

Können wir (alle) überhaupt länger arbeiten?

Trends in der gesunden Lebenserwartung nach Sozialschicht in Deutschland

Rainer Unger, Alexander Schulze

Zusammenfassung: Der Beitrag untersucht vor dem Hintergrund der Anhebung des Renteneintrittsalters auf 67 Jahre und der damit verbundenen Ausweitung der Lebensarbeitszeit in höhere Altersklassen die Frage, inwieweit diese politische Zielsetzung durch das gesundheitliche Vermögen der Bevölkerung gedeckt ist. Dazu werden auf Grundlage der Daten des Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) zunächst Trends der „gesunden“ Lebenserwartung für die Jahre 1989, 1999 und 2009 berechnet und vor dem Hintergrund der sozialen Schichtindikatoren wie der Einkommenslage und des Bildungsniveaus analysiert. Zu den Ergebnissen gehört, dass die sozialen Unterschiede in der gesunden Lebenserwartung deutlich höher ausfallen als in der Lebenserwartung insgesamt und sich diese Unterschiede im Zeitverlauf noch zusätzlich vergrößern. Dieser Effekt tritt dabei besonders bei Männern auf. Eine für *alle* verbindliche Lebensarbeitszeit in gleicher Höhe wird diesen Befunden von sozial höchst ungleich verteilten Lebenschancen damit nicht gerecht. Die Befunde legen vielmehr eine flexible Ausgestaltung der Regelaltersgrenze nahe.

Schlagwörter: Gesunde Lebenserwartung · Sozialschicht · Kompression der Morbidität · Sozialer Wandel · Lebensarbeitszeit

1 Einleitung

Der Beitrag untersucht vor dem Hintergrund der Anhebung des Renteneintrittsalters auf 67 Jahre und der damit verbundenen Ausweitung der Lebensarbeitszeit in höhere Altersklassen die Frage, inwieweit diese politische Zielsetzung durch das gesundheitliche Vermögen der Bevölkerung gedeckt ist. Die Festlegung des Renteneintrittsalters auf 67 Jahre kann dabei, im Unterschied zu früheren Regelungen, als Re-Standardisierung beschrieben werden (*Sackmann 2008*), also eine Orientierung an einer für alle gültigen starren Altersgrenze. Selbstverständlich sind entsprechende Regelungen zur Lebensarbeitszeit nur dann sinnvoll, wenn die ältere Bevölkerung

auch gesundheitlich (sowohl körperlich als auch psychisch) in der Lage ist, länger erwerbstätig zu sein (*Lehr/Kruse* 2006). Zwar liegt einerseits eine Vielzahl an Studien vor, nach denen sich der Gesundheitszustand der Bevölkerung in Deutschland insgesamt verbessert hat (z.B. *Kroll/Ziese* 2009; *Unger* 2006), jedoch ergeben sich andererseits mit einem einheitlichen Renteneintrittsalter auch zwangsläufig Probleme aufgrund von *individuellen* Unterschieden des Gesundheitszustands in der älteren Bevölkerung. Nicht alle Menschen erreichen gesund ein höheres Lebensalter. Diese individuellen Unterschiede des Alterns werden in den aktuellen Diskussionen zur Ausdehnung der Lebensarbeitszeit häufig ausgeblendet (*Höpflinger* 2007: 308).

Individuelle Gesundheitsunterschiede sind dabei auch Ausdruck verschiedener sozio-ökonomischer Einflüsse, die sich u.a. in den materiellen Lebensbedingungen, im Gesundheitsverhalten sowie in der gesundheitlichen Versorgung widerspiegeln. Betrachtet man die ökonomische Entwicklung in Deutschland, dann hat z.B. die Einkommensungleichheit in den letzten Dekaden eher zu- als abgenommen. Beispielsweise kam es zwischen 1992 und Mitte der neunziger Jahre zu einem Anstieg der Einkommensungleichheit, anschließend zu einer leichten Erholung und seit etwa 2000 wieder zu einem erneuten Anstieg, wobei die Entwicklung der Ungleichheit in den neuen Bundesländern ähnlich verlief, aber auf niedrigerem Niveau als in den alten Bundesländern (*Goebel et al.* 2007). Vor diesem Hintergrund stellt sich die Frage, ob die steigende Einkommensungleichheit auch mit einer Zunahme der gesundheitlichen Ungleichheit einhergeht. In den folgenden Analysen wird daher der Frage nach der Gesundheitsentwicklung von unterschiedlichen Bevölkerungsgruppen nachgegangen bzw. danach, ob alle Bevölkerungsgruppen gleichermaßen von einer Gesundheitsverbesserung im Zeitverlauf profitieren. Der Beitrag fokussiert damit *ausschließlich* die Rolle der Gesundheit auf die Beschäftigungsfähigkeit im höheren Lebensalter und vernachlässigt ökonomische Aspekte der Nachfrage nach Arbeitskräften, der Qualifikation der potentiellen Arbeitskräfte und der damit einhergehenden möglichen beruflichen Belastungen durch die Arbeitsplatzanforderungen.

Nach einem Überblick über den Forschungsstand (Abschnitt 2) und den der Analyse zugrunde liegenden Daten und der verwendeten Methode (Abschnitt 3), werden auf Grundlage der Daten des Sozio-ökonomischen Panel (SOEP) von 1984-2009 zunächst Trends der „gesunden“ Lebenserwartung in der Gesamtbevölkerung für verschiedene Zeitabschnitte nachgezeichnet und vor dem Hintergrund der sozialen Schichtindikatoren wie der Einkommenslage und des Bildungsniveaus analysiert (Abschnitt 4). Da sich die Analyse der Lebenserwartung bzw. gesunden Lebenserwartung auf die gesamte Bevölkerung bezieht, wird ebenfalls untersucht, wie sich der Gesundheitszustand der Erwerbstätigen und der Erwerbslosen im Zeitverlauf verändert hat, und ob sich beispielsweise Hinweise für Mobilitätsprozesse, etwa in Form von Erwerbsaustritten (bei guter Gesundheit) finden lassen, nach denen sich lediglich der Gesundheitszustand der Erwerbslosen, nicht aber der der Erwerbstätigen, im Zeitverlauf verbessert hat. Abschließend werden die Ergebnisse diskutiert (Abschnitt 5).

2 Forschungsstand

Studien zur Gesundheitsentwicklung werden vor allem im Hinblick auf die bekannt gewordene Kontroverse um die „Kompression der Morbidität“ durchgeführt. Dabei geht es um die Frage, ob mit der steigenden Lebenserwartung auch eine Verlängerung der krankheitsfreien Lebensphase einhergeht, bzw. ob durch die verlängerte Lebenserwartung lediglich die Lebensphase mit gesundheitlicher Beeinträchtigung weiter ausgedehnt wird. Diese Frage wird in der Literatur überwiegend zugunsten der erstgenannten Alternative beantwortet: Die gewonnenen Jahre sind im Allgemeinen auch gesunde Jahre, wie empirische Studien zum Wandel der gesunden Lebenserwartung in einigen Ländern belegen. Beispielsweise finden *Brønnum-Hansen* (1998) für Dänemark, *Perenboom et al.* (1993) für die Niederlande, *Crimmins et al.* (1997) für die USA, *Bebbington* (1988) für das Vereinigte Königreich und *Pinheiro und Krämer* (2009) für das Bundesland Nordrhein-Westfalen überwiegend einen Anstieg der gesunden Lebenserwartung über die Zeit.¹ Weitere Untersuchungen haben dabei gezeigt, dass dieser Zugewinn an gesunden Lebensjahren auch von der Definition von Gesundheit bzw. Krankheit abhängig ist: So ist im Hinblick auf schwerwiegende gesundheitliche Beeinträchtigungen ein deutlicher Zugewinn der gesunden Lebenserwartung für jüngere Geburtskohorten zu verzeichnen. Bei moderaten und leichten Beeinträchtigungen fällt dieser Zugewinn geringer aus (*Cambois/Robine* 1996; *Robine et al.* 2003; *Unger* 2006).

Zum Zusammenhang von sozio-ökonomischem Status und Lebenserwartung bzw. gesunder Lebenserwartung liegen ebenfalls zahlreiche Studien vor, wobei mit höherem gegenüber niedrigerem Status (höheres Einkommen und höhere Bildung) nicht nur mehr Lebensjahre, sondern auch mehr gesunde Lebensjahre zu erwarten sind (z.B. *Crimmins/Saito* 2001; *Crimmins et al.* 1996; *Guralnik et al.* 1993; *Katz et al.* 1983; *Land et al.* 1994; *Valkonen et al.* 1997). Die Studien haben dabei auch gezeigt, dass sowohl die Bildungsunterschiede (*Sihvonen et al.* 1998; *Valkonen et al.* 1997) als auch die Einkommensunterschiede (*Kaneda et al.* 2004) in der gesunden Lebenserwartung größer ausfallen als in der Lebenserwartung insgesamt. Beispielsweise beträgt der Unterschied in der Lebenserwartung zwischen Personen mit höchstens 9 Jahren Schulbildung und mindestens 13 Jahren Schulbildung bei Männern 6,3 Jahre und bei Frauen 3,2 Jahre. Der Unterschied in der gesunden Lebenserwartung beträgt hingegen, je nach verwendetem Gesundheitsindikator, bei den Männern 10-13 Jahre und bei den Frauen 7-11 Jahre (*Valkonen et al.* 1997). Zudem fallen diese Unterschiede nach der Sozialschicht für Männer erheblich größer aus als für Frauen (*Sihvonen et al.* 1998).

