ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of
ZBW
Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Haan, Peter; Schaller, Maximilian

Research Report

Heterogene Lebenserwartung

DIW Berlin: Politikberatung kompakt, No. 171

Provided in Cooperation with:
German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

Suggested Citation: Haan, Peter; Schaller, Maximilian (2021) : Heterogene Lebenserwartung, DIW Berlin: Politikberatung kompakt, No. 171, ISBN 978-3-946417-62-0, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/243189

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.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

DIW BERLIN

171

Politikberatung kompakt

Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung 2021

Heterogene Lebenserwartung

Peter Haan und Maximilian Schaller

IMPRESSUM

© DIW Berlin, 2021

DIW Berlin
Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung
Mohrenstraße 58
10117 Berlin
Tel. +49 (30) 897 89-0
Fax +49 (30) 897 89-200
www.diw.de

ISBN 978-3-946417-62-0
ISSN 1614-6921

Alle Rechte vorbehalten.
Abdruck oder vergleichbare
Verwendung von Arbeiten
des DIW Berlin ist auch in
Auszügen nur mit vorheriger
schriftlicher Genehmigung
gestattet.

DIW BERLIN

DIW Berlin: Politikberatung kompakt 171

Peter Haan*

Maximilian Schaller**

Heterogene Lebenserwartung

Forschungsprojekt im Auftrag des Sozialverbands VdK Deutschland

Berlin, 16. August 2021

* DIW Berlin, Abteilung Staat, phaan@diw.de

** DIW Berlin, Abteilung Staat, mschaller@diw.de

Inhaltsverzeichnis

1 Einleitung 1

2 Bisherige Literatur 4

3 Daten und Methode 8

3.1 Daten 8

3.2 Empirische Methodik 14

4 Ergebnisse 16

4.1 Relative Einkommensposition 16

4.2 Berufliche Stellung 20

4.2.1 Letzte Erwerbstätigkeit 20

4.2.2 Zusatzbetrachtung: Selbstständige 24

4.3 Berufsklassifikationen und Berufliche Belastungen 26

4.3.1 Berufsklassifikation ISCO88 26

4.3.2 Arbeitsbelastungen 27

5 Exkurs: Vorzeitige Sterblichkeit zum Alter 65 31

6 Zusammenfassung der Ergebnisse 34

Literaturverzeichnis 37

Anhang 40

Verzeichnis der Tabellen und Abbildungen

Tabelle 1: Übersicht - Zuweisungen der beruflichen Stellung 12
Tabelle 2: Ergebnisse des Modells zu den relativen Einkommenspositionen 18
Tabelle 3: Ergebnisse des Modells zu den letzten beruflichen Stellungen 21
Tabelle 4: Ergebnisse - Sonderuntersuchung Selbstständige 25
Tabelle 5: Ergebnisse des Modells zu den letzten Arbeitsbelastungen 29
Tabelle 6: Vorzeitige Sterblichkeit zum Alter 65 - Anteile in Prozent 32
Tabelle A7: Überblick der Stichprobenzusammensetzungen 40
Tabelle A8: Berufshauptgruppen nach ISCO88 (letzter Beruf) 41
Tabelle A9: Ergebnisse des Modells zu den ersten beruflichen Stellungen 42
Tabelle A10: Ergebnisse des Modells für die letzten Berufsklassen nach ISCO88 44
Tabelle A11: Ergebnisse des Modells zu den ersten Arbeitsbelastungen 45
Tabelle A12: Ergebnisse - Exponential-Modell nach erster beruflicher Stellung 47
Tabelle A13: Ergebnisse - Exponential-Modell nach letzter beruflicher Stellung 47
Tabelle A14: Ergebnisse - Exponential-Modell nach ersten Arbeitsbelastungen 48
Tabelle A15: Ergebnisse - Exponential-Modell nach letzten Arbeitsbelastungen 48

Abbildung 1: Lebenserwartung 65-Jähriger nach Einkommensgruppen 19
Abbildung 2: Lebenserwartung 65-Jähriger nach letzter beruflicher Stellung 22
Abbildung 3: Lebenserwartung von 65-jährigen Selbstständigen 26
Abbildung 4: Verteilung Arbeitsbelastungen auf letzte berufliche Stellung 28
Abbildung 5: Verteilung Arbeitsbelastungen auf erste berufliche Stellung 28
Abbildung 6: Lebenserwartung 65-Jähriger nach Arbeitsbelastungen im letzten Beruf 30
Abbildung A7: Überlebensfunktionen 65-Jähriger nach Einkommensgruppen 41
Abbildung A8: Lebenserwartung 65-Jähriger nach ersten beruflichen Stellungen 43
Abbildung A9: Lebenserwartung 65-Jähriger nach Arbeitsbelastungen im letzten Beruf 46

1 Einleitung

Die Lebenserwartung in Deutschland ist seit Ende des zweiten Weltkriegs kontinuierlich angestiegen und Prognosen zeigen, dass sie weiter zunehmen wird. Laut Variante L2 der 14. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung steigt die Lebenserwartung von Jungen bei Geburt, ausgehend von der Sterbetafel 2015-2017, bis 2060 von 78,4 um sechs Jahre auf 84,4; bei Mädchen steigt die Lebenserwartung von 83,2 Jahren um knapp fünf Jahre auf 88,1. Die Lebenserwartung zum Alter 65 steigt von 17,8 (Männer) bzw. 21 (Frauen) Jahren auf 21,8 (Männer) bzw. 24,5 (Frauen) Jahre. Diese Werte beziehen sich jedoch auf den Durchschnitt der Bevölkerung einer Kohorte. Die Ungleichheit in der Lebenserwartung innerhalb einer Kohorte ist jedoch groß.

Diese Ungleichheit ist aus sozialpolitischer Sicht ein zentrales Problem und ihre Überwindung stellt eine große Herausforderung für die Gesellschaft dar, da die Unterschiede in der Lebenserwartung nicht zufällig sind, sondern neben individuellen auch stark mit sozialen und ökonomischen Faktoren zusammenhängen. Zahlreiche nationale und internationale Studien haben gezeigt, dass es deutliche systematische Unterschiede in der Lebenserwartung gibt. Beispielsweise kann gezeigt werden, dass Menschen mit hoher Bildung, mit hohen Einkommen und hohen Vermögen deutlich länger leben als der Durchschnitt (siehe zum Beispiel Kroll und Lampert 2014). Gleichzeigt wurde auch dokumentiert, dass die Ungleichheit in der Lebenserwartung nach Einkommen in den letzten Jahren zugenommen hat (siehe zum Beispiel Haan et al. 2019). Das heißt der Anstieg der Lebenserwartungen fällt sehr unterschiedlich aus.

In dieser Studie sollen die bisherigen Analysen zu heterogener Lebenserwartung erweitert werden. Insbesondere soll gezeigt werden, wie groß die Ungleichheit zwischen relevanten sozioökonomischen Gruppen ist. Dabei wird der Fokus auf systematischen Unterschieden in der Lebenserwartung nach Einkommen, Berufen, Stellung im Beruf und gesundheitlicher Belastung liegen. Die empirischen Analysen erfolgen - getrennt für Männer und Frauen - auf Basis der Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP), das auch in der Vergangenheit für vergleichbare Studien genutzt wurde. Zur Schätzung der Lebenserwartung verwenden wir etablierte statistische Verfahren aus der Ereignisanalyse.

In den Hauptanalysen schätzen wir die Lebenserwartung zum Alter 65 Jahre, da es in der Regel nach diesem Alter keine Veränderung der arbeitsmarktrelevanten Charakteristika mehr gibt. Diese Altersgrenze wurde in vielen Studien verwendet (z.B. Kröger et al. 2017, Brussig und Schulz 2019). Bei dieser Vorgehensweise gilt es allerdings zu beachten, dass sich auch die Wahrscheinlichkeit das Alter von 65 Jahren zu erreichen systematisch unterscheidet. Lampert et al. (2019)

zeigen, dass sich geschlechterübergreifend der Anteil der Personen, die das 65. Lebensjahr erreichen, deutlich zwischen verschiedenen Einkommensgruppen unterscheidet. Dies deutet darauf hin, dass es vor allem für Gruppen mit geringem sozialem Status einen Selektionseffekt gibt (siehe auch Klein und Unger 2006, Hoffmann 2008). Für die Interpretation der Ergebnisse berücksichtigen wir diese Selektionseffekte und schätzen in einer Erweiterung der Analyse, wie sich die Überlebenswahrscheinlichkeiten bis zum Alter 65 zwischen den betrachteten sozioökonomischen Gruppen unterscheiden.

Bei der Interpretation der Ergebnisse muss darüber hinaus berücksichtigt werden, dass die genannten Einflussfaktoren alle eng miteinander verbunden sind und es dementsprechend nicht möglich ist kausale Effekte der Einflussfaktoren auf die Lebenserwartung zu schätzen. Die deskriptive Analyse der Heterogenität erlaubt es aber Bevölkerungsgruppen zu identifizieren, die eine unter- oder überdurchschnittliche Lebenserwartung haben. Diese Ergebnisse sind daher wichtig für die sozialpolitische Diskussion, insbesondere für Reformen des Rentensystems, da Menschen mit unterschiedlicher Lebenserwartung von Reformen unterschiedlich betroffen sind bzw. unterschiedlich profitieren.

Die empirischen Ergebnisse zeigen, dass sich die fernere Lebenserwartung zum Alter 65 für Männer deutlich und signifikant nach Einkommen, Berufen, Stellung im Beruf und gesundheitlicher Belastung unterscheidet. Den Schätzungen zufolge leben Männer, die ein geringes Einkommen haben oder von Armutsgefährdung betroffen sind im Durchschnitt etwa sechs Jahre kürzer als Männer aus wohlhabenden Haushalten. Für diese kann die durchschnittliche Lebenserwartung zum Alter 65 auf über 21 Jahren bestimmt werden. Auch bei den mittleren Einkommen verbleiben noch deutliche Differenzen von knapp vier beziehungsweise viereinhalb Jahren. Im Hinblick auf die Berufe (gemessen am *letzten* Beruf) ergeben sich bei Männern ebenfalls deutliche Unterschiede: Die größte durchschnittliche Restlebenserwartung zum Alter 65 haben mit 21,5 Jahren die Beamtinnen und Beamte. Während bei Angestellten und Selbstständigen diese immerhin noch über 19 Jahre beträgt, lässt sich für die Arbeiterinnen- und Arbeitergruppe die mit Abstand geringste Lebenserwartung von durchschnittlich nur noch 15,9 Jahren feststellen. Männer mit einer niedrigen Gesundheitsbelastung im Beruf (wiederum gemessen am *letzten* Beruf) haben eine Lebenserwartung zum Alter 65 von knapp 20 Jahren. Bei einer hohen Gesundheitsbelastung beträgt die Lebenserwartung zum Alter 65 lediglich etwas über 16 Jahre.

Die Unterschiede bei Frauen sind von der Struktur ähnlich, fallen aber deutlich geringer aus und sind häufig statistisch insignifikant. Beispielsweise ergibt sich bei armutsgefährdeten Haushalten eine etwa vier Jahre und bei Haushalten mit geringem Einkommen eine immerhin noch

knapp zweieinhalb Jahre geringere Lebenserwartung als bei Frauen in wohlhabenden Haushalten, bei denen die Lebenserwartung bei 22,8 Jahren liegt. Über alle beruflichen Stellungen hinweg ist die durchschnittliche fernere Lebenserwartung höher als bei Männern und nur der Unterschied von drei Jahren zwischen Arbeiterinnen und Beamteninnen ist statistisch signifikant. Die Ergebnisse bezüglich der Gesundheitsbelastungen fallen ähnlich aus. Die geschätzte Lebenserwartung von Frauen mit geringer beruflicher Belastung ist nur etwa zwei Jahre höher als die von Frauen mit Berufen, die eine hohe gesundheitliche Belastung haben. Wie zu erwarten, zeigen unsere Schätzungen, dass sich für Männer und Frauen auch die Überlebenswahrscheinlichkeiten bis zum Alter 65 nach den definierten Gruppen erheblich unterscheiden. Das bedeutet, dass die Heterogenität der Lebenserwartung bei Geburt noch deutlicher ausfällt, als bei der Lebenserwartung zum Alter 65.

2 Bisherige Literatur

In diesem Kapitel wird zunächst ein Überblick über die bisherige Literatur zur heterogenen Lebenserwartung gegeben. Dabei wird der zentrale Fokus auf Studien für Deutschland liegen.

Das Hauptaugenmerk der meisten Untersuchungen liegt auf dem Zusammenhang von Mortalität und Einkommen. In der Regel wird dabei die relative Einkommensposition basierend auf der Verteilung der bedarfsgewichteten Netto-Haushaltseinkommen verwendet. In ihrer aktuellen Studie ziehen Lampert et al. (2019) das SOEP als Datengrundlage heran und schätzen mittels eines semi-parametrischen Cox-Modells die Mortalitätsunterschiede zwischen Gruppen verschiedenen Einkommens. Um die leichte Überschätzung der Lebenserwartung, welche aus den SOEP-Daten bekannt ist (vgl. Kroll und Lampert 2009), auszugleichen, werden die relativen Sterblichkeitsrisiken zusätzlich mit den alters- und geschlechtsspezifischen Überlebensraten aus den amtlichen Sterbetafeln zusammengeführt. Die Ergebnisse der Studie zeigen, dass eine geringere Ausstattung ökonomischer Ressourcen mit einer verringerten Lebenserwartung einhergeht, wobei die Unterschiede bei Frauen weniger deutlich ausfallen als bei Männern. Demnach ergeben sich für die Lebenserwartung bei Geburt Differenzen von 8,6 Jahren bei Männern und 4,4 Jahren bei Frauen zwischen der höchsten und niedrigsten Einkommensgruppe (diese korrespondieren entsprechend zu überdurchschnittlich wohlhabenden Haushalten mit > 150% des mittleren Einkommens bzw. armutsgefährdeten mit <60%). Auch die Betrachtung der ferneren Lebenserwartung zum Alter 65 führt zur gleichen Erkenntnis. Männern kann in den genannten Einkommensgruppen dabei durchschnittlich eine fernere Lebenserwartung zwischen 9,8 und 16,4 Jahren nachgewiesen werden. Im Vergleich dazu zeigt sich bei Frauen über alle Einkommensgruppen eine deutlich erhöhte fernere Lebenserwartung. Die Unterschiede zwischen den geringsten (15,2 Jahre) und höchsten (18,9 Jahre) Einkommen fallen jedoch kleiner aus. Die Ergebnisse der Lebenserwartung bei Geburt und zum Alter 65 unterscheiden sich, da auch die Wahrscheinlichkeit das 65. Lebensjahr zu erreichen mit dem Einkommen zusammenhängt. Während in der höchsten Einkommensgruppe der Anteil vorzeitig Versterbender im Durchschnitt für Männer bei 14% und für Frauen bei lediglich 8% liegt, erhöht sich dieser für Einkommen unterhalb der Armutsrisikogrenze auf 27% beziehungsweise 13% (siehe hierzu auch den Exkurs in Kapitel 5).

Eine vergleichbare Studie betrachtet ergänzend dazu die Zusammenhänge von Einkommen und der Lebenserwartung in Gesundheit, das heißt der Jahre, die nach dem Alter 65 noch in sehr guter oder guter allgemeiner Gesundheit verbracht werden können. Auch hierbei lassen sich

deutliche Unterschiede zwischen den Gruppen der höchsten (>150%) und niedrigsten (<60%) Einkommen, von 5,9 Jahren bei Männern und 3,9 Jahren bei Frauen, nachweisen (Lampert et al. 2007).

Auch Klein und Unger (2006) untersuchen anhand der Daten des SOEP den Effekt von - hier allerdings absolutem - Einkommen auf das Mortalitätsrisiko. Ihren Analysen zufolge nehmen die Unterschiede nach Einkommen mit verschlechtertem Gesundheitszustand und zunehmendem Alter, insbesondere zum Ende des Berufslebens, ab. Als wichtigsten Grund nennen die Autoren, dass mit steigendem Alter die Prävalenz schlechter Gesundheitszustände für alle Personen steigt (illness-as-leveler, vgl. zum Beispiel auch Hoffmann 2011). Höhere Einkommen wirken hierbei vor allem versichernd gegen Erkrankung durch bessere Gesundheitsvorsorge und -verhalten, und weniger durch die Verringerung der Sterblichkeit bei Krankheit (vgl. auch Mackenbach 2006).

