

T. Klein
R. Unger

Aktive Lebenserwartung in Deutschland und in den USA

Kohortenbezogene Analysen auf Basis des Sozio-ökonomischen Panel und der Panel Study of Income Dynamics

Active life expectancy in Germany and in the United States. A cohort analysis based on the "German Socio-Economic Panel" (GSOEP) and the "Panel Study of Income Dynamics" (PSID)

■ **Zusammenfassung** Mit den Daten des Sozio-ökonomischen Panel (SOEP) und der Panel Study of Income Dynamics (PSID) wird die

aktive Lebenserwartung für Deutschland und die USA anhand von Mehrzustands-Sterbetafeln berechnet. Dabei wird erstmals auf einzelne Geburtsjahrgänge Bezug genommen. Diese Längsschnittbetrachtung hat gegenüber Periodenuntersuchungen den Vorteil, die tatsächlichen Sterblichkeits-, Erkrankungs- und Gesundungsprozesse von Geburtskohorten zu erfassen. Zu den Ergebnissen gehört, dass für Deutschland insgesamt eine deutliche Verbesserung des Gesundheitszustands festgestellt werden kann, während für die USA tendenziell eher von einer Verschlechterung auszugehen ist.

■ **Schlüsselwörter**

Aktive Lebenserwartung – Mehrzustands-Sterbetafel – Inzidenz – Gesundheitsentwicklung

■ **Summary** Using the method of multistate life-tables, the article presents results on active life expectancy on the basis of the German Socio-Economic Panel (GSOEP) and the Panel Study of Income Dynamics (PSID). The transitions into and out of active life are based on event-history analysis and are calculated for different cohorts. Compared to cross-sectional analysis, the longitudinal analysis carried out here describes active life expectancy with reference to single birth cohorts. Results show that in Germany there has been substantial improvement in active life expectancy while in the USA there has been some deterioration.

■ **Key words**

Active life expectancy – multistate life-table – incidence – trends in health

Eingegangen: 20. Juni 2002
Akzeptiert: 17. Juli 2002

Thomas Klein (✉) · Rainer Unger
Institut für Soziologie
Universität Heidelberg
Sandgasse 9
69117 Heidelberg, Germany

Einleitung

Die steigende Lebenserwartung geht gelegentlich mit der Befürchtung einher, dass die zusätzlichen, gewonnenen Lebensjahre zu einem nicht unbeträchtlichen Teil in Krankheit und Pflegebedürftigkeit verbracht werden. Diese Befürchtung wird auch dadurch genährt, dass die Zunahme der Lebenserwartung in zahlreichen Industrienationen inzwischen immer weniger auf einem Rückgang der Kinder-

sterblichkeit beruht als auf verbesserten Überlebensraten im oberen Altersbereich.

Eine statistisch-methodische Begründung der genannten Befürchtung beruht auf dem Heterogenitätsargument (41): In jedem gesundheitlich heterogen zusammengesetzten Geburtsjahrgang verbleiben mit zunehmendem Alter durch selektive Mortalität in immer stärkerem Maße die relativ Gesunden übrig. Eine Zunahme der Lebenserwartung – so das Argument – vermindert die Selektivität mit der Folge, dass auch die vergleichsweise weniger Gesunden verstärkt bis in

ein höheres Alter überleben und dadurch zu einem Anstieg von Krankheit und Pflegebedürftigkeit beitragen.

Ein zuerst von Fries (12) verbreitetes Gegenargument beruht auf der Vorstellung, dass die menschliche Lebensspanne biologisch begrenzt ist. Die Begrenzung hat zur Konsequenz, dass medizinischer und gesellschaftlicher¹ Fortschritt immer weniger der Lebenserwartung und immer mehr der Gesundheit zugute kommt. Es fände m. a. W. eine „Kompression der Morbidität“ statt. Das würde bedeuten, dass die Lebenserwartung in Gesundheit – die sogenannte aktive Lebenserwartung – schneller ansteigt als die Gesamtlebenserwartung.

Empirische Analysen haben bislang uneinheitliche Ergebnisse hervorgebracht. Während der Anteil der aktiven Lebenserwartung an der verlängerten Gesamtlebenserwartung beispielsweise in Dänemark und in den Niederlanden zugenommen hat (4, 30), ist er in den USA und in Großbritannien zeitweilig gesunken (1, 7). Eine erste deutsche Studie von Dinkel (11) zeigt für Westdeutschland eine Zunahme der aktiven Lebensjahre in höherem Alter.

Ein Problem fast aller Studien zur aktiven Lebenserwartung liegt darin begründet, dass nicht einzelne Geburtsjahrgänge (Kohorten) im Lebensverlauf untersucht wurden, sondern in einzelnen Kalenderjahren (Perioden) alle Altersstufen, die ganz verschiedenen Geburtsjahrgängen angehören, zu fiktiven Lebenserwartungen verrechnet werden. Diese Periodenbetrachtung hat bekanntermaßen keinerlei Bezug zur tatsächlichen Lebenserwartung real existierender Geburtsjahrgänge.² Als erste und bislang einzige Annäherung an eine kohortenbezogene Analyse der aktiven Lebenserwartung ist die schon erwähnte Studie von Dinkel (11) zu betrachten, die zwar auf Querschnittsdaten – nämlich dem Mikrozensus – beruht, aber die aufeinanderfolgenden Erhebungsjahre des Mikrozensus so verkettet, dass für verschiedene Kohorten eine Lebensspanne von immerhin 17 Jahren sichtbar wird.

¹ Von gesellschaftlichem Fortschritt lässt sich in dem Zusammenhang sprechen, dass auch viele soziale Faktoren die Lebenserwartung beeinflussen (19).

² Es ist einfach nicht so, dass (beispielsweise) das Mortalitätsrisiko eines heute 60-Jährigen irgendeine Aussage über die Mortalität eines Neugeborenen in 60 Jahren – und damit über dessen Lebenserwartung – zulassen würde. Grund für die dennoch meist periodenbezogene Berechnung der Lebenserwartung ist die eingeschränkte Verfügbarkeit von Mortalitätsdaten über den gesamten Lebensverlauf. Die Berechnung der kohortenbezogenen Lebenserwartung muss (müsste) außerdem warten, bis auch die Letzten eines Geburtsjahrgangs gestorben sind. In dieser Situation hat die periodenbezogene Lebenserwartung den Anstrich größerer Aktualität, und die periodenbezogene Lebenserwartung kann immerhin als ein Maß der altersstandardisierten Sterblichkeit interpretiert werden – aber mehr auch nicht.

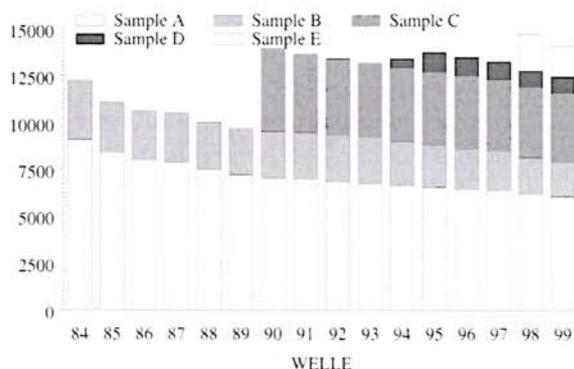
Mit dem Sozio-ökonomischen Panel und der Panel Study of Income Dynamics stehen inzwischen Längsschnittdaten für einen ähnlichen Zeitraum zur Verfügung. Beide Datensätze sind zwar wesentlich kleiner als der Mikrozensus und deshalb – wie auch aus anderen Gründen (vgl. unten Punkt 2) – mit größerem Stichprobenfehler behaftet. Es handelt sich aber beide Male um echte Längsschnittdaten, so dass nicht die Fehler aufeinander folgender Erhebungsjahre zusammenkommen. Einer kohortenbezogenen Analyse dieser Daten stand bislang nur der (noch zu) kurze Erhebungszeitraum entgegen. Bisherige Analysen des Sozio-ökonomischen Panel hatten deshalb ein Periodendesign verfolgt (21–24, 37, 42) oder sich auf die (retrospektiv erfragte) Elternmortalität konzentriert (17–20). Auch die Panel Study of Income Dynamics ist bislang nur in Periodenbetrachtung ausgewertet worden (26, 43). Beide Datenquellen beginnen jedoch nunmehr mit zunehmendem Erhebungszeitraum auch für die längsschnittliche Analyse des Mortalitätsgeschehens und der aktiven Lebenserwartung interessant zu werden und werden für die vorliegende Analyse herangezogen.