Einkommen, Bildung und Berufsstatus werden als die wichtigsten Dimensionen bei der Erklärung der schichtspezifischen Verteilung der Gesundheit angesehen. Einkommen wird dabei meist mit materiellen Lebensbedingungen wie z.B. den Wohn-

¹ Lediglich für die weibliche Bevölkerung in Dänemark (*Brønnum-Hansen* 1998) sowie die männliche Bevölkerung in den Niederlanden (*Perenboom et al.* 1993) wurden uneinheitliche Entwicklungen festgestellt.

bedingungen (*Feinstein* 1993), aber auch den Ernährungsbedingungen (*Hummer et al.* 1998) in Verbindung gebracht, insofern sie materiellen Restriktionen unterliegen. Hinzu kommt auch eine Einkommensabhängigkeit bei der Inanspruchnahme des medizinischen Versorgungssystems (*Klein/Unger* 2001). Das Bildungsniveau betont dagegen hauptsächlich unterschiedliche Lebensstile. Als solche gelten gesundheitsrelevante Verhaltensweisen wie Rauchgewohnheiten und Alkoholkonsum sowie Ernährungsgewohnheiten, aber auch der bessere Zugang zu gesundheitsrelevanten Informationen (*Sihvonen et al.* 1998). Einkommen und Bildung werden wegen der Korrelation mit der beruflichen Stellung auch mit den Arbeitsbedingungen in Verbindung gebracht (*Siegrist/Dragano* 2006). Dennoch ist wenig bekannt, wie sich diese sozio-ökonomischen Einflüsse über die Zeit hinweg verändert haben. Entsprechende Studien, insbesondere für Deutschland, liegen bislang kaum vor, und wenn, dann stellen sie meist eine Vergrößerung der gesundheitlichen Ungleichheit über die Zeit fest (*Kroll/Lampert* 2010; *Lampert/Kroll* 2008). Die Erklärung des Wandels der genannten schichtspezifischen Einflüsse auf die Gesundheit wird in diesen Studien nur rudimentär diskutiert. Für die Erklärung des Wandels dieser sozio-ökonomischen Einflussfaktoren bietet sich auch die Erklärung von *Wilkinson* (2001) an, der mit dem subjektiven Gefühl relativer Deprivation einen eher psychologischen Aspekt der Wirkungsweise bei ungleichen Einkommensverhältnissen benennt. Dennoch steht auch hier die Erklärung des Wandels gesundheitlicher Ungleichheit aus einer makrostrukturellen Perspektive noch aus.

Um die empirisch offene Frage zu beantworten, ob in Deutschland alle Bevölkerungsgruppen gleichermaßen von einer Gesundheitsverbesserung im Zeitverlauf profitieren, werden die Berechnungen zur Lebenserwartung insgesamt sowie zur gesunden Lebenserwartung für die drei Jahre 1989, 1999 und 2009 für drei Einkommenslagen und drei Bildungsabschlüsse durchgeführt. Da die Analyse der gesunden Lebenserwartung sowohl die Erwerbstätigen, als auch die Erwerbslosen umfasst, wird darüber hinaus untersucht, wie sich die Prävalenz von Krankheit bei den Erwerbstätigen und den Erwerbslosen im Zeitverlauf verändert hat. Dadurch können Hinweise auf das Vorliegen von (gesundheitsbedingten) Mobilitätsprozessen gewonnen werden.

3 Daten und Methode

Die vorliegende Untersuchung basiert auf dem Sozio-ökonomischen Panel (SOEP), das seit 1984 als jährliche Wiederholungsbefragung von anfänglich circa 12.000 befragten Personen ab 16 Jahren in Privathaushalten vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung in Berlin (DIW) durchgeführt wird (*SOEP Group* 2001). Für die vorliegende Analyse wurden alle befragten Haushaltsmitglieder des SOEP herangezogen. Die Stichprobe der Hocheinkommensbezieher (Sample G) wurde von der nachfolgenden Analyse ausgeschlossen, da davon ausgegangen wird, dass sich Einkommensunterschiede in diesem Bereich nicht mehr wesentlich auf die Wahrscheinlichkeit von Krankheit auswirken.

Die Sterbewahrscheinlichkeiten und die Prävalenzen von Krankheit sind die Ausgangsgrößen für die Modellierung gesunder Lebenserwartung, die für die Jahre 1989, 1999 und 2009 berechnet wurde. Tabelle 1 gibt einen Überblick über die Verteilungen der verwendeten soziodemografischen und sozioökonomischen Merkmale. Die Analyse von Krankheit beruht dabei auf der subjektiven Einschätzung des Gesundheitszustands, die mit der Frage erhoben wurde: „Wie zufrieden sind sie mit Ihrer Gesundheit?“ Die Einschätzung beruht auf einer 11-stufigen Skala von 0 („ganz und gar unzufrieden“) bis 10 („ganz und gar zufrieden“), wobei die Variable dichotomisiert und die Ausprägungen 0-4 als Vorliegen von Krankheit gewertet wurden. Subjektive Gesundheitseinschätzungen wurden in zahlreichen Studien zur Analyse der gesunden Lebenserwartung angewendet (z.B. *Brønnum-Hansen* 2005; *Sihvonen et al.* 1998). Dabei hat sich auch gezeigt, dass sich die subjektiven Gesundheitseinschätzungen in ähnlichem Ausmaß nach sozio-ökonomischen Positionen unterscheiden, wie z.B. längere Krankheiten oder funktionale Aspekte von Krankheit (*Sihvonen et al.* 1998; *Valkonen et al.* 1997). Dennoch ist im hier durchgeführten intertemporalen Vergleich auch zu beachten, dass die subjektiven Gesundheitseinschätzungen auch von perioden- und kohortenspezifischen Gesundheitskonzepten bestimmt sein können, die zudem nach Alter und Geschlecht variieren können. Ein Vergleich mit funktionalen Aspekten von Krankheit kann jedoch deshalb nicht erfolgen, da diese im SOEP nicht durchgängig sowie nicht gleichbleibend erhoben wurden.

Die vorgenommene Rekodierung erzeugt zum einen eine hinreichend große Fallzahl für die Analyse von Krankheit und zum anderen wird damit ein Personenkreis abgebildet, der seinen gegenwärtigen Gesundheitszustand zu ca. 70 % und damit überwiegend als „weniger gut“ bzw. „schlecht“ beurteilt.² Die unterschiedlichen Schichteinflüsse wurden über die bedarfsgewichtete relative Einkommensposition sowie über die Schulbildungsjahre operationalisiert. Das so genannte Äquivalenzeinkommen wird auf Grundlage des Haushaltsnettoeinkommens und der Anzahl der Haushaltsmitglieder berechnet und erlaubt den Vergleich von Einkommenspositionen bei unterschiedlichen Haushaltsgößen, da bei der Berechnung die Kostenersparnisse, die sich aufgrund gemeinsamen Wirtschaftens, zum Beispiel aus der Teilung von Fixkosten (wie Strom und Miete) und den günstigeren Konsumbedingungen (zum Beispiel Einkauf von günstigeren Großpackungen) ergeben, berücksichtigt werden.³ Für den Vergleich über die verschiedenen Erhebungswellen des

² Der Auszählung liegt eine 5-stufige subjektive Gesundheitseinstufung mit den Kategorien „sehr gut“, „gut“, „zufrieden stellend“, „weniger gut“ und „schlecht“ zugrunde. Die alternative Berücksichtigung von mehrstufigen Krankheitsdefinitionen, die beispielsweise auch „mittelmäßige“ Gesundheit separat berücksichtigt, ist dagegen vor allem im intertemporalen Vergleich vermutlich weniger eindeutig zuzuordnen als eine „schlechte“ Gesundheit.

³ Bei der Berechnung des bedarfsgewichteten Äquivalenzeinkommens wird das Haushaltsnettoeinkommen durch Bedarfsgewichte geteilt. Die Gewichte betragen 1 für den Haushaltsvorstand, 0,5 für jede weitere Person im Alter von mindestens 14 Jahren im Haushalt und 0,3 für jede Person, die jünger als 14 Jahre ist (neue OECD-Äquivalenzskala). Das bedarfsgewichtete Äquivalenzeinkommen lässt sich auch als das individuelle Wohlstandsniveau interpretieren.

