 Jahre.²² Es zeigt sich das aus Tabelle 2 bekannte Muster: Das Niveau der Sterblichkeit ist

²¹ Alternativ hätten die vorzeitigen Panelaustritte (außer den bekannten Todesfällen) aus der Stichprobe ausgeschlossen werden können, was jedoch einen Selektionseffekt in Richtung gesunde ältere Menschen beinhaltet.

²² Nach Sterbetafel 1990/92 des Statistischen Bundesamtes (Statistisches Jahrbuch 1994).

im SOEP niedriger, der Unterschied zwischen der Lebenserwartung von Männern und Frauen stimmt jedoch mit der Gesamtbevölkerung überein.

3.4. Das Einkommenskonzept

Wir wählen als Einkommenskonzept für die Betrachtung des Zusammenhangs zwischen Einkommen und Sterblichkeit das Äquivalenzeinkommen, das aus dem verfügbaren Haushaltseinkommen berechnet wird. Das Äquivalenzeinkommen wird dem grundsätzlich ebenfalls verwendbaren Haushaltseinkommen vorgezogen, da letzteres aufgrund unterschiedlicher Haushaltsgrößen die wirtschaftliche Situation der einzelnen Personen nur unzureichend widerspiegelt. Das persönliche Einkommen hingegen ist vor allem bei Ehefrauen ohne eigene Einkünfte wenig aussagekräftig. Als Gewichtung wird die OECD-Skala verwendet.²³

Bei der Definition der ökonomischen Situation einer Person ist es erforderlich, einen möglichst langen Zeitraum zu betrachten. Es ist problematisch, z.B. nur das Einkommen in einem Stichjahr zugrunde zu legen, denn es ist nicht sicher, inwieweit dieses Jahr repräsentativ ist. Das SOEP bietet mit dem Beobachtungszeitraum von 1984 bis 1997 die Möglichkeit, das Einkommen der Befragungspersonen über einen längere Periode zu verfolgen. Das durchschnittliche Beobachtungsfenster in der vorliegenden Stichprobe umfaßt etwa 9 Jahre und somit fast ein Viertel des typischen Erwerbslebens. Da zudem die Einkommensmobilität in Deutschland relativ gering ist, dürfte das Beobachtungsfenster für viele Individuen die typische Einkommenssituation gut wiedergeben.

Um Alterseffekte im Einkommen auszugleichen, wurde für die weiteren Untersuchungen die Variable „relative Einkommensposition“ generiert, indem zunächst für jede Person für jedes beobachtete Jahr das Äquivalenzeinkommen auf das Durchschnittseinkommen im jeweiligen Alter bezogen wurde. Diese Werte wurden gemittelt und zu einer „Lebenseinkommensposition“ zusammengefaßt. Ergänzend wurde auch für jede Person der Durchschnitt der absoluten Werte des Äquivalenzeinkommens über den Beobachtungszeitraum gebildet. Neben der gewünschten Glättung kann diese Mittelung zwar Aggregationsprobleme verursachen, die aber

²³ Die Gewichte der OECD-Skala sind international bekannt und errechnen sich aus der Formel:

$$\text{Äquivalenzeinkommen} = \text{Verfügbares Haushaltseinkommen} / \text{Haushaltsgröße}^e$$
,
wobei für e üblicherweise der Wert 0,5 eingesetzt wird. Die Gewichte betragen somit für einen weiteren Erwachsenen 1,41 für die dritte Person 1,73 usw.. Alternativ wurden die offiziellen deutschen Gewichte, d.h. die der Sozialhilfe zugrunde liegenden Gewichte benutzt, was die hier gezeigten Ergebnisse nicht nennenswert veränderte.

wegen der zur Verfügung stehenden Daten und Methoden in Kauf genommen werden müssen.

4. Einkommen und Sterblichkeit: Eine Auswertung des SOEP

4.1. Langlebighkeitsquotient

Zur Beantwortung der Frage, ob ein Zusammenhang zwischen Einkommen und Sterblichkeit besteht, müssen viele Einflußfaktoren, wie zum Beispiel Alter oder Geschlecht berücksichtigt werden. Der erste deskriptive Ansatz, der hierzu verwendet wird, ist der sogenannte Langlebighkeitsquotient (LQ) nach Paltmore (1974). Das unterschiedliche Alter der Beobachtungspersonen zum Zeitpunkt der Befragung wird über die Einbeziehung der Lebenserwartung berücksichtigt, indem die Anzahl der Jahre, die die Befragungspersonen nach der Erstbefragung überleben (X), durch die Lebenserwartung (LE(BA)) zum Zeitpunkt dieser Untersuchung geteilt wird. In ähnlicher Weise kann die Lebenserwartung dazu benutzt werden, die zum Zeitpunkt der Befragung noch lebenden Personen in die Berechnungen mit einzubringen. Zur Anzahl der zwischen Erstbefragung und Panelende bzw. -austritt vergangenen Jahre wird die Lebenserwartung zum Zeitpunkt des Beobachtungsendes addiert und dann ebenfalls durch die Lebenserwartung zum Zeitpunkt der Erstbefragung geteilt. Der Langlebighkeitsquotienten LQ ist definiert wie folgt:

<i>Für noch lebende Personen:</i>	<i>Für verstorbene Personen:</i>
$LQ = [X + LE (BE)] / LE (BA)$	$LQ = X / LE (BA)$

Mit: X Anzahl der Jahre zwischen Beobachtungsanfang und Beobachtungsende
 LE (BA) Lebenserwartung zum Beobachtungsanfang
 LE (BE) Lebenserwartung zum Beobachtungsende

Im Falle der vollständigen Repräsentativität der Stichprobe, d.h. der Übereinstimmung der im SOEP beobachteten Sterblichkeit mit der offiziellen Sterbetafel, würde der Median der Langlebighkeitsquotienten bei 1 liegen. Dies ist in der vorliegenden Stichprobe nicht der Fall. Der Median des Langlebighkeitsquotienten sind mit 1,1 bei den Männern und 1,06 bei den Frauen jedoch akzeptabel, zumal nur innerhalb der Stichprobe vergleichende Aussagen gemacht werden sollen. In Tabelle 3 wird der Langlebighkeitsquotient als Abgrenzungskriterium bei der Analyse der Sterblichkeit nach dem Einkommen benutzt. Ein Vergleich von Personen mit einem LQ, der größer als der Median ist, d.h. die ein höheres Alter als die Lebenserwartung

erreichen, mit denjenigen, die ihr statistisch erwartetes Lebensalter nicht erreichen, zeigt, daß langlebige Menschen über ein statistisch signifikant höheres Einkommen verfügen als Kurzlebige. Dies gilt sowohl bei Betrachtung des durchschnittlichen Äquivalenzeinkommens als auch der relativen Einkommensposition.

