

Kroh, Martin; Neiss, Hannes; Kroll, Lars; Lampert, Thomas

Article

Menschen mit hohem Einkommen leben länger

DIW Wochenbericht

Provided in Cooperation with:

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

Suggested Citation: Kroh, Martin; Neiss, Hannes; Kroll, Lars; Lampert, Thomas (2012) : Menschen mit hohem Einkommen leben länger, DIW Wochenbericht, ISSN 0012-1304, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin, Vol. 79, Iss. 38, pp. 3-15

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/67582>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Menschen mit hohem Einkommen leben länger

Von Martin Kroh, Hannes Neiss, Lars Kroll und Thomas Lampert

Personen aus wohlhabenden Haushalten haben in Deutschland im Alter von 65 Jahren eine höhere Lebenserwartung als Personen mit niedrigen Einkommen. Bei Männern macht diese Differenz fünf Jahre, bei Frauen dreieinhalb Jahre aus. Die Analyse auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) legt die Interpretation nahe, dass die geringere Lebenserwartung von Frauen in Haushalten mit niedrigen Einkommen zu Teilen auf die psychische Belastung durch finanzielle Knappheit sowie auf schwächere soziale Netzwerke zurückgeführt werden kann. Bei Männern mit niedrigen Einkommen scheinen sich geringe Bildung und ein physisch belastendes Arbeitsleben negativ auf die fernere Lebenserwartung auszuwirken. Auch bei Berücksichtigung einer Vielzahl weiterer Einflussfaktoren zeigt sich zumindest für Männer ein statistischer nicht unerheblicher verbleibender Unterschied in der Lebenserwartung zwischen Einkommensgruppen: Ein hohes Einkommen mit 65 Jahren ist bei Männern im Durchschnitt mit einem längeren Leben assoziiert.

Unter dem Gesichtspunkt der Chancengleichheit auf gesundes Altern stellt der deutliche statistische Zusammenhang zwischen Einkommen und Lebenserwartung sowohl die Gesundheitspolitik im engeren Sinn als auch die Sozialpolitik im weiteren Sinn vor Herausforderungen. Nach den Befunden dieser Studie würde sich zum Beispiel eine Reform des Arbeitsschutzes und eine Verbesserung der betrieblichen Gesundheitsförderung anbieten, um die Lebenserwartung von Personen mit geringen Einkommen an die Wohlhabender anzugleichen. Auch sinnvoll erscheinen verhaltensbezogene Präventionsmaßnahmen und gesundheitliche Aufklärungskampagnen, die das Gesundheitsbewusstsein von Personen mit geringer Bildung stärker als bisher berücksichtigen.

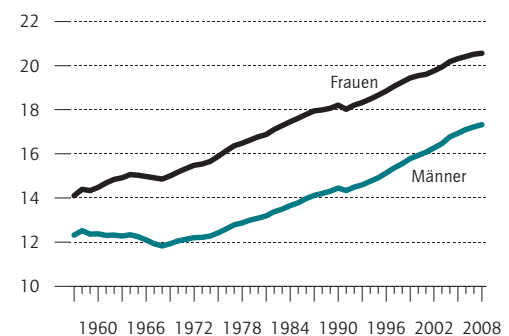
Seit dem zweiten Weltkrieg haben sich in Deutschland die allgemeinen Lebens- und Arbeitsbedingungen, die soziale Sicherung sowie die medizinische Versorgung nachhaltig verbessert. Dies schlägt sich in einem deutlichen Anstieg der Lebenserwartung nieder. Abbildung 1 zeigt auf Basis der Sterbetafeln des Statistischen Bundesamtes, dass die fernere Lebenserwartung von Personen, die ein Alter von 65 Jahren erreicht haben, kontinuierlich gestiegen ist (Kasten 1). Dabei haben Frauen nach wie vor eine deutlich längere Lebenserwartung als Männer. Hatten 65-jährige Männer in Westdeutschland Ende der 50er Jahre im Schnitt noch 12,3 Jahre zu leben, so stieg dieser Wert bis zum Jahr 2008 auf 17,3 Jahre. Bei Frauen ist die fernere Lebenserwartung im selben Zeitraum von 14,1 auf 20,6 Jahre gestiegen.

Gleichzeitig zeigt eine Vielzahl von empirischen Untersuchungen einen Unterschied in der Lebenserwartung

Abbildung 1

Fernere Lebenserwartung von 65-Jährigen

In Jahren



Quelle: Sterbetafeln des Statistischen Bundesamtes 1957–2008, bis 1990 nur Westdeutschland.

Kasten 1

Daten und Methoden**Definition fernere Lebenserwartung**

Unter Lebenserwartung bezeichnet man im Allgemeinen das Alter, das eine Person durchschnittlich bis zu ihrem Tod erreicht. Unter fernere Lebenserwartung wird die Anzahl an Jahren verstanden, die eine Person oder eine Gruppe von Personen im Durchschnitt noch zu leben hat, wenn sie ein bestimmtes Alter erreicht hat. Formal ist die durchschnittliche Lebenserwartung zu einem Alter t gemeint, die definiert ist als

$$e_t = \frac{e_l t}{l_t}$$

Wobei $e_l t$ die von den Überlebenden im Alter t insgesamt noch zu durchlebenden Jahre und l_t die Überlebenden zum Alter t sind. l_t errechnet sich durch

$$l_t = l_{t-1} p_{t-1}, t > 0$$

Wobei p_t die Überlebenswahrscheinlichkeit zum Alter t ist.¹

In den berichteten Analysen findet die fernere Lebenserwartung Verwendung, da nur in diesem Fall eine individuelle Einkommensposition zu einem bestimmten Alter herangezogen werden kann. Aus Gründen der Vergleichbarkeit mit anderen Datenquellen wie der Rentenversicherungsstatistik wird die fernere Lebenserwartung ab dem 66. Lebensjahr berücksichtigt. Die Messung des verfügbaren Einkommens bezieht sich somit einheitlich auf das Jahr, in dem eine Person 65 Jahre alt wurde.

Datenquellen

In vielen Ländern werden zur Analyse von Unterschieden in der Lebenserwartung nach Einkommensgruppen Daten aus Sterberegistern oder dem Zensus auf der einen Seite mit Registerdaten der Sozial- oder Steuerstatistik auf der anderen Seite verknüpft. Da dies in Deutschland nicht möglich ist, wird bei entsprechenden Forschungsfragen entweder auf Daten der deutschen Rentenversicherung zurückgegriffen² oder, wie in der vorliegenden Analyse, auf die Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP).

Vorteil der offiziellen Statistiken der Rentenversicherung sind eine große Fallzahl und die Validität der Angaben zum beitragsrelevanten Einkommen. Zu den Nachteilen zählen die Beschränkung der Einkommensinformationen auf sozialversicherungspflichtige Beschäftigungen, so dass Einkommen aus Selbständigkeit oder von Beamten, aber auch zum Beispiel Kapitaleinkünfte, Einkünfte aus Vermietung/Verpachtung oder Transferleistungen anderer Personen keine Berücksichtigung finden. Ein weiteres Problem stellt der Mangel an weiteren Personenmerkmalen wie dem Gesundheitszustand zum Alter 65 oder dem gesundheitsrelevanten Verhalten dar.

Das Sozio-oekonomische Panel ist eine seit 1984 durchgeführte repräsentative Wiederholungsbefragung von Haushalten in West- und seit 1990 auch in Ostdeutschland.³ Derzeit werden über 20 000 Personen in mehr als 10 000 Haushalten pro Erhebungsjahr befragt. Der Untersuchungszeitraum von 1984 bis 2010 erlaubt die Analyse der ferneren Lebenserwartung der Kohorten 1919 bis 1944. Diese umfassen etwa 6 400 Personen, von denen etwa 1 200 im Untersuchungszeitraum verstarben.

Das SOEP hat den Vorteil, dass der Analyse ein breiter Begriff des verfügbaren Einkommens aus verschiedenen Einkommensquellen zugrunde gelegt werden kann. Weiterhin steht eine Vielzahl sozio-ökonomischer und gesundheitsrelevanter Merkmale zu den Untersuchungspersonen zum Alter 65 zur Verfügung. Da die Stichprobe jedoch erheblich kleiner ist als die offizielle Statistik der Rentenversicherung, steigt die Ungenauigkeit bei der Schätzung der Lebenserwartung, insbesondere für kleine Subgruppen. Außerdem ist die Teilnahme am SOEP freiwillig, was möglicherweise selektive Teilnehmeraten zur Folge hat.⁴ Dies betrifft in den berichteten Analysen lediglich den Eintritt in die Analyse mit 65 Jahren, nicht jedoch den Status der Befragten in den folgenden Jahren, da das SOEP regelmäßig den vitalen Status von ehemaligen Befragten auf Basis der Melderegister abgleicht und somit unabhängig von der Teilnahme das Todesjahr von SOEP-Befragten bestimmt.

¹ Eisenmenger, M., Emmerling, D. (2011): Amtliche Sterbetafeln und Entwicklung der Sterblichkeit. Statistisches Bundesamt: Wirtschaft und Statistik, Nr. 03, 219-238.

² Kroll, L. E., Lampert, T. (2009): Soziale Unterschiede in der Lebenserwartung – Datenquellen in Deutschland und Analysemöglichkeiten des SOEP. Methoden, Daten, Analysen 3, Nr. 1, 3-30.

