SSOAR

Open Access Repository
www.ssoar.info

Familienstand und Lebenserwartung: eine Kohortenanalyse für die Bundesrepublik Deutschland

Klein, Thomas

Veröffentlichungsversion / Published Version
Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:
Verlag Barbara Budrich

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:
Klein, T. (1993). Familienstand und Lebenserwartung: eine Kohortenanalyse für die Bundesrepublik Deutschland. *Zeitschrift für Familienforschung*, *5*(2), 99-114. https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-292006

Nutzungsbedingungen:
Dieser Text wird unter einer CC BY-SA Lizenz (Namensnennung-Weitergabe unter gleichen Bedingungen) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier: https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/deed.de

Terms of use:
This document is made available under a CC BY-SA Licence (Attribution-ShareAlike). For more Information see: https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0

gesis Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

Zeitschrift für Familienforschung, 1993, 5, 99-114

FAMILIENSTAND UND LEBENSERWARTUNG. EINE KOHORTENANALYSE FÜR DIE BUNDESREPUBLIK DEUTSCHLAND

Thomas Klein

Zusammenfassung

Der vorliegende Beitrag untersucht auf der Basis von Kohortendaten den Einfluß des Familienstands auf die Lebenserwartung. Für die höhere Lebenserwartung insbesondere der Verheirateten werden meist unterschiedliche Gründe ins Feld geführt: ein geregelteres Leben (Protektionshypothese) sowie größere Heiratschancen der Gesünderen (Selektionshypothese).

Der Beitrag bestätigt, daß (bei Kontrolle sozio-ökonomischer und sozio-historischer Rahmenbedingungen) stabile Lebensgemeinschaften die Lebenserwartung verlängern: Sowohl die Verwitwung wie auch die Scheidung tragen zu einer nicht unbeträchtlichen Erhöhung des Mortalitätsrisikos bei. Obwohl die dahinterstehenden Mechanismen nicht völlig geklärt werden konnten, ist zumindest die Verkürzung der Lebenserwartung nach Verwitwung als Hinweis zu interpretieren, daß nicht (nur) Selektionseffekte für das geringere Mortalitätsrisiko in stabilen Partnerschaften verantwortlich sind.

Schlagworte: Lebenserwartung, Mortalität, Familienstand.

Abstract

In this article the effect of family status on life-expectancy is analysed on the basis of cohort data. As a result it can be said that even after control for a variety of other variables marriage obviously protects from mortality. This effect is stronger for men than for women.

Key words: life-expectancy, mortality, marriage.

1. Vorbemerkungen und Hypothesen

Eine Anzahl von Untersuchungen deutet seit langem darauf hin, daß der Familienstand und die familialen Lebensverhältnisse einen Einfluß auf das Mortalitätsrisiko haben (z.B. Gärtner 1990; House, Landis und Umberson 1988; Lauris 1987; Gove 1973; Koskenvou et al. 1986; Kisker und Goldman 1987; Kobrin und Hendershot 1977; Trovato und Lauris 1989). Diesen Untersuchungen zufolge ist das Mortalitätsrisiko der Verheirateten am geringsten, gefolgt von dem der Ledigen, dem der Verwitweten und letztlich dem der Geschiedenen, die das höchste Mortalitätsrisiko aufweisen.

Für den Einfluß des Familienstands auf das Mortalitätsrisiko werden unterschiedliche Gründe ins Feld geführt: Weit verbreitet ist die (Protektions-) Hypothese (vgl. Flaskämper 1962; Kobrin und Hendershot 1977), nach der Verheiratete ein geregelteres Leben führen, insbesondere geregelter essen, besser wohnen und insgesamt einen gesünderen Lebensstil pflegen als Alleinstehende (z.B. Mergenhagen, Lee und Gove 1985; McPherson 1983). Hinzu kommen eine größere emotionale Ausgeglichenheit mit einer Reihe physiologischer Konsequenzen (vgl. Berardo 1985) sowie die Versorgung im Krankheitsfall und der Hilferuf durch den Ehepartner im Notfall.

Mit der Protektionshypothese konkurriert die Selektionshypothese, wonach die Gesünderen lediglich größere Heiratschancen haben. Gegen die Selektionshypothese wird allerdings gemeinhin auf das noch höhere Mortalitätsrisiko der Geschiedenen und Verwitweten verwiesen, die ja schon einmal verheiratet waren. Dennoch lassen sich Selektionsprozesse auch zur Erklärung des hohen Mortalitätsrisikos bei den Geschiedenen heranziehen, soweit die Ehestabilität von der physischen und psychischen Ausgeglichenheit beeinflußt wird. Nicht zu der Selektionshypothese paßt hingegen das (altersspezifisch) höhere Mortalitätsrisiko der Verwitweten.

In Ergänzung zu dem Gesagten wird vermutet, daß die lebensverlängernde Wirkung von Ehe und Partnerschaft bei Frauen geringer ausfällt als bei Männern (z.B. Gove 1973). Das Argument von Gove (1973) läuft darauf hinaus, daß Frauen aufgrund ihrer traditionellen Geschlechtsrolle stärker unter familiären Belastungen im Haushalt leiden und deshalb weniger von der Ehe profitieren. Dem ist allerdings entgegenzuhalten, daß die traditionelle Rolle der Frau gerade auf die Familie hin orientiert ist. In den älteren Kohorten wird zudem der

Sterblichkeitsunterschied zwischen verheirateten und alleinlebenden Frauen durch die noch hohe Müttersterblichkeit reduziert.