Tabelle 3: Einkommenssituation nach Langlebighkeitsquotient

	Männer		Frauen	
	Langlebig (LQ>1,1)	Kurzlebig (LQ<=1,1)	Langlebig (LQ>1,06)	Kurzlebig (LQ<1,06)
Äquivalenzeinkommen in DM pro Jahr	23.779	20.938	21.685	19.665
Standardabweichung	10.751	12.655	10.263	10.014
Relative Einkommensposition	1,06	0,86	0,94	0,80
Standardabweichung	0,46	0,54	0,45	0,44
Anzahl der Beobachtungen	721	745	973	949

Quelle: SOEP 1984-1997, eigene Berechnungen.

Nur Befragungspersonen, die zum Zeitpunkt des Paneleintritts mindestens 50 Jahre alt waren.

Äquivalenzeinkommen ist berechnet als Durchschnitt des verfügbaren Äquivalenzeinkommens über den Beobachtungszeitraum.

Der positive Zusammenhang zwischen Einkommen und Langlebigkeit gilt für Männer und Frauen. Im Durchschnitt weisen die über die statistische Lebenserwartung hinaus lebenden Menschen ein etwa 10 bis 15 Prozent höheres Einkommen auf.²⁴

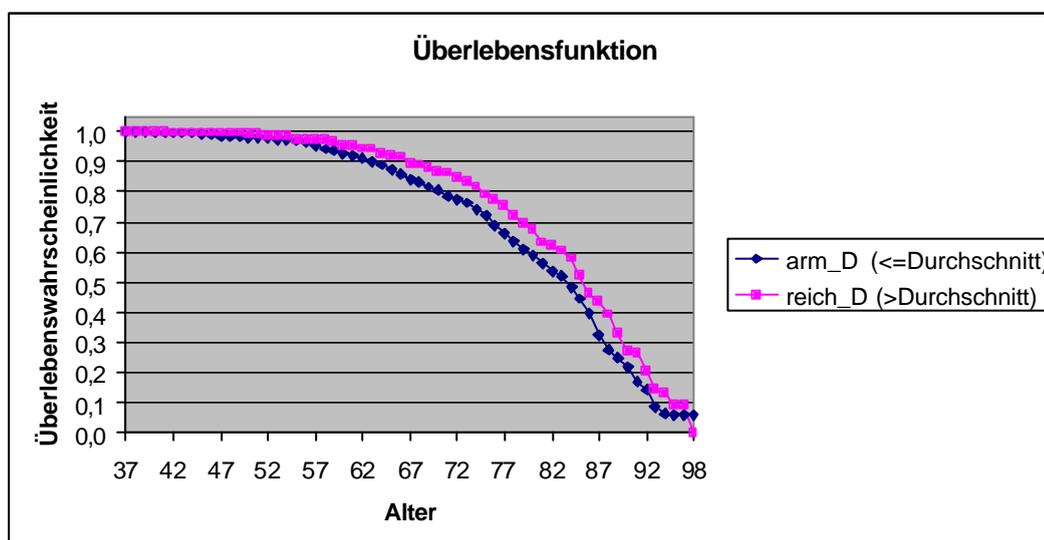
4.2. Vergleich der Überlebensfunktion von armen und reichen Personen

Der Langlebighkeitsquotient ist ein einfacher Ansatz, bei dem über die Zusammenfassung der Informationen über Alter und Lebenserwartung in eine Statistik Informationen verloren gehen. Deshalb sollen als nächster Schritt zur Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Sterblichkeit und Einkommen Überlebensfunktionen nach Kaplan-Meier aufgestellt werden. Dabei wird die Stichprobeninformation über Todesfälle und Überlebende nach Alter vollständig ausgewertet. Die Überlebensfunktionen werden dann für arme und reiche Beobachtungs-

²⁴ Dieses Ergebnis steht in Einklang mit der Untersuchung von Lehr et. al. (1987), die den Langlebighkeitsquotienten für einen Vergleich von Überlebenden und Verstorbenen in der Bonner Gerontologischen Längsschnittstu-