Die relative Einkommensposition ist jedoch nicht der einzige Bestimmungsfaktor der ferneren Lebenserwartung. Kroh et al. (2012) demonstrieren, dass sich die Sterblichkeitsdifferenzen zwischen den Einkommensgruppen wenigstens teilweise auf zusätzliche Faktoren wie Bildung, berufliche Belastungen, sozio-demographische Hintergründe sowie Ausstattung mit sozialen und kulturellen Ressourcen und dem individuellen Gesundheitszustand zurückführen lassen. Unter Berücksichtigung dieser vielschichtigen Gründe zeigt sich bei Männern eine deutliche Verringerung der Lebenserwartungsunterschiede nach Einkommen. Für Frauen lassen sich mit Blick auf die großen statistischen Unsicherheiten sogar keine substanziellen einkommensbezogenen Differenzen in der Mortalität mehr nachweisen. Da Einkommen, Bildung und Ausstattung mit sozialen und kulturellen Ressourcen jedoch stark voneinander abhängen, ist es nicht möglich, die kausalen Effekte der einzelnen Faktoren getrennt zu isolieren. Hieran anschließend diskutieren Kröger et al. (2017) die relativen Bedeutungen verschiedener Erklärungsfaktoren, die sowohl mit Einkommen als auch Mortalität assoziiert sind. Zur statistischen Dekomposition des Zusammenhangs zwischen Einkommen und Sterblichkeitsraten verwenden die Autoren dabei ein hierarchisch aufgebautes, diskretes Ereignisanalysemodell. Auch diese Analyse zeigt, dass nach Einbezug der zusätzlichen Merkmale lediglich für Männer signifikante Unterschiede in der einkommensbedingten Sterblichkeit verbleiben.

Voges & Groh-Samberg (2012) analysieren darüber hinaus kurzfristige Effekte und zeigen, dass neben Einkommen auch die Wohnsituation, finanzielle Sicherheit und Arbeitslosigkeitserfahrungen von Bedeutung sind. Ihre Ergebnisse deuten darauf hin, dass bereits temporäre Armutslagen zu verringerten Lebenserwartungen führen.

Weitere wichtige sozioökonomische Determinanten der Sterblichkeitsrisiken sind der Bildungsstand und die berufliche Stellung. Ersterer wirkt dabei zum einen auf indirekte Weise, als ein dem Einkommen und der beruflichen Stellung vorgelagerter Bestimmungsfaktor. So ist Bildung eine zentrale Voraussetzung für die Positionierung am Arbeitsmarkt und die resultierenden berufsspezifischen Arbeitsbelastungen. Zudem ist sie maßgeblich für etwaige Karriereperspektiven (siehe z.B. Psacharopoulos und Patrinos 2004). Ebenso bestimmt Bildung die Möglichkeiten zur sozialen, politischen und kulturellen Teilhabe. Zum anderen gibt es einen direkten Effekt von Bildung auf gesundheitliches und medizinisches Wissen und die Befähigung zur Beschaffung relevanter Informationen und deren Nutzung für gesundheitsfördernde Verhaltensweisen. Auch empirisch wurde der positive Zusammenhang zwischen höherer Bildung und Mortalität geschlechterübergreifend in mehreren Studien nachgewiesen (siehe z.B. Doblhammer et al. 2008, Luy et al. 2015).

Himmelreicher et al. 2008 untersuchen ebenfalls die fernere Lebenserwartung ab 65 von Männern, allerdings unter Verwendung von Informationen aus den Gesamterhebungen der gesetzlichen Rentenversicherung[1] sowie einer Sonderauswertung des statistischen Bundesamtes zu den Versorgungsempfängerinnen und Versorgungsempfängern des öffentlichen Dienstes. Diese breite Datenbasis ermöglicht die statistisch robuste Analyse von Mortalitätsunterschieden zwischen Populationsgruppen, die sich einerseits in ihrer beruflichen Stellung während des Erwerbslebens, nämlich sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung oder Beamtinnen- und Beamtenstand, unterscheiden, und andererseits sich über verschiedene Einkommensniveaus ausdifferenzieren. Auch in dieser Studie kann der positive Zusammenhang zwischen Einkommen und höherer Lebenserwartung nachgewiesen werden. Die Differenz zwischen der niedrigsten und höchsten Einkommensgruppe beträgt dabei unter den gesetzlich Rentenversicherten drei, unter pensionierten Beamtinnen und Beamtem sogar fast vier Jahre. Zusätzlich finden die Autoren einen beträchtlichen Unterschied im Niveau der ferneren Lebenserwartungen zwischen den beiden Berufsgruppen.

Doblhammer et al. 2008 und Luy et al. 2015 finden, bei Nutzung des SOEP als Datenbasis, ebenfalls bedeutende Unterschiede in den ferneren Lebenserwartungen zwischen unterschiedlichen Berufsgruppen. Sie kommen zum Ergebnis, dass sowohl Arbeiterinnen und Arbeiter, als auch

[1] Für Analysen zur Mortalität auf Basis von Rentendaten siehe auch Gaudecker und Scholz (2007).

Selbstständige im Vergleich zu Angestellten von einer höheren Mortalität betroffen sind. Auch diese Studien zeigen jedoch, dass Beamten und Beamtinnen die höchste Lebenserwartung haben.

Die dokumentierten Unterschiede in der Sterblichkeit zwischen verschiedenen Berufsgruppen können teilweise auf die sozioökonomischen Hintergrundmerkmale der Personen zurückgeführt werden, so zum Beispiel Bildung und Einkommen (siehe zum Beispiel Mackenbach 2006). Nicht zu vernachlässigen sind hierbei jedoch auch die direkten und langfristigen Gesundheitsauswirkungen der über das Erwerbsleben erfahrenen physischen und psychosozialen Arbeitsbelastungen (siehe hierzu Kroh et al. 2012 und Brussig und Schulz 2019).

Abschließend ist es wichtig zu betonen, dass die beschriebenen Unterschiede in der Lebenserwartung tendenziell über die Kohorten zunehmen. Auf Grund der Anzahl der Beobachtungen insbesondere bei Survey Daten (z.B. SOEP) sind kohortenspezifische Analysen nicht immer möglich. Kibele et al. 2013 und Haan et al. 2019 können jedoch auf Basis der Daten der Rentenversicherung zeigen, dass die Unterschiede in der Mortalität nach Einkommen über die Zeit, also für jüngere Kohorten, zunehmen.

3 Daten und Methode

In den im vorangegangenen Kapitel beschriebenen Studien werden zur Analyse sozialdifferenzierter Mortalität verschiedene Datenquellen genutzt, zum Beispiel die Gesamterhebungen der gesetzlichen Sozialversicherungen, Lebenserwartungssurveys oder andere wissenschaftliche Erhebungen mit Mortalitäts-Follow-Up. Diese Daten haben aufgrund ihres Umfangs und Beschaffenheit jeweils spezifische Vor- und Nachteile und eine entsprechende Nutzung muss mit Blick auf das genaue Untersuchungs-/Forschungsvorhaben bewertet werden (für eine detaillierte Diskussion vgl. Kroll und Lampert 2009, Himmelreicher et al. 2006). Für die vorliegende Studie wurde das SOEP gewählt. Im nächsten Abschnitt erfolgt eine detaillierte Beschreibung dieser Datenbasis. In Kapitel 3.2 wird dann die methodische Vorgehensweise zur empirischen Analyse, die sich an der Untersuchung von Kröger et al. 2017 orientiert, erläutert.

3.1 Daten

Das SOEP ist eine seit 1984 jährlich durchgeführte repräsentative Haushaltsbefragung der deutschen Wohnbevölkerung mit rund 30.000 Teilnehmenden in knapp 15.000 Haushalten (vgl. Goebel et al. 2019). Die Daten enthalten alle relevanten Informationen für die vorliegenden Analyse. Insbesondere werden Todesfälle beobachtet, sodass mittels statistischen Ereignisanalysemodellen altersspezifische Mortalitätsraten geschätzt werden können. In früheren Studien wurde bereits gezeigt, dass Ergebnisse auf dieser Basis als gute Annäherung an die Statistiken der amtlichen Sterbetafeln betrachtet werden können (vgl. Kroh et al. 2012).

Der große Vorteil des SOEP sind dabei die detaillierten sozio-ökonomischen Informationen zu Individuen und Haushalten, welche eine differenzierte Analyse der Zusammenhänge von sozialen Hintergrundmerkmalen und Sterblichkeit, also heterogener Lebenserwartungen insgesamt, ermöglicht. Von besonderer Relevanz für die Schwerpunkte dieser Studie sind dabei die Verfügbarkeit eines breiten Begriffs der verfügbaren Einkommen zum Alter 65 und die biographische Abfrage der individuellen Erwerbstätigkeitsverhältnisse bzw. der beruflichen Stellung.

Einschränkend muss hierbei jedoch berücksichtigt werden, dass, im Vergleich zu Daten der Sozialversicherungen, der Umfang der verfügbaren Stichprobe deutlich kleiner ist und damit die statistische Unsicherheit bei der Schätzung der Mortalitätsraten insbesondere für Subgruppen mit geringen Fallzahlen steigt. Zudem besteht, aufgrund der freiwilligen Teilnahmemöglichkeit an der Befragung, das Potential einer systematischen Untererfassung von Personen in schlechter Gesundheit und einem höheren Mortalitätsrisiko. Die Wahrscheinlichkeit eines Ausscheidens

aus der Studie steht dabei zumeist mit einem verschlechterten Gesundheitszustand im höheren Alter in Verbindung (vgl. Heller und Schnell 2000; Schnell und Trappmann 2006). Die Wahrscheinlichkeit ist jedoch auch mit einem niedrigeren sozialen Status und damit weiteren Faktoren, die die Mortalität beeinflussen, assoziiert (Spieß und Kroh 2008).[2] Dies führt bei der Verwendung des SOEP, wie Schnell und Trappmann (2006) zeigen, trotz der regelmäßigen Durchführung von Verbleibstudien zu einer leichten Überschätzung der Überlebensraten und absoluten Lebenserwartung. Eine gezielte Untersuchung gruppenspezifischer Differenzen in der Mortalität ist unter dieser Berücksichtigung mit den verfügbaren Daten allerdings dennoch möglich, wie die Ergebnisse früherer Studien gezeigt haben (siehe Kroh et al. 2012, Kröger et al. 2017, Lampert et al. 2019).

Für die empirische Analyse der ferneren Lebenserwartungen werden die Daten des gesamten verfügbaren Befragungszeitraums von 1984 bis 2018 genutzt und alle Individuen berücksichtigt, die das 65. Lebensjahr vollendet haben, sodass eine Untersuchung der Geburtskohorten 1919 bis 1952 möglich ist.[3] Die Wahl dieses Altersbezugspunkts erlaubt damit also die Betrachtung der Entwicklung sozialdifferenzierter Sterblichkeitsrisiken für den Lebensabschnitt, in dem die Berufstätigkeit typischerweise bereits beendet ist. Kröger et al. 2017 betonen, dass sich dabei im Hinblick auf eine Unterscheidung nach der Ausstattung mit ökonomischen/materiellen Ressourcen im höheren Alter, der Rückgriff auf die relative Einkommensposition in diesem Referenzalter in besonderem Maße eignet. Begründet ist dies einerseits in einer hohen Stabilität der Einkommensniveaus, insbesondere bei sehr niedrigen Einkommen (vgl. dazu auch Zaidi et al. 2005). Andererseits stellt die Einkommensposition zum Renteneintrittsalter auch einen sinnvollen Indikator für die zusammengefasste Bilanz der Erwerbsbiografie dar und steht dabei mit einer Vielzahl weiterer, dem Einkommen vorgelagerter Faktoren wie Bildung und beruflicher Stellung im Zusammenhang.

Um die spezifischen Fortwirkungen der Erwerbstätigkeit selbst auf die fernere Lebenserwartung ab dem Alter 65 zu untersuchen, werden in der vorliegenden Studie, neben der Unterscheidung nach der relativen Einkommensposition, gesonderte Analysen anhand einer Differenzierung

[2] Diese Selektion in den Teilnahmeraten betrifft in diesem Kontext lediglich die Aufnahme in die Befragung zum Alter 65, nicht jedoch den weiteren Verbleibstatus, da etwaige Todesfälle regelmäßig durch den Abgleich mit den amtlichen Melderegistern auch unabhängig von der Teilnahme bestimmt werden können (Kroh et al. 2012).

[3] Der Vorgehensweise von Kröger et al. 2017 folgend, wird die Stichprobe nicht nur auf jene Personen beschränkt, die zum Alter 65 beobachtet werden, sondern ein erweiterter Einbezug vorgenommen, falls die erste verfügbare Observation erst aus den Altern 66 oder 67 stammt. Für diesen verspäteten Eintritt wird in der empirischen Analyse kontrolliert.

nach beruflicher Stellung, Berufsklassifikation und berufsbezogener Arbeitsbelastungen durchgeführt. Im Folgenden werden Messung und Aufbereitung dieser Strukturmerkmale zu ihrer Verwendung in den statistischen Modellen im Detail erläutert. Eine Übersicht der Stichprobengrößen für die verschiedenen Betrachtungen befindet sich in Tabelle A7 im Anhang. Dargestellt werden darin die Verteilungen von Männern und Frauen auf die jeweiligen Hauptuntersuchungsmerkmale. Da es sich beim SOEP, wie bereits erwähnt, um eine Befragung mit freiwilliger Teilnahme handelt, kommt es dazu, dass nicht für jede Person alle Informationen vollständig verfügbar sind. Aus diesem Grund variiert, in Abhängigkeit der Datenverfügbarkeit in den relevanten Faktoren, die Gesamtzahl der berücksichtigten Individuen zwischen den unterschiedlichen Analysen leicht.

Einkommen:

Das SOEP beinhaltet Informationen zu den Haushalts-Nettoeinkommen, also das verfügbare Einkommen nach Abzug von Abgaben und Steuern und inklusive Transfers. Der Vorgehensweise früherer Studien (vgl. Kapitel 2) folgend, werden diese einer Bedarfsgewichtung mittels der modifizierten OECD Äquivalenzskala bezüglich Größe und Struktur eines jeden Haushalts unterzogen. Ziel ist es dabei, durch die Berücksichtigung der bei gemeinsamer Haushaltsführung entstehenden Skaleneffekte, eine pro-Kopf Normierung der verfügbaren ökonomischen Ressourcen zu erhalten. Dazu wird das Nettoeinkommen durch die gewichtete Summe aller Mitglieder des Haushalts geteilt. Die erste Erwachsene Person geht dabei mit dem Gewicht eins ein, alle weiteren Personen ab 14 Jahren mit 0,5 und jedes jüngere Kind erhält den Faktor 0,3. Zur gezielten Untersuchung von strukturellen Differenzen ist es sinnvoll, die relative Einkommensposition als Merkmal zur Analyse heranzuziehen. Maßgeblich für deren Bildung ist dabei das Verhältnis des Einkommens zum Median der Einkommensverteilung in dem Jahr, in dem die jeweilige Person 65 Jahre alt wurde. Auf dieser Grundlage erfolgt eine Einteilung in fünf Gruppen: Während Haushalte mit einem verfügbaren Einkommen von über 150% des Median als *wohlhabend* charakterisiert werden, gelten Einkommen zwischen 100-150% und 80-100% als *mittlere* Einkommen. Bei den einkommensschwachen Gruppen wird für den Bereich 60-80% von Haushalten mit *geringem* Einkommen, und bei <60 von *armutsgefährdeten* Haushalten gesprochen.

Berufliche Stellung:

Hinsichtlich der Differenzierung nach der beruflichen Stellung wird eine Einteilung in vier übergeordnete Kategorien erstellt: Arbeiter und Arbeiterinnen, Selbstständige, Angestellte sowie Beamte und Beamtinnen.[4]

Die Wahl dieser relativ groben Einteilung ist zuvorderst in der Datenverfügbarkeit begründet. Eine detailliertere Aufgliederung, zum Beispiel zusätzlich nach dem Grad der Qualifizierung, würde vor allem für die Gruppen der Beamtinnen und Beamten, die ohnehin nur einen kleinen Teil der Stichprobe auf sich vereinen (vgl. Tabelle A7 im Anhang), dazu führen, dass durch die unzureichende Beobachtung von Sterbefällen in den Untergruppen die statistische Präzision der Analyse bedeutend einschränkt wird.