Ein wichtiger Grund für eine Vielzahl offener Fragen - insbesondere für die Frage nach der Bedeutung von Selektionseffekten - ist im Fehlen von lebenslaufbezogenen bzw. kohortenbezogenen Daten zu suchen. Die ganz überwiegende Mehrzahl der bisher vorliegenden Studien beruht auf periodenbezogenen Analysen über einen mehr oder weniger langen Zeitraum, so daß nur der jeweils aktuelle Familienstand, nicht aber die Familienbiographie Berücksichtigung findet (z.B. Wirtschaft und Statistik 1965, S. 665), wohingegen sich der Familienstand und das damit zusammenhängende Mortalitätsrisiko im Lebensverlauf verändert. Traditionelle periodenbezogene Analysen - wie in der Regel auf der Basis amtlicher Daten durchgeführt - sind deshalb wenig aussagefähig. Dieses Manko wird von Trovato und Lauris (1989, S. 908) in einer neueren Untersuchung folgendermaßen auf den Punkt gebracht: "Because of data limitations, a perfect test of the selection-protection argument is not possible; in fact, it would be difficult to execute under most circumstances, since official Vital Statistics records of decedents do not include information on pertinent items such as the deceased's marital status history (e.g. sequences of marriage, divorce, remarriage, and redivorce), and other items concerning how a given status protects the individual."

Eng verknüpft mit fehlenden Kohortendaten ist der Umstand, daß sich viele internationale Studien nur auf die Mortalitätsrate beziehen und nicht auf die Lebenserwartung, wobei Lebenserwartung und Mortalitätsrate ein völlig unterschiedliches Bild der Sterblichkeitsveränderungen abwerfen können (Hansluwka 1986). Darüber hinaus sind kohortenbezogene Analysen auch unter dem Gesichtspunkt von Bedeutung, daß die Lebensumstände von Ledigen, Verheirateten, Verwitweten und Geschiedenen zu einem Großteil erst als Kumulation gesundheitsrelevanter sozialer Erfahrungen in der zurückliegenden Lebenszeit wirksam werden (Illsey 1987, S. 221).

In der vorliegenden Studie wird deshalb auf eine indirekte Methode zur Erfassung der Kohortenmortalität zurückgegriffen. Diese indirekte Methode beruht auf Fragen zu den Geburts- und Sterbedaten der Eltern des Befragten. Ein entsprechender Fragenkatalog ist im Rahmen des Sozio-ökonomischen Panels (1) erfaßt, der zum Zweck der vorliegenden Untersuchung ausgewertet wurde. Mittels der Auswertung dieser Angaben können (trotz einiger Einschränkungen;

vgl. unten Punkt 3) nachfolgend zum ersten Mal für die Bundesrepublik echte Längsschnitt-Mortalitätsverläufe einzelner Geburtsjahrgänge berechnet und zur Überprüfung der Familienstandseinflüsse auf das Mortalitätsrisiko und die Lebenserwartung herangezogen werden. Darüber hinaus lassen sich auf der Grundlage dieses Datensatzes erstmals anderweitige sozio-ökonomische und sozio-historische Einflußgrößen kontrollieren.

2. Methodische Vorbemerkungen

Die anschließend berichteten Untersuchungsergebnisse beruhen auf dem statistischen Instrumentarium der Ereignisanalyse. Die Ereignisanalyse erlaubt einen sinnvollen Umgang mit (rechts-zensierten) Angaben, bei denen die befragte Person bis zum Befragungszeitpunkt noch ohne Ereignis ist, d.h. noch lebt (vgl. Kalbfleisch und Prentice 1980; Andress 1985; Blossfeld, Hamerle und Mayer 1986; Diekmann und Mitter 1984).

Die Mortalitätsrate läßt sich in Abhängigkeit vom Lebensalter gemäß

$$(1) \qquad r(t) = \lim_{\Delta t \to o} (P(t, t+\Delta t)/\Delta t)$$

darstellen. Sie resultiert deshalb auch aus dem Quotienten der Ereignisdichte f(t) und dem Bevölkerungsanteil S(t), der bis zum Zeitpunkt t noch lebt. Die (Mortalitäts-) Rate legt den Ablauf des stochastischen Prozesses eindeutig fest. Aus ihr lassen sich Einflüsse auf die altersabhängige Überlebensquote (die Absterbeordnung) und auf die Lebenserwartung ableiten. S(t) gibt die vom Lebensalter t abhängige Überlebensquote wieder und ist um so geringer, je höher das bis zum Zeitpunkt t akkumulierte Risiko:

$$(2) \qquad S(t) = \exp\left(- \int_{o}^{t} r(u)\, du \right).$$

Die Quote der nicht Überlebenden F(t) ergibt sich in Ergänzung zu 100 Prozent:

$$(3) \qquad F(t) = 1 - S(t)$$

bzw. aus der Kumulation der Ereignisdichte f(t):

$$(4) \qquad F(t) = \int_{o}^{t} f(u)\, du,$$

wobei f(t) auch die Altersverteilung der Todesfälle beschreibt.