³ Vgl. Wagner, G. G. et al. (2008): Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP): Multidisziplinäres Haushaltspanel und Kohortenstudie für Deutschland – Eine Einführung (für neue Datennutzer) mit einem Ausblick (für erfahrene Anwender). In: ASTA Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv Bd. 2, Heft 4, 301-328.

⁴ Schnell, R., Trappmann, M. (2006): Konsequenzen der Panelmortalität im SOEP für Schätzungen der Lebenserwartung. Arbeitspapier Zentrum für Quantitative Methoden und Surveyforschung, Universität Konstanz 2; Kroh, M. (2011): Documentation of Sample Sizes and Panel Attrition in the German Socio Economic Panel (SOEP) (1984 until 2010). DIW Data Documentation 59/2011, Berlin.

Mortalitäts-Analysen auf Basis des SOEP

Auf Basis der SOEP-Daten wurden bereits eine Vielzahl von Analysen zu Unterschieden in der Mortalität und Lebenserwartung nach Einkommensgruppen durchgeführt.⁵ So berichtet Reil-Held (2000) anhand der SOEP-Daten aus den Jahren 1984 bis 1997, dass Männer mit niedrigem Einkommen (unterstes Quartil der Einkommensverteilung) gegenüber denen mit hohem Einkommen (oberstes Quartil) eine um sechs Jahre verringerte mittlere Lebenserwartung bei der Geburt haben. Bei Frauen beträgt die Differenz vier Jahre. Nach Lampert et al. (2007) könnten sich diese Unterschiede in den nachfolgenden Jahren noch ausgeweitet haben. Auf Basis der SOEP-Daten aus den Jahren 1995 bis 2005 ermittelten sie in Bezug auf die mittlere Lebenserwartung bei der Geburt eine Differenz von elf Jahren bei Männern und acht Jahren bei Frauen, beim Vergleich der niedrigsten mit der höchsten Einkommensgruppe (< 60 Prozent gegenüber 150 Prozent und mehr des mittleren Netto-Äquivalenzeinkommens). Für die fernere Lebenserwartung ab dem 65. Lebensjahr ermittelten Lampert et al. eine Differenz von sieben Jahren für Männer und von fünf Jahren für Frauen.

Die Ergebnisse der Studie von Groh-Samberg und Voges (2012) sind darüber hinaus interessant, weil neben dem Einkommen weitere Aspekte der Lebenslage, zum Beispiel die Wohnsituation, finanzielle Rücklagen und Arbeitslosigkeitserfahrungen sowie die Dauer von Armutslagen Berücksichtigung finden. Sie verweisen darauf, dass nicht nur dauerhafte und verfestigte Armut, sondern auch temporäre und inkonsistente Armutslagen mit einem erhöhten Mortalitätsrisiko beziehungsweise einer verringerten Lebenserwartung einhergehen.

⁵ Reil-Held (2000): Einkommen und Sterblichkeit in Deutschland: Leben Reiche länger? Sonderforschungsbereich 504, Discussion Paper Nr. 14, DIW Berlin. Die Vielzahl von SOEP-basierten Analysen begann mit Schepers, J., Wagner, G. G. (1989): Soziale Differenzen in der Lebenserwartung – Neue empirische Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland. In: Zeitschrift für Sozialreform, 35. Jg. Heft 11/12, 670–682. Neuere Studien stammen von Breyer, F., Marcus, J. (2010): Income and Longevity Revisited: Do High-Earning Women Live Longer. WZB Discussion Paper 1037; Lampert, T., Kroll, L. E., Dunkelberg, A. (2007): Soziale Ungleichheit der Lebenserwartung in Deutschland. Aus Politik und Zeitgeschichte, 42, 11–18; Klein, T., Unger, R. (2001): Einkommen, Gesundheit und Mortalität in Deutschland, Großbritannien und den USA. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 53: 96–110; Voges, W., Groh-Samberg, O. (2012): Arme sterben früher. Zum Zusammenhang von Einkommenslage und Lebenslage und dem Mortalitätsrisiko. In: Brähler, E., Kiess, J., Schubert, C., Kiess, W. (Hrsg.): Gesund und gebildet. Voraussetzungen für eine moderne Gesellschaft. Göttingen, 146–167; Lauterbach, K., Lungen, M., Stollenwerk, B., Gerber, A., Klever-Deichert, G. (2006): Zum Zusammenhang zwischen Einkommen und Lebenserwartung. Studien zu Gesundheit, Medizin und Gesellschaft, Köln, Ausgabe 01/2006 vom 25.2.2006.

Analysemethoden und Interpretation der Befunde

Für die Analyse der Sterblichkeit wurden Ereignisanalysemodelle geschätzt. Da die Funktion der Mortalität in Abhängigkeit vom Alter bekannt ist, kann ein parametrisches Modell auf Basis einer Gompertz-Verteilung verwendet werden. Dieses Vorgehen entspricht vergleichbaren Studien. Robustheitsanalysen zeigen weiterhin, dass die substantiellen Befunde auch dann Bestand haben, wenn alternative Modellspezifikationen verwendet werden (zum Beispiel Cox-Modell). Die *Hazard*-Funktion h (abhängig von der Zeit t und Kovariaten X_t) ist im Fall der Gompertz-Verteilung gegeben durch:

$$h(t|X_t) = e^{\lambda t} e^{(\beta_0 + X_t \beta)},$$

Wenn λ positiv ist, so erhöht sich nach diesem Modell das Risiko zu sterben mit zunehmendem Alter. Dies ist in allen Modellen in diesem Bericht der Fall und wird auch in Biologie und Medizin zur Analyse von Mortalität so verwendet.⁶ In X_t sind die Faktoren enthalten, die die Lebenserwartung statistisch modellieren (Einkommen etc.), und β beschreibt die Einflussstärke dieser Faktoren.

Die Ergebnisse der Modellschätzungen sind folgendermaßen zu interpretieren: *Hazard* bezeichnet das Risiko, zu einem Zeitpunkt zu sterben. Eine *hazard ratio* gibt das Verhältnis der *hazards* zweier Gruppen an. Ist der Wert größer als eins, bedeutet dies, dass die entsprechende Gruppe im Vergleich zur Referenz zu allen Zeitpunkten ein konstant höheres Risiko des Versterbens hat. Werte zwischen null und eins bedeuten, dass das Risiko zu versterben im Vergleich zur Referenzgruppe zu jedem Zeitpunkt verringert ist. Je weiter der Wert von eins verschieden ist, desto stärker ist der Unterschied zwischen den betrachteten Gruppen, wobei die Unterschiede logarithmisch und nicht linear zu interpretieren sind. Eine *hazard ratio* von 0,1 (oder: 0,01), die auf eine Senkung des Mortalitätsrisikos hindeutet, entspricht somit einer *hazard ratio* von 10 (oder: 100), die auf eine Erhöhung des Mortalitätsrisikos in gleichem Umfang hindeutet.

Der Wert der *hazard ratio* von Männern der beiden unteren Einkommensgruppen von etwa 1,8 (Modell *Einkommen*), bedeutet beispielsweise, dass das Risiko zu versterben für Personen aus prekären und armutsgefährdeten Haushalten zu jedem Zeitpunkt dem 1,8-fachen der Vergleichsgruppe mit den höchsten Einkommen entspricht.

⁶ Cleves, M., Gould, W., Gutierrez, R., Marchenko, Y. (2008): An Introduction to Survival Analysis Using Stata. Second Edition, 258–259.

zwischen Gering- und Hochverdienern.¹ In Debatten, die an Anfragen der Fraktion der Linken an die Bundesregierung anknüpften, wurde sogar vermutet, der Einfluss von Einkommen auf die Lebenserwartung habe in den vergangenen zehn Jahren zugenommen.²

Die Gründe für Unterschiede in der Lebenserwartung zwischen Einkommensgruppen abschätzen zu können, ist Voraussetzung sowohl für effektive als auch für effiziente politische Maßnahmen, um die Lebenserwartung von Personen mit geringen Einkommen an die von Personen mit hohen Einkommen anzugleichen. In der politischen Debatte lassen sich zwei Diskussionslinien unterscheiden:

- 1) Die Möglichkeit, dass die geringere Lebenserwartung von Menschen mit geringen Einkommen auf einen schlechteren Zugang dieser Personen zum Gesundheitssystem zurückzuführen ist, würde die Politik vor die Aufgabe stellen, Versorgungslücken zu schließen. Die aktuellen politischen Forderungen, die sich auf die niedrigere Lebenserwartung von Menschen mit geringen Einkommen berufen, reichen von der Abschaffung der Praxisgebühr und der Zuzahlungen bis zur Rücknahme der Rente mit 67.³
- 2) Dem entgegen steht die ebenfalls diskutierte Möglichkeit, dass Unterschiede in der Lebenserwartung maßgeblich auf berufliche Belastungen und gesundheitlich riskantes Verhalten zurückzuführen seien, die bei Personen mit geringem Einkommen häufiger anzutreffen seien.⁴ Insofern bestehe Bedarf an einer Reform des Arbeitsschutzes und einer Ausweitung der betrieblichen Gesundheitsförderung sowie an verhaltensbezogenen Präventionsmaßnahmen und gesundheitlichen Aufklärungskampagnen, die Geringverdiener stärker als bisher berücksichtigen.

In welchem Maß Unterschiede in der Lebenserwartung tatsächlich in Zusammenhang mit Einkommensdifferenzen stehen und welche Rolle andere Faktoren wie

¹ Zum Beispiel, Lampert, T., Kroll, L. E., Dunkelberg, A. (2007): Soziale Ungleichheit der Lebenserwartung in Deutschland. *Aus Politik und Zeitgeschichte*, 42, 11-18.