Für die Zuweisung einer spezifischen beruflichen Stellung zu jedem Individuum im Datensatz bedarf es einer eindeutigen Definition, um das Tätigkeitsfeld während des Erwerbslebens möglichst repräsentativ abzubilden. Obwohl es sich beim SOEP um eine sehr langlaufende Befragung handelt, steht bei der besonderen Betrachtung der ferneren Lebenserwartungen von Personen, die mindestens das 65. Lebensjahr erreicht haben, häufig keine vollständige Beobachtung des gesamten oder wenigstens eines Großteils des Arbeitslebens zur Verfügung. Weil auf diese Weise nur mit starken Annahmen auf eine biografische „Haupttätigkeit“ geschlossen werden kann, wird auf zwei alternative Herangehensweisen zurückgegriffen. Zunächst besteht die Möglichkeit einer Untersuchung auf Basis der beruflichen Stellung im *ersten Beruf*. Diese ist in einer direkten retrospektiven Abfrage im Datensatz enthalten und somit auch für die betrachteten Kohorten, deren Berufseintritt oftmals weit vor der ersten Befragung im Jahr 1984 liegt, erfasst. Einschränkend muss hierbei berücksichtigt werden, dass sich das berufliche Tätigkeitsfeld durch Fortbildungen und Karriereentwicklungen für viele Personen maßgeblich über die Erwerbsbiografie verändert. So ist die erste berufliche Stellung zumeist von geringeren Einkommen und höheren (körperlichen) Arbeitsbelastungen geprägt. Aus diesem Grund wird eine zusätzliche Kategorisierung nach dem *letzten Beruf* vorgenommen, auf deren Basis die Analyse im Hauptteil erfolgt. Dazu wird über den gesamten Befragungszeitraum jeder Person die jeweils

[4] Zur Vollständigkeit wird zusätzlich eine Gruppierung für Nicht-Erwerbstätige definiert. In diese werden Personen zugewiesen, die während ihres gesamten Beobachtungszeitraums ausschließlich als nicht-erwerbstätig aufgezeichnet werden und für die außerdem keine Information zu einem etwaigen Einstiegsberuf aus biographischen Abfragen verfügbar ist.

zuletzt verfügbare Beobachtung mit Informationen zur beruflichen Stellung gesucht.[5] Zwangsläufig ergibt sich aus dieser Vorgehensweise, dass die Zuweisungen aus einer breiteren Altersspanne stammen, während bei der vorangehenden Einteilung die Alter zum Zeitpunkt des Berufseinstiegs ähnlich sind.

Wir vergleichen die Tendenzen in den Zusammenhängen von erster und letzter beruflicher Stellung in der nachfolgenden Kreuztabelle. Deutlich zeigt sich darin, insbesondere bei Männern, die Verlagerung weg von der Kategorie Arbeiterinnen und Arbeiter hin zu Berufen, die typischerweise weniger von körperlich belastenden Tätigkeiten geprägt sind, vornehmlich der Gruppe der Angestellten. Geschlechterübergreifend sind im späteren Berufsleben größere Anteile als selbstständig tätig gelistet und bei Männern steigt zudem die Zahl der Beamten.

Tabelle 1: Übersicht - Zuweisungen der beruflichen Stellung

Männer	*Letzter Beruf*					
Erster Beruf	Nicht-Erwerbstätige	Arbeiter*in	Selbstständige	Angestellte	Beamter*in	Total
Nicht-Erwerbstätige	21	0	0	0	0	21
Arbeiter*in	0	1673	171	660	97	2601
Selbstständige	0	39	82	19	3	143
Angestellte	0	76	215	765	83	1139
Beamter*in	0	12	29	33	187	261
Total	21	1800	497	1477	370	4165
Frauen	*Letzter Beruf*					
Erster Beruf	Nicht-Erwerbstätige	Arbeiter*in	Selbstständige	Angestellte	Beamter*in	Total
Nicht-Erwerbstätige	73	0	0	0	0	73
Arbeiter*in	0	1255	60	374	4	1693
Selbstständige	0	25	97	14	0	136
Angestellte	0	180	153	2004	38	2375
Beamte*in	0	3	4	11	102	120
Total	73	1463	314	2403	144	4397

Die Kategorie *Nicht-Erwerbstätige* bezieht sich auf Personen, denen kein *erster* Beruf zugewiesen werden kann und die als ausschließlich nicht-erwerbstätig beobachtet werden.
Quelle: SOEP v35 1984-2018.

[5] Falls für eine Person keine validen Informationen zur beruflichen Stellung im Panel aufgezeichnet sind, wird, insofern diese aus der biographischen Abfrage verfügbar ist, die entsprechende Angabe zur ersten Berufstätigkeit nachgetragen.

Berufsklassifikation und Arbeitsbelastungen:

Für die Differenzierung nach berufstypischen Arbeitsbelastungen, wird auf die bereits in einer Vielzahl früherer Studien verwendeten und weitgehend validierten Belastungsskalen von Kroll (2011) zurückgegriffen. Für deren Erstellung wurde auf Basis der BiBB/BAuA-Erwerbstätigenbefragung von 2011, eine Zusammenführung von körperlichen und psychischen Anforderungskomponenten zu tätigkeitsspezifischen Belastungsprofilen (Job-Exposure Matrices, JEM) durchgeführt. Auf diese Weise konnten standardisierte, in Dezile (1-10) geteilte Scores für die allgemeine Gesamtbelastung und zusätzlich gesondert die physische bzw. psychosoziale Teilbelastung erstellt werden. Als Grundlage für die Zuweisung zu spezifischen Berufsklassen wird die im SOEP enthaltene International Standard Classification of Occupations (ISCO88) der International Labour Organisation (ILO) herangezogen. Bei der ISCO88-Klassifikation handelt es sich um eine hierarchisch aufgebaute Einteilung von Tätigkeitsfeldern nach der Ähnlichkeit ihres allgemeinen und berufsfachlichen Anforderungsprofils (für eine detaillierte Beschreibung siehe Geis und Hoffmeyer-Zlotnik 2001). Auch hier werden, wie zuvor für die beruflichen Stellungsvariablen, zur Identifikation einer singulären Berufsklasse für jede Person, zunächst die retrospektiv abgefragten *ersten* und anschließend die *zuletzt* im Panel verfügbaren Berufe berücksichtigt.[6]

Für die statistische Analyse von nach Berufsbelastungen differenzierten Sterblichkeitsprofilen wird der Gesamtindex der Berufsbelastungen verwendet. Die Einteilung in Belastungskategorien folgt dabei der Vorgehensweise von Kroll (2011). Demnach werden Berufe im unteren Fünftel der Skala (Indexscore 1 und 2) als von *niedrigen Belastungen* geprägt betrachtet. Bei den mittleren drei Fünfteln (Score 3 bis 8) wird von *mittleren*, und im oberen Fünftel (Score 9 und 10) von *hohen Arbeitsbelastungen* gesprochen. Die Verteilung der Stichprobe auf diese Kategorien ist in Tabelle A7 ausgewiesen.

[6] In Tabelle A8 im Anhang wird eine Übersicht der zugewiesenen Berufsklassifikationen für die vorliegende Stichprobe, und unter Verwendung der Zuweisungskonvention nach den zuletzt ausgeübten Berufen, dargestellt. Dazu wurden die Berufsklassen zu ihren Hauptgruppen zusammengefasst.

Geschlechtsspezifische Unterschiede:

Ein zusätzliches demographisches Unterscheidungsmerkmal ist das Geschlecht. Wie in der verwandten Literatur üblich, werden auch in der vorliegenden Studie die empirischen Analysen zu den ferneren Lebenserwartungen nach binärer Differenzierung für Männer und Frauen getrennt durchgeführt. Dies ist einerseits in den sich systematisch unterscheidenden Mortalitätsmustern über das gesamte Erwachsenenleben begründet (vgl. zum Beispiel Doblhammer et al. 2008). Andererseits haben vorangegangene Untersuchungen (vgl. Kapitel 2) gezeigt, dass sich auch die Wirkungen anderer sozialer Strukturmerkmale, wie das Einkommen oder die berufliche Stellung, auf die Lebenserwartungen in dieser Hinsicht bedeutend unterscheiden und die Ergebnisse für Frauen in der statistischen Analyse zumeist weniger eindeutig ausfallen. Mit Bezug auf die Untersuchung der Einkommensunterschiede ist dies wenigstens zum Teil darin begründet, dass sich die aufgezeichneten Daten vornehmlich nur für Männer als guter Indikator, unter anderem auch zur indirekten Abbildung des beruflichen Erfolgs über das Erwerbsleben, eignen. Durch die Verwendung der verfügbaren Haushaltseinkommen ist, insbesondere für die hier berücksichtigten Kohorten (1919-1952), zumeist das Einkommen beziehungsweise die individuelle Rentenanwartschaft des Mannes maßgeblich (vgl. Engstler et al. 2011).

3.2 Empirische Methodik

Für die empirische Analyse folgen wir Kröger et al. (2017) und verwenden ein (nicht-parametrisches) diskretes Ereignisanalysemodell (vgl. Singer und Willett 1993) mit dem geschätzt wird, wie hoch das Risiko ist, zu einem bestimmten Zeitpunkt (hier: das Alter) zu versterben. Im Kontext dieser Studie - bei der Betrachtung der ferneren Lebenserwartung - bedeutet dies eine Ermittlung des Sterblichkeitsrisikos (*hazards*) zu jedem Alter ab dem 66. Lebensjahr. Der Vorteil bei der Wahl dieses Modells im Vergleich zu (semi-)parametrischen Alternativen ist, dass keine Annahmen zum funktionalen Zusammenhang der Mortalität mit dem Alter getroffen werden müssen. Das heißt, die grundlegenden Sterblichkeitsrisiken können zu jedem Alter direkt aus den Daten geschätzt werden.

Als Ergebnisse der Schätzungen ergeben sich die altersspezifischen Grundrisiken des Versterbens (*baseline-hazard*) sowie, in Abhängigkeit des untersuchten Strukturmerkmals, die relativen

Unterschiede in diesen Risiken zwischen den Subgruppen (*hazard-ratios*).[7] Auf dieser Basis lässt sich bestimmen, wie hoch die durchschnittliche Wahrscheinlichkeit für die Mitglieder einer Teilpopulation ist, ein bestimmtes Alter zu erreichen. Diese sogenannten Überlebensfunktionen können zwar direkt im Sinne einer ferneren Lebenserwartung interpretiert werden, für die detaillierte analytische Untersuchung, insbesondere von gruppenbezogenen Differenzen, ist es allerdings sinnvoll, unter Verwendung der Sterbetafel-Methodik (vgl. Preston et al. 2001) die durchschnittlichen Restlebenserwartungen zum Alter 65 zu berechnen.[8]

Da der Fokus der vorliegenden Studie auf der Untersuchung von Differenzen in den ferneren Lebenserwartungen von verschiedenen sozioökonomischen Gruppierungen liegt, werden für diese die Standardfehler bzw. Konfidenzintervalle durch ein Resampling-Verfahren (Bootstrapping) mit 1.000 Replikationen bestimmt.

[7] An dieser Stelle muss berücksichtigt werden, dass sich aufgrund der variierenden Datenverfügbarkeit, die beobachteten höchsten (Sterbe-)alter sich zwischen den Teilgruppen der untersuchten Differenzierungsmerkmale unterscheiden. Während, zum Beispiel der älteste Mann in der höchsten Einkommensgruppe bis zum 97. Lebensjahr beobachtet wird, ist dies für die mittleren Einkommensgruppen nur bis zum 92. Lebensjahr der Fall. Entsprechend können Sterblichkeitsrisiken nur für die verfügbaren Altersspannen bestimmt werden. Für einen sinnvollen Vergleich von Unterschieden in den ferneren Lebenserwartungen ist jedoch deren Berechnung über einen einheitlichen Zeitraum Voraussetzung. Aus diesem Grund wird die Annahme getroffen, dass sich die in den Teilgruppen zuletzt beobachtete Sterblichkeitsrate in konstanter Form fortsetzt und eine entsprechende Erweiterung bis zum höchsten, in der jeweiligen Stichprobe enthaltenen, Alterspunkt vorgenommen werden kann.

[8] Diese sind formal zu einem bestimmten Alter t definiert als e_t. Das Produkt $e_t l_t$ beschreibt dabei die noch zu durchlebenden Jahre der Überlebenden l_t im Alter t. Eine Berechnung erfolgt mittels der Formeln:

$$e_t = \frac{e_t l_t}{l_t}; \qquad e_l l_t = \sum_{x>t} L_t\,; \quad L_t = \frac{1}{2}(l_t + l_{t+1})\,; \qquad l_t = l_{t-1} * p_{t-1} > 0\,;$$

Die zuvor aus den geschätzten Mortalitätsrisiken abgeleiteten Überlebenswahrscheinlichkeiten ergeben sich dabei zu p_t.

4 Ergebnisse

In diesem Kapitel werden die Ergebnisse der empirischen Analysen ausgewertet und die heterogenen Effekte beschrieben. Die Untersuchungen werden dabei getrennt nach Geschlecht und, aufgrund der bereits mehrfach erwähnten engen Verbundenheit der Einflussfaktoren in ihrer Wirkung auf die Lebenserwartung, separat für die benannten sozialstrukturellen Hauptmerkmale Einkommen, berufliche Stellung und den Arbeitsbelastungen durchgeführt. Zunächst erfolgt jeweils die Diskussion der Ergebnisse aus den geschätzten Ereignisanalysemodellen.[9] Die dargestellten Hazard-Ratios sind dabei als das relative Verhältnis der Sterblichkeitsrisiken zwischen zwei Teilgruppen der Stichprobe zu interpretieren. Werte zwischen null und eins bedeuten dementsprechend, dass die Risiken einer bestimmten Gruppe zu versterben, im Vergleich zu einer Referenzgruppe für alle betrachteten Alter durchweg verringert sind. Umgekehrt deuten Werte größer als eins auf ein erhöhtes Mortalitätsrisiko hin. Auf Basis der geschätzten Modelle werden die durchschnittlichen ferneren Lebenserwartungen berechnet und die entsprechenden Gruppenunterschiede präsentiert.

Es soll an dieser Stelle nochmals betont werden, dass es sich bei der vorliegenden Studie um eine rein deskriptive Analyse der Heterogenität in den ferneren Lebenserwartungen unterschiedlicher sozioökonomischer Gruppen und der differenzierten Muster in deren Sterblichkeitsprofilen handelt. Es können hierbei keine Kausaleffekte statistisch identifiziert werden.

4.1 Relative Einkommensposition

In der bisherigen Literatur (siehe Kapitel 2) wurde der Zusammenhang von Einkommen und fernerer Lebenserwartung bereits vielfach untersucht und stets eine Assoziation von hohen Einkommen mit längeren Restlebenszeiten festgestellt. Auch die Ergebnisse unserer Analyse verdeutlichen diesem Zusammenhang. Im oberen Teil von Tabelle 2 werden die Resultate der Schätzung des Ereignisanalysemodells vorgestellt. Abgebildet sind dazu die Risikoverhältnisse zwischen den Gruppen der verschiedenen relativen Einkommenspositionen, jeweils in Referenz zu den Sterblichkeitsrisiken der wohlhabenden Haushalte (Einkommen >150% des Median der Äquivalenzeinkommensverteilung).

[9] In allen präsentierten Modellen sind statistische Kontrollen für Wohnort (Ost-/Westdeutschland), direkten Migrationshintergrund, Kohorteneffekte und dem individuellen Eintrittsalter in die Befragung berücksichtigt.