Der Verlauf des Mortalitätsrisikos wurde nachfolgend im Rahmen des Exponential-Modells

$$(5) \qquad r(t) = \exp (\beta 0x0 + \beta 1x1 + \beta 2x2 + \ldots + \beta nxn)$$

nachgebildet, in dem die mit x bezeichneten unabhängigen Variablen den Einfluß unterschiedlicher Determinanten der Mortalitätsrate - insbesondere des Familienstands - beschreiben. Da das Exponentialmodell - anders als andere Mortalitätsmodelle wie das Makeham-Modell - eine zeitlich konstante (statt der tatsächlich ansteigenden) Mortalitätsrate impliziert, wurde auch das Lebensalter (minus 15) in quadrierter Form als unabhängige Variable aufgenommen.

Angesichts des Zusammenhangs von $\alpha_{1} \cdot = \exp (\beta i)$, läßt sich das Exponential-Modell (5) auch gemäß

$$(6) \qquad r(t) = \alpha_{o} \cdot \alpha_{n}^{tn} \cdot \alpha_{2}^{x2} \cdot \ldots \cdot \alpha_{n}^{xn}$$

darstellen, wobei $\alpha_{n} \cdot$ den relativen Einfluß (das relative Risiko) der jeweiligen Variable (bei Veränderung um eine Einheit) auf die Mortalitätsrate wiedergibt.

3. Datengrundlage und Variablen

Die vorliegende Untersuchung basiert auf dem Sozio-ökonomischen Panel, aus dem wie gesagt die Angaben zum Geburts- und zum Sterbedatum der Eltern analysiert wurden, die 1986 (in der 3. Welle des Sozio-ökonomischen Panels) für die alten Bundesländer erhoben sind. Geringe Einschränkungen der Repräsentativität resultieren daraus, daß sich das Stichprobenkonzept an der ersten Welle von 1984 orientiert. Auch die 3. Erhebungswelle beinhaltet jedoch mit über 10.000 Befragten einen hinreichend großen Datensatz, jeweils mit Angaben zu Vater und Mutter, so daß insgesamt über 20.000 Personenanga-

ben indirekt zur Verfügung stehen.

Ein Nachteil dieses Datensatzes ist im Rahmen unserer Fragestellung darin zu sehen, daß Kinderlose systematisch aus der Untersuchung ausgeschlossen bleiben. Desweiteren ist die Familienbiographie der Eltern nicht unmittelbar erfragt worden. Erfaßt ist lediglich, ob die Eltern noch zusammengelebt haben, als der Befragte 15 Jahre alt war. Für die vorliegende Analyse ergeben sich daraus folgende Konsequenzen: Zum einen bleiben die Ledigen bzw. all diejenigen ausgeschlossen, die niemals (verheiratet oder unverheiratet) eine Familie gegründet haben. Zum anderen konnten die verbleibenden Familienstände (verheiratet, geschieden und verwitwet) nur näherungsweise erfaßt werden.

Als dauerhaft verheiratet oder mit einem Partner zusammenlebend wurden diejenigen eingestuft, die mit dem anderen Elternteil des Befragten noch zusammengelebt haben als der Befragte 15 Jahre alt war. Die fehlende Möglichkeit, zwischen verheiratet und unverheiratet Zusammenlebenden zu unterscheiden, ist dabei unproblematisch, da die Protektionshypothese weniger auf den formalen Status als auf die tatsächliche Partnerschaft abhebt. Da in der Bundesrepublik mit fast 95% die meisten Kinder ehelich geboren werden und die meisten Scheidungen und Trennungen in den ersten Ehejahren stattfinden, kann das Zusammenleben nach zumindest 15 Ehejahren mit nicht allzu großer Unschärfe als Indikator für die weitere Familienbiographie, d.h. für dauerhafte Ehe bzw. Partnerschaft interpretiert werden. Umgekehrt läßt die Trennung nach immerhin 15 oder mehr Jahren eine weitgehende Erfassung von Scheidungen zu. Von Nachteil ist jedoch, daß weder das Heirats- noch ggf. das Scheidungsdatum erfaßt sind und beide Familienstände somit nicht als zeit- bzw. altersabhängige Einflußgrößen berücksichtigt werden können. Dieser Nachteil wird allerdings dadurch abgemildert, daß in der Bundesrepublik mit über 90% die große Mehrzahl der Ehen in den betreffenden Generationen als sehr stabil bezeichnet werden kann, während andererseits die eher seltenen Scheidungen meist nach kurzer Ehedauer erfolgen. Zutreffender läßt sich hingegen (anhand des Sterbedatums des anderen Elternteils) die Verwitwung zeitabhängig bestimmen. Dies ist um so wichtiger als das Verwitwetsein anders als die beiden anderen Familienstände oft nur eine kürzere Lebensphase betrifft. Trotzdem bleiben insbesondere die Wiederheiratseffekte bei den Verwitweten wie auch bei den Geschiedenen unberücksichtigt.

Neben dem Familienstand wurde eine Reihe weiterer Variablen wie die Schicht-

zugehörigkeit, die Konfessionszugehörigkeit und Betroffenheit durch Krieg kontrolliert. Zur Operationalisierung der Schichtzugehörigkeit greift die vorliegende Studie auf die berufliche Stellung des Vaters zurück. Die Konfession bzw. Religion wurde aus der des Befragten erschlossen. Als Kriegseinfluß läßt sich der Periodeneinfluß der (Kalender-) Jahre 1914-18 und der Jahre 1940-45 bezeichnen.