² Bundestag Drucksache 17/4332 und Bundestag Drucksache 17/7966, Pressemitteilung vom 12.12.2011, Matthias W. Birkwald, Die Linke, www.linksfraktion.de/pressemitteilungen/rente-erst-67-altersarmut-per-gesetz; Süddeutsche Zeitung vom 12.12.2011: „Geringverdiener leben immer kürzer“. www.sueddeutsche.de/leben/zahlen-zur-lebenserwartung-geringverdiener-leben-immer-kuerzer-1.1232208; Spiegel Online vom 12.12.2011: „Lebenserwartung von Geringverdienern sinkt“. www.spiegel.de/politik/deutschland/trendwende-lebenserwartung-von-geringverdienern-sinkt-a-803085.html.

³ Süddeutsche Zeitung vom 12.12.2011: „Leben in ständiger Sorge“. www.sueddeutsche.de/leben/lebenserwartung-von-geringverdienern-sinkt-dramatische-zuspitzung-dereinkommensluft-1.1232605.

⁴ Antwort der Bundesregierung auf die große Anfrage der Linken. Vgl. auch Lampert, T. (2011): *Armut und Gesundheit*. In: Schott, T., Hornberg, C. (Hrsg.): *Die Gesellschaft und ihre Gesundheit. 20 Jahre Public Health in Deutschland: Bilanz und Ausblick einer Wissenschaft*. Wiesbaden, 575-597.

Bildung und Verhalten spielen, wird im Folgenden anhand der Daten des vom DIW Berlin zusammen mit TNS Infratest Sozialforschung erhobenen Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) untersucht. Da es sich um die Analyse von Beobachtungsdaten handelt, können die Ergebnisse, obwohl sie sehr differenziert erfolgen, nicht ohne weiteres kausal interpretiert werden.

Im Gegensatz zu den Sterbetafeln des Statistischen Bundesamtes erlauben es die SOEP-Daten, die Einkommensposition von Personen im Alter von 65 Jahren zur statistischen Modellierung der ferneren Lebenserwartung heranzuziehen. Beim SOEP handelt es sich um eine bevölkerungsrepräsentative Stichprobe⁵ und nicht um eine Vollerhebung von Sterbefällen in Deutschland. Zur Kontrolle vergleichen wir die Zahlen zur Sterblichkeit der offiziellen Sterbetafeln des Statistischen Bundesamtes mit den Daten des SOEP (Abbildung 2). Die Darstellung ist auf den Untersuchungszeitraum des SOEP von 1984 bis 2010 beschränkt. Wir betrachten somit Frauen und Männer der Geburtsjahrgänge 1919 bis 1944. Es zeigt sich, dass das SOEP die offiziellen Daten zur Sterblichkeit im Rahmen des Stichprobenfehlers hinreichend genau beschreibt und sich daher auch als Datengrundlage zur Schätzung der Lebenserwartung eignet.

Die Abbildung 2 stellt die kumulierten Überlebensraten auf Basis eines *Ereignisanalysemodells* dar. Diese Darstellung kann auch im Sinn fernerer Lebenserwartung interpretiert werden. So lässt sich ablesen, dass 50 Prozent der 65-jährigen Männer wenigstens 81 Jahre alt werden, während 50 Prozent der Frauen wenigstens 86 Jahre alt werden.

Deutlicher statistischer Zusammenhang zwischen Einkommen und Lebenserwartung

Zur Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Einkommen und fernerer Lebenserwartung unterscheiden wir Personen hinsichtlich ihrer Position in der Verteilung der verfügbaren Einkommen in dem Jahr, in dem sie 65 Jahre alt wurden. Unter dem verfügbaren Einkommen – genauer: dem Netto-Äquivalenzeinkommen – wird die Summe der von einem Haushalt bezogenen Einkommen und Transfers unter Berücksichtigung von Steuern und Sozialversicherungsabgaben im Verhältnis zur Anzahl an Erwachsenen und Kindern im Haushalt verstanden.⁶ Da sich das Einkommen nach dem Renteneintritt, insbesondere bei sehr geringen

⁵ Schupp, J. (2012): *Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP)*. *Bundesgesundheitsblatt*, 55, Heft 6/7, 767-774.

⁶ What are equal scales? OECD, www.oecd.org/social/familiesandchildren/35411111.pdf.

Einkommen, relativ wenig ändert,⁷ liefert die Messung mit 65 Jahren einen guten Indikator für die materielle Ausstattung eines Haushaltes im Alter. Weiterhin enthalten die Daten zur Einkommenslage auch indirekte Informationen über die Berufsbiographie der Personen vor ihrem Renteneintritt. Das gilt vor allem für Männer, aber nur mit Einschränkungen für Frauen, da diese für die untersuchten Kohorten einen geringeren Teil des Haushaltseinkommens durch ihre individuelle Rentenanwartschaft beisteuern und stärker auf Einkommen der Partner angewiesen sind.⁸

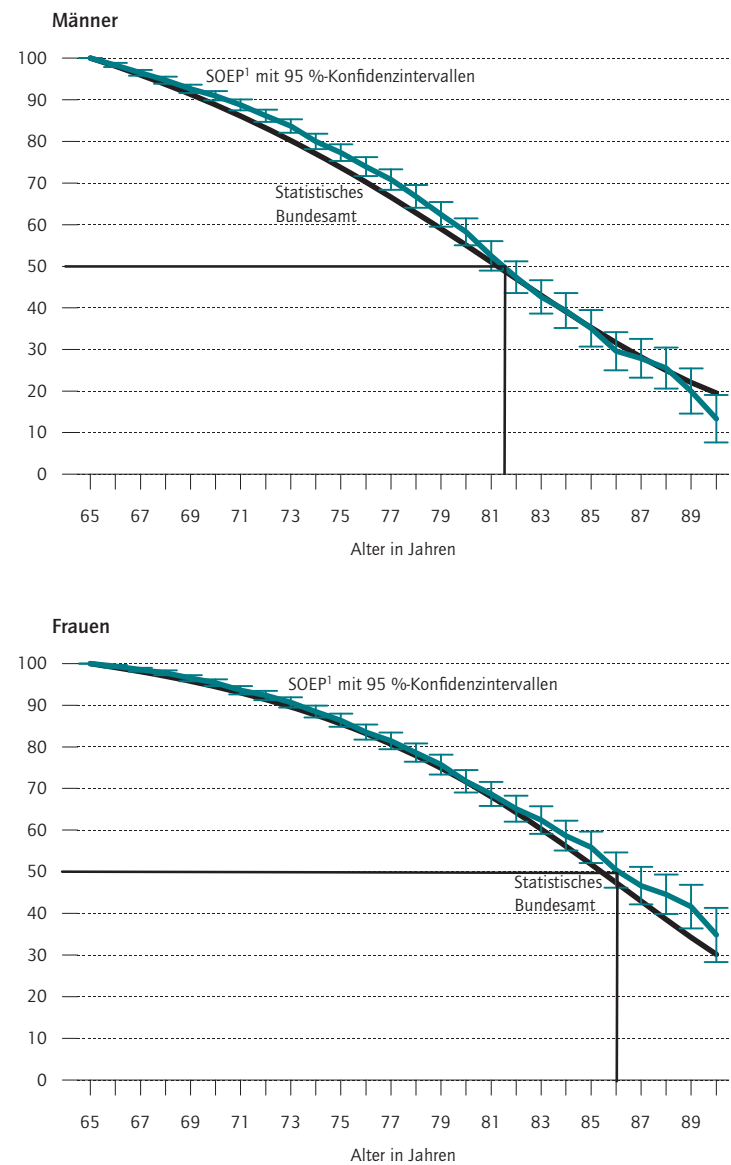
Wir unterscheiden fünf Gruppen hinsichtlich der relativen Einkommensposition im Alter von 65 Jahren: Haushalte, deren verfügbares Einkommen zu einem bestimmten Zeitpunkt um 50 Prozent über dem Mittel (genauer: dem Median) der Einkommensverteilung liegt, bilden die Gruppe der Wohlhabenden. Einkommen zwischen 100 und 150 Prozent sowie zwischen 80 und 100 Prozent des Mittels werden als mittlere Einkommen bezeichnet. Bei Einkommen zwischen 60 und 80 Prozent sprechen wir von Haushalten mit prekären Einkommen und unter 60 Prozent von armutsgefährdeten Haushalten.

Die absoluten Unterschiede in der Sterblichkeit zwischen den Einkommensgruppen können als sogenannte Risikoverhältnisse (oder *hazard ratios*) des Versterbens dargestellt werden. Zahlen kleiner als eins bedeuten eine geringere Sterblichkeit als in der zum Vergleich herangezogenen Gruppe, Zahlen größer als eins weisen auf Faktoren hin, die mit höherer Sterblichkeit assoziiert sind. Nimmt man die höchste Einkommensgruppe als Referenz, dann steigt das Mortalitätsrisiko statistisch gesehen tendenziell umso stärker, je niedriger die individuelle Position in der Einkommensverteilung ist (Modell *Einkommen* in Tabellen 1 und 2 und Abbildung 3, ohne Kontrollvariablen).

Männer aus armutsgefährdeten Haushalten und solchen mit prekären Einkommen leben gemäß den SOEP-basierten Schätzungen durchschnittlich fünf Jahre weniger als Männer aus wohlhabenden Haushalten. In den mittleren Einkommenskategorien sind die Unterschiede etwas geringer: Männer aus Haushalten mit 80 bis 100 Prozent des mittleren Einkommens haben eine um viereinhalb Jahre geringere Lebenserwartung. Für Haushalte mit 100 bis 150 Prozent beträgt die Differenz zur höchsten Einkommensgruppe noch gut drei Jahre.