Tab. 1: Verteilung der soziodemografischen und sozioökonomischen Merkmale der Stichprobe (n = 250.569 Personenjahre)

	Mean	Standard- abweichung	Minimum	Maximum
Jahr der Befragung	1999,13	7,21	1984	2009
Geschlecht ¹	0,521		0	1
Alter	57,579	20,892	40	104
Relative Einkommensposition ²	91,677	51,497	0,028	399,714
Bildungsjahre ³	9,891	1,469	8	13
Erwerbstätigkeit ⁴	0,136		0	1
Gesundheitsunzufriedenheit ⁵	0,205		0	1
Sterbefälle	0,017		0	1

¹ Männer = 0, Frauen = 1.

² Relative Einkommensposition in Prozent.

³ kein Schulabschluss = 8 Jahre, Hauptschulabschluss = 9 Jahre, Realschulabschluss = 10 Jahre, Fachhochschulabschluss = 12 Jahre, Abitur = 13 Jahre.

⁴ nicht erwerbstätig = 0; erwerbstätig = 1.

⁵ Zufrieden mit der Gesundheit = 0; Unzufrieden mit der Gesundheit = 1.

Quelle: SOEP (1984-2009)

SOEP wurde das ermittelte bedarfsgewichtete Äquivalenzeinkommen relativ zum Durchschnittseinkommen des entsprechenden Jahres in Beziehung gesetzt.

Die Berechnung der gesunden Lebenserwartung wurde nach dem Prävalenzraten-Verfahren von *Sullivan* (1971) durchgeführt, nach dem die Überlebenden der Überlebensfunktionen nach der Prävalenz von Krankheit gewichtet werden. Die Sterbewahrscheinlichkeiten wurden mittels Ereignisanalyse und die Prävalenzen von Krankheit anhand von logistischen Regressionen berechnet. Für die Modellierung der gesunden Lebenserwartung für die Jahre 1989, 1999, und 2009 wurden jeweils die Sterbewahrscheinlichkeiten sowie die Prävalenzen von Krankheit über alle Wellen des SOEP (1984-2009) nach Alter und Jahr der Befragung analysiert, so dass durch Einsetzen des jeweiligen Jahres die altersspezifischen Sterbewahrscheinlichkeiten bzw. die altersspezifischen Prävalenzen für 1989, 1999 bzw. 2009 gewonnen werden können und aus diesen die gesunde Lebenserwartung für jede dieser drei Jahre bestimmt werden kann. Bei der Analyse der gesunden Lebenserwartung nach Sozialschicht wird dabei eine Konstanz der entsprechenden relativen Position in der Sozialschicht über den gesamten Lebensverlauf unterstellt.

Ein Vorteil des Instruments der gesunden Lebenserwartung gegenüber anderen Gesundheitsindikatoren liegt dabei insbesondere darin begründet, dass sowohl den schichtspezifischen Unterschieden des Mortalitäts- als auch des Morbiditätsrisikos Rechnung getragen wird. Da sich die Analyse der gesunden Lebenserwartung auf die gesamte Bevölkerung bezieht, wird ebenfalls anhand logistischer Regressionen

untersucht, wie sich die Prävalenz von Krankheit bei den Erwerbstätigen und den Erwerbslosen im Zeitverlauf verändert hat.

4 Ergebnisse

4.1 Der Wandel der gesunden Lebenserwartung

In Tabelle 2 sind zunächst die der gesunden Lebenserwartung zugrunde liegenden Risiken wiedergegeben. Die Tabelle zeigt beispielsweise (Modell 1), dass das Mortalitätsrisiko von Männern (Frauen) mit jedem Altersjahr um 10,2 % (11,5 %) ansteigt und für jedes nachfolgende Kalenderjahr um 2,9 % (2,7 %) zurückgeht. Im Hinblick auf die Schichtunterschiede (Modelle 2 und 3) zeigt sich, dass mit höherem Einkommen und höherer Bildung das Mortalitätsrisiko sowohl für Männer als auch für Frauen zurückgeht, beispielsweise für Männer um 0,4 % je Erhöhung der relativen Einkommensposition um 1 Prozentpunkt bzw. um 14,6 % je zusätzlichem Bildungsjahr. Hierbei wurden keine Interaktionseffekte zwischen den Schichteinflüssen und dem Jahr gefunden, d.h. die Schichteinflüsse reduzieren über alle Kalenderjahre hinweg gleichermaßen das Mortalitätsrisiko bzw. erhöhen gleichermaßen die Lebenserwartung.

Die Morbiditätsrisiken für Männer und Frauen insgesamt (Modell 4) belegen, dass der *Odd* der Prävalenz von Krankheit bei den Männern (Frauen) je Altersjahr um 2,6 % (3,2 %) ansteigt und für jedes nachfolgende Kalenderjahr um 0,4 % (1,0 %) zurückgeht. Im Hinblick auf die Schichtunterschiede zeigen sich – im Unterschied zu den Mortalitätsrisiken – Interaktionseffekte mit dem Jahr. D.h., bei den Männern geht die Prävalenz von Krankheit in den höheren Einkommensgruppen über die Zeit stärker zurück, als in den unteren Einkommensgruppen (Modell 5), während für Frauen mit Bildungsabschluss Abitur (Modell 6) die Prävalenz von Krankheit über die Zeit sogar zunimmt. Für Frauen ohne Schulabschluss und mit Realschulabschluss ist sie ebenfalls rückläufig.

In Tabelle 3 sind nun die Ergebnisse der aus Tabelle 2 berechneten fernerer Lebenserwartungen insgesamt sowie der gesunden Lebenserwartungen für Männer und Frauen, jeweils für Alter 40 sowie nach Erhebungszeitraum, wiedergegeben. Zunächst zeigt sich für die Männer eine hohe Übereinstimmung im Vergleich der Lebenserwartungen der amtlichen Sterbetafeln mit den anhand des SOEP berechneten Lebenserwartungen. Die Abweichung fällt im Jahr 1989 sehr gering aus (34,7 versus 34,3 Jahre), erhöht sich geringfügig im Jahr 1999 (36,5 versus 37,1 Jahre) und etwas stärker im Jahr 2009 (38,6 versus 39,9 Jahre).⁴ Insgesamt kommt es mit den Daten des SOEP über den hier betrachteten Zeitraum von 20 Jahren zu einem Anstieg der (periodenbezogenen) Lebenserwartung im Alter 40 von 34,3 Jahre auf

⁴ Der Vergleichswert der jüngsten verfügbaren amtlichen Sterbetafel zum dritten Erhebungszeitpunkt bezieht sich auf die Periode 2007/2009 und liegt damit ein Jahr vor dem entsprechenden (höheren) Wert des SOEP im Jahr 2009.

Tab. 2: Wandel der Mortalitäts- und Morbiditätsrisiken insgesamt und nach Sozialschicht für Männer und Frauen (Mortalität: Relative Risiken; Morbidität: Odds Ratios)

	Modell 1	Mortalität Modell 2	Modell 3	Modell 4	Morbidität Modell 5	Modell 6
Männer						
Konstante	47,678***	55,245***	44,230***	5,819***	15,521***	-1,378
Alter	1,102***	1,101***	1,101***	1,026***	1,027***	1,024***
Jahr	0,971***	0,968***	0,974***	0,996***	0,991***	0,999
Einkommen ¹		0,996***			1,138**	
Bildungsjahre ²			0,854***			0,886***
Einkommen ¹ *Jahr					0,999**	
Bildungsjahre ² *Jahr						
Episoden	101183	100318	91493			
Ereignisse	1510	1473	1381			
Log-Likelihood	-6799,439	-6622,417	-6151,116			
Fallzahl				117674	117674	117674
Frauen						
Konstante	42,552***	48,108***	39,455***	16,801***	36,801***	67,218***
Alter	1,115***	1,114***	1,113***	1,032***	1,032***	1,031***
Jahr	0,973***	0,971***	0,975***	0,990***	0,980***	0,966***
Einkommen ¹		0,997***			0,995***	
Bildungsjahre ²			0,877***			0,002***
Einkommen ¹ *Jahr						
Bildungsjahre ² *Jahr						1,003***
Episoden	112409	109615	103230			
Ereignisse	1377	1337	1306			
Log-Likelihood	-6148,413	-5957,988	-5805,602			
Fallzahl				128609	128609	128609

¹ Relative Einkommensposition in Prozent.² kein Schulabschluss = 8 Jahre, Hauptschulabschluss = 9 Jahre, Realschulabschluss = 10 Jahre, Fachhochschulabschluss = 12 Jahre, Abitur = 13 Jahre.

Mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von +p < .10; *p < .05; **p < .01; ***p < .001.