Bei den Männern ergibt sich dabei für alle weiteren Einkommensgruppen eine statistisch signifikante Erhöhung der Mortalität. Die Differenzen nehmen mit sinkendem Einkommen zu. Während sich für Männer aus den mittleren Teilgruppen eine 1,74 und 1,93-fache Erhöhung des Risikos zu Versterben feststellen lässt, betragen diese Werte bei den Haushalten mit geringen Einkommen 2,32 bzw. 2,46 für solche, die von Armutsgefährdung betroffen sind. Wie zu erwarten (siehe auch Kapitel 3.1) fallen die Unterschiede bei den Frauen insgesamt geringer aus und auch der Einkommensgradient zeichnet sich weniger deutlich ab. In den mittleren beiden Einkommensgruppen (80-100% und 100-150%) sind zwar leicht erhöhte Sterblichkeitsrisiken zu erkennen, statistisch signifikante Differenzen lassen sich jedoch ausschließlich bei den niedrigen Einkommen mit 1,48 und den Einkommen unterhalb der Armutsrisikogrenze mit 1,89 nachweisen.

Im Hinblick auf die Kontrollvariablen ergibt sich zudem eine substanzielle Verringerung der Mortalität für Männer mit direktem Migrationshintergrund. Zurückzuführen ist dies möglicherweise auf den sogenannten „healthy-migrant effect“ (vgl. Lu 2008). Demnach handelt es sich bei Emigrierenden zumeist um eine bezüglich der Gesundheit positiv selektierte Gruppe, die im Vergleich zur Durchschnittbevölkerung des Ziellandes geringere Sterblichkeitsrisiken aufweist.

Zur Bestimmung der ferneren Lebenserwartungen ab dem 65. Lebensjahr können aus diesen Ergebnissen die durchschnittlichen kumulierten Überlebensraten in den fünf Einkommensgruppen zu jedem Alter bestimmt werden. Die Abbildung A1 im Anhang enthält beispielhaft für Männer die daraus abgeleiteten Überlebensfunktionen im Altersbereich zwischen 65 und 90. Im Sinne der ferneren Lebenserwartung kann diese Darstellung folgendermaßen interpretiert werden: Während die Hälfte der 65-jährigen Männer aus der höchsten Einkommensgruppe wenigstens 88 Jahre alt wird, erreicht derselbe Anteil aus den von Armutsgefährdung betroffenen Haushalten nicht einmal 81 Jahre.

Zur genaueren Betrachtung der Differenzen zwischen den Einkommensgruppen werden im unteren Abschnitt der Tabelle 2 die jeweilige durchschnittliche fernere Lebenserwartung zum Alter 65 in absoluten Werten vorgestellt. Für Männer mit niedrigen und mittleren Einkommen ergeben sich hierbei eine Restlebenserwartung zwischen 15,4 und 17,8 Jahren mit relativ geringen Unterschieden zwischen den Gruppen. Männer aus wohlhabenden Haushalte sind mit 21,7 Jahren hingegen deutlich abgesetzt. Im Vergleich dazu, zeigt sich bei den Frauen die bekannte erhöhte Lebenserwartung über alle Einkommensgruppen. Entsprechend betragen die Werte zwischen 18,8 und 22,8 Jahren, wobei die einkommensbezogenen Unterschiede zudem gleichmäßiger verteilt sind. Bemerkenswert ist, dass sich eine deutliche Angleichung der gruppenspezifi-

schen Lebenserwartungen zwischen Männern und Frauen bei den höchsten Einkommen feststellen lässt. Während die Differenz in den verbleibenden Gruppen zwischen drei- und viereinhalb Jahren beträgt, ergibt sie sich bei diesen im Durchschnitt zu nur noch etwa einem Jahr.

Tabelle 2: Ergebnisse des Modells zu den relativen Einkommenspositionen

Logit-Modell	Männer		Frauen	
	Koeffizient	Konfidenz-Intervall	Koeffizient	Konfidenz-Intervall
Einkommensposition				
<60%	2.46***	[1.90, 3.20]	1.89***	[1.45, 2.46]
60-80%	2.32***	[1.85, 2.91]	1.48**	[1.14, 1.92]
80-100%	1.93***	[1.55, 2.42]	1.25	[0.97, 1.60]
100-150%	1.74***	[1.42, 2.14]	1.11	[0.87, 1.42]
>150%	Ref.		Ref.	
Ostdeutschland	0.88	[0.75, 1.02]	0.88	[0.73, 1.05]
Migrationshintergrund	0.77**	[0.63, 0.93]	0.94	[0.75, 1.19]
Konstante	0.01***	[0.01, 0.02]	0.00***	[0.00, 0.01]
Beobachtungen	38662		45273	
Personen	4515		4803	
Sterbefälle	1090		787	
Fernere Lebenserwartung				
	Jahre	Konfidenz-Intervall	Jahre	Konfidenz-Intervall
Einkommensposition				
<60%	15.41	[14,24, 16,72]	18.80	[17,87, 19,89]
60-80%	16.02	[15,05, 17,09]	20.43	[19,44, 21,49]
80-100%	17.13	[16,19, 18,13]	21.56	[20,61, 22,51]
100-150%	17.79	[17,12, 18,56]	22.22	[20,51, 23,10]
>150%	21.69	[20,51, 23,02]	22.81	[21,75, 24,12]

Die Koeffizienten werden als *hazard-ratios* berichtet. In beiden Modellen wird zusätzlich für Kohorteneffekte und dem Alter der Individuen zum Zeitpunkt der Beobachtung kontrolliert.

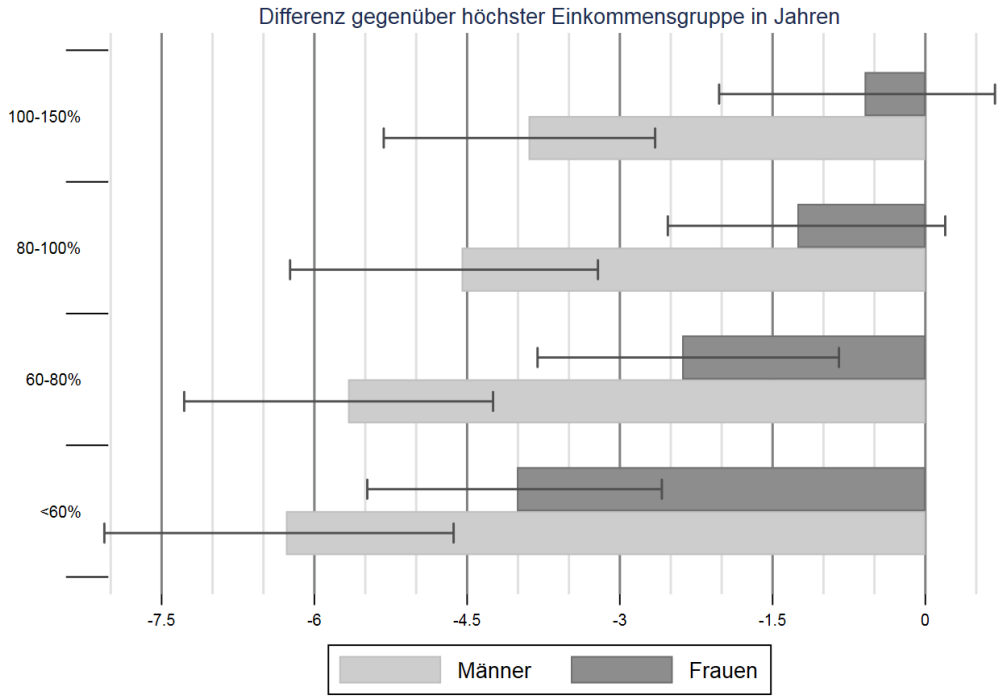
* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. In Klammern ergänzt sind die 95% Konfidenzintervalle (bootstrapped & bias-corrected für Lebenserwartungen).

Quelle: SOEP v35 1984-2018; Berechnungen des DIW Berlin.

Die beschriebenen Unterschiede in der ferneren Lebenserwartung zwischen den Einkommensgruppen gehen noch deutlicher aus Abbildung 1 hervor. Dargestellt werden dort jeweils für Männer und Frauen die Differenzen zur Lebenserwartung der Gruppe mit den höchsten Einkommen (>150%). Den Schätzungen zufolge leben Männer, die ein geringes (60-80%) Einkommen haben oder von Armutsgefährdung (<60%) betroffen sind, im Durchschnitt etwa sechs Jahre weniger also solche aus wohlhabenden Haushalten. Auch bei den mittleren Einkommen verbleiben noch

deutliche Differenzen von knapp vier beziehungsweise viereinhalb Jahren. Im Vergleich zu diesen Befunden fallen die Unterschiede bei Frauen durchweg geringer aus. Sie ergeben sich für die armutsgefährdeten Haushalte zu etwa vier Jahren und für bei den geringen Einkommen zu immerhin noch knapp zweieinhalb Jahren. Bei der Interpretation der Ergebnisse müssen die ebenfalls dargestellten 95% Konfidenzintervalle berücksichtigt werden. Diese werden auf Grundlage der durch das Bootstrapping-Verfahren berechneten Standardfehler erstellt und deuten an, sofern sie den Wert Null nicht einschließen, dass mit hoher Wahrscheinlichkeit von statistischen Differenzen in den betrachteten Lebenserwartungen ausgegangen werden kann. In der vorliegenden Betrachtung ist dies für Männer in allen Einkommensgruppen der Fall, bei Frauen gilt dies jedoch ausschließlich für die geringen Einkommen.

Abbildung 1: Lebenserwartung 65-Jähriger nach Einkommensgruppen



Quelle: SOEP v35, 1984-2018; Berechnungen des DIW Berlin.

4.2 Berufliche Stellung

Im Folgenden werden die Unterschiede in den Sterblichkeitsmustern zwischen den benannten beruflichen Stellungen betrachtet. Im Einklang mit den Resultaten aus früherer Forschung (vgl. Kapitel 2) können auch in der vorliegenden Studie überdurchschnittlich hohe Lebenserwartungen für Beamte und Beamtinnen nachgewiesen werden. Diese werden demgemäß für die Darstellung der Ergebnisse als Referenzgruppe gewählt. In der Hauptanalyse wird die berufliche Stellung nach der *zuletzt beobachteten* Erwerbstätigkeit zugewiesen.[10] Die entsprechenden Ergebnisse für die *ersten* Berufe sind im Anhang dokumentiert. Außerdem wird die Gruppe der Selbstständigen in einer Zusatzbetrachtung detaillierter betrachtet.

4.2.1 Letzte Erwerbstätigkeit

Wie im vorangehenden Kapitel zeigt der obere Abschnitt von Tabelle 3 die Ergebnisse aus der Schätzung des Ereignisanalysemodells. Im Vergleich zur Referenzgruppe der Beamtinnen und Beamten zeigt sich, sowohl bei Männern als auch bei Frauen, eine Erhöhung der relativen Risikoverhältnisse für alle weiteren beruflichen Stellungen. Die geschätzten Hazard-Ratios liegen dabei geschlechterübergreifend für Selbstständige und Angestellte in ähnlicher, moderater Größenordnung. Für Letztere ergibt sich bei den Männern ein um das 1,33-fache erhöhtes Sterblichkeitsrisiko, bei den Frauen liegt der Wert bei 1,23. Mit Blick auf die Selbstständigen betragen die Hazard-Ratios jeweils 1,35 bzw. 1,36. Es muss allerdings berücksichtigt werden, dass bei diesen Differenzen lediglich für die männlichen Angestellten eine schwache statistische Signifikanz (10% Level) nachgewiesen werden kann. Eine substanzielle und statistisch abgesicherte Erhöhung der Mortalitätsrisiken, um das 2,22-fache im Vergleich zur Referenzgruppe, findet sich für die männlichen Arbeiter. Auch bei den Frauen ergibt sich in dieser Kategorie die gleiche Tendenz (Hazard-Ratio 1,73), jedoch ohne statistisch signifikant zu sein.

[10] In den Ausführungen erfolgt keine nähere Untersuchung der Gruppe der Nicht-Erwerbstätigen. Dies ist einerseits in der hohen statistischen Unsicherheit der Ergebnisse begründet, die den geringen Fallzahlen entspringt. Andererseits muss auch davon ausgegangen werden, dass sich die Gesundheitswirkungen von (Langzeit-)Arbeitslosigkeit grundlegend von denen beruflicher Beschäftigung unterscheiden. (Für eine Diskussion der Zusammenhänge zwischen Lebenserwartungen und Arbeitslosigkeit siehe zum Beispiel Scholz & Schulz (2009) und Kroll et al. (2016)).

Tabelle 3: Ergebnisse des Modells zu den letzten beruflichen Stellungen

Logit-Modell	Männer		Frauen	
	Koeffizient	Konfidenz-Intervall	Koeffizient	Konfidenz-Intervall
Berufliche Stellung				
Nicht-Erwerbstätige	3.20	[0.41, 25.10]	1.77	[0.82, 3.82]
Arbeiter*innen	2.22***	[1.71, 2.90]	1.50	[0.90, 2.51]
Selbstständige	1.35	[0.99, 1.83]	1.36	[0.78, 2.39]
Angestellte	1.33*	[1.02, 1.75]	1.23	[0.74, 2.06]
Beamte*innen	Ref.		Ref.	
Ostdeutschland	0.96	[0.83, 1.12]	0.98	[0.82, 1.17]
Migrationshintergrund	0.78**	[0.64, 0.94]	0.98	[0.77, 1.25]
Konstante	0.01***	[0.01, 0.02]	0.00***	[0.00, 0.01]
Beobachtungen	38808		43676	
Personen	4524		4680	
Sterbefälle	1077		752	
Fernere Lebenserwartung				
	Jahre	Konfidenz-Intervall	Jahre	Konfidenz-Intervall
Berufliche Stellung				
Arbeiter*innen	15.89	[15,37, 16,58]	20.51	[19,80, 21,22]
Selbstständige	19.25	[18,03, 20,73]	21.03	[19,61, 22,84]
Angestellte	19.44	[18,57, 20,34]	22.02	[21,27, 22,78]
Beamter*innen	21.52	[20,01, 23,45]	23.50	[20,83, 26,44]

Die Koeffizienten werden als *hazard-ratios* berichtet. In beiden Modellen wird zusätzlich für Kohorteneffekte und dem Alter der Individuen zum Zeitpunkt der Beobachtung kontrolliert.

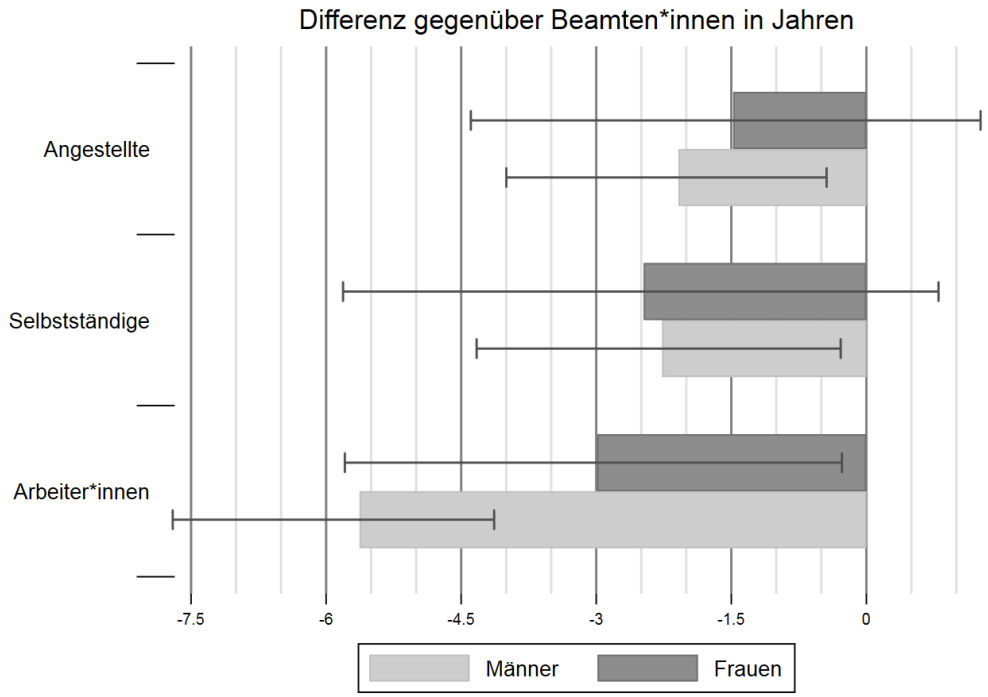
* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. In Klammern ergänzt sind die 95% Konfidenzintervalle (bootstrapped & bias-corrected für Lebenserwartungen).

Quelle: SOEP v35 1984-2018; Berechnungen des DIW Berlin.