Auf einige grundsätzliche Beschränkungen der Datenquelle ist ebenfalls hinzuweisen. Zum einen ist zu berücksichtigen, daß der vorgestellte Erhebungs- und Analyseansatz natürlich nur diejenigen berücksichtigt, die Kinder haben und diese Personen (Eltern) mit einer Auswahlwahrscheinlichkeit entsprechend der Kinderzahl belegt. Die folgenden Analysen beruhen daher notgedrungen auf der Annahme, daß die Zahl und die Existenz von Kindern keinen nachhaltigen Zusammenhang mit der Mortalität aufweist. Diese Annahme mag insbesondere für Frauen nicht unbedingt gerechtfertigt erscheinen, wenn man an die in den hier betrachteten Generationen noch hohe Müttersterblichkeit denkt. Eine daraus resultierende Verzerrung wird jedoch möglicherweise aufgefangen, wenn es gerade damals eher die gesunden Frauen waren, die Kinder bekamen.

Eine weitere Beschränkung des Erhebungs- und Analyseansatzes ist zum anderen in der Beschränkung auf die Erwachsenenmortalität zu sehen, die durch den indirekten Erhebungsweg zustande kommt. Die hiermit angesprochene Beeinträchtigung der Datengrundlage beruht darauf, daß die einzelnen Geburtsjahrgänge bis zum Erfassungszeitpunkt bereits vorselektiert sind: Die Personen mit größerem Mortalitätsrisiko sind (bis zur Geburt eines Kindes) bereits zu einem größeren Anteil gestorben als die mit kleinerem Risiko. Infolge des schon begonnenen Prozesses (Linkszensierung) liegt keine echte Zufallsstichprobe vor. Die Verteilung (zeitlich konstanter) Determinanten der Lebenserwartung wird vom erklärten Prozeß abhängig, und die betreffenden Schätzwerte sind mit einem gewissen 'sample selection bias' behaftet. Für die hier analysierte Frage nach den Familienstandseinflüssen auf die Lebenserwartung ist jedoch die datentechnisch bedingte Beschränkung auf die Erwachsenenmortalität ohne große Bedeutung, da Familienstandsunterschiede - zumal die zwischen Verheirateten und Geschiedenen oder Verwitweten - ohnehin nur das Erwachsenenalter betreffen.

4. Zur Qualität des Datensatzes

Die vorgetragenen Datenprobleme lassen zunächst ratsam erscheinen, die Brauchbarkeit des Sozio-ökonomischen Panels in einem kurzen Vergleich mit 'amtlichen' Daten zu überprüfen. Hierzu ist in den Abbildungen 1 und 2 für Männer und Frauen der Geburtsjahrgänge 1901-10 die Überlebenskurve (2) auf der Grundlage unterschiedlicher Berechnungsverfahren wiedergegeben. Was die zum Vergleich berichteten 'amtlichen' Daten betrifft, so lassen sich Längsschnittergebnisse nur mittels der Aneinanderfügung von Periodensterbetafeln annähern; die hier wiedergegebenen Annäherungen beruhen auf Berechnungen von Dinkel (1984, S. 485-486).

Betrachtet man zunächst Abbildung 1 (Männer), so zeigt sich, daß - wegen der Beschränkung auf die Erwachsenenmortalität - die nach der Sterbetafelmethode ermittelte Kurve aus dem Sozioökonomischen Panel vor allem zum Beginn zu hoch angesiedelt ist: Der Beginn des Mortalitätsprozesses wurde auf 15 Jahre gesetzt und für das nachfolgende frühe Erwachsenenalter ist infolge der oft noch ausstehenden Familiengründung das Mortalitätsgeschehen unzureichend erfaßt. Berücksichtigt man jedoch den von Dinkel ermittelten Befund, wonach infolge der Kindersterblichkeit nur 73% der 1901-10 geborenen Männer das 15. Lebensjahr erreichen, und legt man auch bei den hier analysierten Stichprobenergebnissen für den Prozeßbeginn diesen Wert zugrunde, so zeigt sich, daß offenbar das Mortalitätsgeschehen mit dem Sozio-ökonomischen Panel schon vom frühen Erwachsenenalter an gut abgebildet wird. Geringe Abweichungen ergeben sich - in Form einer steiler abfallenden Kurve - beim Alter von etwa Ende 30, wenn in der Kohortenperspektive auch Einflüsse des Zweiten Weltkriegs auf die Lebenserwartung sichtbar werden, die mit traditionellen Periodensterbetafeln stets vernachlässigt wurden. Wie im übrigen aus Abbildung 2 hervorgeht, liefert das Sozio-ökonomische Panel auch für Frauen eine gute Abbildung des Mortalitätsgeschehens schon vom frühen Erwachsenenalter an.