Quelle: SOEP (1984-2009)

39,9 Jahre und damit um 5,6 Jahre. Gleichzeitig hat sich im entsprechenden Zeitraum die fernere gesunde Lebenserwartung im Alter 40 von 26,9 Jahre auf 31,4 Jahre und damit um 4,5 Jahre erhöht. Die männliche Bevölkerung wird demnach nicht nur älter, es werden zusätzlich auch mehr Lebensjahre in Gesundheit erlebt. Dieser Befund steht dabei in Einklang mit anderen internationalen Studien, wonach die durch die gestiegene Lebenserwartung „gewonnenen“ Jahre überwiegend auch „gesunde“ Jahre sind (Cambois/Robine 1996; Robine et al. 2003). Betrachtet man hingegen den Anteil der gesunden Lebenserwartung an der Lebenserwartung insgesamt, dann fällt auf, dass dieser über den gesamten Zeitraum nahezu konstant bei 78,6 % liegt. Es werden damit zwar *absolut* mehr gesunde Lebensjahre erlebt, jedoch fällt dieser Anstieg nicht stärker als der der Lebensjahre insgesamt aus. Der *re-*

Tab. 3: Lebenserwartung und gesunde Lebenserwartung von Männern und Frauen im Alter 40 nach Sozialschicht

	Fernere Lebenserwartung in Jahren				Fernere gesunde Lebenserwartung in Jahren				Anteil in Prozent		Veränderung 2009 zu 1989 in Prozentpunkten	
	1989	1999	2009	Veränderung 2009 zu 1989 in Jahren ²	1989	1999	2009	Veränderung 2009 zu 1989 in Jahren ²	1989	1999		2009
	Männer											
Sterbetafel ¹	34,7	36,5	38,6	+3,9	—	—	—	—	—	—	—	—
SOEP												
Insgesamt	34,3	37,1	39,9	+5,6	26,9	29,2	31,4	+4,5	78,5	78,6	78,6	+0,1
50 % des Durchschnittseink.	32,5	35,6	38,8	+6,3	23,8	26,6	29,6	+5,7	73,3	74,8	76,3	+3,0
100 % des Durchschnittseink.	34,3	37,4	40,6	+6,3	26,4	29,5	32,8	+6,7	77,1	79,0	80,7	+3,7
200 % des Durchschnittseink.	37,9	41,0	44,2	+6,3	31,6	35,2	38,8	+7,2	83,4	85,7	87,7	+4,3
Kein Schulabschluss	32,0	34,6	37,2	+5,1	24,4	26,1	27,8	+3,5	76,0	75,5	74,9	-1,1
Realschulabschluss	35,1	37,7	40,3	+5,2	27,9	29,8	31,6	+3,7	79,5	79,0	78,5	-1,0
Abitur	39,7	42,3	44,8	+5,1	33,3	35,3	37,2	+3,9	83,9	83,5	83,1	-0,8
Frauen												
Sterbetafel ¹	40,4	41,8	43,3	+2,9	—	—	—	—	—	—	—	—
SOEP												
Insgesamt	38,8	41,2	43,6	+4,8	28,9	31,2	33,4	+4,5	74,5	75,6	76,6	+2,1
50 % des Durchschnittseink.	37,6	40,3	42,9	+5,3	25,9	28,9	32,1	+6,2	68,8	71,9	74,8	+6,0
100 % des Durchschnittseink.	38,9	41,6	44,2	+5,3	28,6	31,7	34,8	+6,2	73,4	76,2	78,7	+5,3
200 % des Durchschnittseink.	41,5	44,2	46,7	+5,2	33,7	36,8	39,8	+6,1	81,1	83,2	85,2	+4,1
Kein Schulabschluss	37,3	39,5	41,8	+4,5	26,8	28,9	31,0	+4,2	71,9	73,1	74,2	+2,3
Realschulabschluss	39,7	41,9	44,1	+4,4	30,5	32,2	33,8	+3,3	76,9	76,8	76,7	-0,2
Abitur	43,2	45,4	47,5	+4,3	35,9	37,1	38,1	+2,2	83,0	81,6	80,2	-2,8

¹ Den Sterbetafeln des Statistischen Bundesamtes liegen die Perioden 1988/1990, 1998/2000 und 2007/2009 zugrunde.

² Abweichungen aufgrund von Rundungen möglich.

Quelle: SOEP (1984-2009); Berechnungen auf Basis von Tabelle 2.

lative Anteil bleibt damit konstant. Wie hoch die gesunde Lebenserwartung ausfällt bzw. wie stark der Anteil der gesunden an der Lebenserwartung insgesamt ansteigt, ist dabei im Wesentlichen vom verwendeten Indikator von Krankheit bzw. Inaktivität abhängig (Jagger *et al.* 2011). Bei leichteren gesundheitlichen Beeinträchtigungen fällt der Anstieg für jüngere Kohorten höher aus, als bei schweren gesundheitlichen Beeinträchtigungen (Unger 2006).

Auch bei den Frauen zeigt sich eine hohe Übereinstimmung im Vergleich der Lebenserwartungen der amtlichen Sterbetafeln mit den anhand des SOEP berechneten Lebenserwartungen, wenngleich die Abweichung im Jahr 1989 zunächst größer ausfällt (40,4 versus 38,8 Jahre) und sich bis zum Jahr 2009 (43,3 versus 43,6 Jahre) verringert. Insgesamt steigt die Lebenserwartung für Frauen im hier betrachteten Zeitraum von 20 Jahren um 4,8 Jahre an, während sich die gesunde Lebenserwartung mit 4,5 Jahren fast in ähnlicher Größenordnung erhöht. Analog zu den Männern werden also auch Frauen nicht nur älter, sondern sie erleben auch mehr Lebensjahre in Gesundheit, wobei im Unterschied zu den Männern sich dieser Anteil auch *relativ* erhöht (von 74,5 % auf 76,6 %).

Um die Frage zu beantworten, ob alle Bevölkerungsgruppen gleichermaßen von einer Gesundheitsverbesserung im Zeitverlauf profitieren, wurden die Berechnungen zur Lebenserwartung insgesamt sowie zur gesunden Lebenserwartung für drei Einkommensgruppen und drei Bildungsabschlüsse durchgeführt. Die Befunde belegen dabei deutlich, dass die Lebenserwartung in erheblichem Ausmaß sowohl vom Einkommensniveau als auch vom Bildungsniveau abhängig ist. So beträgt bei den Männern (Frauen) im Jahr 2009 die Differenz in der Lebenserwartung zwischen der niedrigsten Einkommensgruppe (50 % des Durchschnittseinkommens) von 38,8 (42,9) Jahren und der höchsten Einkommensgruppe (200 % des Durchschnittseinkommens) von 44,2 (46,7) Jahren 5,4 (3,8) Jahre und fällt damit etwas geringer aus, als der Zugewinn von 6,3 (5,3) Lebensjahren in jeder Einkommensgruppe in den letzten 20 Jahren! Bei der Differenzierung nach Bildungsabschlüssen zeigt sich ein ähnliches Bild. Männer (Frauen) ohne Schulabschluss haben im Jahr 2009 noch 37,2 (41,8) Lebensjahre zu erwarten, während sich die Lebenserwartung von Männern (Frauen) mit Abitur auf zusätzliche 44,8 (47,5) Jahre beläuft und damit 7,6 (5,7) Jahre höher ist. Der Zugewinn an Lebensjahren in den letzten 20 Jahren ist in den einzelnen Bildungsgruppen mit ca. 5,2 (4,4) Jahren etwas niedriger, als in den einzelnen Einkommensgruppen. Der gleichmäßige Anstieg an Lebensjahren in den Einkommens- und Bildungsgruppen ist darauf zurückzuführen, dass das Mortalitätsrisiko für alle Einkommens- und Bildungsgruppen in gleichem Umfang über die Zeit abnimmt (vgl. Tab. 2). Insgesamt profitieren demnach alle Einkommens- und Bildungsschichten gleichermaßen von einer Lebensverlängerung. Die Ergebnisse bestätigen darüber hinaus den aus anderen Studien bekannten Befund, wonach sowohl die Bildungsunterschiede als auch die Einkommensunterschiede in der Lebenserwartung für Männer erheblich größer ausfallen als für Frauen (Kaneda *et al.* 2004; Sihvonen *et al.* 1998). Begründen lassen sich die bei Männern größeren Schichtunterschiede damit, dass bei Männern die erreichte Einkommensposition bzw. die erreichten Bildungsjahre in größerem Ausmaß mit beruflichen Belastungen assoziiert sein

können, als dies bei Frauen der Fall ist, da Frauen zu erheblich kleineren Anteilen erwerbstätig sind.