Im unteren Teil von Tabelle 3 werden die aus diesen Ergebnissen abgeleiteten Werte der ferneren Lebenserwartungen ab dem Alter 65 für alle beruflichen Stellungen dargestellt. Bei den Männern ergibt sich, wie zu erwarten, die größte durchschnittliche Restlebenserwartung mit 21,5 Jahren für die Gruppe der Beamten. Während bei Angestellten und Selbstständigen diese immerhin noch über 19 Jahre beträgt, lassen sich für die Arbeitergruppe die mit Abstand geringsten Lebenserwartungen von durchschnittlich nur noch 15,9 Jahren feststellen. Abbildung 2 zeigt diese Diskrepanzen zwischen den beruflichen Stellungen noch deutlicher auf. In allen Kategorien können für Männer statistisch signifikante Differenzen der ferneren Lebenserwartungen im

Vergleich zu den Beamten nachgewiesen werden.[11] Die größte Differenz ergibt sich bei den Arbeitern mit über fünfeinhalb Jahren. Für die Frauen sind die Werte der geschätzten durchschnittlichen ferneren Lebenserwartung über alle beruflichen Stellungen hinweg größer als bei den Männern. Auffallend ist dabei der besonders hohe Unterschied zwischen den betrachteten Geschlechtern in der Arbeiterinnen- und Arbeitergruppe, wobei der geschätzte Wert von 20,5 Jahren für die Frauen zu einer Differenz von über viereinhalb Jahren führt. Dies zeigt sich entsprechend auch in Abbildung 2. Im Vergleich zu den Beamtinnen, bei denen sich mit 23,5 Jahren die höchste fernere Lebenserwartung ergibt, können für die weiteren beruflichen Gruppen Verringerungen in der Lebenserwartung von ähnlicher Größe nachgewiesen werden. Die Unterschiede betragen dabei zwischen eineinhalb Jahren bei den weiblichen Angestellten und drei Jahren bei den Arbeiterinnen. Auch hier muss jedoch berücksichtigt werden, dass diese Ergebnisse lediglich für Letztere statistisch signifikant sind.

Abbildung 2: Lebenserwartung 65-Jähriger nach letzter beruflicher Stellung



Quelle: SOEP v35, 1984-2018; Berechnungen des DIW Berlin.

[11] Da sich die Methode zur Berechnung der Standardfehler im Ereignisanalysemodell und bei der Berechnung der Unterschiede in der Lebenserwartung durch die zusätzliche Anwendung eines Resampling-Verfahrens unterscheiden, weichen die Signifikanzen der Ergebnisse leicht ab.

Beim Vergleich dieser Ergebnisse zu denen des Modells, dem eine Zuweisung der beruflichen Stellungen nach der *ersten ausgeübten Erwerbstätigkeit* zugrunde liegt, können einige Unterschiede festgestellt werden (vgl. dazu im Anhang Tabelle A9 und Abbildung A8). Bei den Männern ergibt sich, ebenfalls mit Referenz zur Gruppe der Beamten, eine insgesamt deutlich geringere Steigerung der relativen Sterblichkeitsrisiken in den anderen beruflichen Stellungen und lediglich für die Arbeiter finden sich statistisch signifikante Unterschiede (Hazard-Ratio 1,48). Dies zeigt sich entsprechend auch bei der Untersuchung der ferneren Lebenserwartung zum Alter 65. Für Angestellte lässt sich hierbei zum Beispiel fast keine Differenz in der durchschnittlichen Restlebenserwartung feststellen. Bemerkenswert ist aber vor allem, dass die aus den Schätzungen ermittelte Verringerung in der Lebenserwartung bei den männlichen Arbeitern, obwohl noch signifikant, nur noch knapp drei Jahre beträgt. Die Lebenserwartungsdiskrepanzen zwischen den Beamtinnen und Beamten und Arbeiterinnen und Arbeitern sind damit für Männer und Frauen auf einem etwa gleichen Niveau. Insgesamt sind bei den Frauen die Ergebnisse aus der Analyse mit den *ersten* Berufen relativ ähnlich und es können keinerlei statistisch signifikante Unterschiede in den Lebenserwartungen nachgewiesen werden.

Die Unterschiede in den Ergebnissen zwischen den beiden Modellen sind konsistent zu den Statistiken aus Kapitel 3.1. Hier wurde gezeigt, dass viele Personen aus der Gruppe der Arbeiterinnen und Arbeiter, vor allem hin zur Angestelltengruppe wechseln. Bei den Arbeiterinnen und Arbeitern (bei Betrachtung der *letzten* Berufe) ist eine Selektion „schlechter“ Mortalitätsrisiken, aufgrund langjähriger höherer Arbeitsbelastungen (vgl. deskriptive Darstellung in Kapitel 4.3) mit langfristiger Wirkung auf den Gesundheitszustand und damit einer Verkürzung der ferneren Lebenserwartung auch nach Beendigung des Berufslebens zu erwarten. Umgekehrt kommen bei den Angestellten, im Vergleich zum Gruppendurchschnitt, ebenfalls relativ schlechtere Sterblichkeitsrisiken durch Zuwachs aus der Arbeiterinnen- und Arbeitergruppe hinzu. Dazu kommt, dass viele spätere Beamten in ihrem ersten Beruf noch nicht verbeamtet sind. Dementsprechend ist eine Erhöhung der Differenz in beiden Gruppen bei Vergleich zu den Beamten und Beamtinnen zu erwarten.

4.2.2 Zusatzbetrachtung: Selbstständige

Durch die Zusammenfassung der beruflichen Stellung zu den beschriebenen übergeordneten Kategorien sind die Zusammensetzungen dieser Teilgruppen jeweils weiterhin von großer Heterogenität in den sozialstrukturellen Hintergrundmerkmalen geprägt. Maßgebliche Unterschiede ergeben sich dabei vor allem im Hinblick auf die Einkommensverhältnisse, das Qualifikations- und Bildungsniveau sowie den mit den spezifischen Tätigkeitsfeldern in Verbindung stehenden Arbeitsbelastungen. Diese Unterschiede dürften bei der Gruppe der Selbstständigen besonders groß ausfallen, da hier zum Beispiel Solo-Selbstständige, professionelle Berufe (Ärztinnen und Ärzte, Rechtsanwältinnen und Rechtsanwälte, Apothekerinnen und Apotheker etc.) und Unternehmerinnen und Unternehmer zusammengefasst werden.

Um diese heterogene Zusammensetzung der Gruppen und die daraus resultierenden Unterschiede in den ferneren Lebenserwartungen zu verdeutlichen, wird im Folgenden für die Selbstständigen eine zusätzliche Aufteilung nach der relativen Einkommensposition zum Alter 65, wie sie zuvor bereits in Kapitel 4.1 verwendet wurde, vorgenommen. Basierend auf der Stichprobe mit den, nach der *zuletzt ausgeübten Erwerbstätigkeit,* zugewiesenen beruflichen Stellungen, erfolgt die Aufteilung für Männer und Frauen in je zwei Untergruppen von Selbstständigen. In der Kategorie *Selbstständige 1* werden all diejenigen Personen erfasst, deren Einkommen zum Alter 65 unterhalb des Medians der Einkommensverteilung im zugehörigen Jahr ist. Alle verbleibenden Selbstständigen mit entsprechend relativer Einkommensposition über dem Median sind der Gruppe *Selbstständige 2* zugewiesen.

Der Blick auf die Ergebnisse des Ereignisanalysemodells, dargestellt in Tabelle 4, zeigt, dass sich die geschätzten relativen Risikoverhältnisse für die bereits zuvor diskutierten beruflichen Kategorien (Arbeiterinnen und Arbeiter, Angestellte, Beamtinnen und Beamte) in dieser neuen Modelldefinition nur unwesentlich verändern. Dementsprechend konzentriert sich die Analyse der Resultate auf die beiden Teilgruppen der Selbstständigen. Für diese können nun deutliche Unterschiede in den Mortalitätsprofilen festgestellt werden. Während sich bei den männlichen Selbstständigen mit geringen Einkommen, im Vergleich zur Referenzgruppe der Beamten, die Risiken zu versterben um das 1,68-fache erhöhen, beträgt dieser Wert bei der Gruppe mit überdurchschnittlichem Einkommen nur 1,17. Bei den Frauen ergibt sich eine ähnliche Trennung der Hazard-Ratios zu 1,45 bzw. 1,11. Diese Unterschiede zeigen sich auch in der ferneren Lebenserwartung zum Alter 65 (siehe unterer Abschnitt von Tabelle 4). Beim Vergleich der Selbstständigen kann dabei für die Gruppe mit den höheren Einkommen geschlechterübergreifend eine um

über zwei Jahre erhöhte Lebenserwartung festgestellt werden. Betrachtet man die Lebenserwartungsunterschiede im Vergleich zur Beamtinnen- und Beamtengruppe, dargestellt in Abbildung 3, ergibt sich für Frauen und Männer mit unterdurchschnittlicher Einkommensposition eine Differenz von drei bzw. knapp dreieinhalb Jahren. Die Verringerung bei der Gruppe mit höheren Einkommen (*Selbstständige 2*) beläuft sich hingegen nur noch auf knapp ein und eineinhalb Jahre. Eine statistische Signifikanz der relativen Sterblichkeitsverhältnisse und der Lebenserwartungsdifferenzen lässt sich jedoch ausschließlich bei den Männern mit niedrigem Einkommen nachweisen.

Tabelle 4: Ergebnisse - Sonderuntersuchung Selbstständige

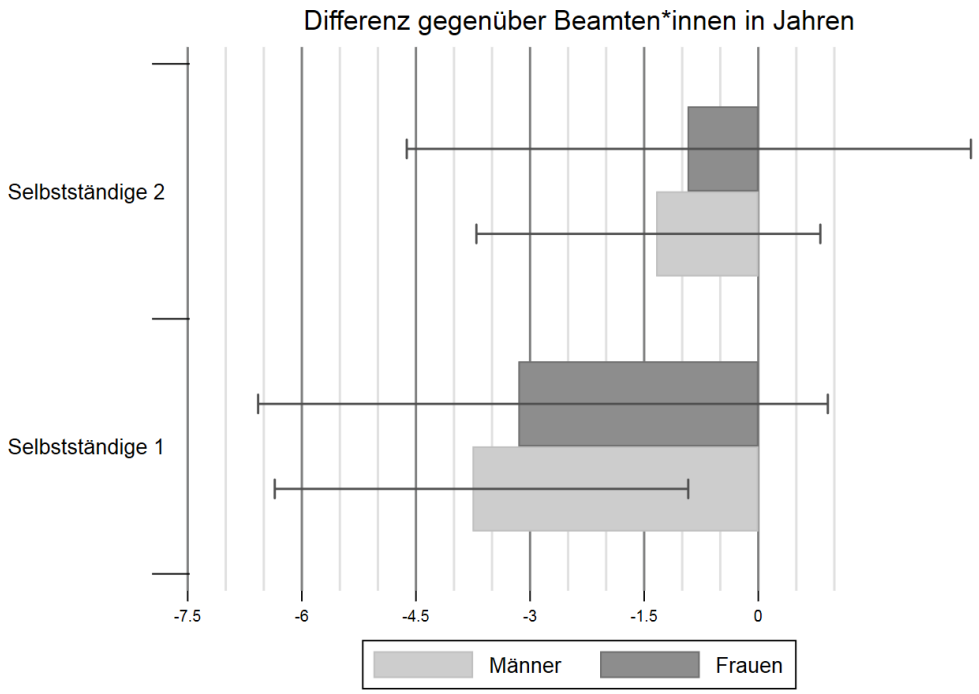
Logit-Modell	**Männer**		**Frauen**	
	Koeffizient	Konfidenz-Intervall	Koeffizient	Konfidenz-Intervall
Berufliche Stellung				
Nicht-Erwerbstätige	3.19	[0.41, 25.02]	1.79	[0.83, 3.85]
Arbeiter*innen	2.23***	[1.71, 2.90]	1.52	[0.91, 2.54]
Selbstständige 1	1.68**	[1.15, 2.46]	1.45	[0.78, 2.69]
Selbstständige 2	1.17	[0.82, 1.66]	1.11	[0.59, 2.10]
Angestellte	1.33*	[1.02, 1.75]	1.24	[0.75, 2.08]
Beamte*innen	Ref.		Ref.	
Ostdeutschland	0.96	[0.83, 1.12]	0.97	[0.81, 1.16]
Migrationshintergrund	0.77**	[0.63, 0.93]	0.99	[0.78, 1.26]
Konstante	0.01***	[0.01, 0.03]	0.00***	[0.00, 0.01]
Beobachtungen	38536		43497	
Personen	4485		4659	
Sterbefälle	1073		746	
Fernere Lebenserwartung				
	Jahre	Konfidenz-Intervall	Jahre	Konfidenz-Intervall
Berufliche Stellung				
Arbeiter*innen	15.87	[15,31, 16,44]	20.52	[19,81, 21,28]
Selbstständige 1	17.73	[15,84, 20,10]	20.37	[18,31, 22,71]
Selbstständige 2	20.15	[18,57, 22,00]	22.59	[20,28, 25,05]
Angestellte	19.41	[18,65, 20,46]	22.03	[21,36, 22,85]
Beamte*innen	21.49	[19,83, 23,34]	23.52	[20,71, 26,27]

Die Koeffizienten werden als *hazard-ratios* berichtet. In beiden Modellen wird zusätzlich für Kohorteneffekte und dem Alter der Individuen zum Zeitpunkt der Beobachtung kontrolliert.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. In Klammern ergänzt sind die 95% Konfidenzintervalle (bootstrapped & bias-corrected für Lebenserwartungen).

Quelle: SOEP v35 1984-2018; Berechnungen des DIW Berlin.

Abbildung 3: Lebenserwartung von 65-jährigen Selbstständigen



Quelle: SOEP v35, 1984-2018; Berechnungen des DIW Berlin.

4.3 Berufsklassifikationen und Berufliche Belastungen

Bei den im vorangehenden Kapitel analysierten Berufsgruppen unterscheiden sich die Belastungsprofile in der spezifischen Erwerbstätigkeit und könnten mit der heterogenen Lebenserwartung zusammenhängen. Aus diesem Grund werden im folgenden Kapitel die langfristigen Gesundheitswirkungen der über das Erwerbsleben erfahrenen körperlichen und psychosozialen Arbeitsbelastungen, auf die Sterblichkeitsrisiken und ferneren Lebenserwartungen untersucht. Da der Zuweisung dieser tätigkeitsspezifischen Belastungsscores die ISCO88 Berufsklassifikation zugrunde liegt, wird zunächst ein Überblick der Mortalitätsdifferenzen nach deren Hauptgruppen vorgestellt.

4.3.1 Berufsklassifikation ISCO88

Die Einteilung der ISCO88 Berufsklassifikation in ihre zehn Hauptgruppen erfolgt auf Basis der Ähnlichkeit von allgemeinen und berufsfachlichen Anforderungsprofilen (unter anderem nach Qualifikationslevel, Spezialisierung und Verantwortungsübernahme) in den Tätigkeitsfeldern. Wie bereits bei der Kategorisierung nach verschiedenen beruflichen Stellungen kommt es deshalb zu einer Zusammenfassung von teilweise stark differenzierten Sterblichkeitsprofilen. Diese

heterogene Zusammensetzung der einzelnen Berufsklassen und die teilweise relativ geringen Fallzahlen in einigen von diesen (vgl. Tabelle A8 im Anhang), erschweren die Identifikation eindeutiger statistischer Befunde und es können hieraus für die vorliegende Studie keine wesentlichen zusätzlichen Erkenntnisse gewonnen werden. Die Ergebnisse werden daher im Appendix präsentiert (siehe Tabelle A10).