Daten

Die vorliegende Untersuchung basiert für die Bundesrepublik Deutschland auf dem Sozio-ökonomischen Panel (SOEP), das seit 1984 als jährliche Wiederholungsbefragung von anfänglich 12 245 befragten Personen ab 16 Jahren in Privathaushalten vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung in Berlin (DIW) durchgeführt wird (14, 31, 33).

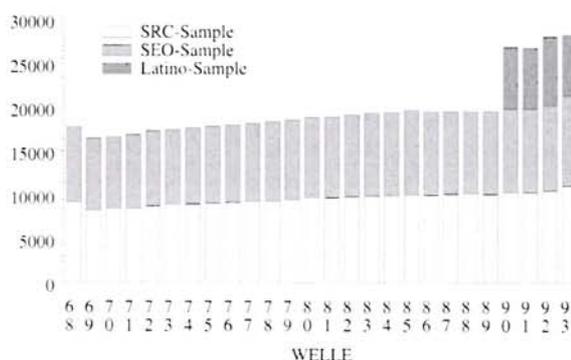
Das Erhebungsdesign der Startstichprobe umfasst eine repräsentative Haushaltsstichprobe für die deutsche Bevölkerung³ (Sample A) sowie eine disproportionale Stichprobe für die Haushalte mit türkischem, jugoslawischem, italienischem, griechischem und spanischem Haushaltsvorstand (Sample B). Seit 1990 wurde die Panelerhebung um die fünf neuen Bundesländer (Sample C) sowie ab 1995 um eine Teilstichprobe von Zuwanderern (Sample D) erweitert. Seit 1998 werden die Stichproben um eine Ergänzungsstichprobe (Sample E) erweitert, deren wichtigste Funktion in der Stabilisierung der Fallzahl der Gesamtstichprobe (Sample A, C und D) des SOEP liegt (32). Da das SOEP als Haushaltspanel konzipiert ist, werden im jährlichen Rhythmus alle Haushaltsmitglieder ab 16 Jahren, bzw. wenn sie das

³ Die Teilstichprobe A umfasst auch 70 „sonstige“ ausländische Haushalte, die nicht unter die fünf Nationalitäten der Teilstichprobe B fallen (14).



Quelle: SOEP (1984-1999)

Abb. 1 Querschnittentwicklung des SOEP nach Stichprobe



Quelle: PSID (1968-1993)

Abb. 2 Querschnittentwicklung der PSID nach Stichprobe

Befragungsalter von 16 erreichen, befragt. Über die Weiterverfolgungsregel werden sowohl die Befragungspersonen auch nach Umzügen in andere Privathaushalte und in Heime weiter befragt als auch die neuen Befragungspersonen in den neu dazugekommenen Haushalten.

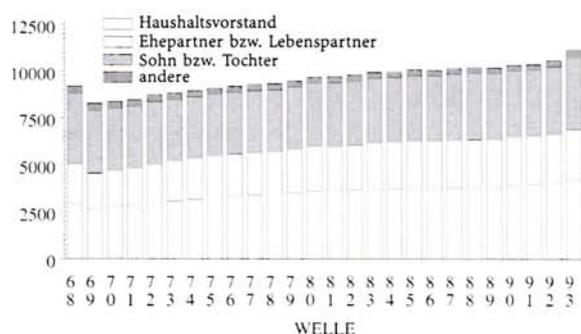
In Abbildung 1 ist die Querschnittentwicklung der realisierten Interviews nach den Teilstichproben aufgeschlüsselt. Die ausländische Bevölkerung (Sample B) wurde aus der vorliegenden Untersuchung ausgeschlossen, da (insbesondere in höheren Altersjahren) von einer mit dem Alter steigenden Rückwanderung ausgegangen werden muss (16), wodurch für diese Bevölkerungsgruppe nur sehr eingeschränkt Aussagen zur Sterblichkeitsentwicklung gemacht werden können. Die Teilstichproben der ostdeutschen Bevölkerung (Sample C), der Zuwanderer (Sample D) sowie der Ergänzungsstichprobe (Sample E) mussten ebenfalls ausgeschlossen werden, da für diese Teilstichproben bislang kein hinreichend langer Erhebungszeitraum vorliegt, um zwischen Alters- und Kohorteneffekten diskriminieren zu können. Außerdem ist davon auszugehen, dass mit den in Ostdeutschland und im Ausland verbrachten Lebensjahren auch Systemunterschiede die Gesundheit nachhaltig beeinflusst haben.

Für die USA beruht die vorliegende Untersuchung auf der Panel Study of Income Dynamics (PSID), die seit 1968 als jährliche Wiederholungsbefragung von anfänglich 4802 Haushalten vom „Survey Research Center“ in Ann Arbor/Michigan durchgeführt wird (15). Die PSID besteht seit Beginn der Erhebung aus zwei Teilstichproben. Das SCR-Sample, benannt nach dem mit der Durchführung betrauten „Survey Research Center“, umfasst 2930 zufällig ausgewählte Haushalte aus 48 Staaten, das SEO-Sample, benannt nach dem „Survey of Economic Opportunity“, 1872 Haushalte mit Niedrigeinkommen und Haushaltsvor-

ständen unter 60 Jahren. Zur Berücksichtigung der Zuwanderungen wurde die PSID 1990 um ein Latino-Sample mit 2043 Haushalten ergänzt, das mit 89% die drei größten lateinamerikanischen Gruppen einschließt (Einwanderer aus Mexiko, Puerto Rico und Kuba). Im Gegensatz zum Sozio-ökonomischen Panel (SOEP), das als Haushaltspanel konzipiert ist, liegt der PSID ein rein personenbezogenes Weiterverfolgungskonzept zu Grunde, das über die Befragungspersonen der ersten Welle (die „Stammpersonen“) hinaus nur deren im Laufe der weiteren Panelbefragung geborene Kinder berücksichtigt. Damit geht einher, dass im Unterschied zum SOEP ausschließlich die Haushaltsvorstände befragt werden.⁴ Für alle anderen im Haushaltskontext lebenden Personen liegen damit nur Proxy-Informationen vor, die über den Haushaltsvorstand erhoben werden. In Abbildung 2 ist die Querschnittentwicklung der „Brutto“-Interviews (also die der Haushaltsvorstände einschließlich aller weiteren Proxyinterviews) nach Teilstichproben aufgeschlüsselt.⁵ Das Latino-Sample musste aufgrund der geringen Ausschöpfung der Längsschnittinformation (1990–1993) für alle weiteren Analysen ausgeschlossen werden. Auch das SEO-Sample, das als Stichprobe mit Niedrigeinkommen und Haushaltsvorständen bis zum Alter von 60 Jahren nur für gesonderte Längsschnittanalysen dieses Bevölkerungssegments herangezogen werden kann, wird hier ausgeschlossen.

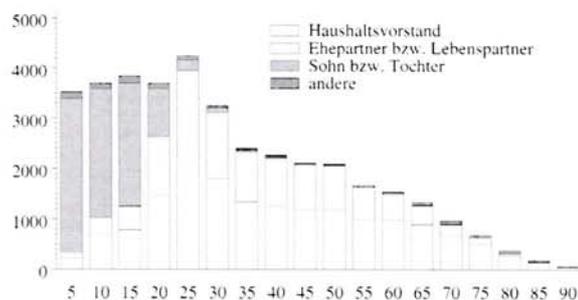
⁴ Die Erhebungswellen 1976 und 1985 stellen insofern Ausnahmen dar, als zusätzlich auch die Ehe- bzw. Lebenspartner u.a. retrospektiv über ihre Biographie befragt wurden.