Abbildung 2

Mortalität nach dem SOEP und den amtlichen Sterbetafeln
Kumulierte Überlebensrate in Prozent



1 Kaplan-Meier-Schätzer der Survivor-Funktion der SOEP-Befragten ab dem Alter 65.

Quellen: SOEP v28, 1984-2010; Sterbetafeln des Statistischen Bundesamtes 1984-2008; Berechnungen des DIW Berlin.

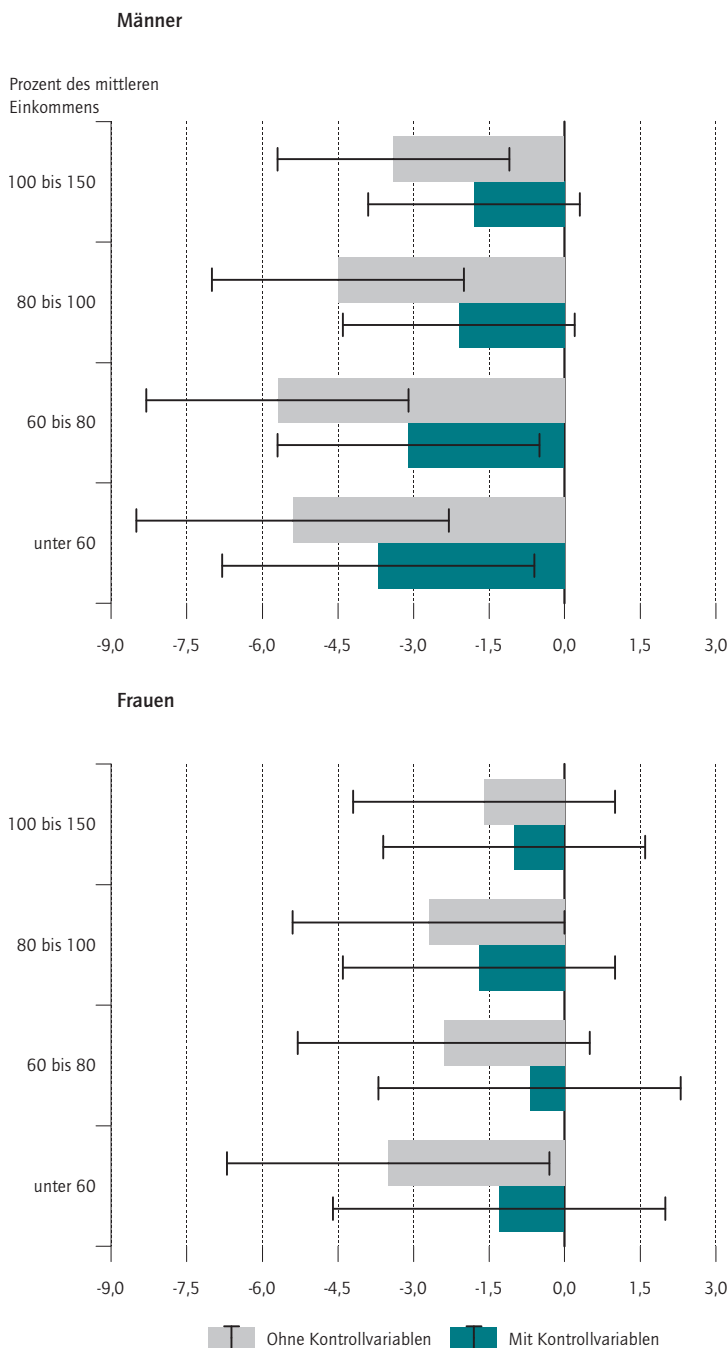
Bei Frauen sind die Unterschiede nach Einkommen weit weniger ausgeprägt als bei Männern. Im Vergleich zu wohlhabenden Frauen leben solche aus armutsgefährdeten Haushalten dreieinhalb Jahre weniger. In Haushalten mit prekären Einkommen und bei einem Einkommen von 80 bis 100 Prozent beträgt der Unterschied etwa zweieinhalb Jahre und bei 100 bis 150 Prozent nur noch anderthalb Jahre. Bei der Interpretation der Befun-

7 Zaidi, A., Frick, J. R., Büchel, F. (2004): Income mobility in old age in Britain and Germany. CASEpaper, 89, Centre for Analysis of Social Exclusion, London School of Economics and Political Science, London.

8 Engstler, H., Wolf, T., Motel-Klingebiel, A. (2011): Die Einkommenssituation und -entwicklung Verwitweter in Deutschland. Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, Jg. 80, Heft 4, DIW Berlin, 77-102.

Abbildung 3

Lebenserwartung 65-Jähriger nach Einkommensgruppen
 Unterschiede gegenüber der höchsten Einkommensgruppe in Jahren¹



¹ Zur höchsten Einkommensgruppe gehören Haushalte mit einem verfügbaren Einkommen, das um mindestens 50 Prozent höher ist als das mittlere Einkommen.

Quellen: SOEP v28, 1984-2010; Berechnungen des DIW Berlin.

intervalle aller geschätzten Unterschiede zur höchsten Einkommensgruppe den Wert Null zu 95 Prozent ausschließen, wir also mit hoher Wahrscheinlichkeit von tatsächlichen statistischen Unterschieden der Lebenserwartung ausgehen können, ist dies bei Frauen nur beim Vergleich von Frauen aus wohlhabenden Haushalten und solchen aus armutsgefährdeten sowie Einkommen zwischen 80 und 100 Prozent des Durchschnitts der Fall. Zu beachten ist weiterhin, dass die berechneten Unterschiede zwischen mittleren Einkommen auf der einen und geringen Einkommen auf der anderen Seite nicht statistisch signifikant sind.

Mögliche Gründe für Unterschiede in der Lebenserwartung

Der hier dargestellte statistische Zusammenhang zwischen Einkommen und Lebenserwartung kann keinesfalls als kausale Beziehung interpretiert werden. Vielmehr sind Einkommensunterschiede wiederum mit verschiedenen Faktoren verbunden, die ihrerseits mit der Lebenserwartung in Zusammenhang stehen können. Im Folgenden wird versucht, den Einkommenseffekt auf die Lebenserwartung um andere wichtige Einflussfaktoren zu bereinigen, also den reinen Einkommenseffekt für die Lebenserwartung zumindest deskriptiv (wenn auch nicht kausal) abzuschätzen. Entsprechend der zeitlichen Abfolge von Ereignissen beziehen wir dabei schrittweise Merkmale des frühen Erwachsenenalters (Bildung, Demographie, Elternhaus), des Lebenslaufs (berufliche Belastungen) und der Situation im Renteneintrittsalter (ökonomische Unsicherheit, Freizeitaktivität und soziale Netzwerke sowie Gesundheit) in die Analyse ein.

Bildung

In der Literatur wird oft auf die Bedeutung von Bildung verwiesen, wobei deren Relevanz für Männer höher eingeschätzt wird als für Frauen: Einkommenseffekte allein seien nicht aussagekräftig, da hinter Personen mit hohem Einkommen oftmals auch Personen mit hoher Bildung stünden, die sich hinsichtlich ihres gesundheitsrelevanten Verhaltens von Personen mit geringer Bildung unterscheiden.⁹ Um das Argument empirisch zu überprüfen, wird im Modell *Bildung* der Einkommenseffekt unter Berücksichtigung von Bildungsunterschieden erneut berechnet. Es zeigt sich, dass insbesondere Männer mit keinem oder lediglich einem Haupt- oder Realschulabschluss unabhängig von ihrer Einkommenslage ein deutlich höheres Mortalitätsrisiko aufweisen als Männer mit Abitur oder Hochschulbildung (*hazard ratio* 1,5;

de ist der bereits erwähnte Stichprobenfehler der Schätzung der ferneren Lebenserwartung zu berücksichtigen. Während im Fall der Männer die Schwankungs-

⁹ Klein, T., Schneider, S., Löwel, H. (2001): Bildung und Mortalität. Die Bedeutung gesundheitsrelevanter Aspekte des Lebensstils. Zeitschrift für Soziologie, Jg. 30, Heft 5.

dies entspricht etwa drei Jahren fernerer Lebenserwartung). Bei Frauen spielt die Bildung keine signifikante Rolle für die Lebenserwartung.

Der Zusammenhang in den analysierten SOEP-Daten zwischen Einkommen und fernerer Lebenserwartung wird durch die Berücksichtigung von Bildungsunterschieden bei Frauen kaum abgeschwächt, bei Männern hingegen deutlich. Zumindest für Männer ist das Ergebnis konsistent mit der Hypothese, dass sich hinter Einkommenseffekten teilweise Bildungsunterschiede verstecken. Es bleibt allerdings anzumerken, dass die berichteten Unterschiede in der Mortalität zwischen der niedrigsten und der höchsten Einkommensgruppe einen ähnlich starken Einfluss ausüben wie die niedrigste Bildungskategorie im Vergleich zur höchsten Bildungskategorie. In beiden Fällen beträgt der berechnete Risikofaktor etwa 1,5.