Abb.1: Die Überlebenskurve (Absterbeordnung) der 1901-10 geborenen Männer im Vergleich zwischen amtlichen Daten und sozio-ökonomischen Panel (Kohortenergebnisse)

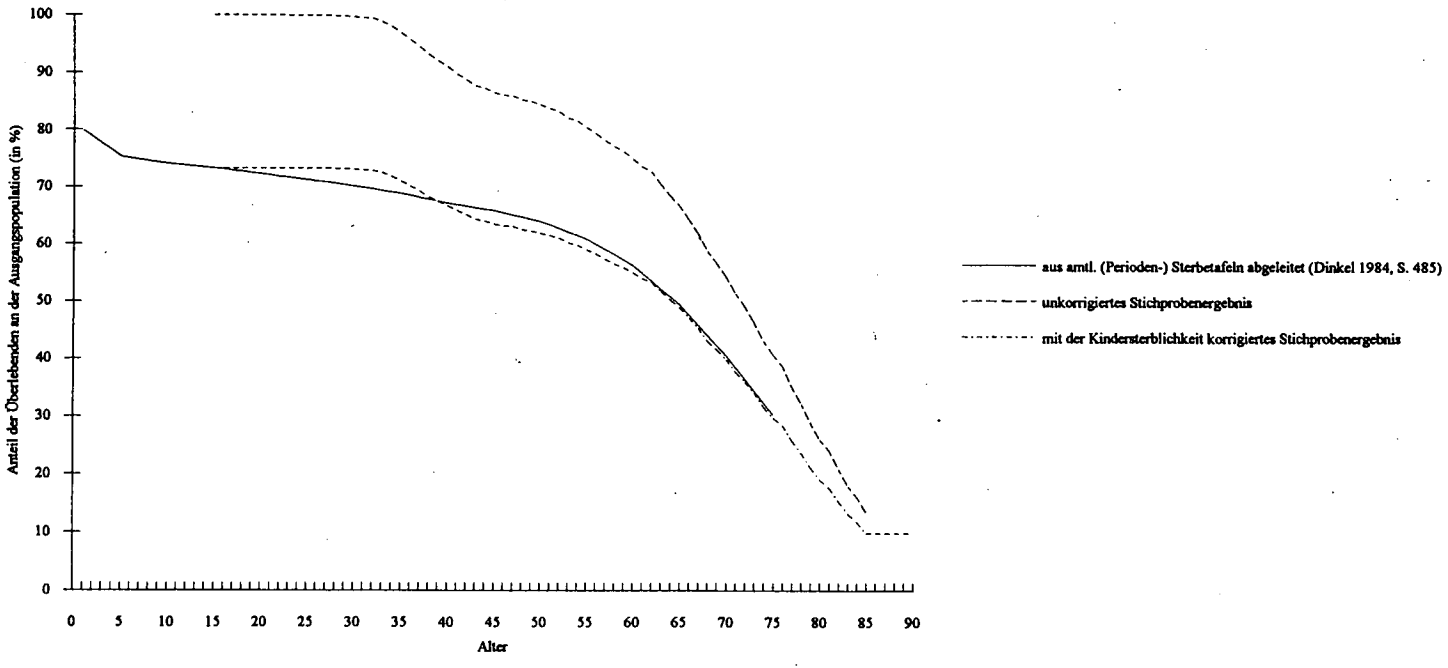
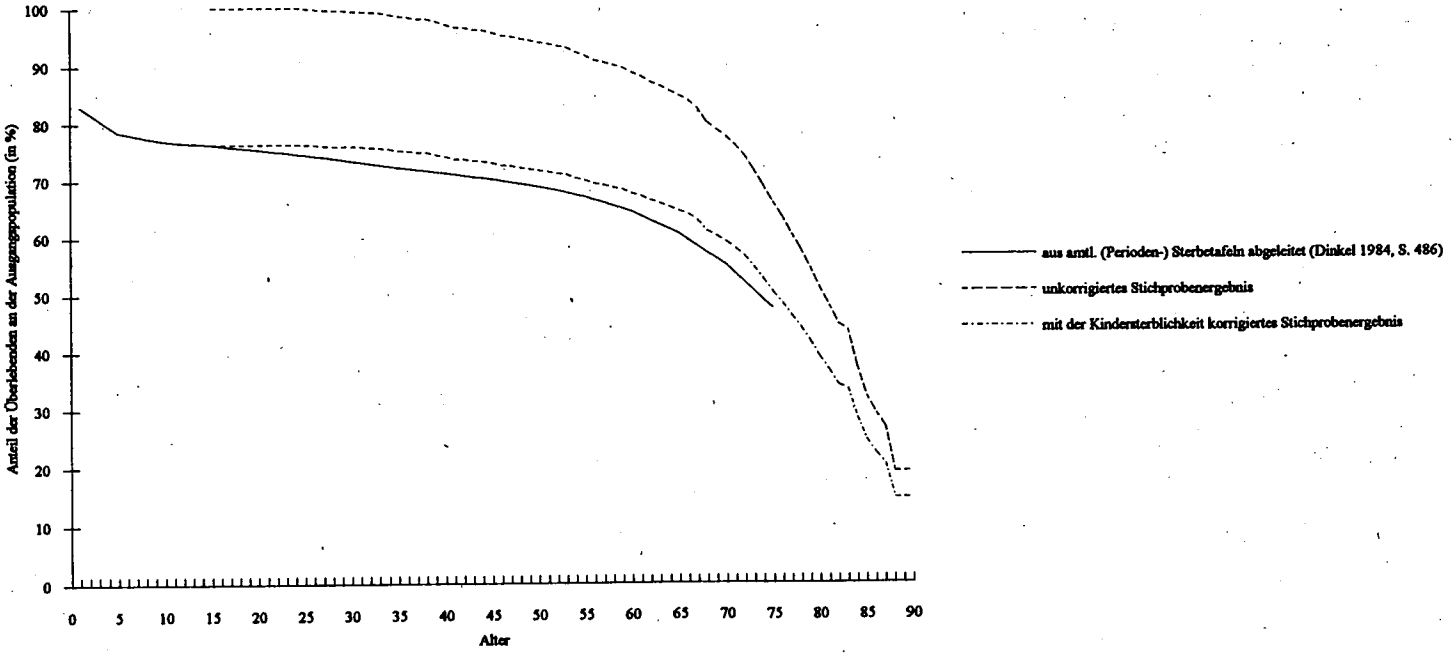