4.3.2 Arbeitsbelastungen

In den Abbildungen 4 und 5 wird zunächst deskriptiv die Verteilung der Gesundheitsbelastung (*Niedrig, Mittel, Hoch*) auf die beruflichen Stellungen dargestellt. Mit Hinblick auf die Zuweisungen der Berufskategorie nach dem *zuletzt* ausgeübten Beruf, zeigt sich zunächst für die Gesamtverteilungen (Abbildung 4), dass in der vorliegenden Stichprobe (ohne Gewichtungsfaktoren) der Anteil von in hoch belastenden Tätigkeiten beschäftigten Männern mit etwa 28% mehr als doppelt so groß ist wie bei den Frauen mit nur 12%.[12] Dies kann, mit Berücksichtigung der Fallzahlenverhältnisse zwischen den beruflichen Stellungen (vgl. Tabelle A7), auf die zu besonders großen Teilen (über 50%) in dieser Belastungskategorie tätigen männlichen Arbeiter zurückgeführt werden. Dafür ausschlaggebend sind die in diesem Tätigkeitsfeld besonders hohen physischen Arbeitsbelastungen, die bei den Frauen nicht so stark verbreitet sind. Dementsprechend beträgt der Anteil der schweren Belastungen bei den Arbeiterinnen nur rund 20%. Dieser Unterschied kann erklären, warum sich die Ergebnisse für Arbeiter und Arbeiterinnen (siehe Kapitel 4.2) unterscheiden. Bei den Angestellten ist die Verteilung der Arbeitsbelastungen für Männer und Frauen hingegen sehr ähnlich. Jeweils rund die Hälfte können der mittleren und nur wenige der hohen Belastungskategorie zugewiesen werden. Und auch die Aufteilungen bei den Gruppen der Selbstständigen und Beamtinnen und Beamten gleichen diesem Muster, allerdings mit einer noch höheren Besetzung der mittleren Arbeitsbelastungen, insbesondere bei den Frauen. Die Verteilung bei Betrachtung der *ersten* Berufe (Abbildung 5) fällt ähnlich aus.

[12] Diese Unterschiede zwischen Männern und Frauen sind dabei nicht auf differenzierte Belastungsprofile in gleichen beruflichen Tätigkeiten zurückzuführen, denn im in dieser Studie verwendete Index von Kroll (2011) wird die Schwere der Arbeitsbelastungen geschlechtsunabhängig für alle Berufsklassen charakterisiert.

Allerdings wird die zuvor erwähnte, typische Veränderung der Tätigkeitsfelder über das Erwerbsleben deutlich. So ist die Berufstätigkeit vor allem bei Männern in jüngeren Jahren von insgesamt höheren (physischen) Arbeitsbelastungen geprägt.[13]

Abbildung 4: Verteilung Arbeitsbelastungen auf letzte berufliche Stellung

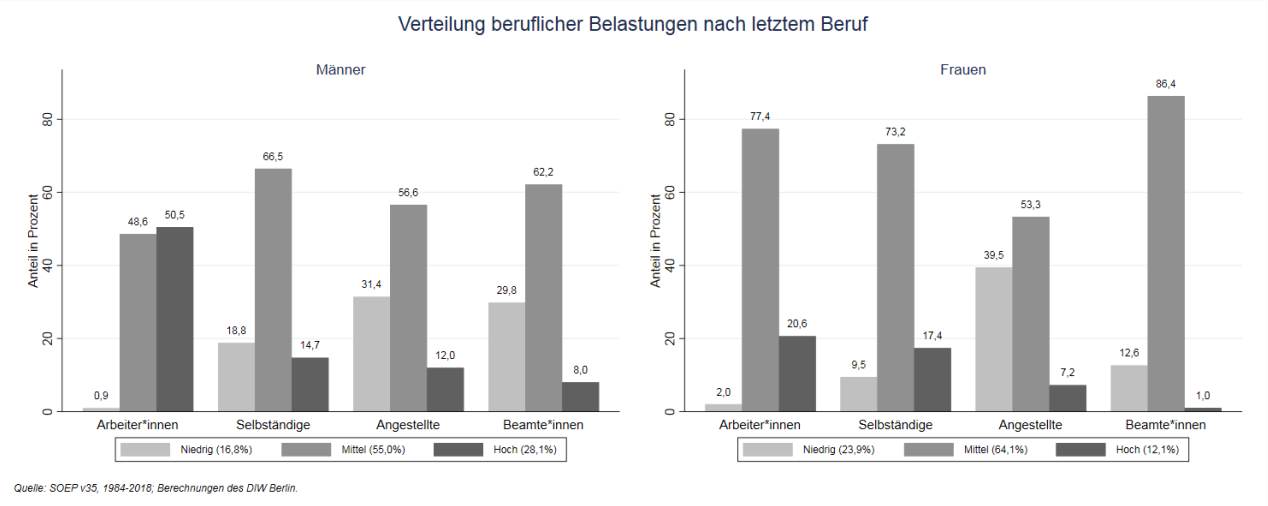
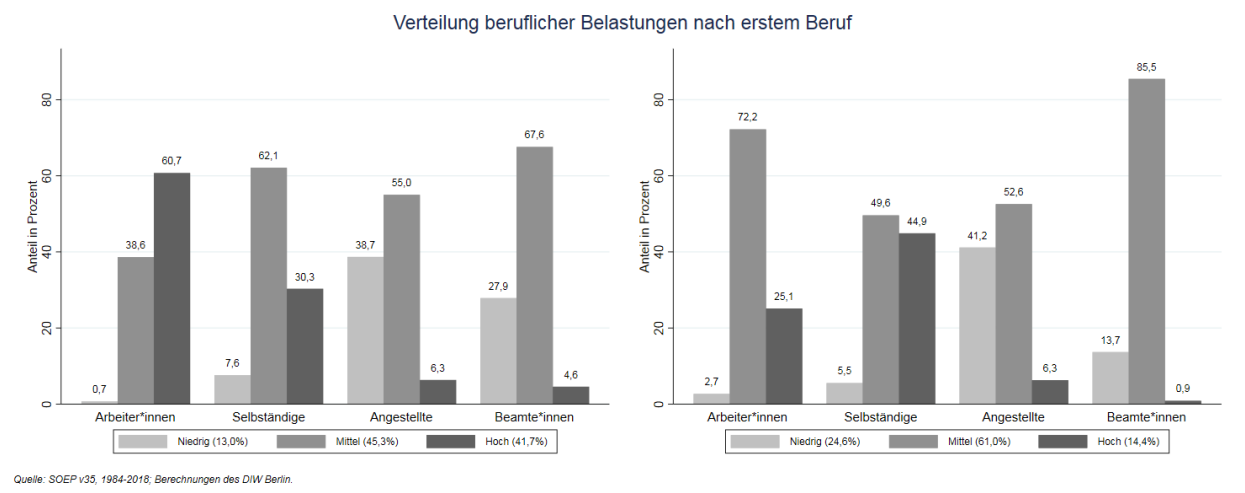


Abbildung 5: Verteilung Arbeitsbelastungen auf erste berufliche Stellung



[13] Einschränkend muss hierbei berücksichtigt werden, dass die Validierung der Belastungsskala auf Basis aktueller Daten der BiBB/BAuA-Erwerbstätigenbefragung von 2011 durchgeführt wurde und dementsprechend die Beschäftigungsverhältnisse für die letzten Berufe, welche weniger weit in der Vergangenheit zurückliegen, besser abgebildet werden. Im Vergleich zu den ersten Berufen der untersuchten Kohorten ist von einer teilweise deutlichen Veränderung der Tätigkeitsspektren und spezifischen Belastungsprofile innerhalb Berufsklassen (z.B. durch Ausweitung der Arbeitsschutzmaßnahmen) auszugehen.

Tabelle 5: Ergebnisse des Modells zu den letzten Arbeitsbelastungen

Logit-Modell	Männer		Frauen	
	Koeffizient	Konfidenz-Intervall	Koeffizient	Konfidenz-Intervall
Berufliche Belastung				
Niedrig	0.54***	[0.44, 0.66]	0.73*	[0.57, 0.95]
Mittel	0.70***	[0.61, 0.81]	0.91	[0.73, 1.12]
Hoch	Ref.		Ref.	
Ostdeutschland	0.98	[0.84, 1.14]	0.97	[0.81, 1.16]
Migrationshintergrund	0.83	[0.68, 1.01]	0.92	[0.72, 1.18]
Konstante	0.03***	[0.02, 0.05]	0.01***	[0.00, 0.01]
Beobachtungen	37669		42004	
Personen	4346		4466	
Sterbefälle	1052		715	
Fernere Lebenserwartung				
	Jahre	Konfidenz-Intervall	Jahre	Konfidenz-Intervall
Berufliche Belastung				
Niedrig	19.87	[18,72, 21,13]	22.53	[21,58, 23,71]
Mittel	18.44	[17,73, 19,08]	21.17	[20,60, 21,82]
Hoch	15.88	[15,19, 16,59]	20.48	[19,29, 21,75]

Die Koeffizienten werden als *hazard-ratios* berichtet. In beiden Modellen wird zusätzlich für Kohorteneffekte und dem Alter der Individuen zum Zeitpunkt der Beobachtung kontrolliert.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. In Klammern ergänzt sind die 95% Konfidenzintervalle (bootstrapped & bias-corrected für Lebenserwartungen).

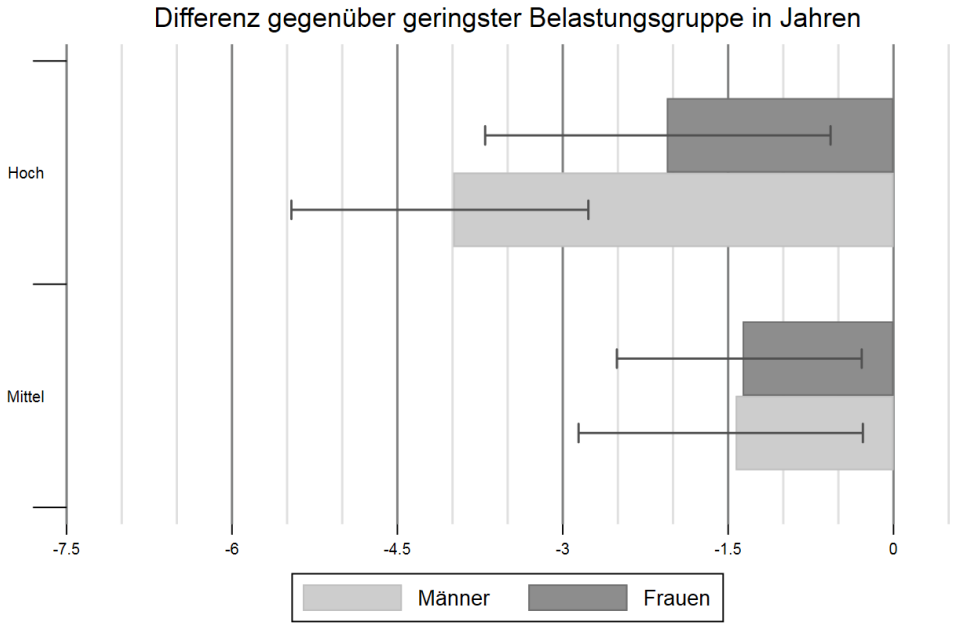
Quelle: SOEP v35 1984-2018; Berechnungen des DIW Berlin.

Die Ergebnisse der Schätzung des Modells basieren auf der Zuweisung der Belastungen in der *letzten* Erwerbstätigkeit werden in Tabelle 5 vorgestellt. Im oberen Teil wird dazu die relative Sterblichkeit mit Referenz zur Kategorie der höchsten Arbeitsbelastungen abgebildet. Sehr deutlich ist dabei zu sehen, dass sich das Mortalitätsrisiko bei geringeren Belastungsprofilen zunehmend reduziert. Für Männer ist diese Verringerung sowohl in der niedrigen als auch in der mittleren Belastungskategorie statistisch signifikant und die entsprechenden Hazard-Ratios liegen bei 0,54 bzw. 0,70. Auch bei den Frauen kann dieser Zusammenhang festgestellt werden, jedoch ist der Gradient über die Belastungen weniger stark ausgeprägt. Ein statistisch abgesicherter Unterschied lässt sich hier nur in der niedrigsten Kategorie nachweisen (Hazard-Ratio 0,73). Aus diesen Schätzungen abgeleitet, ergeben sich für die ferneren Lebenserwartungen ab dem Alter 65 bei den Frauen Werte zwischen 20,5 und 22,5 Jahren. Wie in allen vorherigen Untersuchungen ist auch hier die Lebenserwartung der Frauen im Vergleich zu den Männern in allen Kategorien höher. Eine besonders große Differenz zwischen den Geschlechtern, von über

viereinhalb Jahren, zeigt sich dabei in der Kategorie der hohen Belastungen. Die fernere Lebenserwartung der Männer betragen für diese Personen lediglich knapp 16 Jahre. Abbildung 6 veranschaulicht diese Diskrepanz noch deutlicher. Dargestellt werden darin die Differenzen in der ferneren Lebenserwartung zur Gruppe der Berufe mit den geringsten Belastungsprofilen. Während die Verringerung der durchschnittlichen Restlebenszeiten in der mittleren Kategorie geschlechterübergreifend rund eineinhalb Jahre beträgt, erhöht sich diese für hochbelastete Tätigkeiten bei Frauen zu über zwei, bei Männern sogar zu etwa vier Jahren.

Die Ergebnisse der entsprechenden Analyse basierend auf den ersten Berufstätigkeiten sind im Anhang in Tabelle A11 und Abbildung A9 dokumentiert. Diese unterscheiden sich nur unwesentlich von den bereits vorgestellten Untersuchungen. Lediglich bei den Männern in Berufen mit hohen Arbeitsbelastungen zeigt sich eine weniger starke Verringerung in den ferneren Lebenserwartungen. Dieser Unterschied kann wiederum durch Selektionseffekte erklärt werden (siehe dazu auch Kapitel 4.2).

Abbildung 6: Lebenserwartung 65-Jähriger nach Arbeitsbelastungen im letzten Beruf



Quelle: SOEP v35, 1984-2018; Berechnungen des DIW Berlin.

5 Exkurs: Vorzeitige Sterblichkeit zum Alter 65

Frühere Studien (zum Beispiel Lampert et al. 2019) haben gezeigt, dass sich neben der differenzierten Entwicklung der ferneren Lebenserwartungen in den höheren Altern, auch die Wahrscheinlichkeiten das Alter 65 überhaupt zu erreichen, systematisch unterscheiden. Der Zusammenhang dieser frühen Sterblichkeitsrisiken mit den in der vorliegenden Studie untersuchten sozialstrukturellen Unterscheidungsmerkmalen Einkommen, berufliche Stellung und Arbeitsbelastungen wird in diesem abschließenden Kapitel näher analysiert.

Bei der Betrachtung der Wahrscheinlichkeit des Überlebens bis zum 65. Lebensjahr ist es wichtig für die im SOEP bekannte Überschätzung der Lebenserwartungen zu korrigieren, und die geschätzten relativen Mortalitätsunterschiede zwischen den jeweiligen Teilgruppen mit den Informationen zur altersspezifischen Populationssterblichkeit aus den amtlichen Sterbetafeln[14] zu kombinieren. Unsere Vorgehensweise folgt dabei der von Kroll und Lampert (2009) vorgeschlagenen Methodik, die bereits in ähnlichen Studien zur Untersuchung von Einkommensunterschieden (Lampert et al. 2007 & 2019) angewendet wurde. Für die Bestimmung der relativen Sterblichkeitsrisiken (Hazard-Ratios) nutzen wir ein exponentielles Ereignisanalysemodell.[15] Die Schätzungen basieren auf einer erweiterten Datengrundlage unter Einbezug aller Individuen aus der gesamten verfügbaren Altersverteilung des SOEP, sofern diese, entsprechend der in Kapitel 3.1 beschriebenen Konventionen, zu den untersuchten sozioökonomischen Merkmalen zugewiesen werden können. Allerdings kann auf Basis der in dieser Studie verwendeten Messung des Einkommens, als die relative Position in der Einkommensverteilung zum Beginn des typischen Renteneintrittsalters, keine Analyse der früheren differenzierten Überlebensraten durchgeführt werden, da die Kategorisierung nach diesem Einkommenskriterium das Erreichen des 65. Lebensjahres voraussetzt. An dieser Stelle verweisen wir daher auf die entsprechenden Untersuchungen und Ergebnisse früherer, ebenfalls SOEP-basierter Studien (siehe dazu Lampert et al. 2007 & 2019, Luy et al. 2015).

[14] Vgl. Statistisches Bundesamt (DeStatis) – Sterbetafeln 1991-2019 (Ergebnis 12621-0001).

[15] Die Ergebnisse der Ereignisanalysemodelle sind in den Tabellen A12-A15 dem Anhang beigefügt.