⁵ Alle Analysen mit der PSID mussten auf das „public use file“ und damit auf die Erhebungswellen von 1968–1993 beschränkt bleiben, da die unbereinigten Daten des „early release file“ mit den Erhebungswellen bis 1997 nicht alle für die Untersuchung relevanten Variablen bereithalten.



Quelle: PSID (1968-1993)

Abb. 3 Querschnittentwicklung der PSID nach der Stellung zum Haushaltsvorstand (SRC-Sample)



Quelle: PSID (1968-1993)

Abb. 4 Stellung zum Haushaltsvorstand nach Alter (SRC-Sample)

Eine weitere Einschränkung der Daten resultiert aus dem personenbezogenen Weiterverfolgungskonzept, durch das ausschließlich die Haushaltsvorstände befragt werden. Auf welchen Personenkreis die Analysen letztlich beschränkt werden müssen, richtet sich nach den zur Verfügung stehenden Gesundheitsindikatoren und dem Personenkreis, für den diese erhoben wurden (siehe unten). In Abbildung 3 sind alle Personen, die im Haushalt leben, nach der Stellung zum Haushaltsvorstand aufgeführt. Die Abbildung berücksichtigt nur diejenigen Personen, die zum Befragungszeitpunkt im entsprechenden Haushalt gelebt haben. Das Anwachsen der Haushaltsvorstände und damit der Haushalte resultiert daher aus den Haushaltsneugründungen der Mitglieder der ersten Erhebungswelle sowie deren Kinder. Damit verbunden wächst „der Personenkreis, mit dem die Mitglieder der ersten Panelwelle in einem Haushaltszusammenhang leben, deutlich schneller als der ‚demographische Kern‘ der Mitglieder der ersten Panelwelle“ (33, 38).

Bei den weiter unten beschriebenen Indikatoren zur Morbidität sowie fast allen Kovariablen liegen die Informationen – erhoben über den Haushaltsvorstand – sowohl über den Haushaltsvorstand selbst als auch über den Ehe- bzw. Lebenspartner vor. Die Frage, ob unter dieser Auswahl noch von einer Repräsentativität der Stichprobe gesprochen werden kann, lässt sich anhand von Abbildung 4 beantworten. Kinder haben gemessen an der gesamten Stichprobe bereits ab Alter 20 einen geringen, Eltern und Verwandte fast keinen Anteil: So entfallen oberhalb von Alter 20 (25) bereits 93,7% (95,7%) auf Haushaltsvorstände und Ehe- bzw. Lebenspartner. Oberhalb von Alter 25 ändert sich dieser Anteil unwesentlich, so dass trotz einer Einschränkung auf Haushaltsvorstände und Ehe- bzw. Lebenspartner von einer ausreichenden Repräsentativität ausgegangen werden kann.

Beide hier analysierten Umfragen haben natürlich einen weit geringeren Umfang als große amtliche Datensätze wie der eingangs angesprochene Mikrozensus. Hinzu kommt, dass sich die Stichprobenziehung auf Privathaushalte beschränkt, wobei aber immerhin im SOEP die Personen auch nach einem Umzug in institutionalisierte Wohnformen weiterverfolgt werden. Zugunsten von SOEP und PSID spricht letztendlich, dass beide Erhebungen echte Längsschnittdaten liefern, was u. a. a. mit dem Vorteil verbunden ist, dass nicht die Stichprobenfehler aufeinanderfolgender Erhebungsjahre zusammenkommen. Ein Vorteil des SOEP ist zudem, dass (anders als im Mikrozensus) alle⁶ Personen im Haushalt selbst befragt werden, was der Datenqualität gesundheitsbezogener Angaben zugute kommt. Im Unterschied zum Mikrozensus werden außerdem die gesundheitsbezogenen Angaben, die für die aktive Lebenserwartung bedeutsam sind, (fast) jährlich erhoben. Und ein Nachteil des Mikrozensus ist schließlich auch die in der Analyse von Dinkel eventuell problematische Umstellung auf freiwillige Angaben zum Gesundheitszustand während des von ihm analysierten Zeitraums.

Die Analyse der Mortalität beruht auf den Sterbefällen zwischen den Erhebungswellen. Im SOEP liegen die Sterbefälle seit 1997 als generierte Variable vor, die sich aus zwei Quellen zusammensetzt: Zum einen werden die Sterbefälle als jährlicher Ausfallgrund im Adressprotokoll dokumentiert, und zum anderen wurden 1992 im Rahmen einer Verbleibstudie weitere 53 Ausfälle als verstorben identifiziert. Die Eignung der Sterbefälle des SOEP für Analysen der Lebensdauer nach dem Konzept von Periodensterbetafellen wurde mehrfach als mit amtlichen Daten

⁶ Mit der o.g. Einschränkung, dass nur Personen ab 16 Jahre befragt werden.

gut vergleichbar beurteilt (21, 24). Mit der PSID waren bis 1987 Mortalitätsanalysen nur sehr eingeschränkt möglich, da der Ausfallgrund erst seit diesem Zeitpunkt in den Daten dokumentiert ist (43). Die Eignung der PSID für Mortalitätsanalysen nach dem Konzept von Periodensterbetafeln geht gleichfalls aus Analysen hervor (24).

Die Analyse der Morbidität beruht in den SOEP-bezogenen Analysen auf der subjektiven Einschätzung des Gesundheitszustands, die mit der Frage erhoben wurde: „Behindert Sie Ihr Gesundheitszustand bei der Erfüllung alltäglicher Aufgaben, z.B. Körperpflege, Anziehen oder Aufräumen?“, wobei drei Antwortkategorien vorgegeben waren: „überhaupt nicht“, „ein wenig“ und „stark“. Diese Frage wurde in den Jahren 1984–1987, 1992 und 1995–1998 erfasst. Die betreffende Variable kann als ein summarischer Indikator für die in anderen Studien stärker ausdifferenzierte Messung von Einschränkungen bei den „activities of daily living“ (ADL) interpretiert werden. In der vorliegenden Analyse sind die Kategorien „gar nicht“ und „ein wenig“ zusammengefasst. Als inaktiv gelten mithin nur diejenigen, die im Alltag „stark“ beeinträchtigt sind. Dieser eher harte Indikator hat den Vorteil einer gewissen zeitlichen Stabilität und kommt damit dem Umstand entgegen, dass der zum Befragungszeitpunkt erhobene Gesundheitszustand für die Dauer von einem Jahr angenommen werden muss.

Was das PSID betrifft, ist die Auswahl geeigneter Gesundheitsindikatoren wegen des haushaltsbezogenen Erhebungskonzepts deutlich problematischer. Bei der männlichen Population, die definitionsgemäß als Haushaltsvorstand in der Befragung konzipiert ist, liegen fast ausschließlich Selbstauskünfte vor. Ausnahmen hiervon bilden wenige Fälle verheirateter Männer, die ernstlich gesundheitlich beeinträchtigt sind und an deren Stelle die Frau bzw. Partnerin als Haushaltsvorstand fungiert (15). Informationen über befragte Frauen als Haushaltsvorstand liegen dagegen ausschließlich vor, wenn diese ohne Ehe- oder Lebenspartner leben. Dies sind ca. 26%. Demgegenüber werden ca. 74% der Frauen über ihren Ehemann bzw. Partner beurteilt. Damit liegen für die weibliche Population die Informationen aus zwei Quellen vor. Die PSID stellt zwar eine Vielzahl von Indikatoren zur Quantifizierung des Gesundheitszustandes bereit, wobei lediglich ein Indikator über fast den gesamten bislang vorliegenden Erhebungszeitraum (außer 1968, 1973–1975) zur Verfügung steht. Dieser ist folgendermaßen formuliert: „Do you (Head) have any physical or nervous condition that limits the type of work or the amount of work you can do?“ Für den Befragungszeitraum von 1976 und 1981–1993 liegt die gleiche Frage über den Ehe-, bzw. Lebenspartner vor. Für die Erhe-

bungsjahre 1969–1972 und 1977–1987 wurde zur Ergänzung des Gesundheitszustands des Partners die Frage herangezogen: „Is there anyone (else) in this family who is not working or not going to school because of poor health?“ Die beiden Antwortkategorien „Yes, is disabled“ und „Yes, requires extra care“ wurden als ein Vorliegen in den Funktionseinschränkungen des täglichen Lebens gewertet. Dieser gleichfalls eher harte Indikator hat neben einer gewissen zeitlichen Stabilität den weiteren Vorteil, dass er auch im Proxy-Interview des Haushaltsvorstands für die weiteren Haushaltsmitglieder vergleichsweise zuverlässig beantwortet werden kann.