Demographie

Einige Studien zeigen regionale Unterschiede in der Verbreitung lebensbedrohlicher Krankheiten, zum Beispiel Herzkrankheiten,¹⁰ gleichzeitig schwankt das Einkommensniveau regional. Schätzt man den Zusammenhang zwischen Einkommen und fernerer Lebenserwartung unter zusätzlicher Berücksichtigung von Stadt-Land- und Ost-West-Unterschieden, verändern sich die Befunde kaum. Weder die Größe des Wohnorts noch Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland spielen eine statistisch signifikante Rolle für die Abschätzung der ferneren Lebenserwartung.

Das Modell *Demographie* zeigt auch, dass Personen mit Migrationshintergrund eine stark reduzierte Sterblichkeitsrate haben (*hazard ratio* von 0,6 bei Männern und 0,5 bei Frauen). Hier schlägt sich vermutlich der in der Literatur beschriebene *healthy-migrant effect* nieder, wonach Personen, die auswandern, zumeist überdurchschnittlich gesund sind und daher länger leben als Personen aus dem Ziel- und Ursprungsland der Migration.¹¹

10 Müller-Nordhorn, J., Binting, S., Roll, S., Willich, S. N. (2008): An update on regional variation in cardiovascular mortality within Europe. *European Heart Journal* 29. 1316-1326.

11 Komplementär dazu kann es einen *unhealthy-re-migration-effect* geben, vgl. Razum, O., Zeeb, H., Akgün, S., Yilmaz, S. (...): Low overall mortality of Turkish residents in Germany persists and extends into a second generation: merely a healthy migrant effect? *Tropical Medicine and International Health*, 3 (4), 297-303. Ein alternativer Erklärungsansatz ist, dass es sich lediglich um eine scheinbar höhere Lebenserwartung von Migranten handelt, die der Untererfassung von Sterbefällen geschuldet ist. Es ist möglich, dass Personen, die im hohen Alter in ihr Herkunftsland zurückkehren und dort versterben, in den Registern des Ziellandes weiterhin gemeldet sind und daher als lebend erfasst werden, vgl. Kibele, E., Scholz, R., Shkolnikov, V. M. (2008): Low migrant mortality in Germany for men aged 65 and older: fact or artifact? *European Journal of Epidemiology*, 23, 389-393.

Da die Einkommen von Personen mit Migrationshintergrund vergleichsweise niedrig, deren Lebenserwartung jedoch hoch ist, steigt der statistische Zusammenhang zwischen Einkommen und Lebenserwartung, wenn die Migration berücksichtigt wird. Dies betrifft insbesondere den Unterschied zwischen Männern aus wohlhabenden und solchen aus armutsgefährdeten Haushalten.

Elternhaus

Die Einflüsse im Kindesalter und in der Jugend gelten als wichtig für die Gesundheit im Erwachsenenalter. So kann materieller Mangel in frühen Jahren eine direkte Rolle für die langfristige Gesundheit spielen, aber auch erlerntes Gesundheitsverhalten, das im Lebensverlauf beibehalten wird. Außerdem zeigen einzelne Forschungsergebnisse, dass die Langlebigkeit von Eltern und Kindern aus biologischen Gründen positiv assoziiert sind.¹²

Da sich auch die Einkommensposition in starkem Maß von Eltern auf Kinder überträgt, könnten sich in dem berechneten statistischen Zusammenhang zwischen Einkommen und Lebenserwartung auch Charakteristika des Elternhauses niederschlagen. Deshalb berücksichtigen wir im nächsten Schritt bei der Schätzung des Zusammenhangs zwischen Einkommen und Lebenserwartung die Auswirkungen von Merkmalen des Elternhauses auf die Sterblichkeit. Hierzu werden Angaben der SOEP-Befragten zur beruflichen Stellung der Eltern zum Zeitpunkt, als die Befragten 15 Jahre alt waren, und der höchste Bildungsabschluss der Eltern betrachtet.¹³ Zusätzlich wird untersucht, ob Langlebigkeit sich auf die Kinder überträgt, indem Personen bei denen wenigstens ein Elternteil 85 Jahre und älter geworden ist, mit Personen verglichen werden, bei denen beide Eltern vor dem 86. Lebensjahr gestorben sind.

Die Bildung der Eltern hat weder für Männer noch für Frauen einen relevanten zusätzlichen Einfluss auf die berechnete fernere Lebenserwartung. Ebenso ist die berufliche Stellung der Eltern für die Lebenserwartung von Frauen nicht von Bedeutung. Bei Männern zeigt sich hingegen, dass Personen, deren Eltern Angestellte waren, eine geringere Sterblichkeitsrate aufweisen als Arbeiterkinder. Während Langlebigkeit der Eltern bei Männern keinen nachweisbaren zusätzlichen sta-

12 McGue, M., Vaupel, J. W., Holm, N., Harvald, B. (1993): Longevity Is Moderately Heritable in a Sample of Danish Twins Born 1870-1880. *Journal of Gerontology*, 48 (6), 237-244; Gudmundsson, H., Gudbjartsson, D. F., Frigge, M., Gulcher, J. R., Stefánsson, K. (2000): Inheritance of human longevity in Iceland. *European journal of human genetics*, EJHG 8 (10), 743-749.

13 Bei der Stellung im Beruf wurde die Stellung des Vaters, wenn nicht vorhanden, die berufliche Stellung der Mutter verwendet. Bei der Bildung wurde der höchste Abschluss der Eltern verwendet.

Tabelle 1

Mortalitätsrisiko von Männern

Hazard ratios¹

	Verfügbares Einkommen	Bildung	Demographie	Elternhaus	Berufliche Belastungen	Ökonomische Unsicherheit	Freizeitaktivität und Soziale Netzwerke	Gesundheit
Verfügbares Einkommen (Referenz: > 150 Prozent des mittleren Einkommens)								
< 60 Prozent	1,773*	1,497*	1,636*	1,640*	1,500*	1,466*	1,473*	1,574*
60 bis 80 Prozent	1,831*	1,613*	1,670*	1,647*	1,573*	1,568*	1,486*	1,457*
80 bis 100 Prozent	1,609*	1,446*	1,470*	1,459*	1,388*	1,380*	1,378*	1,301
100 bis 150 Prozent	1,427*	1,327*	1,348*	1,338*	1,283	1,280	1,328*	1,254
Bildung (Referenz: Abitur/Studium)								
Haupt-/Realschule/kein Abschluss		1,510*	1,651*	1,682*	1,845*	1,850*	1,677*	1,407
Berufsausbildung		1,171	1,172	1,168	1,179	1,184	1,123	1,069
Demographie								
Ost/West (Referenz: Alte Bundesländer)								
Neue Bundesländer einschließlich Berlin			0,998	0,989	0,945	0,939	1,003	1,058
Einwohnerzahl des Wohnortes (Referenz: < 20 000)								
20 000 bis 100 000			0,960	0,936	0,935	0,939	0,940	0,993
> 100 000			1,016	1,009	1,009	1,003	1,011	1,039
Migrationshintergrund (Referenz: nein)								
ja			0,633*	0,633*	0,626*	0,622*	0,593*	0,672*
Elternhaus								
Bildung der Eltern (Referenz: Abitur/Studium)								
Haupt-/Realschule/kein Abschluss				0,758	0,755	0,753	0,744	0,710
Berufsausbildung				0,845	0,867	0,864	0,839	0,778
Berufliche Stellung der Eltern (Referenz: Arbeiter)								
Selbständig/Freiberufler/Landwirt				0,886	0,925	0,924	0,958	0,974
Beamter				0,958	0,987	0,988	0,986	1,056
Angestellter				0,657*	0,677*	0,679*	0,725	0,770
Langlebigkeit der Eltern (Referenz: kein Elternteil wurde älter als 85 Jahre)								
mindestens ein Elternteil wurde älter als 85 Jahre				0,885	0,889	0,881	0,861	0,843
Berufliche Belastungen								
Physische Belastung (Referenz: niedrig/mittel)								
hohe Belastung					1,302*	1,293*	1,264*	1,159
Dauer der Vollzeitbeschäftigung (Referenz: < 20 Jahre)								
20 bis 40 Jahre					1,158	1,120	1,306	1,199
> 40 Jahre					0,800	0,779	0,910	0,998
Arbeitslosigkeitserfahrung (Referenz: keine)								
mindestens einmal arbeitslos im Erwerbsleben					0,955	0,951	0,974	1,048
Ökonomische Unsicherheit								
Sorgen um die eigene wirtschaftliche Situation (Referenz: keine Sorgen)								
etwas Sorgen						0,846	0,901	1,024
große Sorgen						0,882	0,937	1,147
Zufriedenheit mit dem Haushaltseinkommen (Referenz: geringe Zufriedenheit)								
mittlere Zufriedenheit						1,116	1,141	1,244
hohe Zufriedenheit						1,052	1,121	1,396
Freizeitaktivität und Soziale Netzwerke								
Freunde treffen (Referenz: nie/seltener als einmal pro Monat)								
mindestens einmal im Monat							1,057	1,152
Kino (Referenz: nie/seltener als einmal pro Monat)								
mindestens einmal im Monat							0,794*	0,845
Kulturelle Veranstaltungen (Referenz: nie/seltener als einmal pro Monat)								
mindestens einmal im Monat							0,744*	0,862
Nachbarschaftshilfe (Referenz: nie/seltener als einmal pro Monat)								
mindestens einmal im Monat							0,702*	0,779*
Politisches Engagement (Referenz: nie/seltener als einmal pro Monat)								
mindestens einmal im Monat							1,206	1,252
Ehrenamtliches Engagement (Referenz: nie/seltener als einmal pro Monat)								
mindestens einmal im Monat							0,824	0,846
Partnerschaft (Referenz: kein/e Partner/in)								
Partner/in							0,793	0,764*
Gesundheit								
Krankenhausaufenthalte (Referenz: weniger als 10 Nächte im Jahr)								
10 Nächte und mehr								1,181
Arztbesuche (Referenz: Weniger als 5 in den letzten 3 Monaten)								
5 und mehr Besuche								1,196
Sport (Referenz: nie/seltener als einmal im Monat)								
mindestens einmal im Monat								0,595*
Registrierte Behinderung (Referenz: keine registrierte Behinderung)								
Behinderungsgrad 0 bis 50 Prozent								1,175
Behinderungsgrad über 50 Prozent								1,489*
Zufriedenheit mit der Gesundheit (Referenz: geringe Zufriedenheit)								
mittlere Zufriedenheit								0,663*
hohe Zufriedenheit								0,504*
Personen	3 097	3 097	3 097	3 097	3 097	3 097	3 097	3 097
Sterbefälle	699	699	699	699	699	699	699	699

¹ Multivariate Ereignisanalysemodelle: Gompertz-Modelle; * = Statistisch signifikante Effekte auf dem 95-Prozent-Niveau.