Tabelle 6: Vorzeitige Sterblichkeit zum Alter 65 - Anteile in Prozent

	Männer		Frauen	
Einkommensposition	Lampert (2007)	Lampert (2019)	Lampert (2007)	Lampert (2019)
<60%	31,0	27.2	16,0	13.3
60-80%	24,0	22.5	9,9	11.0
80-100%	20,8	19.1	9,7	10.1
100-150%	17,7	18.1	7,6	9.0
>150%	13,0	13.6	7,0	8.4
Berufliche Stellung	Erster Beruf	Letzter Beruf	Erster Beruf	Letzter Beruf
Nicht-Erwerbstätige	28,5	28.6	14,3	14.5
Arbeiter*innen	21,0	23.9	11,3	11.6
Selbstständige	20,9	17.0	11,4	11.1
Angestellte	16,0	15.7	9,1	9.0
Beamte*innen	17,4	14.6	7,2	6.6
Arbeitsbelastungen				
Gering	15,2	17.1	8,5	8.8
Mittel	19,6	18.5	10,8	10.6
Hoch	20,7	22.1	10,8	11.3

Berichtet werden die geschätzten, durchschnittlichen Anteile (in Prozent) von Männern und Frauen, die in den definierten Gruppen vor dem 65. Lebensjahr versterben.
Die Ergebnisse für die Einkommensgruppen wurden den Studien von Lampert et al. (2007 & 2019) entnommen und beruhen ebenfalls auf den Daten des SOEP.
Quelle: SOEP v35 1984-2018; Berechnungen des DIW Berlin (zu beruflicher Stellung und Arbeitsbelastungen).

In Tabelle 6 werden die durchschnittlichen Anteile der Männer und Frauen, die vor dem 65. Lebensjahr versterben für die Teilgruppen der Merkmale Einkommen, berufliche Stellung und Arbeitsbelastungen abgebildet. Bei den Einkommen zeigt sich eine sehr deutliche Zunahme der Anteile frühzeitig Versterbender mit abnehmender Einkommensposition. Insbesondere bei Männern sind die Unterschiede zwischen den geringsten (<60%) und höchsten (>150%) Einkommen gravierend. Demnach sterben im Vergleich zu Ersteren in den wohlhabenden Haushalten nur rund halb so viele Männer vor dem Alter 65, mit Differenzen von über 14 Prozentpunkten. Bei Frauen sind die Unterschiede mit nur rund drei Prozentpunkten deutlich geringer, ebenso ist das Gesamtniveau deutlich niedriger. Auch im Hinblick auf die Ergebnisse für die beruflichen Stellungen finden sich die gleichen Muster in der Differenzierung der relativen Mortalitätswahrscheinlichkeiten wie schon in den Resultaten der vorangegangenen Kapitel. Die geringsten Anteile vorzeitiger Sterblichkeit ergeben sich folglich durchweg für die Gruppe der Beamtinnen und Beamten und betragen, bei Zuweisung der Berufe über die zuletzt ausgeübte Erwerbstätigkeit, 14,6% für die Männer und 6,6% für die Frauen. Große Unterschiede lassen sich

hier vor allem im Vergleich zur Kategorie Arbeiterinnen und Arbeiter feststellen, deren entsprechenden Anteile sind mit 11,6% (Arbeiterinnen) bzw. 23,9% (Arbeiter) deutlich erhöht. Bei der Betrachtung der ersten Berufe ergibt sich ein ähnliches Bild. Bei Männern verringern sich die Differenzen zwischen den Kategorien der beruflichen Stellung jedoch deutlich. Bei den tätigkeitsspezifischen Arbeitsbelastungen ergibt sich für Männern ein Unterschied zwischen der niedrigsten und höchsten Kategorie, sowohl bei den ersten, als auch letzten Berufen, von rund fünf Prozentpunkten. Auch hier sind diese für Frauen mit rund zwei bis drei Prozentpunkten weniger stark ausgeprägt.

6 Zusammenfassung der Ergebnisse

In dieser Studie wurde die Ungleichheit in der Lebenserwartung zwischen relevanten soziökonomischen Gruppen untersucht. Dabei liegt der Fokus auf systematischen Unterschieden in der Lebenserwartung zum Alter 65 nach Einkommen, Stellung im Beruf und gesundheitlichen berufsbezogenen Belastungen für Männer und Frauen. Die empirischen Analysen erfolgen auf Basis der Daten des SOEP, das auch in der Vergangenheit für vergleichbare Studien genutzt wurde. Zur Schätzung der Lebenserwartung werden etablierte statistische Verfahren aus der Ereignisanalyse verwendet.

Die empirischen Ergebnisse zeigen, dass sich die fernere Lebenserwartung zum Alter 65 für Männer deutlich und signifikant nach Einkommen, Berufen, Stellung im Beruf und gesundheitlicher Belastung unterscheidet. Den Schätzungen zufolge leben Männer, die ein geringes Einkommen haben oder von Armutsgefährdung betroffen sind im Durchschnitt etwa sechs Jahre kürzer als Männer aus wohlhabenden Haushalten. Für diese kann die durchschnittliche Lebenserwartung zum Alter 65 auf 21,7 Jahren bestimmt werden. Bei den mittleren Einkommen verbleiben noch deutliche Differenzen von knapp vier beziehungsweise viereinhalb Jahren. Auch bei den Berufen (gemessen am *letzten* Beruf) ergeben sich bei Männern deutliche Unterschiede: Die größte durchschnittliche Restlebenserwartung zum Alter 65 haben mit 21,5 Jahren Beamte. Während bei Angestellten und Selbstständigen diese immerhin noch über 19 Jahre beträgt, lassen sich für die Arbeitergruppe die mit Abstand geringsten Lebenserwartungen von durchschnittlich nur noch 15,9 Jahren feststellen. Männer mit einer niedrigen Gesundheitsbelastung im Beruf (wiederum gemessen am *letzten* Beruf) haben eine Lebenserwartung zum Alter 65 von knapp 20 Jahren. Bei einer hohen Gesundheitsbelastung beträgt die Lebenserwartung zum Alter 65 lediglich etwas über 16 Jahre.

Die Unterschiede bei Frauen sind von der Struktur ähnlich, fallen aber deutlich geringer aus und sind häufig statistisch insignifikant. Beispielsweise ergeben sich bei argmutsgefährdeten Haushalten eine um vier Jahre und bei solchen mit geringem Einkommen eine immerhin noch um knapp zweieinhalb Jahre geringere Lebenserwartung als bei Frauen in wohlhabenden Haushalten, bei denen die Lebenserwartung bei 22.8 Jahren liegt. Über alle beruflichen Stellungen hinweg ist die durchschnittliche fernere Lebenserwartung höher als bei Männern und nur der Unterschied von drei Jahren zwischen Arbeiterinnen und Beamtinnen ist statistisch signifikant. Die

Ergebnisse bezüglich der Gesundheitsbelastungen fallen ähnlich aus. Die geschätzte Lebenserwartung von Frauen mit geringer beruflicher Belastung ist nur etwa zwei Jahre höher als die von Frauen mit Berufen, die eine hohe gesundheitliche Belastung haben.

Wie zu erwarten zeigt sich, dass die Analyse der ferneren Lebenserwartung zum Alter 65 ein selektives Bild ergibt, da sich für Männer und Frauen die Überlebenswahrscheinlichkeiten bis zum Alter 65 nach den definierten Gruppen unterscheidet. In einer zusätzlichen Analyse konnte gezeigt werden, dass insbesondere für Arbeiterinnen und Arbeiter und Personen in Tätigkeitsfeldern mit hohen Arbeitsbelastungen die Anteile der vorzeitig Versterbenden im Vergleich zum Populationsdurchschnitt deutlich erhöht sind. Das bedeutet, dass die Heterogenität der Lebenserwartung bei Geburt noch deutlicher ausfällt.

Bei der Interpretation der Ergebnisse muss berücksichtigt werden, dass die genannten Einflussfaktoren alle eng miteinander verbunden sind, sodass es nicht möglich ist kausale Effekte der Einflussfaktoren auf die Lebenserwartung zu schätzen. Die deskriptive Analyse der Heterogenität erlaubt es aber, Bevölkerungsgruppen zu identifizieren die eine unter- oder überdurchschnittliche Lebenserwartung haben. Diese Ergebnisse sind daher wichtig für die sozialpolitische Diskussion, insbesondere für Reformen des Rentensystems, da die Menschen mit unterschiedlicher Lebenserwartung von Reformen unterschiedlich betroffen sind.

Die geschätzte Heterogenität in der Lebenserwartung bedeutet nicht nur, dass Menschen mit höherem Einkommen oder weniger belastenden Berufen ein längeres Leben verbringen dürfen. Die unterschiedliche Lebenserwartung kann auch zu einer Verstärkung der Ungleichheit in den Lebenseinkommen führen. Diese regressiven Verteilungswirkungen entstehen bei einem proportionalen Rentensystem mechanisch, wenn Menschen mit hohen Arbeitseinkommen systematisch länger leben als Menschen mit geringen Arbeitseinkommen, da beide Gruppen unterschiedlich lange Rentenzahlungen beziehen (siehe z.B. Breyer und Hupfeld 2009 und Haan et al. 2019). Diese Verteilungswirkungen sollten bei Rentenreformen, zum Beispiel einer Reform des Renteneintrittsalters berücksichtigt werden. Eine Möglichkeit wäre es, das Renteneintrittsalter für unterschiedliche Berufe zu definieren. Jedoch wäre dieses System sehr komplex und müsste dynamisch angepasst werden, wenn sich die Anforderungen von Berufen über die Zeit verändern. Eine andere Möglichkeit wäre die Einführung einer echten Mindestrente im Rentensystem, ähnlich wie in anderen Ländern (z.B. den Niederlanden oder Österreich). Menschen mit geringeren Einkommen und Rentenanwartschaften, die, wie gezeigt, eine geringere Lebenserwartung haben, würden auf diese Weise eine finanzielle Absicherung durch das Rentensystem bekommen. So könnte den regressiven Wirkungen des derzeitigen Systems, das sich bei einer

weiteren Erhöhung des Renteneintrittsalters verschärfen würden, entgegengewirkt werden. Offensichtlich wäre die Einführung einer Mindestrente eine große Reform, die die Beitragsäquivalenz im Deutschen Rentensystem abschwächen würde. Neben möglichen Rentenreformen muss aber gleichzeitig durch weitere politische Maßnahmen früher im Lebenszyklus angesetzt werden. Es muss das Ziel sein, durch Gesundheitspolitik und Prävention sowie weitere Verbesserungen der Arbeitsbedingungen die Heterogenität in der Lebenserwartung zu reduzieren.

Literaturverzeichnis

Breyer, Friedrich und Stefan Hupfeld (2009): „Neue Rentenformel: mehr Gerechtigkeit und weniger Altersarmut“. *DIW Wochenbericht* 76, Nr. 5: 82–86.

Brussig, Martin und Susanne Eva Schulz (2019): „Soziale Unterschiede im Mortalitätsrisiko“. *IAQ-Report* Nr. 06.

Doblhammer, Gabriele, Elena Muth und Anne Kruse (2008): „Abschlussbericht Lebenserwartung in Deutschland“. *Trends, Prognose, Risikofaktoren und der Einfluss ausgewählter Medizininnovationen, Studie des Rostocker Zentrums zur Erforschung des demografischen Wandels im Auftrag des VFA, Rostock.*

Engstler, Heribert, Tobias Wolf und Andreas Motel-Klingbiel (2011): „Die Einkommenssituation und-entwicklung Verwitweter in Deutschland“. *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* 80, Nr. 4: 77–102.

Gaudecker, Hans-Martin und Rembrandt D. Scholz (2007): „Differential mortality by lifetime earnings in Germany“. *Demographic research* 17: 83–108.

Geis, Alfons und Jürgen H.P. Hoffmeyer-Zlotnik (2001): „Kompatibilität von ISCO-68, ISCO-88 und KldB-92“. *ZUMA Nachrichten* 25, Nr. 48: 117–38.

Goebel, Jan, Markus M. Grabka, Stefan Liebig, Martin Kroh, David Richter, Carsten Schröder und Jürgen Schupp (2019): „The German socio-economic panel (SOEP)“. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 239, Nr. 2: 345–60.

Haan, Peter, Daniel Kemptner und Holger Lüthen (2019): „Besserverdienende profitieren in der Rentenversicherung zunehmend von höherer Lebenserwartung“. *DIW Wochenbericht* 23: 391-399.

Heller, Günther und Rainer Schnell (2000): *The Choir Invisible: zur Analyse der gesundheitsbezogenen Panelmortalität im Sozio-Ökonomischen Panel SOEP*. Juventa Verlag.

Himmelreicher, Ralf K., Hans-Martin von Gaudecker und Rembrandt D. Scholz (2006): „Nutzungsmöglichkeiten von Daten der gesetzlichen Rentenversicherung über das Forschungsdatenzentrum der Rentenversicherung (FDZ-RV)“. *Rostock: Max-Planck-Institute for Demographic Research*.

Himmelreicher, Ralf K., Anne Schulz, Rembrandt Scholz und Daniela Sewöster (2008): „Die fernere Lebenserwartung von Rentnern und Pensionären im Vergleich“. *WSI-Mitteilungen* 61, Nr. 5: 274–80.

Hoffmann, Rasmus (2008): *Socioeconomic differences in old age mortality*. Bd. 25. Springer Science & Business Media.

Hoffmann, Rasmus (2011): „Illness, Not Age, Is the Leveler of Social Mortality Differences in Old Age“. *The Journals of Gerontology: Series B* 66B, Nr. 3: 374–79.

Kibele, Eva UB, Domantas Jasilionis und Vladimir M. Shkolnikov (2013): „Widening socio-economic differences in mortality among men aged 65 years and older in Germany“. *J Epidemiol Community Health* 67, Nr. 5: 453–57.

Klein, Thomas und Rainer Unger (2006): „Einkommen und Mortalität im Lebensverlauf“. *C. Wendt/C. Wolf (Hg.): Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie. Sonderheft* 46: 144–57.

Kröger, Hannes, Martin Kroh, Lars Eric Kroll und Thomas Lampert (2017): „Einkommensunterschiede in der Mortalität in Deutschland–ein empirischer Erklärungsversuch“. *Zeitschrift für Soziologie* 46, Nr. 2: 124–46.

Kroh, Martin, Hannes Neiss, Lars Kroll und Thomas Lampert (2012): „Menschen mit hohem Einkommen leben länger“. *DIW Wochenbericht* 79, Nr. 38: 3–15.

Kroll, Lars Eric (2011): „Konstruktion und Validierung eines allgemeinen Index für die Arbeitsbelastung in beruflichen Tätigkeiten auf Basis von ISCO-88 und KldB-92“. *Methoden, Daten, Analysen (mda)* 5, Nr. 1: 63–90.

Kroll, Lars Eric und Thomas Lampert (2009): „Soziale Unterschiede in der Lebenserwartung: Datenquellen in Deutschland und Analysemöglichkeiten des SOEP“. *Methoden, Daten, Analysen (mda)* 3, Nr. 1: 3–30.

Kroll, Lars Eric, Stephan Müters und Thomas Lampert (2016): „Arbeitslosigkeit und ihre Auswirkungen auf die Gesundheit“. *Bundesgesundheitsblatt-Gesundheitsforschung-Gesundheitsschutz* 59, Nr. 2: 228–37.

Lampert, Thomas, Jens Hoebel und Lars Eric Kroll (2019): „Soziale Unterschiede in der Mortalität und Lebenserwartung in Deutschland. Aktuelle Situation und Trends“.

Lampert, Thomas und Lars Eric Kroll (2014): „Soziale Unterschiede in der Mortalität und Lebenserwartung“.

Lampert, Thomas, Lars Eric Kroll und Annalena Dunkelberg (2007): „Soziale Ungleichheit der Lebenserwartung in Deutschland“. In *Aus Politik und Zeitgeschichte*. 42. Robert Koch-Institut.

Lu, Yao (2008): „Test of the ‘healthy migrant hypothesis’: a longitudinal analysis of health selectivity of internal migration in Indonesia“. *Social science & medicine* 67, Nr. 8: 1331–39.

Luy, Marc, Christian Wegner-Siegmundt, Angela Wiedemann und Jeroen Spijker (2015): „Life expectancy by education, income and occupation in Germany: estimations using the longitudinal survival method“. *Comparative Population Studies-Zeitschrift Für Bevölkerungswissenschaft* 40, Nr. 4: 339–436.