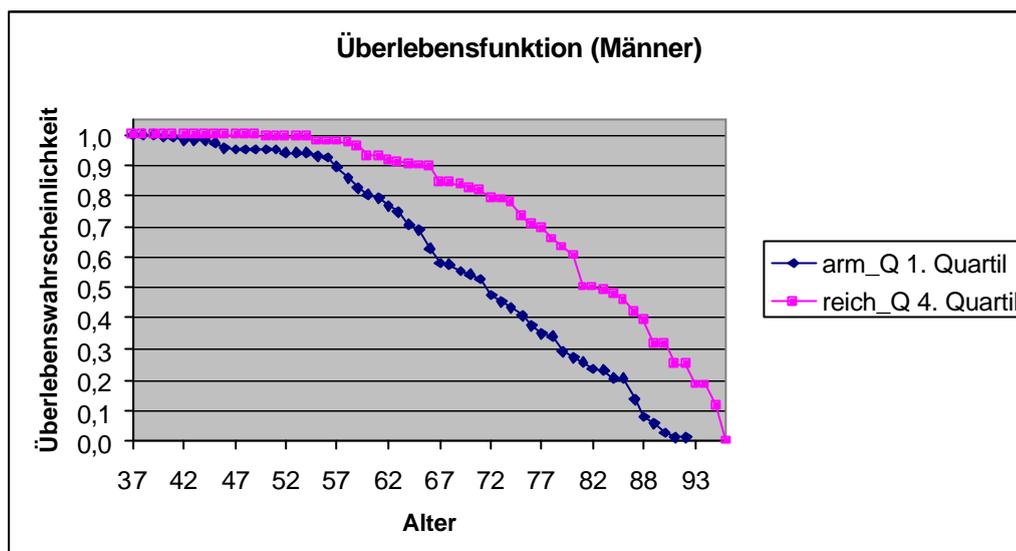
personen verglichen. Als Einkommenskonzept wird die über den gesamten Beobachtungszeitraum ermittelte relative Einkommensposition benutzt. Wir verwenden zwei Abgrenzungen von „arm“ und „reich“. Sie erfolgt einmal über den Durchschnitt, d.h. Befragungspersonen mit einer überdurchschnittlichen relativen „Lebenseinkommensposition“ gelten als reich bzw. als arm, wenn sie kleiner als der Mittelwert ist. Für eine deutlichere Trennung zwischen „arm“ und „reich“ werden dann noch Überlebensfunktionen für das oberste und das unterste Quartil der Einkommensverteilung miteinander verglichen (Bilder 2.2. und 2.4.) Wegen der unterschiedlichen Lebenserwartung erfolgt dies getrennt für Männer und Frauen. Bild 2.1. zeigt zunächst Kaplan-Meier Schätzungen der Lebensdauer für Männer mit einer über- bzw. unterdurchschnittlichen Einkommensposition.

Bild 2.1. Überlebensfunktion von Armen und Reichen, definiert über Mittelwert



die benutzten. Dort zeigte sich ebenfalls ein niedrigeres Einkommen der Kurzlebigen. Die Stichprobe umfaßte etwa 200 Personen, der Median des Langlebigkeitsquotienten lag bei 1,25.

Bild 2.2. Überlebensfunktion von Männern im obersten und untersten Quartil



Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP 1984-1997.

Die Trennung der Überlebensfunktionen nach dem Einkommen zeigt, daß sich die Sterbewahrscheinlichkeiten zwischen arm und reich deutlich unterscheiden. Die Überlebensfunktion der „Reichen“ liegt durchgängig über derjenigen der „Armen“. Die Unterschiede in der Sterblichkeit zwischen dem obersten und untersten Viertel der Einkommensverteilung sind erheblich. Während die Umrechnung der Überlebensfunktion in die Lebenserwartung einen Unterschied von 4 Jahren für Männer mit einer über- bzw. unterdurchschnittlichen Einkommensposition ergibt (81 Jahre bzw. 77 Jahre), unterscheidet sich die Lebenserwartung zwischen den beiden Randquartilen der Einkommensverteilung sogar um etwa 10 Jahre. Dies liegt vor allem an der besonders niedrigen Lebenserwartung des untersten Quartils (82 Jahre für das obere und 72 Jahre für das untere Viertel der Einkommensverteilung).

Für die Frauen zeigen Bilder 2.3. und 2.4. eine ähnliches, etwas abgeschwächtes, Bild.

Bild 2.1. Überlebensfunktion von armen und reichen Frauen, definiert über Mittelwert

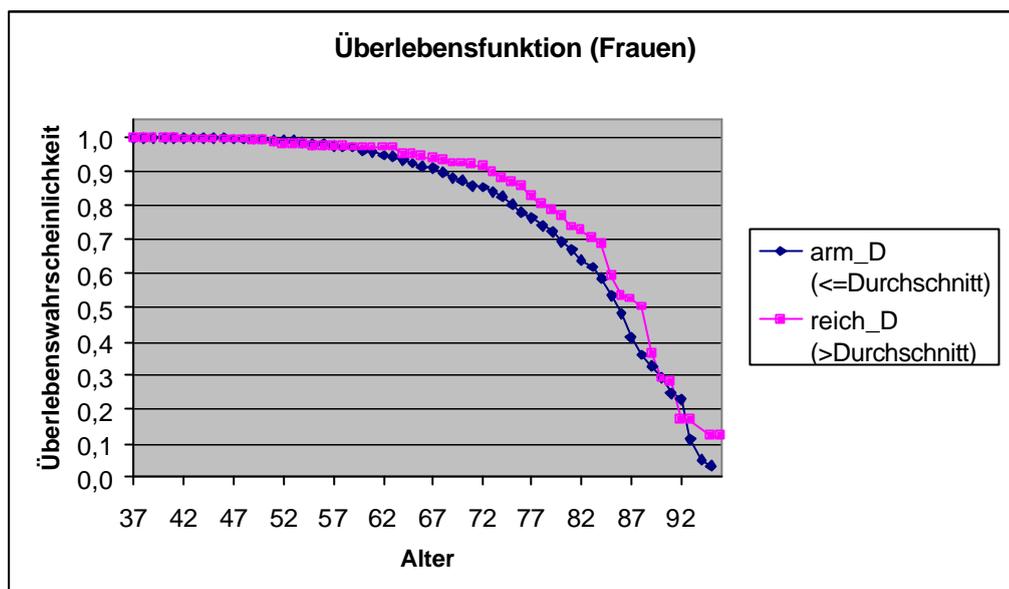
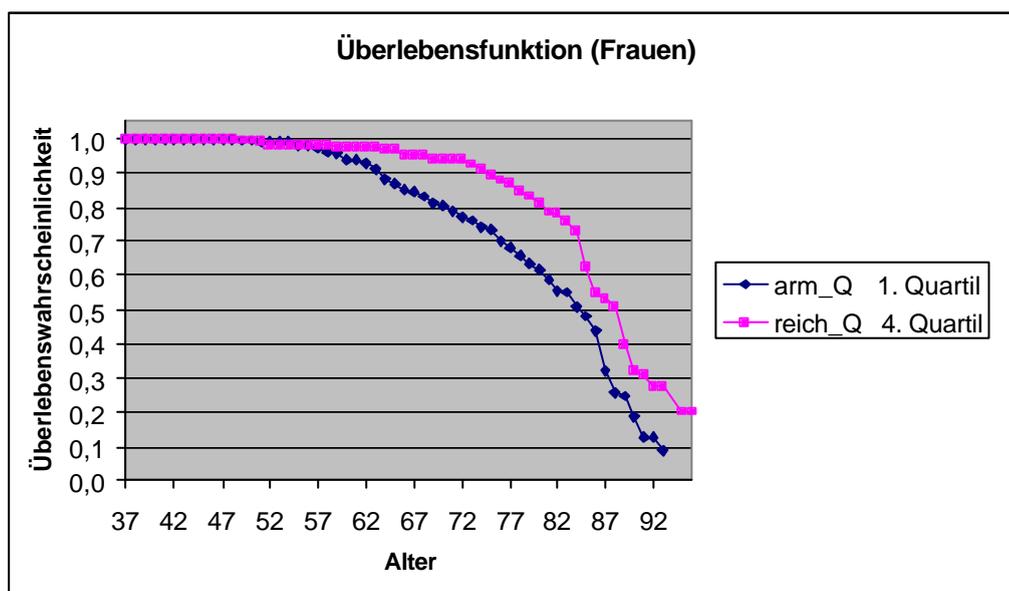