Quelle: SOEP v28, 1984-2010; Berechnungen des DIW Berlin, Unter statistischer Kontrolle für die Kohorte, fehlende Werte bei Personen-Merkmalen werden durch gesonderte Kategorien in den Modellen berücksichtigt, aber hier nicht berichtet.

Tabelle 2

Mortalitätsrisiko von FrauenHazard ratios¹

	Verfügbares Einkommen	Bildung	Demographie	Elternhaus	Berufliche Belastungen	Ökonomische Unsicherheit	Freizeitaktivität und Soziale Netzwerke	Gesundheit
Verfügbares Einkommen (Referenz: > 150 Prozent des mittleren Einkommens)								
< 60 Prozent	1,475*	1,444*	1,479*	1,447*	1,456*	1,291	1,101	1,168
60 bis 80 Prozent	1,310	1,289	1,299	1,293	1,313	1,216	1,089	1,086
80 bis 100 Prozent	1,361*	1,341	1,365	1,373*	1,403*	1,348	1,245	1,226
100 bis 150 Prozent	1,199	1,187	1,178	1,176	1,193	1,175	1,130	1,124
Bildung (Referenz: Abitur/Studium)								
Haupt-/Realschule/kein Abschluss		1,053	1,069	1,073	1,151	1,181	1,066	1,181
Berufsausbildung		1,047	1,053	1,050	1,058	1,073	1,020	1,096
Demographie								
Ost/West (Referenz: Alte Bundesländer)								
Neue Bundesländer einschließlich Berlin			0,699	0,706	0,722	0,709	0,713	0,699
Einwohnerzahl des Wohnortes (Referenz: < 20 000)								
20 000 bis 100 000			0,926	0,923	0,927	0,921	0,948	0,929
> 100 000			0,963	0,946	0,938	0,926	0,950	0,928
Migrationshintergrund (Referenz: nein)								
ja			0,507*	0,469*	0,460*	0,461*	0,464*	0,454*
Elternhaus								
Bildung der Eltern (Referenz: Abitur/Studium)								
Haupt-/Realschule/kein Abschluss				0,997	0,997	1,015	0,961	0,904
Berufsausbildung				0,934	0,917	0,928	0,949	0,837
Berufliche Stellung der Eltern (Referenz: Arbeiter)								
Selbständig/Freiberufler/Landwirt				0,960	0,957	0,955	0,983	1,027
Beamter				1,056	1,061	1,085	1,127	1,148
Angestellter				1,213	1,221	1,261	1,268	1,286
Langlebigkeit der Elter (Referenz: kein Elternteil wurde älter als 85 Jahre)								
mindestens ein Elternteil wurde älter als 85 Jahre				0,607*	0,583*	0,579*	0,610*	0,615*
Berufliche Belastungen								
Physische Belastung (Referenz: niedrig/mittel)								
hohe Belastung					0,655*	0,645*	0,632*	0,643*
Dauer der Vollzeitbeschäftigung (Referenz: < 20 Jahre)								
20 bis 40 Jahre					1,055	1,058	1,019	1,072
> 40 Jahre					1,058	1,072	1,048	1,151
Arbeitslosigkeitserfahrung (Referenz: keine)								
mindestens einmal arbeitslos im Erwerbsleben					0,939	0,928	0,951	0,952
Ökonomische Unsicherheit								
Sorgen um die eigene wirtschaftliche Situation (Referenz: keine Sorgen)								
etwas Sorgen						0,966	0,972	1,077
große Sorgen						0,991	0,995	1,181
Zufriedenheit mit dem Haushaltseinkommen (Referenz: geringe Zufriedenheit)								
mittlere Zufriedenheit						0,721*	0,725*	0,757
hohe Zufriedenheit						0,682*	0,694*	0,782
Freizeitaktivität und Soziale Netzwerke								
Freunde treffen (Referenz: nie/seltener als einmal pro Monat)								
mindestens einmal im Monat							0,664*	0,738
Kino (Referenz: nie/seltener als einmal pro Monat)								
mindestens einmal im Monat							0,948	0,993
Kulturelle Veranstaltungen (Referenz: nie/seltener als einmal pro Monat)								
mindestens einmal im Monat							0,729*	0,785*
Nachbarschaftshilfe (Referenz: nie/seltener als einmal pro Monat)								
mindestens einmal im Monat							0,815*	0,865
Politisches Engagement (Referenz: nie/seltener als einmal pro Monat)								
mindestens einmal im Monat							0,651	0,691
Ehrenamtliches Engagement (Referenz: nie/seltener als einmal pro Monat)								
mindestens einmal im Monat							1,027	1,045
Partnerschaft (Referenz: kein/e Partner/in)								
Partner/in							0,872	0,866
Gesundheit								
Krankenhausaufenthalte (Referenz: weniger als 10 Nächte im Jahr)								
10 Nächte und mehr								0,890
Arztbesuche (Referenz: Weniger als 5 in den letzten 3 Monaten)								
5 und mehr Besuche								1,167
Sport (Referenz: nie/seltener als einmal im Monat)								
mindestens einmal im Monat								0,872
Registrierte Behinderung (Referenz: keine registrierte Behinderung)								
Behinderungsgrad 0 bis 50 Prozent								0,757
Behinderungsgrad über 50 Prozent								1,961*
Zufriedenheit mit der Gesundheit (Referenz: geringe Zufriedenheit)								
mittlere Zufriedenheit								0,610*
hohe Zufriedenheit								0,596*
Personen	3 286	3 286	3 286	3 286	3 286	3 286	3 286	3 286
Sterbefälle	538	538	538	538	538	538	538	538

1 Multivariate Ereignisanalysemodelle: Gompertz-Modelle; * = Statistisch signifikante Effekte auf dem 95-Prozent-Niveau.

Quelle: SOEP v28, 1984-2010; Berechnungen des DIW Berlin, Unter statistischer Kontrolle für die Kohorte, fehlende Werte bei Personen-Merkmalen werden durch gesonderte Kategorien in den Modellen berücksichtigt, aber hier nicht berichtet.

tistischen Einfluss auf ihre eigene Sterblichkeit hat, leben Frauen, bei denen wenigstens ein Elternteil über 85 Jahre alt geworden ist, deutlich länger als Frauen, deren beider Eltern früh verstarben.

Obwohl das Elternhaus Einfluss auf die Lebenserwartung hat, liefert es keinen Beitrag zur Reduzierung des Zusammenhangs zwischen Einkommen und Lebenserwartung. Unterschiede in der ferneren Lebenserwartung zwischen Einkommensgruppen lassen sich nach den Daten des SOEP daher kaum durch unterschiedliche Startbedingungen in der Jugend reduzieren.

Berufliche Belastungen

Personen mit niedrigerem Einkommen beim Renteneintritt waren häufiger einem körperlich belastenden Arbeitsleben unterworfen, und dies wiederum kann in einem Zusammenhang mit einer geringeren Lebenserwartung stehen. Diese Möglichkeit wird im Modell *Berufliche Belastungen* untersucht. Da Personen aufgrund gesundheitlicher Probleme im Lauf ihres Berufslebens oftmals in eine weniger belastende Beschäftigung wechseln, ist die letzte ausgeübte Tätigkeit kein geeigneter Indikator für die langfristig erfahrenen Belastungen im Berufsleben. Wir betrachten daher die physische Belastung im ersten erlernten Beruf.¹⁴ Weiterhin werden die Jahre der Vollzeitwerbstätigkeit und der Arbeitslosigkeitserfahrung im Erwerbsverlauf als Indikatoren für Belastungen im Arbeitsleben herangezogen.

Die Anzahl der Jahre in Vollzeitwerbstätigkeit und die Arbeitslosigkeitserfahrung zeigen keinen eigenständigen statistischen Einfluss auf das Mortalitätsrisiko, weder bei Männern noch bei Frauen. Hingegen haben Männer, die einen physisch belastenden Einstiegsberuf hatten, ein höheres Mortalitätsrisiko (die geschätzte *hazard ratio* von 1,3 entspricht einer um etwa zwei Jahre geringeren Lebenserwartung). Im Gegensatz dazu steigt bei Frauen die Lebenserwartung sogar, falls sie physisch belastende Berufe gewählt haben. Dieser den Erwartungen widersprechende Befund für Frauen ist unter Umständen einer Selektion von Frauen in bestimmte Arten von belastenden Berufen geschuldet oder aber längeren Erwerbsunterbrechungen; es bedarf hier weiterführender Analysen. Somit bestätigt sich lediglich für Männer, dass sich der statistische Zusammenhang zwischen Einkommen und fernerer Lebenserwartung durch die Berücksichtigung der Arbeitsbelastung abschwächt.