Abb. 2: Die Überlebenskurve (Absterbeordnung) der 1901-10 geborenen Frauen im Vergleich zwischen amtlichen Daten und sozio-ökonomischem Panel (Kohortenergebnisse)



5. Empirische Ergebnisse

Über die Auswirkungen des Familienstands auf das Mortalitätsrisiko gibt Tabelle 1 Auskunft. Vor einer eingehenderen Betrachtung sei nochmals darauf hingewiesen, daß eine Reihe sozio-ökonomischer und sozio-historischer Größen, die u.U. mit dem Familienstand in Wechselwirkung stehen und nachfolgend kurz erläutert werden, als kontrolliert gelten können. Ferner ist in Tabelle 1 die Alters- und Geburtsjahrgangsabhängigkeit des Mortalitätsrisikos berücksichtigt.

Bezogen auf den Geburtsjahrgang kommt in beiden Modellen von Tabelle 1 (d.h. für beide Geschlechter) der bekannte Rückgang der Mortalität zum Ausdruck: Jeder nachfolgende Geburtsjahrgang hat (mit einem relativen Risiko von 0,994 bzw. 0,985) ein um 0,6% (Männer) bzw. 1,5% (Frauen) geringeres Mortalitätsrisiko als der Vorangegangene. Bezogen auf das Lebensalter scheint die Mortalität auf den ersten Blick zurückzugehen. Es ist jedoch zu bedenken, daß bekanntermaßen die ältesten Altersgruppen am wenigsten vom allgemeinen Rückgang der Sterblichkeit profitiert haben. Um dies zu berücksichtigen, ist ein Interaktionseffekt zwischen Alter und Geburtsjahr einbezogen, der erwartungsgemäß kleiner als 1 ist. Dies bedeutet, daß mit jedem zusätzlichen Altersjahr der Rückgang der Sterblichkeit geringer ausfällt. Bei zusätzlicher Betrachtung des Interaktionseffekts zwischen Alter und Geburtsjahr steigt zudem die Mortalität mit dem Alter an.

Im Rahmen sozio-historischer Einflußgrößen ist ferner der Einfluß der beiden Weltkriege auf das Mortalitätsrisiko kontrolliert. Die in der Kohortenperspektive wichtigen Weltkriegseinflüsse lassen eine beträchtliche Steigerung der Mortalitätsrate von Männern, aber auch von Frauen infolge beider Weltkriege erkennen. Wie aus den Interaktionstermen mit dem Lebensalter zu erkennen, nimmt jedoch der Kriegseinfluß auf das Mortalitätsrisiko mit zunehmendem Lebensalter ab.

Bislang vorliegende Studien lassen darüber hinaus einen beträchtlichen Schichteinfluß auf die Sterblichkeit erwarten. Vor allem das Verwitwungsrisiko (aber auch das Scheidungsrisiko) hängt deshalb mehr oder weniger eng mit der Schichtzugehörigkeit zusammen, was bislang nur in den wenigsten Untersuchungen zum Einfluß des Familienstands auf das Mortalitätsrisiko berücksichtigt wurde. Der hier zur Kontrolle herangezogene Schichtindikator ist an der beruflichen Stellung des Familienvaters orientiert. Dabei wurden Selbständi-

ge (ohne Landwirte), Angestellte mit mindestens qualifizierter Tätigkeit und Beamte im höheren Dienst als höher positioniert definiert. Wie aus Tabelle 1 ersichtlich, zeigt dieser einfache Sozialschichtindikator bei Männern mit dem Wert von 0,28 ein um immerhin 72% geringeres Mortalitätsrisiko der 'höheren Schichten', bei Frauen mit dem Wert von 0,79 ein um 21% geringeres Risiko. Zusätzlich ist erfaßt, wie der Schichteinfluß mit dem Alter und dem Kriegseinfluß interagiert. Außerdem wurde die Konfessionszugehörigkeit kontrolliert.