Bild 2.2. Überlebensfunktion von Frauen im obersten und untersten Quartil



Die Überlebenswahrscheinlichkeiten der reichen Frauen sind höher als die der armen, was sich auch hier vor allem bei dem Quartilsvergleich zeigt. Eine Ausnahme zeigt sich im Fall der Abgrenzung über den Mittelwert erst im hohen Alter, was aber mit den geringen Fallzahlen zusammenhängt. Bei der Quartilsabgrenzung finden relativ geringe Fallzahlen ihren Niederschlag darin, daß die ersten Todesfälle von Frauen im oberen Bereich der Lebenseinkommensposition in der Stichprobe erst etwa ab dem Alter 67 auftreten. Eine Umrechnung in Lebenserwartungen ergibt einen Unterschied von 2 Jahren (83 bzw. 85 Jahre) für die Abgren-

zung über den Mittelwert bzw. 9 Jahre für den Unterschied zwischen den Randquartilen (81 bzw. 86 Jahre). Dieser Unterschied geht wieder vor allem auf die extrem niedrige Lebenserwartung des untersten Quartils zurück.²⁵ Insgesamt zeigen sich die Unterschiede in der Lebenserwartung nach der Einkommenssituation bei den Frauen etwas schwächer als bei den Männern.²⁶

4.3. Multivariate Analyse: Cox-Modell

In den Abschnitten 4.1. und 4.2. haben wir den Zusammenhang zwischen Einkommen und Sterblichkeit nur bivariat analysiert. Tatsächlich können die aufgezeigten Mortalitätsdifferenzen auch mit anderen Einflußfaktoren, die mit dem Einkommen korrelieren, in Zusammenhang stehen. Zum Beispiel können sie auf den familiären Hintergrund oder den Gesundheitszustand zurückzuführen sein. Sind diese Effekte mit der beobachteten ökonomischen Position korreliert, kann fälschlicherweise geschlossen werden, daß Unterschiede in der Einkommensposition selbst die Ursachen für Mortalitätsunterschiede sind, obwohl sie letztlich nur Symptome einer gemeinsamen Ursache sind.²⁷ Deshalb sollen nun in einer multivariaten Analyse neben Geschlecht und Einkommen weitere Einflußfaktoren auf die Sterblichkeit berücksichtigt werden, um den Einfluß des Einkommens präziser zu bestimmen.

Als erste zusätzliche Kovariable wird der Familienstand berücksichtigt, da Verheiratete eine höhere Lebenserwartung aufweisen, siehe z.B. Becker und Lauterbach, 1997.²⁸

Weiterhin soll für den Gesundheitszustand der Befragungspersonen in der Schätzung kontrolliert werden. Dabei besteht jedoch ein potentiellendes Endogenitätsproblem. Bislang wurde unterstellt, daß ein niedriges Einkommen einen negativen Einfluß auf die Lebenserwartung hat. Jedoch ist die Richtung der Kausalität a priori nicht bekannt. Es ist auch möglich, daß das Einkommen niedrig ist, weil ein schlechter Gesundheitszustand die Erzielung eines hohen Einkommens nicht zuläßt und die Lebenserwartung reduziert. Deshalb wird die Variable „Zu-

²⁵ Attanasio und Hoynes (1995) haben bereits auf die vor allem niedrige Sterblichkeit des unteren Bereichs der Vermögensverteilung hingewiesen.

²⁶ Geringere Unterschiede in der Sterblichkeit nach der Schulbildung für Frauen im Vergleich zu Männern haben sich bereits bei (Schepers und Wagner, 1989) gezeigt. Dieser Zusammenhang ist bei den Männern stark ausgeprägt, bei den Frauen jedoch nur schwach vorhanden. Das kann daran liegen, daß die Belastungsunterschiede nach Berufspositionen bei den Frauen weit weniger groß sind als bei den Männern oder daran, daß weit weniger Frauen berufstätig sind als Männer.

²⁷ Beispielsweise ist bekannt, daß der Schulabschluß stark mit der sozialen Stellung der Eltern zusammenhängt.