Für die Beantwortung der Ausgangsfragestellung ist jedoch von Bedeutung, ob sich die gesunde Lebenserwartung ebenfalls für alle Sozialschichten gleichermaßen entwickelt hat. Zunächst variiert die Höhe der gesunden Lebenserwartung deutlich stärker zwischen den einzelnen Einkommens- und Bildungsabschlüssen als die Höhe der Lebenserwartung insgesamt, wie *Sihvonen et al.* (1998) für verschiedene Bildungsabschlüsse festgestellt haben. Beispielsweise beträgt bei den Männern (Frauen) im Jahr 2009 die Differenz in der ferneren gesunden Lebenserwartung zwischen der niedrigsten Einkommensgruppe in Höhe von 29,6 (32,1) Jahre und der höchsten Einkommensgruppe in Höhe von 38,8 (39,8) Jahre 9,2 (7,7) Jahre, bei der Lebenserwartung insgesamt jedoch „nur“ 5,4 (3,8) Jahre. Die Differenz in der ferneren gesunden Lebenserwartung zwischen der Gruppe der Männer (Frauen) ohne Schulabschluss in Höhe von 27,8 (31,0) Jahre und mit Abitur in Höhe von 37,2 (38,1) Jahre beträgt 9,4 (7,1) Jahre, bei der Lebenserwartung insgesamt jedoch „nur“ 7,6 (5,7) Jahre.

Auch der Zugewinn an gesunden Lebensjahren fällt für die einzelnen Einkommensgruppen unterschiedlich aus. Während für Männer in der untersten Einkommenskategorie in den letzten 20 Jahren ein Anstieg von 23,8 Jahre um 5,8 Jahre auf 29,6 Jahre zu verzeichnen war, erhöhte sich die Anzahl der gesunden Lebensjahre in der obersten Einkommensgruppe von 31,6 Jahre um 7,2 Jahre auf 38,8 Jahre. Bei den Bildungsgruppen fallen die Unterschiede geringer aus. Hier stieg die gesunde Lebenserwartung für Männer ohne Schulabschluss um 3,4 Jahre, während die der Männer mit Abitur um 3,9 Jahre anstieg. Dass sich die gesunde Lebenserwartung je nach Sozialschicht unterschiedlich entwickelt, zeigt sich auch an der Entwicklung des Anteils der gesunden Lebenserwartung an der Lebenserwartung insgesamt, der bei den Männern in den höheren Einkommensgruppen schneller ansteigt als in den unteren Einkommensgruppen, bzw. in höheren Bildungsgruppen weniger stark zurückgeht als in den unteren Bildungsgruppen. Bei den Frauen zeigt sich z.T. ein anderes Bild. Während im Vergleich der Jahre 1989 und 2009 nahezu keine Unterschiede in der gesunden Lebenserwartung im Hinblick auf das Einkommen bestehen (diese steigt gleichmäßig um jeweils ca. 6,2 Jahre an), finden sich deutliche Unterschiede bei den Bildungsabschlüssen, wobei Frauen ohne Schulabschluss mit 4,2 Jahren einen höheren Zuwachs an gesunden Lebensjahren erfahren als Frauen mit Abitur in Höhe von 2,2 Jahren. Dass bei den Frauen der Bildungseinfluss und weniger der Einkommenseinfluss dominiert, kann vermutlich darauf zurückgeführt werden, dass das Einkommen im Haushaltskontext erhoben wurde und damit das Einkommen der Frauen zum Großteil aus dem (Erwerbs-)Einkommen der Männer resultiert.

Insgesamt kann damit für die männliche Bevölkerung in Deutschland festgestellt werden, dass sowohl für die unteren Einkommens- als auch Bildungsgruppen erheblich weniger gesunde Lebensjahre zu erwarten sind als für die oberen Einkommens- und Bildungsgruppen. Dennoch profitieren *alle* Sozialschichten von einem Zugewinn an gesunden Lebensjahren, wobei die obere Einkommensgruppe besonders stark profitiert. Der Zugewinn an gesunden Lebensjahren fällt dagegen

für die verschiedenen Bildungsgruppen weitaus ähnlicher aus. Für die weibliche Bevölkerung kann festgestellt werden, dass ebenfalls *alle* Einkommens- und Bildungsgruppen von einem Zugewinn an „gesunden“ Lebensjahren profitieren, wobei – im Unterschied zu den Männern – die verschiedenen Einkommensgruppen in gleichem Maße und bei den Bildungsgruppen die niedrigere Bildungsgruppe mehr als die höhere Bildungsgruppe profitiert.

Insgesamt legen die Befunde in Bezug auf die Ausgangsfragestellung nach einer Ausweitung der Regelaltersgrenze damit nahe, diese *nicht* in gleicher Höhe für alle verbindlich zu gestalten. Denn abgesehen davon, dass die sozialen Unterschiede in der gesunden Lebenserwartung deutlich höher ausfallen als in der Lebenserwartung insgesamt, *vergrößern* sich diese noch zusätzlich im Zeitverlauf. Damit nimmt die gesundheitliche Ungleichheit nach Sozialschicht über die Zeit hinweg zu. Dieser Effekt tritt dabei besonders bei Männern auf, da hier die Bildungs- und Einkommenspositionen stärker mit den aus einer Erwerbstätigkeit resultierenden beruflichen Belastungen korrelieren als bei den Frauen. Zudem bildet die gesunde Lebenserwartung mit ihrer Differenzierung nach Sozialschicht die Arbeitsfähigkeit weitaus geeigneter ab, als dies die Lebenserwartung leisten kann. Eine mögliche Variante in der Ausgestaltung von Altersgrenzen könnte sich beispielsweise an einem Verhältnis von gesunder zu kranker Lebenserwartung orientieren, wobei dieses je nach Sozialschicht unterschiedlich festzulegen wäre. Eine für *alle* verbindliche Lebensarbeitszeit in gleicher Höhe wird diesen Befunden von sozial höchst ungleich verteilten Lebenschancen dagegen nicht gerecht. Die Befunde legen vielmehr eine flexible Ausgestaltung der Regelaltersgrenze nahe.

4.2 Der Wandel der Prävalenz von Krankheit bei den Erwerbslosen und Erwerbstätigen

Da sich die Analyse der fernerer Lebenserwartung bzw. gesunden Lebenserwartung auf die gesamte Bevölkerung bezieht, kann noch nicht abschließend geklärt werden, ob sich auch der Gesundheitszustand der Erwerbstätigen im Zeitverlauf verbessert hat, oder ob durch Mobilitätsprozesse beispielsweise ein Anstieg der Erwerbsaustritte bei guter Gesundheit stattgefunden hat, nach denen sich lediglich der Gesundheitszustand der Erwerbslosen im Zeitverlauf verbessert hat und ggf. zu einer Gesundheitsverbesserung der gesamten Bevölkerung beigetragen hat. Hierbei ist auch zu berücksichtigen, dass die Gruppe der älteren Erwerbslosen (auch in Bezug auf den Gesundheitszustand) sehr heterogen ist. Beispielsweise kann die Dauer der Erwerbslosigkeit variieren, und bei Frauen dürften familiäre Faktoren eine größere Rolle einnehmen als bei den Männern. Insofern ist der Gesundheitszustand der Erwerbslosen durch eine Vielzahl von Verursachungszusammenhänge geprägt, die sich auch über die Zeit ändern können.

Hierzu wurden die Veränderungen der altersspezifischen Prävalenzen von Krankheit von erwerbslosen und erwerbstätigen Männern und Frauen insgesamt (Modell 1 und 4) sowie nach Sozialschicht (Modelle 2-3 und 5-6) berechnet. Die Ergebnisse der logistischen Regressionen sind in Tabelle 4 wiedergegeben. Insgesamt zeigt sich am Effekt des Jahres, dass sowohl bei den Nichterwerbstätigen als auch bei

Tab. 4: Wandel der Prävalenzen von Krankheit insgesamt und nach Sozialschicht für Männer und Frauen (logistische Regressionen, Odds Ratios)

	Nichterwerbstätige			Erwerbstätige		
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6
Männer						
Konstante	7,982**	24,897***	63,532**	6,531*	-7,385	0,390
Alter	1,005***	1,005***	1,005***	1,025***	1,030***	1,023***
Jahr	0,995**	0,987***	0,969**	0,995**	1,002	0,999
Einkommen ¹		1,153*			1,273***	
Bildungsjahre ²			0,001**			0,925***
Einkommen ¹ *Jahr		0,999*			0,999***	
Bildungsjahre ² *Jahr			1,003**			
-2 Log-Likelihood						
Fallzahl	55693	55693	55693	55693	55693	55693
Frauen						
Konstante	5,161*	34,042***	38,138+	31,503***	46,462***	138,8***
Alter	1,024***	1,025***	1,024***	1,024***	1,027***	1,021***
Jahr	0,996**	0,982***	0,980+	0,983***	0,976***	0,932***
Einkommen ¹		0,893*			0,997***	
Bildungsjahre ²			0,016+			0,001***
Einkommen ¹ *Jahr		1,001*				
Bildungsjahre ² *Jahr			1,002+			1,006***
-2 Log-Likelihood						
Fallzahl	61981	61981	61981	61981	61981	61981

¹ Relative Einkommensposition in Prozent.

² kein Schulabschluss = 8 Jahre, Hauptschulabschluss = 9 Jahre, Realschulabschluss = 10 Jahre, Fachhochschulabschluss = 12 Jahre, Abitur = 13 Jahre.

Mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von +p < .10; *p < .05; **p < .01; ***p < .001

Quelle: SOEP (1984-2009)

den Erwerbstätigen Männern und Frauen die Prävalenz von Krankheit für jedes nachfolgende Jahr rückläufig ist (bzw. nicht signifikant), unabhängig davon, ob nach der Sozialschicht kontrolliert wurde.

Da die errechneten Parameter auf den *Logit* schwierig zu interpretieren sind, wird zur besseren Beurteilung die Entwicklung der entsprechenden Prävalenzen von Krankheit für die erwerbslosen bzw. erwerbstätigen Männer sowie für Frauen in den Abbildungen 1a und 1b, jeweils exemplarisch für das 40. Altersjahr, nach Sozialschicht wiedergegeben. Zunächst kann ein Rückgang der Prävalenz sowohl für die erwerbslose (25,1 % versus 23,3 %), als auch für die erwerbstätige männliche Bevölkerung insgesamt (11,4 % versus 10,5 %) festgestellt werden. Auch nach Einkommen differenziert zeigt sich der Rückgang der Prävalenz sowohl für die Erwerbslosen als auch für die Erwerbstätigen, wobei mit zunehmender Einkommenshöhe die Prävalenz stärker zurückgeht. Bei den Bildungsabschlüssen zeigt sich z.T. ein etwas anderes Bild. Demnach kommt es bei den Erwerbstätigen ebenfalls zu einem (allerdings nur) geringfügigen Rückgang der Prävalenz, wohingegen bei den

Abb. 1a: Prävalenzen von Krankheit von Männern im Alter 40 nach Erhebungsjahr und Sozialschicht

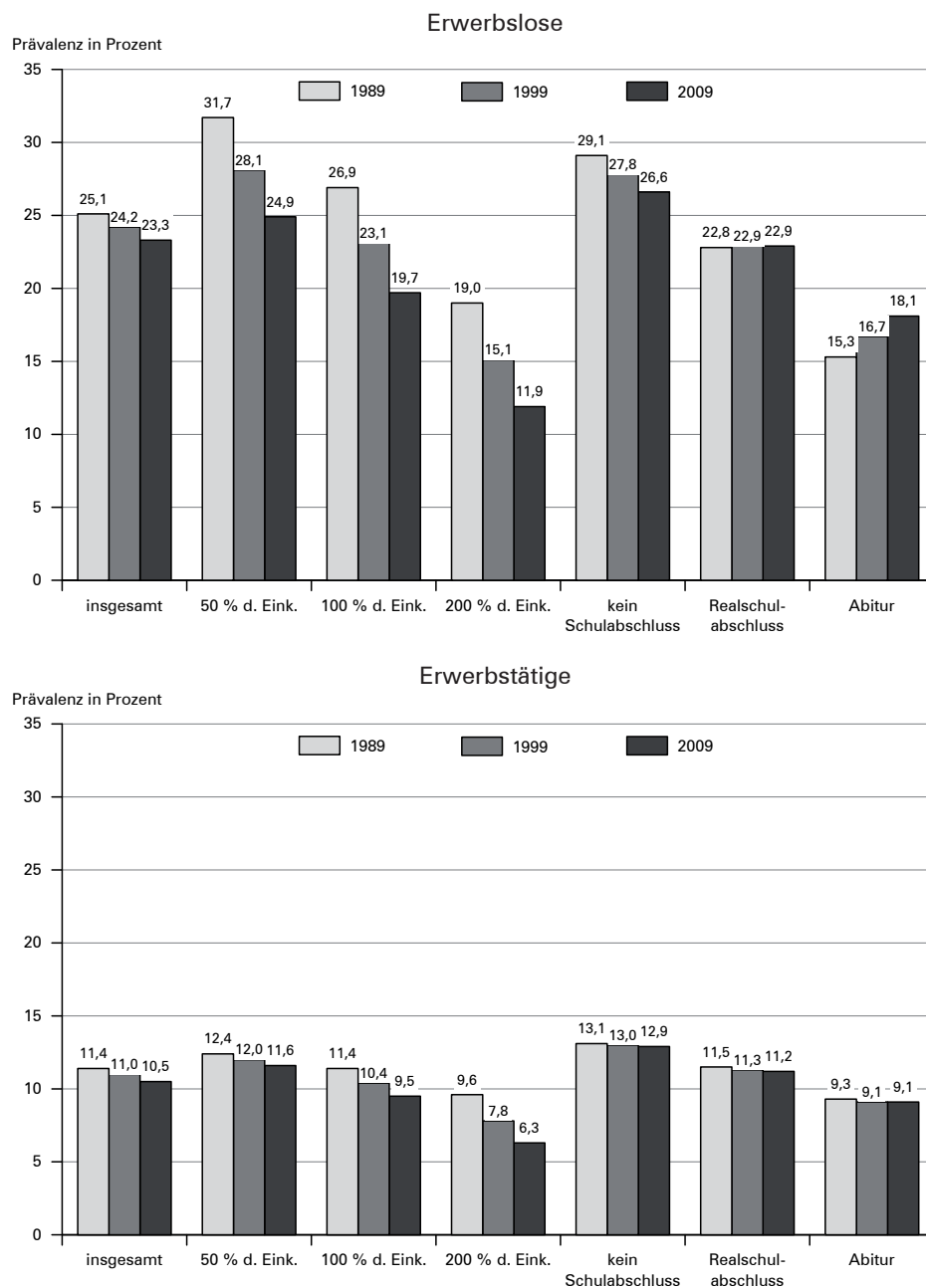
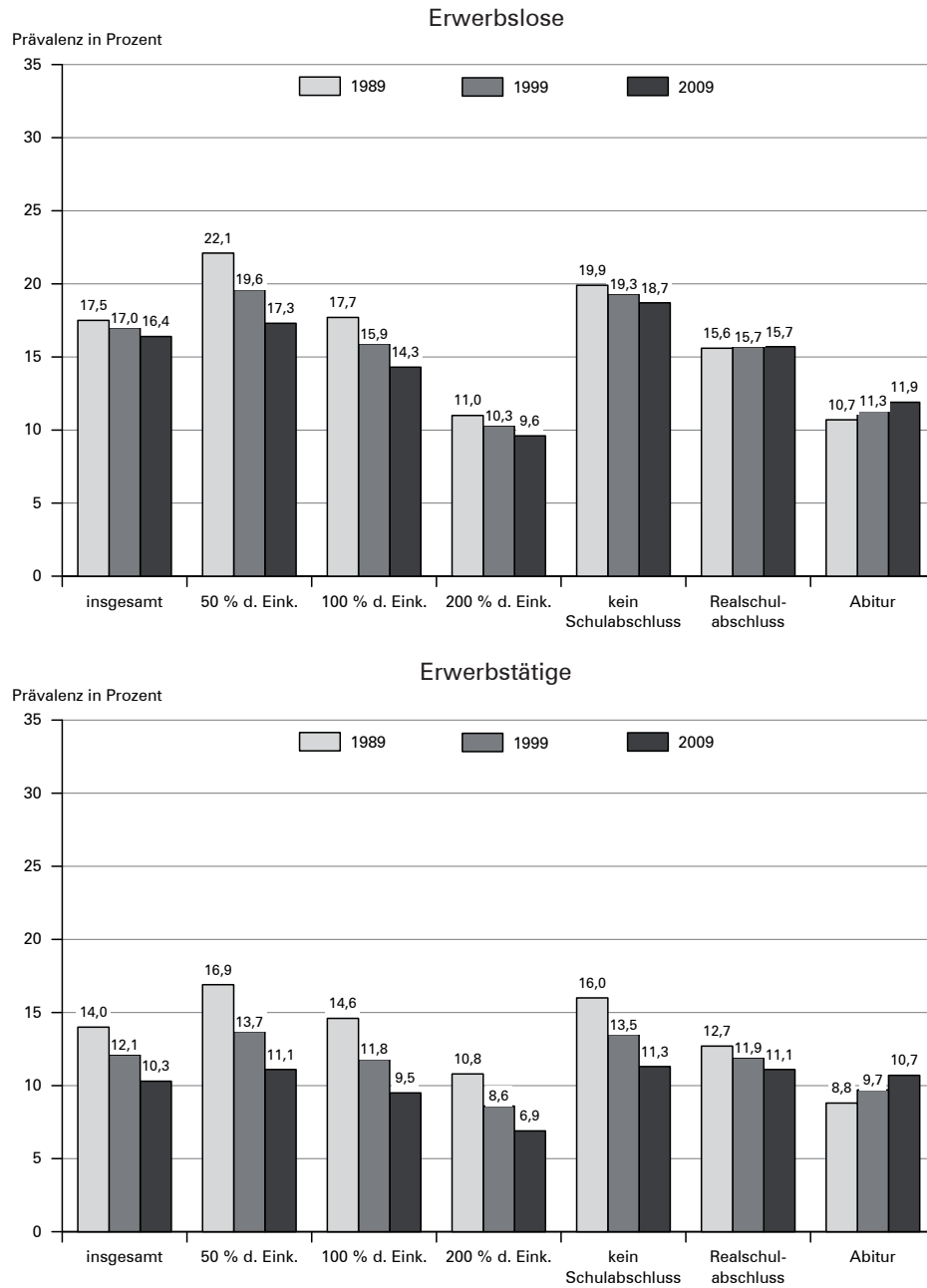


Abb. 1b: Prävalenzen von Krankheit von Frauen im Alter 40 nach Erhebungsjahr und Sozialschicht



Berechnungen auf Basis von Tabelle 4.