In der Tradition bisheriger Studien, die vorwiegend in den USA durchgeführt wurden, stellt die vorliegende Untersuchung damit auf die Handlungs- und Leistungsbeeinträchtigung, d.h. auf die sozialen Konsequenzen chronischer Krankheiten ab. Während stärker epidemiologisch ausgerichtete Untersuchungen u.U. mehr an den zugrundeliegenden Krankheiten interessiert sind, steht hier die soziale Bedeutung von Krankheit im Vordergrund. Die Analyse von Krankheit unter dem Aspekt der sozial ungleichen Verteilung, der Gesundheitskosten und des Pflegebedarfs, des Altersbilda und der Teilhabe Älterer am gesellschaftlichen Leben sowie der Dauer aktiver Handlungsfähigkeit im Lebensverlauf ist letztlich unmittelbarer von den hier untersuchten, körperlichen Funktionseinschränkungen abhängig als von den zugrundeliegenden medizinischen Diagnosen. Für die vorliegende Analyse ist deshalb ausreichend, dass die im Folgenden berechnete aktive Lebenserwartung nicht auf ärztlichen Diagnosen, sondern auf Selbsteinschätzung fußt.

Methoden

Mit wachsendem Erhebungszeitraum werden SOEP und PSID für die längsschnittliche Analyse des Mortalitätsgeschehens und der aktiven Lebenserwartung zunehmend interessant. Dies wird auch unter auswertungsmethodischen Aspekten deutlich. Die Verkettung von Querschnittdaten wie z.B. den Mikrozensuserhebungen hat nämlich einen auswertungsmethodischen Nachteil: Sie ist auf das bereits von Sullivan (39) verwandte sog. Prävalenzverfahren angewiesen, das die Lebensjahre der traditionellen Sterbetafelanalyse alters- (und ggf. sozialgruppen-) abhängig entsprechend der beobachteten Krankheitshäufigkeit (Prävalenz) auf gesunde und kranke bzw. aktive und inaktive Jahre verteilt. Dabei bleibt zum einen die Unterscheidung zwischen dem Erkrankungsrisiko und der Gesundheitschance unberücksichtigt – das Prävalenzverfahren nimmt lediglich

auf das Ergebnis beider Prozesse Bezug, wie es in der querschnittlichen Prävalenz zum Ausdruck kommt. Daher lässt sich auch die Kontroverse um die Kompression der Morbidität nicht konkreter untersuchen, etwa dahingehend, ob mit der komprimierten Morbidität die Erkrankungsrisiken oder die Gesundungschancen angesprochen sind.⁷ Zum anderen lässt das Prävalenzverfahren jegliche Unterschiede des Mortalitätsrisikos zwischen aktiver und inaktiver Bevölkerung unbeachtet.

Die vorliegende Analyse basiert deshalb auf der anspruchsvolleren Methode der Mehrzustandssterbetafel. Diese ist andernorts mehrfach dokumentiert (25, 34, 38) und hat in Periodenperspektive bereits vielfach zur Analyse der aktiven Lebenserwartung beigetragen (5, 6, 13, 23, 25, 27, 29, 36, 40). Die multistate-Methode berücksichtigt explizit alle an der aktiven Lebenserwartung beteiligten Prozesse – den Erkrankungsprozess, den Gesundungsprozess und den Mortalitätsprozess, differenziert nach dem Gesundheitszustand – und erlaubt damit eine differenziertere Analyse von Kohortenunterschieden der aktiven Lebenserwartung.⁸

In Bezug auf die Bestimmung der altersspezifischen Übergangsraten – von Gesundheit in Krankheit (Erkrankungsprozess), von Krankheit in Gesundheit (Gesundungsprozess), aus Gesundheit in Tod und aus Krankheit in Tod – kennt die Literatur unterschiedliche Verfahren.⁹ Die Ergebnisse des vorliegenden Beitrags beruhen auf der ereignisanalytischen Bestimmung der Übergangsraten nach dem Gompertz-Modell

$$q_x = a \cdot \exp(\beta_0 x + \beta_1 X).$$

Dabei bezeichnet x das aktuelle Altersjahr und X eine Reihe weiterer potenzieller unabhängiger Variablen, unter denen wir uns hier nur auf den Geburtsjahrgang beziehen. Das Gompertz-Modell passt sich am besten an die Altersabhängigkeit des jeweiligen Ratenverlaufs an. Eine entsprechende Kombination von Mehrzustands-Sterbetafeln mit einer ereignis-

analytischen Berechnung des Gompertz-Modells liegt auch den Studien von Crimmins, Hayward und Saito (5, 6) zugrunde.

Ergebnisse

In Tabelle 1 sind die der aktiven Lebenserwartung zugrundeliegenden Risiken für Deutschland wiedergegeben. Die Tabelle zeigt beispielsweise, dass das Mortalitätsrisiko von Männern mit jedem Altersjahr um 6,9% zunimmt, wenn der Betreffende zur aktiven Bevölkerung zählt, um 11,2%, wenn er zur inaktiven Bevölkerung gehört. Die Altersabhängigkeit des Mortalitätsrisikos entspricht weitgehend den Befunden, die aus anderen Studien bekannt sind (25).

Interessant ist der Befund, dass das Erkrankungsrisiko von Männern erstaunlicherweise mit dem Alter nicht signifikant zunimmt (vgl. Tab. 1), wenn man wie in der vorliegenden Berechnung von einem gegebenen Geburtsjahr ausgeht. Dies widerspricht früheren (querschnittbezogenen!) Ergebnissen (23, 25), bei denen offenbar die dort nicht beachteten Kohorteneffekte als Alterseinfluss verbucht wurden. Dies bedeutet, dass bei Männern die zunehmende Prävalenz von ADL-Beeinträchtigungen im Lebenslauf vor allem auf abnehmenden Gesundungschancen beruht.

Im Hinblick auf Kohortenunterschiede der aktiven Lebenserwartung sind die Einflüsse des Geburtsjahrs von besonderem Interesse. Bezieht man sich zunächst auf Frauen (unterer Teil von Tab. 1), so zeigt sich bei den Sterblichkeitsrisiken zwar eine Reduzierung in der Abfolge von Geburtskohorten, diese ist aber nur bei den Frauen der inaktiven Population schwach signifikant. Statistisch hoch bedeutsam ist allerdings bei gegebenem Alter der Rückgang der Inzidenz von Geburtsjahr zu Geburtsjahr, wohingegen die Gesundungschance über die Geburtsjahrgänge hinweg nicht signifikant unterschiedlich ist. Dies deutet darauf hin, dass hierzulande weniger die kurative Medizin als Prävention, gesündere Lebensstile und eine allgemeine Verbesserung von Lebensumständen für eine verbesserte Gesundheit verantwortlich sind.