²⁸ Unverheiratete Personen haben ein höheres Risiko vorzeitig zu sterben, siehe z.B. Becker und Lauterbach, 1997. Unklar ist allerdings noch, ob dies auf einen „Schutzeffekt“ (Verheiratete sind behüteter) oder eine negative Selektion (gesundheitlich angeschlagene Personen finden keinen Ehepartner) zurückzuführen ist.

friedenheit mit dem Gesundheitszustand“ in der Schätzung benutzt.²⁹ Das Endogenitätsproblem wird somit weitgehend vermieden, da durch diese Variable nicht die objektive Gesundheit gemessen wird. Die subjektive Zufriedenheit mit dem Gesundheitszustand wurde von den Befragungspersonen auf einer Skala von 1 bis 10 angegeben und unterscheidet sich vom tatsächlichen Gesundheitszustand aufgrund diverser psychischer Faktoren. So weisen zum Beispiel Leidenschaft, Zähigkeit und die durch das persönliche Umfeld geprägte relative Bewertung der eigenen Situation auf Diskrepanzen zu einer objektiven Bewertung hin. Börsch-Supan (1999) zeigt, daß der Gesundheitszustand der SOEP-Population, gemessen als offizieller Grad der Behinderung, und die subjektive Zufriedenheit mit dem Gesundheitszustand nur wenig korreliert sind. So verändert sich die Zufriedenheit mit dem Gesundheitszustand über das Alter 55 bis 70 kaum.

Als weitere Kovariable wird die genetische Veranlagung über das erreichte Lebensalter der Eltern abgebildet. Ähnlich wie bei dem Konzept des Langlebigkeitsquotienten wird für bereits verstorbene Elternteile das Todesalter eingesetzt, für noch lebende Eltern wird deren alters- und geschlechtsspezifische fernere Lebenserwartung verwendet. Außerdem wird die Berufsausbildung über Dummy-Variablen berücksichtigt, die zwischen einer abgeschlossenen Berufsausbildung und Universitätsabschluß im Vergleich zu Personen ohne abgeschlossene Berufsausbildung unterscheiden.

Das Einkommen wird in Variante (1) als Durchschnitt des realen Äquivalenzeinkommens und in Variante (2) als durchschnittliche relative Einkommensposition über den Beobachtungszeitraum spezifiziert (siehe Abschnitt 3.4.). Zusätzlich zeigt Variante (3) eine Einkommensspezifikation, in der die Beobachtungen auf Einkommensquartile aufgeteilt werden.³⁰ Um den Einfluß der Kovariablen zu verdeutlichen, werden in den mit „b“ bezeichneten Varianten außerdem bivariate Schätzungen gezeigt, die nur das Einkommen als abhängige Variable enthalten.

Eine Standard-Methode zur multivariaten Analyse von Ereignisdaten ist das sogenannte „Cox-Proportional-Hazards“-Modell“ (siehe z.B. Blossfeld und Rohwer, 1995). Grundlage ist die Schätzung der Hazardrate, die als Grenzwert der bedingten Wahrscheinlichkeit, daß ein Individuum im nächsten Jahr verstirbt, betrachtet werden kann. Die Verweildauerabhängigkeit geht in das Cox-Modell als sogenannte Baseline-Hazardrate λ_0 ein. Die n verschiedenen

²⁹ Die zeitveränderlichen Variablen in der Schätzung beziehen sich auf die Ausprägung im Alter 60.

Kovariablen werden in loglinearer Form $\exp\left(\sum_{i=1}^n \mathbf{b}_i x_i\right)$ in das Modell aufgenommen. Baseline-Hazardrate und log-linearer Kovariablenvektor werden multiplikativ miteinander verbunden:

$$\lambda(t|x) = I_0(t) \exp\left(\sum_{i=1}^n \mathbf{b}_i x_i\right) \quad (3)$$

Zur einfacheren Interpretation definiert man üblicherweise die sogenannten alpha-Werte $\alpha_i = \exp(\beta_i)$ und erhält nach Einsetzen und Umformen

$$\lambda(t|x) = I_0(t) \prod_{i=1}^n \mathbf{a}_i^{x_i} \quad (4)$$

Tabellen 4.1 und 4.2 zeigen die Ergebnisse der Cox-Schätzung.³¹

**Tabelle 4.1: Multivariate Analyse des Mortalitätsrisikos für Männer -
Alpha-Werte aus Cox-Schätzung**

Variablen	1a	1b	2a	2b	3a	3b
Verheiratet	0,7123 (-2,03)	-	0,7414 (-1,79)	-	0,7447 (-1,82)	-
Zufriedenheit mit Gesundheit	0,9284 (-3,26)	-	0,9301 (-3,16)	-	0,9324 (-3,08)	-
Alter der Eltern	1,0038 (0,69)	-	1,0037 (0,65)	-	1,0035 (0,66)	-
Abgeschlossene Ausbildung	0,9263 (-0,46)	-	0,9527 (-0,28)	-	1,0089 (0,05)	-
Keine Berufsausbildung	Referenz	-	Referenz	-	Referenz	-
Universitätsabschluß	0,7248 (-1,23)	-	0,7978 (-0,87)	-	0,7942 (-0,92)	-
Einkommen in TDM	0,9865 (-1,55)	0,9783 (-2,72)	-	-	-	-
Relative Einkommenspos.	-	-	0,6382 (-2,23)	0,5056 (-3,45)	-	-
1. Quartil	-	-	-	-	2,0172 (3,88)	2,5001 (4,919)
2. Quartil	-	-	-	-	1,1323 (0,60)	1,4447 (2,325)
3. Quartil	-	-	-	-	1,2397 (1,19)	1,2464 (1,285)
4. Quartil	-	-	-	-	Referenz	Referenz
Anzahl der Beobachtungen	2217	2584	2217	2584	2217	2584

³⁰ Eine Ergänzung der permanenten finanziellen Lage über die Vermögensinformationen hat sich als nicht durchführbar erwiesen. Da die Vermögensdaten in nur einer Welle (1988) erhoben wurde führt dies zu einer drastischen Reduzierung der Arbeitsstichprobe.

³¹ Als nächster Schritt ist eine Verweildaueranalyse geplant, die die Veränderung der exogenen Variablen über die Zeit abbildet.