¹⁴ Kroll, L. E. (2011): Konstruktion und Validierung eines allgemeinen Index für die Arbeitsbelastung in beruflichen Tätigkeiten anhand von ISCO-88 und KIdB-92. MDA – Methoden, Daten, Analysen 5 (1), 63–90.

Ökonomische Unsicherheit

Ein weiterer möglicher Faktor für die Erklärung von Unterschieden in der Sterblichkeit nach Einkommensgruppen ist die wirtschaftliche Unsicherheit, unter der die Betroffenen leiden. Der dadurch ausgelöste Stress und die psychische Belastung führen direkt oder indirekt – über gesundheitsrelevantes Verhalten – zu schlechterer Gesundheit und so zu einem früheren Tod der Personen.¹⁵ Die wahrgenommene Unsicherheit wird hier durch zwei Indikatoren gemessen: Sorgen um die wirtschaftliche Situation und Zufriedenheit mit dem Einkommen.

Die Ergebnisse des Modells *Ökonomische Unsicherheit* zeigen, dass die zusätzliche Berücksichtigung der Sorgen um die eigene wirtschaftliche Situation im Schätzmodell nicht zu einer besseren statistischen Modellierung der Lebenserwartung führt. Der zweite Indikator – *Zufriedenheit mit dem Einkommen* – ist hingegen zumindest bei Frauen von statistischer Bedeutung. Eine mittlere oder hohe Zufriedenheit zum 65. Lebensjahr ist bei ihnen mit einer längeren Lebenserwartung verbunden (die geschätzte *hazard ratio* von 0,7 entspricht einer um etwa zwei Jahre höheren Lebenserwartung). Ein Teil des statistischen Zusammenhangs zwischen Einkommen und Lebenserwartung wird bei Frauen dadurch reduziert, dass das Niveau an psychischer Belastung durch geringe Einkommen Berücksichtigung findet.

Freizeitaktivität und soziale Netzwerke

Soziale Netzwerke bieten Unterstützung im Alltag und bei der Bewältigung gesundheitlicher Probleme,¹⁶ und Freizeitaktivitäten tragen ebenfalls zur Erhaltung der Gesundheit bei.¹⁷ Beides ist bei Personen mit hohem Einkommen häufiger verbreitet als bei Personen mit geringem Einkommen.¹⁸ Es ist somit möglich, dass die Berücksichtigung unterschiedlicher Aktivitätsmuster und Netzwerke den statistischen Zusammenhang zwischen Einkommen und Lebenserwartung weiter reduziert.

Bei Frauen zeigt sich, dass der Kontakt zu Freunden und Nachbarn sowie der Besuch kultureller Veranstaltungen im Alter von 65 Jahren in einem positiven Zusam-

¹⁵ Moynihan, R. (2012): Job insecurity contributes to poor health. In: BMJ (Clinical research ed.) 345, 5183.

¹⁶ Langlie, K. J. (1977): Social Networks, Health Beliefs, and Preventive Health Behavior. *Journal of Health and Social Behavior*, 18 (3), 244–260.

¹⁷ Bowling, A., Browne, P. D. (1991): Social Networks, Health, and Emotional Well-being Among the Oldest Old in London. *Journal of Gerontology*, 46 (1), 20–32; Giles, L. C., Glonek, G. F. V., Luszcz, M. A., Andrews, G. R. (2005): Effect of social networks on 10 year survival in very old Australians: the Australian longitudinal study of aging. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 59 (7), 574–579.

¹⁸ Belle, D. E. (1983): The Impact of Poverty on Social Networks and Supports. *Marriage & Family Review*, 5 (4), 89–103; Cattell, V. (2001): Poor people, poor places, and poor health: the mediating role of social networks and social capital. *Social Science & Medicine*, 52 (10), 1501–1516.

menhang mit der ferneren Lebenserwartung steht. Bei Männern zeigt sich darüber hinaus ein positiver Effekt einer Partnerschaft im Alter von 65 Jahren.

Während bei Männern der Einkommenseffekt auf die Lebenserwartung durch die zusätzliche Berücksichtigung von Freizeitaktivitäten und Netzwerken kaum beeinflusst wird, reduziert er sich bei Frauen erneut. Ein Teil des Zusammenhangs zwischen Einkommen und Lebenserwartung lässt sich bei Frauen dadurch reduzieren, dass unterschiedliche Netzwerkstruktur und unterschiedliche Niveaus sozialer Beteiligung in den Analysen berücksichtigt werden.

Zu beachten ist indes, dass sich die Effekte von Freizeitaktivitäten und sozialen Netzwerken abschwächen, sobald der Gesundheitszustand im Alter von 65 Jahren in die Analyse einbezogen wird. Das deutet darauf hin, dass ein Teil des Effekts von Aktivitäten auf den gesundheitlichen Zustand im Alter von 65 Jahren zurückzuführen ist. Die mögliche soziale Beteiligung hängt im höheren Alter naturgemäß von körperlicher Fitness ab und wird vor allem von denen ausgeübt, denen es gesundheitlich gut geht und die daher ohnehin schon eine höhere Lebenserwartung haben.

Gesundheitszustand

Schließlich wird der Gesundheitszustand der 65-Jährigen berücksichtigt, um die fernere Lebenserwartung vorherzusagen. Zwei mögliche Ergebnisse sind denkbar: Es könnte sein, dass sich der Zusammenhang zwischen Einkommen und Lebenserwartung nachhaltig abschwächt. Ein solches Ergebnis könnte dahingehend interpretiert werden, dass die statistische Assoziation mit Ereignissen in Zusammenhang steht, die weitgehend vor dem Renteneintrittsalter stattfanden und sich in einer besonders schlechten oder besonders guten Gesundheit im Alter von 65 Jahren kumulieren. Es könnte hingegen auch sein, dass sich der Zusammenhang zwischen Einkommen und Lebenserwartung nach Berücksichtigung der Gesundheit kaum abschwächt. Ein solches Ergebnis könnte dahingehend interpretiert werden, dass die statistische Assoziation mit Ereignissen in Zusammenhang steht, die weitgehend nach dem Renteneintrittsalter stattfanden und unabhängig von einer besonders guten oder schlechten Gesundheit der 65-Jährigen wirken.

Zur Beschreibung des Gesundheitszustandes im Alter von 65 Jahren nutzen wir Indikatoren wie Krankenhausaufenthalte, Arztbesuche, sportliche Aktivität, registrierte Behinderung sowie die subjektive Zufriedenheit mit dem Gesundheitszustand. Hohe Zufriedenheit mit der Gesundheit sowie sportliche Aktivität sind bei Männern mit einer höheren Lebenserwartung verbun-

den, ein hoher Behinderungsgrad mit einer geringeren. Krankenhaus- und Arztbesuche mit 65 Jahren haben keine zusätzliche Prognosekraft für die fernere Lebenserwartung. Für Frauen zeigt sich ein ähnliches Bild. Der Einfluss der Behinderung ist bei ihnen allerdings etwas stärker ausgeprägt und sportliche Aktivität hat keinen messbaren Zusammenhang mit der ferneren Lebenserwartung.

Zwar besteht erwartungsgemäß ein Zusammenhang zwischen der Gesundheit mit 65 und der ferneren Lebenserwartung, aber weder für Frauen noch für Männer führt die Berücksichtigung des Gesundheitszustands zu einer weiteren Reduzierung des statistischen Zusammenhangs zwischen Einkommen und fernerer Lebenserwartung.

Der verbleibende Zusammenhang zwischen Einkommen und Lebenserwartung

Abbildung 3 gibt neben den absoluten Differenzen in der ferneren Lebenserwartung zwischen Einkommensgruppen auch die Unterschiede wieder, die sich bei Berücksichtigung der Vielzahl weiterer Erklärungsfaktoren ergeben (mit Kontrollvariablen).

Während Männer aus wohlhabenden Haushalten absolut betrachtet mehr als fünf Jahre länger leben als Männer aus armutsgefährdeten Haushalten und solche mit prekären Einkommen, reduziert sich diese Differenz nach Berücksichtigung anderer Einflüsse auf die Lebenserwartung um zwei Jahre auf dreieinhalb Jahre. Etwa in gleichem Umfang reduzieren sich die Unterschiede zwischen wohlhabenden Männern und solchen mit Einkommen zwischen 80 und 100 Prozent (von viereinhalb auf etwas über zwei Jahre) und Männern mit Einkommen zwischen 100 und 150 Prozent (von dreieinhalb auf etwas unter zwei Jahre).