Bei den Männern (oberer Teil von Tab. 1) gestaltet sich die Analyse etwas schwieriger, weil einige Geburtsjahrgänge, die in besonderem Maße nachhaltig dem Einfluss z.T. beider Weltkriege ausgesetzt waren, einer „negativen“ Risikoselektion unterworfen sind: Die relativ gesunden Wehrpflichtigen fielen verstärkt dem Krieg zum Opfer mit der Folge, dass die relativ schlechten gesundheitlichen Risiken überlebt haben (10). Vor diesem Hintergrund war beispielsweise zeitweilig ein Anstieg der altersspezi-

⁷ Das Prävalenzverfahren ist außerdem allenfalls für die Berechnung der durchschnittlichen Dauer der aktiven Lebenserwartung geeignet, nicht hingegen für die Ermittlung sozialer Determinanten, die für den Erkrankungs- und den Gesundungsprozess auch aufgrund theoretischer Überlegungen unterschiedlich aussehen können.

⁸ Zudem erschließen sich auf diese Weise unterschiedliche Verursachungszusammenhänge von Erkrankung, Gesundung und Mortalität der empirischen Analyse – diesen wird allerdings in dem vorliegenden Beitrag nicht weiter nachgegangen.

⁹ Vier Verfahren lassen sich unterscheiden: 1) nicht-parametrische Berechnungen (z. B. 3, 36, 40), 2) nichtlineare Regression (35), 3) logistische Regression (z. B. 27) und 4) ereignisanalytische Regression (z. B. 5, 6, 13, 25).

Tab. 1 Alters- und Kohorteneinflüsse auf Mortalität, Erkrankung und Gesundheit im Alter ab 40 Jahre in der BRD

	Mortalitätsrisiko aktive Population	Mortalitätsrisiko inaktive Population	Erkrankungsrisiko	Gesundungschance
Männer				
Exp(Konstante)	-3411,349 ^c	-75,994 ^b	-2387,065 ^a	22,175 ^d
Alter	1,069 ^a	1,112 ^a	1,005	0,970 ^a
Geburtsjahr	35,463 ^c	1,035 ^b	12,301 ^a	0,989 ^d
Geburtsjahr ²	0,999 ^c		0,999 ^a	
Episoden	12370	1830	9047	1026
Ereignisse	115	116	622	498
Log-Likelihood	-569,272	-403,182	-2234,372	-1043,115
Frauen				
Exp(Konstante)	22,977	34,418	36,524 ^a	8,937
Alter	1,088 ^a	1,058 ^a	1,023 ^a	0,975 ^a
Geburtsjahr	0,981	0,979 ^d	0,979 ^a	0,996
Episoden	13994	2916	10044	1641
Ereignisse	90	170	861	759
Log-Likelihood	-475,128	-595,855	-2915,411	-1606,271

^a(^{b, c, d})= mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 1% (5, 10, 15%)
Quelle: SOEP (1984–1988, 1992–1993, 1995–1999)

fischen Sterblichkeit in amtlichen Sterbetafeln zu beobachten. Für die vorliegende Analyse ist deshalb in Betracht zu ziehen, dass sich Sterblichkeit, Erkrankung und Gesundheit nicht kontinuierlich (monoton) über die Geburtskohorten verändern. Vielmehr zeichnen sich einige kriegsselektierte Jahrgänge u. U. durch ein besonders hohes Sterblichkeits- und Erkrankungsrisiko und durch eine besonders niedrige Gesundungschance aus. Um diese diskontinuierliche Entwicklung zu berücksichtigen, geht in Tabelle 1 bei den Männern das Geburtsjahr auch in quadrierter Form ein. In Bezug auf das Mortalitätsrisiko der aktiven Population und in Bezug auf das Erkrankungsrisiko wird diese kurvi-lineare Modellierung den Daten in der Tat besser gerecht: Die diesbezüglichen in Tabelle 1 wiedergegebenen Koeffizienten implizieren einen diskontinuierlichen Verlauf mit einem Anstieg der Mortalität bei den gesunden Männern bis zum Geburtsjahrgang 1907, einem Anstieg der Morbidität bis zum Geburtsjahrgang 1900 und einer Reduktion der betreffenden Risiken erst bei den nachfolgenden Kohorten.

In Bezug auf das Mortalitätsrisiko der inaktiven Population und in Bezug auf die Gesundungschance lassen sich keine diskontinuierlichen Entwicklungen erkennen, und in Tabelle 1 ist deshalb der Einfluss des Geburtsjahrs ohne den quadratischen Term berechnet. Erstaunlicherweise steigt das Mortalitätsrisiko der inaktiven Männer scheinbar kontinuierlich um 3,5% an, und die Gesundungschance sinkt kontinuierlich um 1,1%. Hierbei kann aber nicht ausgeschlossen werden, dass der Scheitelpunkt bei den hier analysierten Jahrgängen noch nicht erreicht ist. Für diese Vermutung spricht auch, dass sich Inaktivität auf die besonders hohen Altersgruppen und da-

mit auf die älteren der hier analysierten Kohorten konzentriert.

Tabelle 2 berichtet über die entsprechenden Ergebnisse für die USA. Dort kann beim Sterberisiko eine deutliche Reduzierung in der Abfolge von Geburtskohorten beobachtet werden, vor allem in der aktiven Bevölkerung, während der Geburtsjahreseffekt bei den inaktiven Frauen nahezu null und damit auch nicht signifikant ist. Bei den Neuerkrankungen zeigt sich im Unterschied zu Deutschland von Kohorte zu Kohorte eine kontinuierliche Risikohöherung sowohl bei Männern als auch bei Frauen um 2,0 bzw. 1,8%. Bei Männern wird dieser Entwicklung allerdings durch eine Verbesserung der Gesundungschancen gegengesteuert (vgl. Tab. 2).

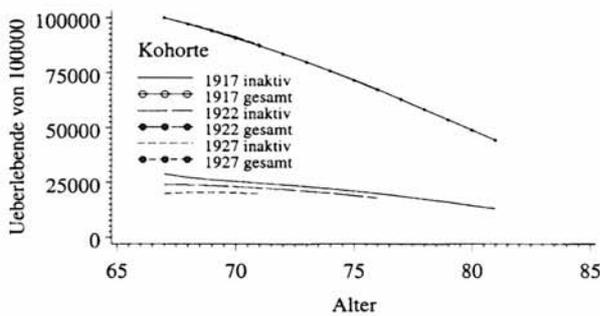
Da Berechnungen zur aktiven Lebenserwartung voraussetzen, dass alle Personen einer Kohorte gestorben sind (was für jüngere Kohorten noch nicht der Fall ist), werden im Folgenden die aktiven und die inaktiven Lebensjahre nur für die Lebensphase berechnet, die (für die betreffenden Kohorten) von der Datengrundlage abgedeckt werden. Für den Geburtsjahrgang 1917 in Deutschland kann beispielsweise die Überlebensfunktion vom Alter 67 (dem Altersjahr, in dem diese Personen erstmals 1984 im SOEP erfasst werden) bis zum Alter 82 (der letzten Welle des SOEP von 1999, die hier Eingang gefunden hat) angegeben werden.