**Tabelle 4.2: Multivariate Analyse des Mortalitätsrisikos für Frauen –
Alpha-Werte aus Cox-Schätzung**

Variablen	1a	1b	2a	2b	3a	3b
Verheiratet	0,7652 (-1,75)	-	0,7866 (-1,54)	-	0,7991 (-1,47)	-
Zufriedenheit mit Gesundheit	0,9236 (-3,20)	-	0,9236 (-3,197)	-	0,9231 (-3,19)	-
Alter der Eltern	1,0059 (1,04)	-	1,0059 (1,04)	-	1,0059 (1,03)	-
Abgeschlossene Ausbildung	1,0021 (0,02)	-	0,9945 (-0,04)	-	0,9976 (-1,33)	-
Keine Berufsausbildung	Referenz	-	Referenz	-	Referenz	-
Universitätsabschluß	0,5776 (-1,12)	-	0,5530 (-1,26)	-	0,9976 (-0,02)	-
Einkommen in TDM	0,9849 (-1,617)	0,9800 (-2,355)	-	-	-	-
Relative Einkommenspos.	-	-	0,7276 (-1,63)	0,6315 (-2,45)	-	-
1. Quartil	-	-	-	-	1,6168 (2,34)	1,8220 (3,06)
2. Quartil	-	-	-	-	1,2254 (1,07)	1,2954 (1,43)
3. Quartil	-	-	-	-	1,3488 (1,335)	1,3699 (1,49)
4. Quartil	-	-	-	-	Referenz	Referenz
Anzahl der Beobachtungen	2686	3032	2686	3032	2686	3032

Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis des SOEP 1984-1997.

Bemerkung: t-Statistik in Klammern.

Die in Tabellen 4.1 und 4.2 gezeigten alpha-Werte, nehmen den Wert 1 an, wenn die Variable keinen Effekt auf die Hazardrate hat ($\beta_i=0$), und einen Wert kleiner bzw. größer als 1, wenn die Variable einen vermindernenden ($\beta_i<0$) bzw. erhöhenden ($\beta_i>0$) Einfluß ausübt. Erhöht man den Wert der Variablen x_i um genau eine Einheit, dann verändert sich die Rate also um

$$\xi_1 = (\alpha - 1) \cdot 100\%. \quad (\text{siehe Gleichungen (3) und (4)})$$

Der alpha-Wert der Variablen „verheiratet“ in Variante (1) bei den Männern bedeutet zum Beispiel, daß der Familienstand „verheiratet“ die Sterbewahrscheinlichkeit im nächsten Jahr um 28,77 Prozent $[(1-0,7123)*100\%]$ im Vergleich zu Alleinstehenden senkt³². Die Zufriedenheit mit dem Gesundheitszustand zeigt ebenfalls den erwarteten statistisch signifikanten

³² Eine alternative Spezifikation, in dem zwischen ledigen und getrennten (d.h. geschiedenen oder verwitweten) Personen im Vergleich zu Verheirateten unterschieden wurden, zeigt einen größeren negativen Einfluß der Trennung vom Ehepartner auf die Lebenserwartung als das Ledigsein. Beide Koeffizienten sind jedoch insignifikant.

negativen Einfluß auf die Sterbewahrscheinlichkeit.³³ Dem erreichten Lebensalter der Eltern kann dagegen statistisch auf Grundlage der vorliegenden Stichprobe und der gewählten Indikatoren kein Einfluß auf die eigene Lebenserwartung nachgewiesen werden. Ebenfalls insignifikant bleibt die Berufsausbildung.

Das im Beobachtungszeitraum ermittelte Lebenseinkommen bleibt in Variante (1) als Durchschnittswert in Tausend DM betrachtet statistisch gerade insignifikant, weist aber das vermutete Vorzeichen auf. Ein Grund für den fehlenden statistischen Nachweis des Einflusses auf die Sterbewahrscheinlichkeit liegt vor, wenn das Einkommen mit dem Alter stark korreliert ist.³⁴ Betrachtet man in Variante (2) den um Altersabhängigkeiten bereinigten Einfluß der relativen Einkommensposition zeigt sich der erwartete positive Zusammenhang zwischen der Einkommenssituation und der Überlebenswahrscheinlichkeit deutlich. In Variante (3) erklärt sich das Muster des Zusammenhangs von Sterberisiko und Einkommen über die Betrachtung von Einkommensquartilen. Männer und Frauen im untersten Einkommensquartil haben im Vergleich zu den oberen 25 Prozent der Einkommensverteilung eine mehr als doppelt so hohe Sterbewahrscheinlichkeit. Es zeigt sich, wie bereits beim Quartils-Vergleich der Survivorfunktion, eine stark reduzierte Lebenserwartung des untersten Einkommensquartils.

Die mit „b“ gekennzeichneten bivariaten Schätzungen zeigen die Erfordernis der multivariaten Analyse zur richtigen Einschätzung des Zusammenhangs zwischen Lebenserwartung und Einkommen. Die Einbeziehung der gewählten Kovariablen schwächt den Zusammenhang zwischen Einkommen und Sterberisiko ab was sowohl an den α -Werten als auch den t-Statistiken zu erkennen ist.

Zur Verdeutlichung der quantitativen Effekte zeigt Tabelle 5 die Umrechnung der aus den Koeffizienten des Cox-Modells berechneten Überlebensfunktion in die Lebenserwartung. Die Berechnung sind beispielhaft für verheiratete Personen, die eine mittlere Zufriedenheit mit ihrem Gesundheitszustand angaben und eine abgeschlossene Berufsausbildung haben.

³³ Die Zufriedenheit mit dem Gesundheitszustand wird von den Befragungspersonen auf einer Skala von 1 bis 10 angegeben.

³⁴ Bei der Schätzung nach Cox wird die Altersabhängigkeit der Sterbewahrscheinlichkeit in der Basehazardrate $\lambda_0(t)$ abgebildet, die aber nicht mitgeschätzt wird. Eine Voraussetzung für die Anwendung des Cox-Modells ist daher, daß die Kovariablen keine Abhängigkeit vom Alter mehr aufweisen (siehe Blossfeld et. al., 1986).

Tabelle 5: Lebenserwartung nach Einkommen (verheiratete Beispielsperson)

Relative Einkommensposition im Beobachtungszeitraum (Quartil der Einkommensverteilung)	Lebenserwartung Männer	Lebenserwartung Frauen
1. Quartil	77	82
2. Quartil	82	85
3. Quartil	81	84
4. Quartil	83	86

Quelle: Berechnet aus den Koeffizienten von Variante (3) aus Tabelle 4. SOEP 1984-1997.