Quelle: SOEP (1984-2009)

Erwerbslosen die Prävalenz lediglich in der Gruppe derer ohne Schulabschluss zurückgeht, während sie bei den Abiturienten sogar ansteigt.

Die zuvor festgestellte Verbesserung der gesunden Lebenserwartung der männlichen Bevölkerung insgesamt kann also, aufgrund der beobachteten Gesundheitsverbesserung der Erwerbslosen und der Erwerbstätigen, vermutlich nicht allein mit Mobilitätsprozessen zwischen diesen beiden Gruppen erklärt werden. Vielmehr scheinen sich auch die Arbeitsbedingungen der Erwerbstätigen in den hier betrachteten Einkommens- und Bildungsgruppen (mit Ausnahme derer mit Abitur) verbessert zu haben. Gegen die alternative Erklärung eines ansteigenden Einflusses von Selektionsprozessen, denen zufolge Gesündere in zunehmendem Maße erwerbstätig sind, und dadurch zu einer Gesundheitsverbesserung im Zeitverlauf beigetragen haben, spricht zudem, dass sich auch der Gesundheitszustand der Erwerbslosen im Zeitverlauf verbessert hat. Dass die Prävalenz bei den Erwerbslosen schneller zurückgeht als bei den Erwerbstätigen, kann aber auch dafür sprechen, dass Mobilitätsprozesse nicht gänzlich zu vernachlässigen sind.

Bei den Frauen zeigt sich prinzipiell ein ähnliches Bild einer Gesundheitsverbesserung sowohl bei den Erwerbslosen als auch bei den Erwerbstätigen, was – analog zu den Befunden bei den Männern – eher für einen Rückgang der Arbeitsbelastungen, als für besonders ausgeprägte (gesundheitsbedingte) Mobilitätsprozesse zwischen diesen Gruppen spricht. Während bei den Männern jedoch die Prävalenz bei den Erwerbslosen stärker zurückgeht als bei den Erwerbstätigen, dominiert bei den Frauen der Rückgang der Prävalenz bei den Erwerbstätigen vor dem der Erwerbslosen. Die Gründe hierfür liegen möglicherweise darin, dass hier für Männer und Frauen unterschiedliche gesundheitsbedingte Mobilitätsprozesse wirksam sind, nach denen beispielsweise Männer eher bei guter Gesundheit aus der Erwerbstätigkeit austreten und Frauen eher bei schlechter Gesundheit.

5 Diskussion

Der Beitrag geht der Frage nach, ob eine Verlängerung der Lebensarbeitszeit vor dem Hintergrund der gesundheitlichen Veränderungen in den letzten 20 Jahren eine realistische Perspektive darstellt. Insgesamt hat sich gezeigt, dass sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen die gesunden Lebensjahre angestiegen sind. Obwohl *alle* Sozialschichten von diesem Zugewinn an gesunden Lebensjahren profitieren, zeigt sich auch, dass bei der männlichen Bevölkerung in den unteren Sozialschichten nicht gleichermaßen von einer Gesundheitsverbesserung wie in den höheren Sozialschichten gesprochen werden kann. Insbesondere die oberen Einkommensgruppen profitieren besonders stark von einem Zugewinn an „gesunden“ Lebensjahren. Bei den Schulbildungsabschlüssen fallen die Unterschiede geringer aus. Dennoch profitieren auch hier die oberen Bildungsabschlüsse in größerem Umfang als die unteren Bildungsabschlüsse. Bei der weiblichen Bevölkerung zeigt sich, dass alle Einkommensgruppen in gleichem Umfang von zusätzlichen gesunden Lebensjahren profitieren, während – im Unterschied zu den Männern – die niedrigeren Bildungsabschlüsse mehr zusätzliche gesunde Lebensjahre erleben als die

höheren. Ein Grund für die größere Einkommensabhängigkeit des Wandels der gesunden Lebenserwartung bei den Männern gegenüber den Frauen liegt vermutlich in der bei den Männern höheren Korrelation von Einkommen und den mit der beruflichen Situation verbundenen Belastungen. Die Analysen haben dabei auch gezeigt, dass die sozialen Unterschiede in der gesunden Lebenserwartung z.T. erheblich größer ausfallen als bei der Lebenserwartung insgesamt. Insgesamt sind damit die unteren Sozialschichten nicht nur durch ihre soziale Position benachteiligt, vielmehr steigt diese Benachteiligung im Zeitverlauf noch weiter an. Eine für *alle* verbindliche Lebensarbeitszeit in gleicher Höhe wird diesen Befunden von sozial höchst ungleich verteilten Erlebenschancen damit nicht gerecht. Eine mögliche Variante in der Ausgestaltung von Altersgrenzen könnte sich beispielsweise an einem Verhältnis von gesunder zu kranker Lebenserwartung orientieren, wobei dieses je nach Sozialschicht unterschiedlich festzulegen wäre. Die Befunde legen damit eine flexible Ausgestaltung der Regelaltersgrenze nahe.

Des Weiteren wurde festgestellt, dass sich die Ausweitung der gesunden Lebensjahre auch in einer Gesundheitsverbesserung sowohl der erwerbstätigen als auch der erwerbslosen Bevölkerung widerspiegelt. Insofern erscheinen die Gesundheitsverbesserungen der Bevölkerung insgesamt nicht in erster Linie durch gesundheitsbedingte Mobilitätsprozesse bedingt zu sein, sondern beispielsweise auch durch einen Rückgang der Arbeitsbelastungen. Vermutlich konnten in dieser Untersuchung besonders benachteiligte Bevölkerungsgruppen in der hier durchgeführten Schichtdifferenzierung nach Einkommen und Schulbildung jedoch nicht identifiziert werden, da sie z.B. besonders belastenden Arbeitsbedingungen ausgesetzt sind. Der hierfür notwendigen Differenzierung in verschiedene Berufsgruppen konnte in dieser Untersuchung mit dem Sozio-oekonomischen Panel fallzahlbedingt nicht nachgegangen werden. Neben der Berufszugehörigkeit ist hier auch an unterschiedliche Erwerbsbiografien zu denken. So sind die Erwerbsverläufe von Frauen oft durch Unterbrechungen aufgrund von Kindererziehungszeiten oder andere familiäre Unterstützungsleistungen gekennzeichnet. Hier ist auf andere Datenquellen zu verweisen, wie sie beispielsweise vom Institut für Arbeitsmarkt und Berufsforschung (IAB) zu Verfügung gestellt werden.

Literatur

- Bebbington, Andrew C.* 1988: The Expectation of Life Without Disability in England and Wales. In: *Social Science and Medicine* 27: 321-326.
- Brønnum-Hansen, Henrik* 1998: Trends in Health Expectancy in Denmark, 1987-1994. In: *Danish Medical Bulletin* 42: 217-221.
- Brønnum-Hansen, Henrik* 2005: Health Expectancy in Denmark, 1987-2000. In: *European Journal of Public Health* 15: 20-25 [doi: 10.1093/eurpub/cki106].
- Cambois, Emmanuelle; Robine, Jean-Marie* 1996: An International Comparison of Trends in Disability-Free Life Expectancy. In: *Eisen, Roland; Sloan, Frank A.* (Hrsg.): *Long-Term Care: Economic Issues and Policy Solutions*. Boston: Kluwer Academic Publishers: 11-23.