In Abbildung 5 ist die Anzahl der überlebenden Männer (ausgehend von 100 000 im Alter 67) für drei ausgewählte Geburtskohorten 1917, 1922 und 1927 dargestellt. Bei den Männern (Abb. 5) zeigt sich nur ein geringfügiger, in Tabelle 5 kaum erkennbarer Zugewinn an Lebensjahren, für Frauen (Abb. 6) fällt er größer aus. Für beide Geschlechter ist allerdings

ab. 2 Alters- und Kohorteneinflüsse
uf Mortalität, Erkrankung und Ge-
undung im Alter ab 40 Jahre in den
ISA

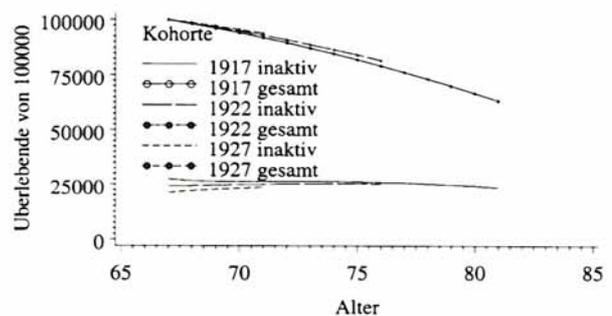
	Mortalitätsrisiko aktive Population	Mortalitätsrisiko inaktive Population	Erkrankungsrisiko	Gesundungschance
Männer				
Exp(Konstante)	38,101 ^b	16,071	-44,358 ^a	-50,420 ^a
Alter	1,063 ^a	1,050 ^a	1,074 ^a	1,012 ^a
Geburtsjahr	0,976 ^b	0,988 ^c	1,020 ^a	1,025 ^a
Episoden	23098	8121	23373	8302
Ereignisse	215	461	2056	1716
Log-Likelihood	-1102,014	-1663,817	-6627,660	-4371,719
Frauen¹				
Exp(Konstante)	64,522 ^a	-6,880	-40,502 ^a	-1,044
Alter	1,058 ^a	1,060 ^a	1,064 ^a	0,984 ^a
Geburtsjahr	0,963 ^a	1,000	1,018 ^a	1,000
Episoden	21367	7646	19626	7400
Ereignisse	115	297	2115	1832
Log-Likelihood	-633,591	-1187,872	-6469,871	-4345,682

^a (b, c, d) = mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 1% (5, 10, 15%); ¹ = Erhebungsjahre 1969–1972, 1976–1978, 1981–1993
Quelle: PSID (1968–1993)



Quelle: eigene Berechnungen auf Basis von Tabelle 1

bb. 5 Überlebende von je 100000 Männern im Alter 67 nach Geburtsjahr
BRD)



Quelle: eigene Berechnungen auf Basis von Tabelle 1

Abb. 6 Überlebende von je 100000 Frauen im Alter 67 nach Geburtsjahr
(BRD)

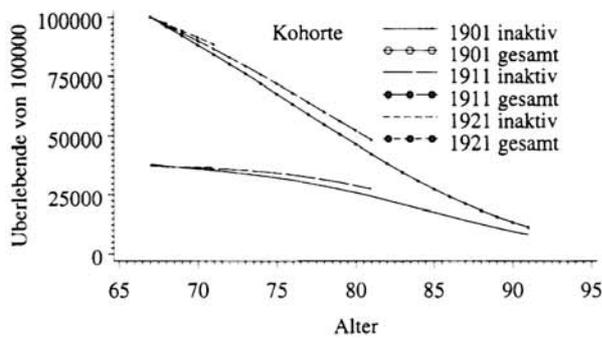
gleichzeitig ein deutlicher Rückgang der Prävalenz funktioneller Beeinträchtigungen im Alltag festzustellen, der primär aus dem rückläufigen Erkrankungsrisiko (siehe Tab. 1) resultiert. In den USA ist die Entwicklung insofern günstiger als die Überlebenswahrscheinlichkeiten 67-Jähriger bis in höhere Altersstufen in der Kohortenabfolge größer geworden sind (Abb. 7 und 8). Gleichzeitig hat aber die Wahrscheinlichkeit, in Inaktivität zu überleben, vor allem für Frauen deutlich zugenommen.

Tabelle 3 stellt die Lebensjahre in Inaktivität den insgesamt in einzelnen Altersbereichen durchlebten Jahren gegenüber. Diese Darstellung entspricht weitgehend der Ergebnisaufbereitung von Dinkel (11).

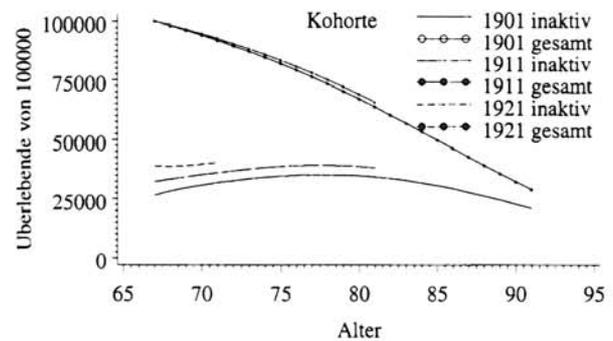
Da das zur Verfügung stehende Zeitfenster des IÖEP 15 Erhebungswellen und damit 14 Ein-Jahresintervalle bereitstellt, wurden drei Altersgruppen gebildet (67–70, 71–75 und 76–80 Jahre), so dass ein

Altersbereich existiert, für den die durchlebten Personenjahre aller drei Kohorten vorliegen, und ein Bereich, für den immerhin zwei Kohorten verglichen werden können (vgl. Tab. 3, oberer Teil). Für den obersten Altersbereich liegen nur Werte für die Kohorte 1917 vor.

Wie aus Tabelle 3 (oberer Teil) ersichtlich, haben sich in der Bundesrepublik in den hier betrachteten Altersklassen die insgesamt durchlebten Jahre nur bei den Frauen über die Kohorten hinweg deutlich erhöht, während bei den Männern kaum Kohortenunterschiede bestehen. Für beide Geschlechter ist jedoch ein Rückgang der Jahre in Inaktivität sowohl absolut als auch relativ zu beobachten, wobei der Rückgang bei den Frauen weniger groß ist als bei den Männern. Der diskontinuierliche zeitweilige Anstieg von Mortalitäts- und Erkrankungsrisiko scheint bei den nach 1917 geborenen Männern bereits über-



Quelle: eigene Berechnungen auf Basis von Tabelle 2



Quelle: eigene Berechnungen auf Basis von Tabelle 2

Abb. 7 Überlebende von je 100 000 Männern im Alter 67 nach Geburtsjahr (USA)**Abb. 8** Überlebende von je 100 000 Frauen im Alter 67 nach Geburtsjahr (USA)**Tab. 3** Erlebte Personen-Jahre von 100 000 Personen im Alter 67 nach Geburtskohorte und Geschlecht

Deutschland									
Alter	Kohorte 1917			Kohorte 1922			Kohorte 1927		
	Gelebte Jahre	Jahre in Inaktivität	%	Gelebte Jahre	Jahre in Inaktivität	%	Gelebte Jahre	Jahre in Inaktivität	%
Männer									
67-70	375 391	105 560	28,1	375 745	93 473	24,8	376 818	80 654	21,4
71-75	388 333	112 025	28,8	388 140	101 489	26,1			
76-80	279 578	82 408	29,4						
Frauen									
67-70	384 345	106 271	27,6	386 544	98 151	25,4	388 421	90 210	23,2
71-75	428 925	131 192	30,6	437 681	126 284	28,8			
76-80	357 045	124 639	34,9						
USA									
Alter	Kohorte 1901			Kohorte 1911			Kohorte 1921		
	Gelebte Jahre	Jahre in Inaktivität	%	Gelebte Jahre	Jahre in Inaktivität	%	Gelebte Jahre	Jahre in Inaktivität	%
Männer									
67-70	369 317	146 200	39,6	373 814	147 451	39,4	377 619	148 122	39,2
71-75	370 681	166 379	44,9	387 545	175 147	45,2			
76-80	265 428	139 757	52,7	290 959	154 227	53,0			
81-85	166 547	101 055	60,7						
86-90	87 357	59 552	68,2						
Frauen									
67-70	384 457	116 744	30,4	385 895	136 230	35,3	386 215	156 720	40,1
71-75	429 114	166 200	38,7	434 894	187 953	43,2			
76-80	358 328	173 239	48,3	367 231	194 307	52,9			
81-85	275 294	160 027	58,1						
86-90	187 524	126 373	67,4						

Quelle: eigene Berechnungen auf Basis von Tabellen 1 und 2

wunden. Die von Dinkel (11) festgestellte positive Entwicklung lässt sich somit bestätigen. In allen Altersgruppen ist dabei der Anteil der Lebensjahre in Krankheit bei den Frauen etwas höher als bei den

Männern (vgl. Tab. 3, oberer Teil). Auch dies entspricht bisherigen Erkenntnissen (2, 23).