Auch wenn für weitere die Sterblichkeit bestimmende Kovariablen, wie den Familienstand oder insbesondere die Schulbildung, kontrolliert wird, ist der Unterschied in der Lebenserwartung nach der Einkommenssituation enorm und beträgt im Beispielfall zwischen dem oberen und dem unteren Einkommensquartil bei Männern etwa 6 und bei Frauen 4 Jahre. Die niedrigere Differenz in der multivariate Analyse, im Vergleich zu den Ergebnissen aus der Kaplan-Meier-Schätzung der Überlebensfunktionen ist auf die Korrelation zwischen einer oder mehrerer Kovariablen und der Einkommensvariablen zurückzuführen, was bereits bei der in den Tabellen 4.1. und 4.2. gezeigten bivariaten Analyse (Varianten „b“) zu sehen war.

5. Schlußbemerkungen

Eine Auswertung des SOEP ergibt auch für Deutschland einen eindeutigen Zusammenhang zwischen Einkommen und Lebenserwartung. Besonders ausgeprägt ist die Korrelation zwischen einem niedrigen Einkommen und einer niedrigen Lebenserwartung im untersten Viertel der Einkommensverteilung.

Ein Vergleich der Einkommen von langlebigen und kurzlebigen Menschen zeigte, daß die Einkommen der ersteren um etwa 10 bis 15 Prozent höher sind. Aus der nach Kaplan-Meier aufgestellten Überlebensfunktion von Arm und Reich wurde die Lebenserwartung berechnet und ergab einen drastischen Unterschied von etwa 10 Jahren, wenn man die Randquartile vergleicht. Dieser ist vor allem auf das hohe Sterberisiko des unteren Viertels der Einkommensverteilung zurückzuführen, was in einer multivariate Analyse bestätigt wird. Die Einbeziehung anderer die Sterblichkeit beeinflussenden Kovariablen führte zu einem schwächeren, aber immer noch deutlichen Unterschied in der Lebenserwartung von etwa 4 bis 6 Jahren zwischen oberen und unterem Viertel der Einkommensverteilung.

Eine Motivation für diese Untersuchung lag in der empirische Analyse des Sparverhaltens älterer Menschen. Es wird deutlich, daß die einkommensabhängigen Mortalitätsunterschiede so stark ausgeprägt sind, daß deren Vernachlässigung leicht zu Verzerrungen führen kann. Solange keine detaillierten einkommensabhängigen Sterbewahrscheinlichkeiten auf Grundlage einer größeren Bevölkerungsstichprobe als dem SOEP vorliegen, könnte die Erhebung subjektiver Sterbewahrscheinlichkeiten hilfreich sein. Hurd und McGarry (1995) zeigen, daß die Einzelnen ihrer individuellen Sterblichkeit recht bewußt sind, d.h. ihre eigene Lebenserwartung gut einschätzen können.

Eine weitere Konsequenz betrifft den Bereich der gesetzlichen Rentenversicherung. Die kürzere Lebensdauer der ärmsten Rentner führt zu Umverteilungseffekten zu deren Lasten. Börsch-Supan und Reil-Held (1999) beispielsweise legen in ihrer Untersuchung über Umverteilung in der GRV zur Berechnung des Rentenversicherungsvermögens die amtliche Sterbetafel zugrunde, die nur zwischen Männern und Frauen und nicht nach dem Einkommen differenziert. Im Durchschnitt wird dann über verschiedene Transfermechanismen ein Einkommenstransfer in Höhe von etwa 12000 DM an das unterste Einkommensquintil beobachtet. Die hier gezeigte niedrigere Lebenserwartung dieser Bevölkerungsgruppe überkompensiert diesen Transfer jedoch bei weitem, wie man bei einem Unterschied von 4 bis 6 Jahren und einer Durchschnittsrente von etwa 20.000 DM pro Jahr leicht ersieht.

Die Konsequenz daraus liegt, sofern die Umverteilung innerhalb der Rentenversicherung überhaupt gewünscht ist, diese bereits während der Beitragszeit durchzuführen und nicht erst im Ruhestand wirksam werden zu lassen. Eine nach der unterschiedlichen Lebenserwartung von armen und reichen Versicherten differenzierte Rente erscheint unpraktikabel. Zum Beispiel müßte die Frage nach dem Verschulden berücksichtigt werden. Ein selbst verschuldetes, z.B. aus ungesunden Lebensgewohnheiten resultierendes höheres Sterberisiko dürfte nicht honoriert werden.

Dies wirft die Frage nach den Ursachen für den Zusammenhang zwischen Mortalität und Einkommen auf. In diesem Beitrag konnte zwar eine Korrelation zwischen diesen Größen aufgezeigt werden. Ohne ein strukturelles Modell und eine umfassende Datenbasis, die es möglich macht, geeignete Instrumente zum Verstehen der jeweiligen Wirkungsrichtungen zu finden, muß diese Frage noch unbeantwortet bleiben. Allerdings läßt sich aus der Feststellung, daß der Zusammenhang zwischen Einkommen und Sterberisiko auch dann noch gegeben ist,

wenn die Zufriedenheit mit dem Gesundheitsstatus als Variable in die multivariate Regression eingeht, ein relativ geringer Einfluß des Gesundheitssystems auf Mortalitätsdifferenzen in Deutschland vermuten.

Literatur

Attanasio, O. und H. Hoynes (1995): Differential Mortality and Wealth Accumulation, NBER Working Paper No. 5126.

Becker, R. (1998): Bildung und Lebenserwartung in Deutschland, *Zeitschrift für Soziologie*, 2: 133-150.

Becker, R. und Lauterbach, W. (1997): Wohlfahrtsstaatentwicklung und Lebenserwartung in Ost- und Westdeutschland. In: R. Becker (Hg.): *Generationen und sozialer Wandel*: 199-231, Leske+Budrich, Opladen.