Bei Frauen waren die Unterschiede in der Lebenserwartung zwischen den Einkommensgruppen bereits vor Berücksichtigung weiterer Faktoren geringer als bei Männern; nach Einbeziehung dieser Faktoren sind sie nicht mehr signifikant. Die verbleibenden Unterschiede in Lebensjahren zwischen den Einkommensgruppen liegen für Frauen zwischen einem halben und anderthalb Jahren. Die Unsicherheit der Schätzung ist in allen Fällen zu groß, um die Behauptung empirisch absichern zu können, dass nach der Bereinigung um weitere Faktoren noch ein bedingter statistischer Zusammenhang zwischen Einkommen und Lebenserwartung bei Frauen vorhanden ist. Bei Männern trifft diese Einschränkung lediglich auf den Unterschied zwischen mittleren und hohen Einkommen zu. Ansonsten zeigen sich auch unter Berücksichtigung alternativer Faktoren signifikante Unterschiede in der Lebenserwartung zwi-

Kasten 2

Denkbare politische Schlussfolgerungen

Unter dem Gesichtspunkt der Chancengleichheit auf gesundes Altern stellt der deutliche statistische Zusammenhang zwischen Einkommen und Lebenserwartung sowohl die Gesundheitspolitik im engeren Sinn, als auch die Sozialpolitik im weiteren Sinn vor Herausforderungen. Wenn die Politik aufgrund der empirischen Befunde handeln will, muss sie die statistischen Zusammenhänge kausal interpretieren. Die kausale Interpretation ist wie bei allen Beobachtungsstudien methodisch nicht perfekt abgesichert, jedoch erlaubt die mehrstufige differenzierte Analyse, die in diesem Bericht vorgelegt wird, durchaus politische Schlussfolgerungen. Die Begründung kann aber am Ende nach wie vor nur eine politische sein. Bei Männern würde sich nach unseren Befunden zum Beispiel eine Reform des Arbeitsschutzes und eine Verbesserung der betrieblichen Gesundheitsförderung anbieten sowie verhaltensbezogene Präventionsmaßnahmen und gesundheitliche Aufklärungskampagnen, die das Gesundheitsbewusstsein und -verhalten von Personen mit geringer Bildung stärker als bisher berücksichtigen.

Wenn es mit Hilfe gesundheitlicher Prävention und gezielten berufsbezogenen Maßnahmen nicht gelingt, die Lebenserwartung von Menschen mit geringen Einkommen an die höherer Einkommensgruppen anzugleichen, könnte dies auch Implikationen für die Diskussion um die Verteilungsgerechtigkeit in Deutschland haben: Geringverdiener erzielen derzeit nicht nur niedrigere Monatsrenten, sondern sie nehmen diese auch systematisch kürzer in Anspruch.¹ Dass in der gesetzlichen Rentenversicherung keine Risikodifferenzierung vorgenommen wird oder dass besonders langlebige Bevölkerungsgruppen

¹ Breyer, F., Hupfeld, S.: Neue Rentenformel – mehr Gerechtigkeit und weniger Altersarmut. Wochenbericht des DIW Berlin Nr. 5/2009.

nicht länger arbeiten, wird in der Regel mit der fehlenden Akzeptanz eines solchen Systems begründet.² Eine Vielzahl von Faktoren der Mortalität, die sich aus individuellen Lebensstilen (zum Beispiel Ernährung oder Rauchen) und auch angeborenen Merkmalen (zum Beispiel erblichen Krankheiten) ergeben, sind außerdem nicht für eine Einteilung in Risikoklassen geeignet.³ Sollte sich jedoch der empirische Befund erhärten und in absehbarer Zukunft nicht ändern, dass bereits das Elternhaus und der damit im statistischen Durchschnitt verbundene Bildungserfolg und der Einstieg in das Berufsleben (und somit die Höhe der in Zukunft geleisteten Beiträge) die Lebenserwartung (und somit die Höhe der zu erwartenden Leistungen) systematisch beeinflusst, könnte sich die Frage nach einem sozialen Ausgleich stellen. Die US-amerikanische Rentenformel, die mit steigendem Einkommen beziehungsweise Beiträgen nicht linear steigende, sondern schwächer steigende Renten ausbezahlt, wurde bereits vor einigen Jahren als Beispiel für eine mögliche, wenngleich keineswegs zwingende Reform in die Diskussion gebracht.⁴ Angesichts der Probleme einer lebenserwartungsspezifischen Rentenformel liegt es nahe zu schlussfolgern, dass ein Abbau von sozialen Unterschieden in der Lebenserwartung Versuchen vorzuziehen sind, Unterschiede der Lebenserwartung innerhalb der Rentenversicherung auszugleichen.

² Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung (2003): Nachhaltigkeit in der Finanzierung der Sozialen Sicherungssysteme. Bericht der Kommission, 121, www.bmas.de/DE/Service/Publikationen/c318-ruerup-bericht.html.

³ Vgl. Wagner, G. G. (1984): Umverteilung in der gesetzlichen Rentenversicherung. Frankfurt am Main und New York.

⁴ Breyer, F., Hupfeld, S., a. a. O.

schen wohlhabenden Männern und solchen aus prekären und armutsgefährdeten Haushalten (Kasten 2).

Fazit

Personen aus wohlhabenden Haushalten haben in Deutschland im Alter von 65 Jahren eine deutlich höhere fernere Lebenserwartung als Personen mit niedrigeren Einkommen. Die statistischen Analysen bestärken die in der Literatur seit langem vertretenen Hypothesen, dass die Gründe für diesen Unterschied äußerst vielschichtig sind. Auch die hier vorgelegten Analysen erlauben zwar keine Kausalaussagen, sie legen jedoch die Interpretation nahe, dass die geringere Lebens-

erwartung von Frauen aus Haushalten mit niedrigen Einkommen zu Teilen auf die psychische Belastung durch finanzielle Knappheit sowie auf fehlende soziale Netzwerke und Freizeitaktivitäten zurückgeführt werden können. Bei Männern in Haushalten mit niedrigen Einkommen scheinen sich geringe Bildung und ein physisch belastendes Arbeitsleben negativ auf die fernere Lebenserwartung auszuwirken. Maßnahmen, die diese Unterschiede berücksichtigen scheinen vor diesem Hintergrund besonders geeignet, Unterschiede in der Lebenserwartung zu reduzieren.

Die differenzierten Analysen weisen zwar darauf hin, dass der Einfluss von Einkommensdifferenzen auf die

EINKOMMEN UND LEBENSERWARTUNG

fernere Lebenserwartung in Deutschland deutlich geringer ist, als es einfache Korrelationsstudien vermuten lassen. Aber auch bei der Berücksichtigung einer Vielzahl weiterer Faktoren zeigt sich statistisch für

Männer ein nicht unerheblicher verbleibender Einkommenseffekt: Ein hohes Einkommen mit 65 Jahren ist bei ihnen im Durchschnitt mit einem längeren Leben assoziiert.

Martin Kroh ist stellvertretender Leiter des SOEP am DIW Berlin |
mkroh@diw.de

Hannes Neiss ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am DIW Berlin |
hneiss@diw.de

Lars Kroll ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am Robert Koch-Institut |
KrollL@rki.de

Thomas Lampert ist stellvertretender Leiter des Fachgebiets
Gesundheitsberichterstattung am Robert Koch-Institut | LampertT@rki.de

AFFLUENT PERSONS LIVE LONGER

Abstract: In Germany, those from affluent households have a significantly higher further life expectancy at the age of 65 than those with low incomes (males: 5 years, females: 3.5 years). The present analysis, which is based on the German Socio-Economic Panel Study (SOEP), indicates that the lower life expectancy of women in low-income households is associated with psychological pressure caused by a shortage of money as well as the lack of social networks. In men from low-income households, low education and a physically demanding job appear to have a negative impact on further life expectancy. Even when a wide range of additional factors are taken into account, a significant income effect remains at least for men: those with a high income at age 65 can expect to live a longer life on average.

In terms of equal opportunities with regard to healthy aging, the clear statistical correlation between income and life expectancy presents a challenge to those responsible for health policy in the narrowest sense as well as social policy in the broadest sense. To align life expectancy of low-income persons with that of those from affluent households, reform of occupational safety standards and improvements in the promotion of health in the workplace would make sense, as would behavior-related preventive measures and tailored health information campaigns that focus more on raising health awareness among less educated than has been the case to date.

JEL: I14

Keywords: mortality, life expectancy, income, health inequality



DIW Berlin – Deutsches Institut
für Wirtschaftsforschung e.V.
Mohrenstraße 58, 10117 Berlin
T +49 30 897 89 -0
F +49 30 897 89 -200
www.diw.de
79. Jahrgang

Herausgeber

Prof. Dr. Pio Baake
Prof. Dr. Tilman Brück
Prof. Dr. Christian Dreger
Dr. Ferdinand Fichtner
Prof. Dr. Martin Gornig
Dr. Peter Haan
Prof. Dr. Claudia Kemfert
Karsten Neuhoff, Ph.D.
Prof. Dr. Jürgen Schupp
Prof. Dr. C. Katharina Spieß
Prof. Dr. Gert G. Wagner
Prof. Georg Weizsäcker, Ph.D.

Chefredaktion

Dr. Kurt Geppert
Nicole Walter

Redaktion

Renate Bogdanovic
Dr. Richard Ochmann
Dr. Wolf-Peter Schill

Lektorat

Dr. Jan Goebel

Textdokumentation

Lana Stille

Pressestelle

Renate Bogdanovic
Tel. +49-30-89789-249
Nicole Walter
Tel. +49-30-89789-250
presse@diw.de

Vertrieb

DIW Berlin Leserservice
Postfach 7477649
Offenburg
leserservice@diw.de
Tel. 01805 - 19 88 88, 14 Cent./min.
ISSN 0012-1304

Gestaltung

Edenspiekermann

Satz

eScriptum GmbH & Co KG, Berlin

Druck

USE gGmbH, Berlin

Nachdruck und sonstige Verbreitung –
auch auszugsweise – nur mit Quellen-
angabe und unter Zusendung eines
Belegexemplars an die Serviceabteilung
Kommunikation des DIW Berlin
(kundenservice@diw.de) zulässig.

Gedruckt auf 100 % Recyclingpapier.