Entsprechende Berechnungen sind in Tabelle 3 auch für die USA wiedergegeben. Das zur Verfügung

stehende Zeitfenster der PSID beträgt 26 Erhebungs-
wellen und damit 25 Ein-Jahres-Intervalle aus denen
5 Altersintervalle (67–70, 71–75, 76–80, 81–85, 86–90)
gebildet wurden. Aufgrund des im Vergleich zum
SOEP längeren Zeitraums existiert somit selbst zwi-
schen Kohorten, die 20 Jahre auseinander liegen, ein
gemeinsamer Altersbereich, für den die durchlebten
Jahre berechnet werden können.

Die Ergebnisse sind in Tabelle 3 (unterer Teil) wie-
dergegeben. Danach haben sich aufgrund des Sterb-
lichkeitsrückgangs die insgesamt durchlebten Jahre
in jeder Altersklasse von Kohorte 1901 über Kohorte
1911 zu Kohorte 1921 erhöht. Ebenso ist jedoch ein
Anstieg der absoluten Jahre in Inaktivität für jede
der nachfolgenden Kohorten zu verzeichnen. Der rela-
tive Anteil der Lebensjahre in Inaktivität hat sich bei
den Männern dadurch nur unwesentlich verändert
(maximal 0,4 Prozentpunkte), während der Anteil
bei den Frauen in jedem Alterssegment zwischen
den Kohorten 1901, 1911 und 1921 um 5 Prozent-
punkte ansteigt. Frauen erleben zudem prozentual we-
niger Jahre in Inaktivität als Männer, wobei sich das
Verhältnis aber den Männern in den höheren Alters-
jahren bzw. in den jüngeren Geburtskohorten an-
gleicht.

Studien zur zeitlichen Dynamik der aktiven Le-
benserwartung in den USA lagen bislang ausschließ-
lich in Periodenbetrachtung vor. So sehen Crimmins,
Yasuhiko und Ingegneri (9) den Zugewinn an Le-
bensjahren zwischen 1970 und 1980 überwiegend als
Jahre in Krankheit bzw. funktionaler Beeinträchti-
gung an, wobei die Frauen von dieser negativen Ent-
wicklung weitaus drastischer betroffen sind als Män-
ner. In der Anschlussuntersuchung von Crimmins,
Saito und Ingegneri (7) mit den aktualisierten Daten
für den Zeitraum von 1980 bis 1990 zeigt sich hin-
gegen ein deutlicher Zugewinn an Lebensjahren frei
von gesundheitlicher Beeinträchtigung, der auf die
in diesem Zeitraum sinkenden Prävalenzen gesund-
heitlicher Beeinträchtigung zurückzuführen ist. Ob-
wohl diese optimistische Entwicklung zwischen 1980
und 1990 von einigen Autoren in Bezug auf die Prä-
valenz funktionaler Beeinträchtigung geteilt wird
(8, 28), liegen auch Befunde vor, die keinen einheit-
lichen Trend in der Veränderung des Gesundheits-
zustands feststellen (8).

Der Anteil aktiver Lebensjahre scheint in der
BRD größer als in den USA – der Unterschied kann
aber wegen der unterschiedlichen Erhebungsinstru-
mente (vgl. Punkt 2) nicht wirklich sinnvoll inter-
pretiert werden. Die *Entwicklung* der aktiven Le-
benserwartung könnte allerdings in der BRD und
den USA kaum unterschiedlicher verlaufen. Während
die Mortalität in beiden Ländern zurückgeht, gehen
auch die Jahre in Inaktivität in der BRD absolut und
relativ, zu den allgemeinen Lebensjahren betrachtet,

zurück. In den USA hingegen steigt die absolute
Zahl der Lebensjahre in Inaktivität. Bei den Frauen,
die von einem sehr drastischen Anstieg betroffen
sind, steigen damit die Lebensjahre in Inaktivität
weitaus schneller als die allgemeinen Lebensjahre.
Bei den Männern steigen sowohl die Jahre in Inakti-
vität als auch die gesamten gelebten Jahre in glei-
chem Maße. Die Ursachen dieser Entwicklung sind
im Wesentlichen darauf zurückzuführen, dass in der
BRD die Erkrankungswahrscheinlichkeit sukzessive
zurückgeht, während sie in den USA für jeden nach-
folgenden Jahrgang ansteigt.

Bemerkenswert ist weiterhin, dass der Ge-
schlechtsunterschied in der Entwicklung der aktiven
Lebenserwartung in beiden Ländern ähnlich ist:
Während die aktive Lebenserwartung in der BRD
bei den Männern eine starke und bei den Frauen
nur eine leichte Verbesserung erfährt, bleibt sie in
den USA bei den Männern nahezu unverändert,
während sie sich bei den Frauen stark verschlech-
tert.

Diskussion

Das in dieser Arbeit angewandte Konzept der akti-
ven Lebenserwartung dient der Evaluierung des Ge-
sundheitszustands einer Bevölkerung. Damit werden
sowohl Mortalität als auch Morbidität in die Analyse
mit einbezogen, und die Beurteilung der „Qualität“
der Lebensjahre geht damit weit über die ausschließ-
liche Berücksichtigung von Mortalität hinaus.

Den Analysen liegt ein summarischer Indikator
für Einschränkungen bei den „activities of daily liv-
ing“ zugrunde. In der Tradition bisheriger Studien
stellt die vorliegende Untersuchung damit auf die
Handlungs- und Leistungsbeeinträchtigung ab. Wäh-
rend stärker epidemiologisch ausgerichtete Unter-
suchungen mehr an den zugrundeliegenden Krank-
heiten interessiert sind, steht hier die soziale Bedeu-
tung von Krankheit im Vordergrund. Zudem geht es
um die sozialpolitische Bedeutung von Krankheit,
denn auf die hier untersuchten Handlungs- und Lei-
stungsbeeinträchtigungen stellt auch die Pflegever-
sicherung ab. Die Analyse von Krankheit unter dem
Aspekt der Gesundheitskosten und des Pflegebedarfs,
des Altersbilds und der Teilhabe Älterer am gesell-
schaftlichen Leben sowie der Dauer aktiver Hand-
lungsfähigkeit im Lebensverlauf ist letztlich unmit-
telbar von den hier untersuchten, körperlichen Funk-
tionseinschränkungen abhängig.

Dabei hat die vorliegende Längsschnittunter-
suchung gegenüber Periodenuntersuchungen den
Vorteil, die tatsächlichen Sterblichkeits-, Erkrank-
ungs- und Gesundungsprozesse von Geburtskohor-

ten zu erfassen. Für Deutschland zeigen die Analysen insgesamt eine deutliche Verbesserung, während für die USA tendenziell eher eine Verschlechterung des Gesundheitszustands festzustellen ist. In Übereinstimmung mit den Befunden von Dinkel (11) kann damit die Frage „Longer life but worsening health?“ für die BRD weniger pessimistisch beantwortet werden als durch viele Berechnungen und theoretische Argumente (die sich jedoch zumeist auf die USA beziehen) suggeriert wird. Bei der Entwicklung des Gesundheitszustands sollte jedoch auch bedacht werden, dass dieser nicht losgelöst vom jeweiligen Gesundheitssystem betrachtet werden sollte.

Dies wiegt gerade deshalb umso schwerer, als in den USA ein deutlich schlechterer Gesundheitszustand und teilweise sogar eine Verschlechterung im Zeitverlauf festgestellt wurde.