- Crimmins, Eileen M.; Hayward, Mark D.; Saito, Yasuhiko* 1996: Differentials in Active Life Expectancy in the Older Population of the United States. In: *Journal of Gerontology: Social Science* 51: 111-120.
- Crimmins, Eileen M.; Saito, Yasuhiko; Ingegneri, Dominique* 1997: Trends in Disability-Free Life Expectancy in the United States, 1970-90. In: *Population and Development Review* 23: 555-572.
- Crimmins, Eileen M.; Saito, Yasuhiko* 2001: Trends in Healthy Life Expectancy in the United States, 1970-1990: Gender, Racial, and Educational Differences. In: *Social Science and Medicine* 52: 1629-1641 [doi: 10.1016/S0277-9536(00)00273-2].
- Feinstein, Jonathan S.* 1993: The Relationship between Socioeconomic Status and Health. In: *The Milbank Quarterly* 71: 279-322.
- Goebel, Jan; Krause, Peter; Zähle, Tanja* 2007: Dynamik von Einkommen und Armut in Ost- und West-Deutschland. In: *Sozialer Fortschritt* 56: 200-207.
- Guralnik, Jack M. et al.* 1993: Educational Status and Active Life Expectancy Among Older Blacks and Whites. In: *The New England Journal of Medicine* 329: 110-116.
- Höpflinger, François* 2007: Ausdehnung der Lebensarbeitszeit und die Stellung älterer Arbeitskräfte – Perspektiven aus Sicht einer differenziellen Altersforschung. In: *Pasero, Ursula; Backes, Gertrud M.; Schroeter, Klaus R.* (Hrsg.): *Altern in Gesellschaft*. Wiesbaden: VS Verlag: 306-343 [doi: 10.1007/978-3-531-90416-0_14].
- Hummer, Robert A.; Rogers, Richard G.; Eberstein, Isaac W.* 1998: Sociodemographic Differentials in Adult Mortality: A Review of Analytic Approaches. In: *Population and Development Review* 24: 553-578.
- Jagger, Carol et al.* 2011: Inequalities in health expectancies at older ages in the European Union: findings from the Survey of Health and Retirement in Europe (SHARE). In: *Journal of Epidemiology and Community Health* 65: 1030-1035 [doi: 10.1136/jech.2010.117705].
- Kaneda, Toshiko; Zachary, Zimmer; Tang, Zhe* 2004: Differentials in Life Expectancy and Active Life Expectancy by Socioeconomic Status Among Older Adults in Beijing. Working Paper No. 189.
- Katz, Sidney et al.* 1983: Active Life Expectancy. In: *The New England Journal of Medicine* 309: 1218-1224.
- Klein, Thomas; Unger, Rainer* 2001: Einkommen, Gesundheit und Mortalität in Deutschland, Großbritannien und den USA. In: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 53: 96-110 [doi: 10.1007/s11577-001-0005-6].
- Kroll, Lars Eric; Lampert, Thomas* 2010: Zunehmende Unterschiede im subjektiven Gesundheitszustand zwischen den Einkommensschichten. In: *Informationsdienst Soziale Indikatoren (ISI)* 43: 5-8 [doi: 0935-218X].
- Kroll, Lars Eric; Ziese, Thomas* 2009: Kompression oder Expansion der Morbidität? In: *Böhm, Karin; Tesch-Römer, Clemens; Ziese Thomas* (Hrsg.): *Gesundheit und Krankheit im Alter*. Robert Koch-Institut. Berlin: 105-112.
- Lampert, Thomas; Kroll, Lars* 2008: Zeitliche Entwicklung der gesundheitlichen Ungleichheit in Deutschland und anderen europäischen Ländern. In: *Public Health Forum* 16: 1-3 [doi:10.1016/j.phf.2008.04.006].
- Land, Kenneth C.; Guralnik, Jack M.; Blazer, Dan G.* 1994: Estimating Increment-Decrement Life Tables with Multiple Covariates from Panel Data: The Case of Active Life Expectancy. In: *Demography* 31: 297-319.

- Lehr, Ursula; Kruse, Andreas* 2006: Verlängerung der Lebensarbeitszeit – eine realistische Perspektive? In: Zeitschrift für Arbeits- und Organisationspsychologie A&O 50: 240-247 [doi: 10.1026/0932-4089.50.4.240].
- Perenboom, Rom J.; Boshuizen, Hendriek C.; van de Water, Harry P.* 1993: Trends in Health Expectancies in the Netherlands, 1981-1990. In: *Robine, Jean-Marie et al.* (Hrsg.): Calculation of Health Expectancies: Harmonization, Consensus Achieved and Future Perspectives. Paris: Libbey Eurotexte: 309-320
- Pinheiro, Paulo; Krämer Alexander* 2009: Calculation of health expectancies with administrative data for North Rhine-Westphalia, a Federal State of Germany, 1999-2005. In: Population Health Metrics 7: 4 [doi: 10.1186/1478-7954-7-4].
- Robine, Jean Marie et al.* 2003: Determining health expectancies. Chichester: John Wiley and Sons.
- Sackmann, Reinhold* 2008: Chancen und Risiken der Festlegung von Altersgrenzen des Ruhestands. In: Zeitschrift für Gerontologie und Geriatrie 41: 345-351 [doi: 10.1007/s00391-008-0005-5].
- Siegrist, Johannes; Dragano, Nico* 2006: Berufliche Belastungen und Gesundheit. In: *Wendt, Claus; Wolf, Christof* (Hrsg.): Soziologie der Gesundheit. Sonderheft 46 der Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie: VS-Verlag: 109-124.
- Sihvonen, Ari-Pekka et al.* 1998: Socioeconomic Inequalities in Health Expectancy in Finland and Norway in the Late 1980s. In: Social Science and Medicine 47: 303-315.
- SOEP Group* 2001: The German Socio-Economic Panel (GSOEP) after more than 15 years – Overview. In: *Holst, Elke; Lillard, Dean R.; DiPrete, Thomas A.* (Hrsg.): Proceedings of the 2000 Fourth International Conference of German Socio-Economic Panel Study Users (GSOEP2000), Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung 70: 7-14 [doi: 10.3790/vjh.70.1.7].
- Sullivan, Daniel F.* 1971: A Single Index of Mortality and Morbidity. In: HSMHA Health Reports 86: 347-354.
- Unger, Rainer* 2006: Trends in active life expectancy in Germany between 1984 and 2003 – a cohort analyses with different health indicators. In: Journal of Public Health 14: 155-163 [doi: 10.1007/s10389-006-0037-5].
- Valkonen, Tapani; Sihvonen, Ari-Pekka; Lahelma, Eero* 1997: Health Expectancy by Level of Education in Finland 44: 801-808.
- Wilkinson, Richard G.* 2001: Kranke Gesellschaften. Soziales Gleichgewicht und Gesundheit. Wien/New York: Springer.

Eine Übersetzung dieses begutachteten und von den Autoren autorisierten deutschen Originaltextes durch das Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung ist unter dem Titel „Can We Really (All) Work Longer? Trends in Healthy Life Expectancy According to Social Stratum in Germany“, DOI 10.4232/10.CPoS-2013-03en bzw. URN urn:nbn:de:bib-cpos-2013-03en4, auf <http://www.comparativepopulationstudies.de> verfügbar.

Eingegangen am: 13.09.2011

Angenommen am: 25.04.2012

Dr. Rainer Unger (✉), Universität Bremen, Zentrum für Sozialpolitik, 28359 Bremen, Deutschland. E-Mail: r.unger@zes.uni-bremen.de
URL: <http://www.zes.uni-bremen.de/das-zentrum/organisation/mitglieder/rainer-unger/>

Dr. Alexander Schulze, Johannes Gutenberg-Universität Mainz, Institut für Soziologie, 55099 Mainz, Deutschland. E-Mail: schulal@uni-mainz.de
URL: <http://www.soziologie.uni-mainz.de/FB02/Hradil/118.php>

Comparative Population Studies – Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft

www.comparativepopulationstudies.de

ISSN: 1869-8080 (Print) – 1869-8999 (Internet)

Published by / Herausgegeben von

Prof. Dr. Norbert F. Schneider

Federal Institute for Population Research
D-65180 Wiesbaden / Germany

Managing Editor /

Verantwortlicher Redakteur

Frank Swiaczny

Assistant Managing Editor /

Stellvertretende Redakteurin

Katrin Schiefer

Language & Copy Editor (English) /

Lektorat & Übersetzungen (englisch)

Amelie Franke

Copy Editor (German) /

Lektorat (deutsch)

Dr. Evelyn Grünheid

Layout / Satz

Beatriz Feiler-Fuchs

E-mail: cpos@bib.bund.de

Scientific Advisory Board /

Wissenschaftlicher Beirat

Jürgen Dorbritz (Wiesbaden)

Paul Gans (Mannheim)

Johannes Huinink (Bremen)

Marc Luy (Wien)

Clara H. Mulder (Groningen)

Notburga Ott (Bochum)

Peter Preisendörfer (Mainz)

Board of Reviewers / Gutachterbeirat

Martin Abraham (Erlangen)

Laura Bernardi (Lausanne)

Hansjörg Bucher (Bonn)

Claudia Diehl (Göttingen)

Andreas Diekmann (Zürich)

Gabriele Doblhammer-Reiter (Rostock)

Henriette Engelhardt-Wölfler (Bamberg)

E.-Jürgen Flöthmann (Bielefeld)

Alexia Fürnkranz-Prskawetz (Wien)

Beat Fux (Zürich)

Joshua Goldstein (Rostock)

Karsten Hank (Köln)

Sonja Haug (Regensburg)

Franz-Josef Kemper (Berlin) †

Michaela Kreyenfeld (Rostock)

Aart C. Liefbroer (Den Haag)

Kurt Lüscher (Konstanz)

Dimiter Philipov (Wien)

Thomáš Sobotka (Wien)

Heike Trappe (Rostock)