Tabelle 1: Sozio-ökonomische Determinanten des Mortalitätsrisikos (relative Risiken)

Variable	Männer	Frauen
Alter[1)]-15 (quadriert)	0,999***	0,999***
Geburtsjahr	0,994***	0,984***
Alter[1)]*Geb.-jahr	1,000***	1,000***
1.Weltkrieg[1)]	8,67***	1,89
2.Weltkrieg[1)]	20,08***	3,18***
Alter[1)]*1.Weltkrieg[1)]	0,96***	0,98
Alter[1)]*2.Weltkrieg[1)]	0,95***	0,98***
Höhere Position des Mannes	0,28***	0,79
Höh. Pos.*1.W.-Krieg[1)]	0,13*	1,47
Höh. Pos.*2.W.-Krieg[1)]	0,74*	0,77
Alter[1)]*Höh. Pos.	1,02***	1,00
evangelisch	0,98	0,98
sonst. Konf./Rel.	1,40*	1,00
ohne Konfession	0,95	0,77*
Verwitwet[1)]	1,52***	1,64***
Getrennt, geschieden	2,13***	1,64***
Konstante	15,18	17,9***
N Episoden	55664	59685
Log-Likelihood	-14797,85	-11675,03

*** (*) = mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 0.01% (5%)
1) Zeitabhängig
Quelle: Sozio-ökonomisches Panel, eigene Berechnungen

Nach Kontrolle der genannten Faktoren zeigt sich bei Männern (Modell 1), daß die Verwitwung (in zeitabhängiger Betrachtung) zu einer Erhöhung des Mortalitätsrisikos auf das 1,52fache führt, während geschiedene Männer (durchschnittlich über das Leben hinweg) einem 2,13fach so hohen Mortalitätsrisiko

ausgesetzt sind wie Verheiratete. Hält man sich vor Augen, daß anschließende Wiederverheiratungen unbeachtet bleiben mußten, so sind die betreffenden Risikoerhöhungen als Durchschnitt der dauerhaft alleinlebenden Männer und der Wiederverheirateten zu interpretieren, was heißt, daß die dauerhaft Geschiedenen bzw. Verwitweten einem jeweils eher noch größeren Risiko ausgesetzt sind.

Wie ferner aus Tabelle 1 (Modell 2) zu entnehmen, tragen auch unter den Frauen die Geschiedenen und Verwitweten ein höheres Mortalitätsrisiko als die Verheirateten. Trotzdem bestehen interessante Unterschiede zu Männern: Zum einen tragen verwitwete und geschiedene Frauen dieselbe Risikoerhöhung, während geschiedene Männer stärker gefährdet sind als Verwitwete. Zum anderen ist für Frauen die Risikozunahme durch Scheidung geringer als für Männer, was die Hypothese von Gove (1973) untermauert. Die Risikozunahme durch Verwitwung ist jedoch entgegen der Gove-Hypothese bei Frauen eher größer als bei Männern.

Die Interpretation dieser Befunde ist nicht ganz einfach. Der Unterschied des Mortalitätsrisikos zwischen verwitweten und geschiedenen Männern legt nahe, daß Alleinleben versus Partnerschaft nicht hinreichend erklärungskräftig ist, zumal eher die Scheidung als die Verwitwung durch hier nicht berücksichtigte Wiederheirat revidiert wird. Vielmehr erscheinen die Lebensumstände von verwitweten und geschiedenen Männern sehr unterschiedlich.

Es stellt sich schließlich die Frage, wie sich die beschriebenen Unterschiede des Mortalitätsrisikos auf die Lebenserwartung auswirken. Die in Tabelle 2 wiedergegebenen Werte beruhen - was die Verwitwung betrifft - auf der Annahme, daß sich der Tod des Ehepartners schon relativ früh, nämlich bei einem eigenen Alter von 60 Jahren ereignet. Wie der Tabelle zu entnehmen, führen sowohl Verwitwung wie auch Scheidung zu einer nicht unbeträchtlichen Lebensverkürzung. In bezug auf Verwitwung ist allergings zu berücksichtigen, daß Frauen wegen des Altersunterschieds zwischen Ehegatten beim Tod des Partners im Durchschnitt jünger sind als Männer und zusätzlich wegen der höheren Lebenserwartung länger verwitwet bleiben. Bedenkt man obendrein die bei Frauen größere Risikoerhöhung infolge Verwitwung, so erleiden Frauen durch den Tod des Partners eine stärkere Lebensverkürzung als Männer.

Tabelle 2: Lebenserwartung nach sozio-ökonomischen Merkmalen

Merkmal	Männer	Frauen
Geburtsjahr		
1880	68,5	73,4
1900	67,7	76,6
1920	69,4	80,0
1940	71,9	83,4
ohne Krieg, Geburtsjahr		
1880	69,8	73,8
1900	70,5	77,0
1920	71,2	80,2
1940	71,9	83,4
höhere Position =0	67,9	79,0
höhere Position =1	71,9	79,9
katholisch	69,0	78,9
evangelisch	69,3	79,2
sonstige Konf./Rel.	64,3	78,9
ohne Konf./Rel	69,8	82,1
dauerhaft zusammenlebend	71,1	82,2
ab 60 J. verwitwet	67,8	77,1
geschieden	59,8	75,0

Quelle: Sozio-ökonomisches Panel, eigene Berechnungen auf Basis von Tabelle 1

6. Diskussion

Faßt man die wichtigsten Ergebnisse zusammen, so ist zweifellos festzuhalten, daß (bei Kontrolle sozio-ökonomischer und sozio-historischer Rahmenbedingungen) stabile Lebensgemeinschaften die Lebenserwartung verlängern: Sowohl die Verwitwung wie auch die Scheidung tragen zu einer nicht unbeträchtlichen Erhöhung des Mortalitätsrisikos bei. Obwohl die dahinterstehenden Mechanismen nicht völlig geklärt werden konnten, ist zumindest die Verkürzung der Lebenserwartung nach Verwitwung als Hinweis zu interpretieren, daß nicht (nur) Selektionseffekte für das geringere Mortalitätsrisiko in stabilen Partnerschaften verantwortlich sind.