Die Anwendung der Längsschnittperspektive war jedoch auch an Restriktionen gebunden, die in erster Linie durch die Datenlage vorgegeben waren. Aufgrund der im Gegensatz zum Mikrozensus geringen Anzahl der Todesfälle wurden Alters- und Kohorteneffekte parametrisch geschätzt. Der hier spezifiziertere monotone Einfluss des Geburtsjahres „verdeckt“ auf diese Weise aber auch z. B. Periodeneinflüsse.

Literatur

1. Bebbington AC (1988) The expectation of life without disability in England and Wales. *Social Science and Medicine* 27:321-326
2. Bickel H (2001) Lebenserwartung und Pflegebedürftigkeit in Deutschland. *Das Gesundheitswesen* 63:9-14
3. Branch LG, Guralnik JM, Foley DJ et al (1991) Active life expectancy for 10000 caucasian men and women in three communities. *Journal of Gerontology. Medical Science* 46:145-150
4. Bronnum-Hansen (1998) Trends in health expectancy in Denmark, 1987-1994. *Danish Medical Bulletin* 42: 217-221
5. Crimmins EM, Hayward MD, Saito Y (1994) Changing mortality and morbidity rates and the health status and life expectancy of the older population. *Demography* 31:159-175
6. Crimmins EM, Hayward MD, Saito Y (1996) Differentials in active life expectancy in the older population of the United States. *Journal of Gerontology. Social Science* 51B:111-120
7. Crimmins EM, Saito Y, Ingegneri D (1997) Trends in disability-free life expectancy in the United States, 1970-1990. *Population and Development Review* 23:555-572
8. Crimmins EM, Saito Y, Reynolds SL (1997) Further evidence on recent trends in the prevalence and incidence of disability among older americans from two sources: the LSOA and the NHIS. *Journal of Gerontology. Social Science* 52:59-71
9. Crimmins EM, Yasuhiko S, Ingegneri D (1989) Changes in life expectancy and disability-free life expectancy in the United States. *Population and Development Review* 15:235-267
10. Dinkel RH (1984) Sterblichkeit in Perioden- und Kohortenbetrachtung. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 10:477-500
11. Dinkel RH (1999) Demographische Entwicklung und Gesundheitszustand. Eine empirische Kalkulation der Healthy Life Expectancy für die Bundesrepublik auf der Basis von Kohortensterbetafeln. In: Häfner H (Hrsg) *Gesundheit - unser höchstes Gut?* Springer, Heidelberg New York, 61-84
12. Fries JF (1980) Aging, natural death, and the compression of morbidity. *The New England Journal of Medicine* 303:130-135
13. Guralnik JM, Land KC, Blazer D et al (1993) Educational status and active life expectancy among older blacks and whites. *The New England Journal of Medicine* 329:110-116
14. Hanefeld U (1987) *Das Sozio-ökonomische Panel. Grundlagen und Konzeption.* Campus, Frankfurt a.M. New York
15. Hill MS (1992) The panel study of income dynamics. A User's Guide - with assistance of the staff of the PSID. Sage, Newbury Park
16. Jankowitsch B, Klein T, Weick S (2000) Die Rückkehr ausländischer Arbeitsmigranten seit Mitte der achtziger Jahre. In: Alba R, Schmidt P, Wasmer M (Hrsg) *Deutsche und Ausländer: Freunde, Fremde oder Feinde?* Empirische Befunde und theoretische Erklärungen. Westdeutscher Verlag, Wiesbaden, 93-109
17. Klein T (1993) Der Einfluss des berufsstrukturellen Wandels auf die Verlängerung der Lebenserwartung in der Bundesrepublik Deutschland. *Das Gesundheitswesen* 55:357-363
18. Klein T (1993) Familienstand und Lebenserwartung. *Zeitschrift für Familienforschung* 5:99-114
19. Klein T (1993) Soziale Determinanten der Lebenserwartung. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 45:712-730
20. Klein T (1993) Soziale Position und Lebenserwartung. Eine kohortenbezogene Analyse mit den Daten des Sozio-ökonomischen Panels. *Zeitschrift für Gerontologie* 26:313-320
21. Klein T (1996) Mortalität in Deutschland - Aktuelle Entwicklungen und soziale Unterschiede. In: Zapf W, Schupp J, Habich RB (Hrsg) *Lebenslagen im Wandel: Sozialberichterstattung im Längsschnitt.* Campus, Frankfurt a.M. New York, 366-377
22. Klein T (1999) Soziale Determinanten der aktiven Lebenserwartung. *Zeitschrift für Soziologie* 28:448-464
23. Klein T, Unger R (1999) Aktive Lebenserwartung in der Bundesrepublik. *Das Gesundheitswesen* 61:168-178
24. Klein T, Unger R (2001) Einkommen, Gesundheit und Mortalität in Deutschland, Großbritannien und den USA. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 53:96-110
25. Land KC, Guralnik JM, Blazer DG (1994) Estimating increment-decrement life tables with multiple covariates from panel data: the case of active life expectancy. *Demography* 31:297-319
26. Lillard LA, Waite LJ (1995) 'Til death do us part: marital disruption and mortality. *American Journal of Sociology* 100:1131-1156

- re-
ra-
of
er-
ra-
al
ng
ol-
E
on
ist
ale
in
-
it-
tal
if-
ir-
27. Liu X, Liang J, Muramatsu N et al (1995) Transitions in functional status and active life expectancy among older people in Japan. *Journal of Gerontology: Social Science* 50B:383-394
 28. Manton KG, Corder LS, Stallard E (1993) Estimates of change in chronic disability and institutional incidence and prevalence rates in the US elderly Population from the 1982, 1984 and 1989. *National Long Term Care Survey. Journal of Gerontology* 48:153-166
 29. Manton KG, Stallard E, Liu K (1993) Forecasts of active life expectancy: policy and fiscal implications. *The Journals of Gerontology* 48:11-26
 30. Perenboom RJ, Boshuizen HC, van de Water HP (1993) Trends in health expectancies in the Netherlands, 1981-1990. In: Robine JM, Mathers CD, Bone MR et al (eds) *Calculation of Health Expectancies: Harmonization, Consensus Achieved and Future Perspectives*. Libbey Eurotexte, Paris
 31. Projektgruppe Sozio-ökonomisches Panel (1993) Zehn Jahre Sozio-ökonomisches Panel. *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung*, 27-41
 32. Projektgruppe Sozio-ökonomisches Panel (1998) Funktion und Design einer Ergänzungsstichprobe für das Sozio-ökonomische Panel (SOEP). *Diskussionspapier 163, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin*
 33. Rendtel U (1995) Lebenslagen im Wandel: Panelausfälle und Panelrepräsentativität. Campus, Frankfurt
 34. Rogers A (1995) *Multiregional Demography*. John Wiley & Sons, Chichester
 35. Rogers A, Rogers RG, Belanger A (1990) Longer life but worse health? *Measurement and Dynamics. The Gerontologist* 30:640-649
 36. Rogers A, Rogers RG, Branch LG (1989) A multistate analysis of active life expectancy. *Public Health Reports* 104:222-226
 37. Schepers J (1989) Soziale Differenzen der Lebenserwartung. *Zeitschrift für Sozialreform* 35:670-682
 38. Schoen R (1975) Constructing increment-decrement life tables. *Demography* 12:313-324
 39. Sullivan D (1971) A single index of mortality and morbidity. *Health Services and Mental Health Administration Health Reports* 86:347-354
 40. Tsuji I, Minami Y, Fukao A et al (1995) Active life expectancy among elderly Japanese. *Journal of Gerontology, Medical Science* 50A:173-176
 41. Vaupel JW, Manton KG, Stallard E (1979) The risk of institutionalization before death. *The Gerontologist* 19:361-367
 42. Wagner G, Schepers J (1989) Soziale Differenzen der Lebenserwartung in der Bundesrepublik Deutschland - Neue empirische Analysen. *Zeitschrift für Sozialreform* 35:670-682
 43. Zick CD, Smith KR (1991) Marital transitions, poverty, and gender differences in mortality. *Journal of Marriage and the Family* 53:327-336