Blossfeld, H.-P. und G. Rohwer (1997): *Techniques of Event History Modeling*, Lawrence Erlbaum Associates, Mahwah, New Jersey.

Blossfeld, H.-P., A. Hamerle und K.U. Mayer (1986): *Ereignisanalyse. Statistische Theorie und Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, Campus Verlag, Frankfurt/New York.

Börsch-Supan, A. (1999): Incentive Effects of Social Security under an Uncertain Disability option, NBER Working Paper Nr. 7339.

Börsch-Supan, A. und A. Reil-Held (1999): How much is transfer and how much is insurance in a PAYG-system? The German Case, Arbeitspapier, Universität Mannheim.

Brückner, G. (1991): Gesundheitsrisiko „Rauchen“. Ergebnisse des Mikrozensus 1989 zu den Rauchgewohnheiten der Bevölkerung, *Wirtschaft und Statistik* 5: 341-352.

Deaton, A. and C. Paxson (1999): Mortality, Education, Income, and Inequality among American Cohorts, NBER Working Paper No. 7140.

Garrett, D.M. (1995): The Effects of Differential Mortality Rates on the Progressivity of Social Security, *Economic Inquiry*, 18: 457-475.x

Hanesch, W. (1995): Armut und Krankheit in Deutschland, *Zeitschrift für Gesundheitswissenschaften. Journal of Public Health*, Beiheft 6-26.

Hummer, R.A., R.G. Rogers und I.W. Eberstein (1998): Sociodemographic Differentials in Adult Mortality: A Review of Analytic Approaches, *Population and Development Review* 24(3): 533-578.

Hurd, M.(1998): Symposium on Assets, Incomes and Retirement, *Fiscal Studies* 19: 141-151.

- Hurd, M. und K. McGarry (1995): Evaluation of Subjective Probabilities of Survival in the Health and Retirement Study. *The Journal of Human Resources*, Supplement: S268-S292.
- Jianakoplos, N.; Menchik, P. und F. Irvine (1989): Using Panel Data to assess the Bias in Cross-sectional Inferences of Life-Cycle Changes in the Level and Composition of Household Wealth. In: R. Lipsey, H. Tice (Hg.): *Measurement of Saving, Investment and Wealth*, Chicago: University of Chicago Press.
- Kitagawa, E. und P. Hauser (1973): *Differential Mortality in the United States: A Study in Socioeconomic Epidemiology*, Cambridge: Harvard University Press.
- Klosterhuis, H. und W. Müller-Fahrnow (1993): Sozialschicht und Sterblichkeit bei männlichen Angestellten aus den alten Bundesländern. In: A. Mielck (Hg.): *Krankheit und soziale Ungleichheit*, Leske+Budrich, Opladen.
- Lehr, U., R. Schmitz-Scherzer und E. Zimmermann (1987): Vergleiche von Überlebenden und Verstorbenen in der Bonner Gerontologischen Längsschnittstudie (BOLSA). In: U. Lehr und H. Thomae (Hrsg.): *Formen seelischen Alterns*, Enke Verlag, Stuttgart.
- Menchik, P.L. (1993): Economic Status as a Determinant of Mortality Among Black and White Older Men: Does Poverty Kill? *Population Studies*, 47: 427-436.
- Mielck, A. und U. Helmert (1994): Krankheit und soziale Ungleichheit: Empirische Studien in West-Deutschland. In: A. Mielck (Hg.): *Krankheit und soziale Ungleichheit: 93-124*, Leske+Budrich, Opladen.
- Oppolzer, Alfred (1986): Wenn Du arm bist, mußt Du früher sterben. *Soziale Unterschiede in Gesundheit und Sterblichkeit*, VSA-Verlag, Hamburg.
- Oppolzer, A. (1994): Die Arbeitswelt als Ursache gesundheitlicher Ungleichheit. In: A. Mielck (Hg.): *Krankheit und soziale Ungleichheit: 125-165*, Leske+Budrich, Opladen.
- Pannenberg, M. (1998): Documentation of Sample Sizes and Panel Attrition in the German Socio Economic Panel (GSOEP) (1984 until 1997). DIW Discussion Paper No. 172.
- Palmore, E. (Hg.) (1974): *Normal Aging II*, Durham NC: Duke University Press.
- Rehfeld, U. und O. Scheitl (1991): Sterblichkeit und fernere Lebenserwartung von Rentnern der gesetzlichen Rentenversicherung – aktuelle Ergebnisse für Altersrenter und einige spezielle Fallgruppen. *Deutsche Rentenreform* 4-5: 289-320.
- Schepers, J. und G. Wagner (1989): Soziale Differenzen der Lebenserwartung in der Bundesrepublik Deutschland – Neue empirischen Analysen. *Zeitschrift für Sozialreform* 11/12: 671-682.
- Schnell, Rainer (1991): Wer ist das Volk? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 43: 106-137.
- Shorrocks, A. (1975): The Age-Wealth Relationship: A Cross-Section and Cohort Analysis, *The Review of Economics and Statistics* 19: 99-124.

Smith, J.P. (1998): Socioeconomic status and health, *The American Economic Review*, 88: 192-196.

Statistisches Bundesamt (1994): *Statistisches Jahrbuch 1994* für die Bundesrepublik Deutschland. Metzler Poeschel, Stuttgart.

Thiele, W. (1981): Schichtenspezifische Inanspruchnahme medizinischer Leistungen in der Bundesrepublik Deutschland. In: Hauß, F. et.al. (Hg.): Schichtenspezifische Versorgungsprobleme im Gesundheitswesen. Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung, Forschungsbericht Gesundheitsforschung Nr. 55, Bonn.

Wagner, G. (1986): *Umverteilung in der Gesetzlichen Rentenversicherung: eine theoretische und empirische Analyse zum Versicherungsprinzip in der Rentenversicherung*, Campus Verlag, Frankfurt/New York.

Wilkinson, R. (1996): *Unhealthy Societies: The afflictions of inequality*, London, Cambridge.