Was den Geschlechtsunterschied betrifft, läßt sich nicht uneingeschränkt bestätigen, daß Männer stärker von der Ehe profitieren als Frauen. Bei geschie-

denen Männern ist zwar eine stärkere Erhöhung des Mortalitätsrisikos festzustellen als bei geschiedenen Frauen. Die Erfassung von Trennung und Scheidung erlaubt jedoch keine zeitabhängige Modellierung. Bei Verwitwung ist zudem der Geschlechtszusammenhang umgekehrt, wenngleich weniger stark ausgeprägt. In beiden Fällen konnten außerdem Wiederverheiratungen und neue Partnerschaften nicht berücksichtigt werden, die in den hier analysierten Geburtsjahrgängen bei Männern häufiger sind als bei Frauen.

Trotz dieser Beschränkungen des Datensatzes wirft die Uneinheitlichkeit des Geschlechtszusammenhangs doch zwei Fragen auf, die weiterer Erforschung bedürfen: Verwitwung betrifft meist ein wesentlich höheres Lebensalter als Scheidung, so daß sich die Frage stellt, ob eventuelle Geschlechtsunterschiede altersabhängig sind. Zudem werden die Lebensverhältnisse von Männern und Frauen durch Scheidung und durch Verwitwung in unterschiedlicher und in vielfältiger Weise beeinflußt. Offensichtlich ist also nicht die Trennung als solche entscheidend, es stellt sich vielmehr die Frage, welche Faktoren im Einzelnen für die unterschiedlichen Mortalitätsrisiken verantwortlich sind.

Eine offene Frage ist ferner, ob lediglich die Lebensverhältnisse und ihre Veränderung infolge von Scheidung und Verwitwung die Lebenserwartung beeinflussen oder ob auch die Ereignisse als solche langfristige Wirkungen zeitigen. So ist die vor allem bei Männern geringere Erhöhung des Mortalitätsrisikos nach Verwitwung als nach Scheidung unter Umständen nicht nur mit einem geringeren Selektionseffekt und geringeren Einschnitten in den Lebensverhältnissen, sondern auch mit weniger traumatischen Erlebnissen zu erklären.

Darüber hinaus zeigen die Ergebnisse eine bedeutende soziale Varianz der Lebenserwartung. Diese läßt nicht nur mit Recht an der biologischen Bedingtheit der unterschiedlichen Lebenserwartung von Männern und Frauen zweifeln (Koskenvuo et al. 1986). Die augenscheinlich beträchtlichen sozialen Unterschiede der Lebenserwartung zeigen auch ein Potential für eine Ausdehnung der menschlichen Lebenszeit.

Fußnoten:

(1) Für eine ausführliche Beschreibung des Datensatzes vergleiche auch Hanefeld (1987) und Rendtel (1988).

LITERATUR

Berardo, F. M. (1985). Social networks and life preservation. Death-Studies, 9, 37-50.

Blossfeld, H. P., Hamerle, A. & Mayer, K. U. (1986). Ereignisanalyse: Statistische Theorie und Anwendungen in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Frankfurt am Main: Campus.

Diekmann, A. & Mitter, P. (1984). A comparison of the "sickle function" with alternative stochastic models of divorce rates. In A. Diekmann & P. Mitter (Hrsg.), Stochastic modelling of social processes (S. 123-153). Orlando: Acad. Pr.

Dinkel, R. (1984). Sterblichkeit in Perioden- und Kohortenbetrachtung - zugleich eine ansatzweise Berechnung der Kohortensterbetafel für Deutschland. Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft, 10, 477-500.

Gärtner, K. (1990). Sterblichkeit nach dem Familienstand. Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft, 53-66.

Hanefeld, U. (1987). Das sozioökonomische Panel. Grundlagen und Konzeption. Frankfurt am Main/New York: Campus.

Hansluwka, H. (1986). New developments in the analysis of mortality and causes of death. o.O.

House, J., Landis, K. R. & Umberson, D. (1988). Social relationships and health. Science, 241, 540-545.

Kalbfleisch, J. D. & Prentice, R. L. (1980). The statistical analysis of failure time data. New York: Wiley.

Kisker, E. E. & Goldman, N. (1987). Perils of single life and benefits of marriage. Social Biology, 34, 135-152.

Koskenvuo, M., Kaprio, J., Lönnquist, J. & Sarna, S. (1986). Social factors and the gender differences in mortality. Social Science and Medicine, 23, 605-609.

Rendtel, U. (1988). Repräsantivität und Hochrechnung der Datenbasis. In H. J. Krupp & Schupp Jürgen (Hrsg.), Lebenslagen im Wandel - Daten 1987 (S. 289-308). Frankfurt am Main/New York: Campus.

Trovato, F. & Lauris, G. (1989). Marital status and mortality in Canada: 1951-1-981. Journal of Marriage and the Family, 51, 907-922.

Wirtschaft und Statistik (1965). Sterbetafeln 1960/62 nach dem Familienstand. Heft 10, 665-669.

Anschrift des Verfassers:
HDoz.Dr.habil. Thomas Klein
Universität Konstanz
Fakultät für Verwaltungswissenschaft
Universitätsstraße 10
78464 Konstanz