Mackenbach, Johan P (2006): *Health inequalities: Europe in profile*. Citeseer.

Preston, Samuel H., Patrick Heuveline und Michel Guillot (2001): „Demography, measuring and modeling population processes“. *Population and Development Review* 27, Nr. 2: 365–67.

Psacharopoulos, George und Harry Anthony Patrinos (2004): „Returns to investment in education: a further update“. *Education economics* 12, Nr. 2: 111–34.

Schnell, Rainer und Mark Trappmann (2006): „Konsequenzen der Panelmortalität im SOEP für Schätzungen der Lebenserwartung“. *Arbeitspapier-Zentrum für Quantitative Methoden und Surveyforschung* 2.

Scholz, Rembrandt D. und Anne Schulz (2009): „Haben Arbeitslosigkeit und Arbeitsunfähigkeit einen Einfluss auf die Höhe der Lebenserwartung?“ *Sozialwissenschaftlicher Fachinformationsdienst soFid*, Nr. Bevölkerungsforschung 2009/1: 9–22.

Singer, Judith D. und John B. Willett (1993): „It’s about time: Using discrete-time survival analysis to study duration and the timing of events“. *Journal of educational statistics* 18, Nr. 2: 155–95.

Spiess, Martin und Martin Kroh (2008): „Documentation of sample sizes and panel attrition in the German Socio Economic Panel (SOEP) (1984 until 2006)“. DIW Data Documentation.

Voges, Wolfgang und Olaf Groh-Samberg (2012): „Arme sterben früher. Zum Zusammenhang von Einkommenslage und Lebenslage und dem Mortalitätsrisiko“. *Gesund und gebildet. Voraussetzungen für eine moderne Gesellschaft. Göttingen: Vandenhock & Ruprecht*, 146–67.

Zaidi, Asghar, Joachim R. Frick und Felix Büchel (2005): „Income mobility in old age in Britain and Germany“. *Ageing & Society* 25, Nr. 4: 543–65.

Anhang

Tabelle A7: Überblick der Stichprobenzusammensetzungen

	Männer		Frauen	
Einkommensposition	Individuen	Anteil (%)	Individuen	Anteil (%)
<60%	478	10.6	607	12.6
60-80%	751	16.6	868	18.1
80-100%	892	19.8	1062	22.1
100-150%	1400	31.0	1388	28.9
>150%	994	22.0	878	18.3
Gesamt	4515		4803	
Erster Beruf				
Nicht-Erwerbstätige	21	0.5	73	1.7
Arbeiter*innen	2601	62.4	1693	38.5
Selbstständige	143	3.4	136	3.1
Angestellte	1139	27.3	2375	54.0
Beamte*innen	261	6.3	120	2.7
Gesamt	4165		4397	
Letzter Beruf				
Nicht-Erwerbstätige	21	0.5	73	1.6
Arbeiter*innen	1898	42.0	1538	32.9
Selbstständige	564	12.5	340	7.3
Angestellte	1580	34.9	2527	54.0
Beamte*innen	461	10.2	202	4.3
Gesamt	4524		4680	
Belastungen: Erster Beruf				
Gering	515	13.0	1032	24.5
Mittel	1802	45.3	2565	61.0
Hoch	1657	41.7	607	14.4
Gesamt	3974		4204	
Belastungen: Letzter Beruf				
Gering	731	16.8	1065	23.8
Mittel	2392	55.0	2862	64.1
Hoch	1223	28.1	539	12.1
Gesamt	4346		4466	

Die Zuweisung der relativen Einkommensposition (in Prozent) erfolgt in Relation zum Median der Äquivalenzeinkommensverteilung in dem Jahr, in dem die jeweile Person 65 Jahre alt wurde. Für eine detaillierte Beschreibung der Kategorien siehe Kapitel 3.1.

Die Kategorien der *letzten* Berufe werden als kombinierte Merkmale erstellt. Zunächst wird die im Panel zuletzt verfügbare Observation mit validen Informationen herangezogen. Falls auf diese Weise keine Zuweisung möglich ist, wird die *erste* Berufstätigkeit, bei Verfügbarkeit aus den retrospektiven Daten, ergänzt.

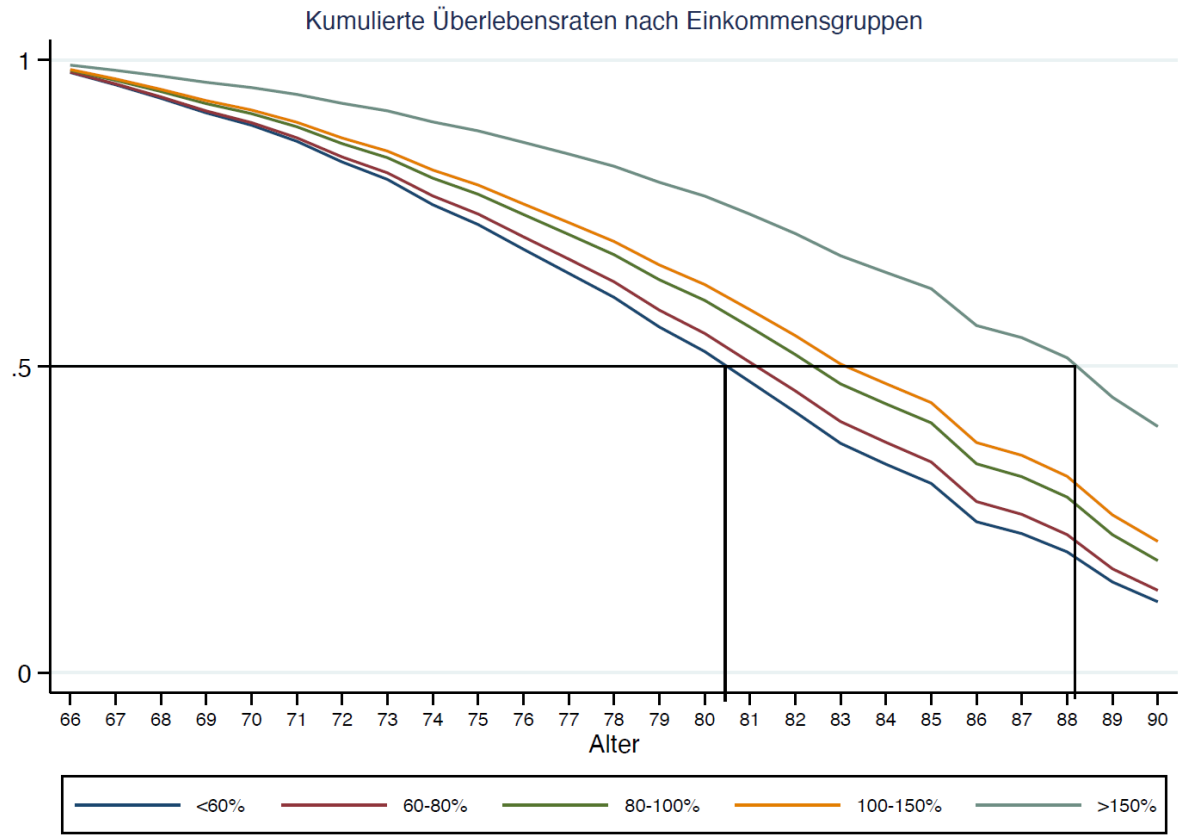
Quelle: SOEP v35 1984-2018.

Tabelle A8: Berufshauptgruppen nach ISCO88 (letzter Beruf)

	Männer		Frauen	
Berufsklassen ISCO88 ***(letzter Beruf)***	Individuen	Anteil (%)	Individuen	Anteil (%)
Soldat*innen	28	0.6	1	0.0
Verwaltung/Führungskräfte	270	6.1	92	2.0
Wissenschaften/Akademiker*innen	804	18.1	437	9.6
Techniker*innen	578	13.0	904	19.9
Bürokräfte	302	6.8	805	17.7
Dienstleistungsberufe	137	3.1	831	18.3
Fachkräfte Landwirtschaft	126	2.8	80	1.8
Handwerksberufe	1274	28.7	381	8.4
Anlagenbedienung/Montage	479	10.8	177	3.9
Hilfsarbeitskräfte	445	10.0	833	18.3
Gesamt	4443		4541	

Quelle: SOEP v35 1984-2018.

Abbildung A7: Überlebensfunktionen 65-Jähriger nach Einkommensgruppen



Ergebnisse: Berufliche Stellung – Erste Erwerbstätigkeit

Tabelle A9: Ergebnisse des Modells zu den ersten beruflichen Stellungen

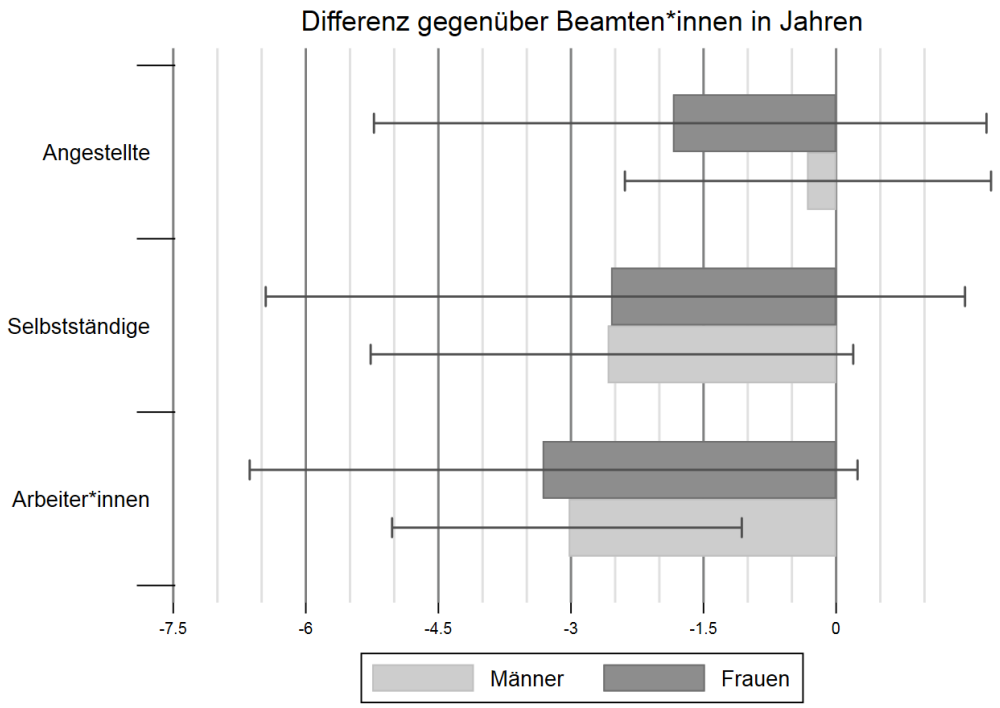
Logit-Modell	**Männer**		**Frauen**	
	Koeffizient	Konfidenz-Intervall	Koeffizient	Konfidenz-Intervall
Berufliche Stellung				
Nicht-Erwerbstätige	2.16	[0.27, 17.20]	1.96	[0.82, 4.66]
Arbeiter*innen	1.48**	[1.12, 1.96]	1.70	[0.89, 3.27]
Selbstständige	1.28	[0.87, 1.89]	1.38	[0.67, 2.85]
Angestellte	1.00	[0.74, 1.34]	1.39	[0.72, 2.66]
Beamte*innen	Ref.		Ref.	
Ostdeutschland	0.98	[0.84, 1.14]	0.96	[0.80, 1.15]
Migrationshintergrund	0.87	[0.72, 1.06]	1.00	[0.79, 1.28]
Konstante	0.02***	[0.01, 0.03]	0.00***	[0.00, 0.01]
Beobachtungen	36592		41871	
Personen	4165		4397	
Sterbefälle	1050		736	
Fernere Lebenserwartung				
	Jahre	Konfidenz-Intervall	Jahre	Konfidenz-Intervall
Berufliche Stellung				
Arbeiter*innen	16.96	[16,41, 17,56]	20.47	[19,80, 21,16]
Selbstständige	17.40	[15,40, 19,33]	21.24	[19,16, 23,26]
Angestellte	19.65	[18,67, 20,76]	21.94	[21,23, 22,75]
Beamte*innen	19.98	[18,20, 22,01]	23.79	[20,35, 27,23]

Die Koeffizienten werden als *hazard-ratios* berichtet. In beiden Modellen wird zusätzlich für Kohorteneffekte und dem Alter der Individuen zum Zeitpunkt der Beobachtung kontrolliert.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. In Klammern ergänzt sind die 95% Konfidenzintervalle (bootstrapped & bias-corrected für Lebenserwartungen).

Quelle: SOEP v35 1984-2018; Berechnungen des DIW Berlin.

Abbildung A8: Lebenserwartung 65-Jähriger nach ersten beruflichen Stellungen



Quelle: SOEP v35, 1984-2018; Berechnungen des DIW Berlin.

Tabelle A10: Ergebnisse des Modells für die letzten Berufsklassen nach ISCO88

Logit-Modell	**Männer**		**Frauen**	
	Koeffizient	Konfidenz-Intervall	Koeffizient	Konfidenz-Intervall
Berufsklasse				
Soldaten	1.20	[0.54, 2.64]	1.00	[1.00, 1.00]
Verwaltung&Führungskräfte	Ref.		Ref.	
Wissenschaftler&Akademiker	0.72*	[0.52, 1.00]	0.45**	[0.26, 0.78]
Techniker	1.02	[0.74, 1.41]	0.50**	[0.30, 0.83]
Bürokräfte	1.08	[0.75, 1.54]	0.56*	[0.34, 0.91]
Dienstleistungsberufe	1.39	[0.89, 2.17]	0.62	[0.38, 1.02]
Fachkräfte Landwirtschaft	1.45	[0.96, 2.17]	0.33**	[0.15, 0.75]
Handwerksberufe	1.54**	[1.16, 2.04]	0.69	[0.41, 1.15]
Anlagenbedienung/Montage	1.63**	[1.18, 2.25]	0.72	[0.41, 1.29]
Hilfsarbeitskräfte	1.25	[0.91, 1.73]	0.66	[0.41, 1.08]
Ostdeutschland	1.01	[0.87, 1.17]	1.00	[0.84, 1.20]
Migrationshintergrund	0.82	[0.68, 1.01]	0.94	[0.73, 1.20]
Konstante	0.02***	[0.01, 0.03]	0.01***	[0.00, 0.02]
Beobachtungen	38585		42888	
Personen	4443		4540	
Sterbefälle	1076		736	
Fernere Lebenserwartung				
	Jahre	Konfidenz-Intervall	Jahre	Konfidenz-Intervall
Berufsklasse				
Verwaltung&Führungskräfte	19.08	[18,09, 19,93]	18.63	[17,47, 21,45]
Wissenschaftler&Akademiker	21.69	[20,63, 22,92]	23.53	[21,27, 24,22]
Techniker	18.93	[18,10, 19,48]	22.59	[21,43, 23,62]
Bürokräfte	18.21	[17,45, 19,38]	21.82	[23,33, 21,67]
Dienstleistungsberufe	17.01	[13,82, 19,24]	21.04	[20,33, 21,67]
Fachkräfte Landwirtschaft	17.23	[15,16, 19,27]	24.54	[21,70, 27,77]
Handwerksberufe	16.27	[15,92, 16,93]	20.44	[19,12, 21,38]
Anlagenbedienung/Montage	16.09	[14,88, 17,29]	20.21	[18,82, 22,13]
Hilfsarbeitskräfte	17.60	[16,60, 18,47]	20.42	[19,61, 20,70]

Die Koeffizienten werden als *hazard-ratios* berichtet. In beiden Modellen wird zusätzlich für Kohorteneffekte und dem Alter der Individuen zum Zeitpunkt der Beobachtung kontrolliert.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. In Klammern ergänzt sind die 95% Konfidenzintervalle (bootstrapped & bias-corrected für Lebenserwartungen).

Quelle: SOEP v35 1984-2018; Berechnungen des DIW Berlin.

Ergebnisse: Berufliche Arbeitsbelastungen – Erste Erwerbstätigkeit

Tabelle A11: Ergebnisse des Modells zu den ersten Arbeitsbelastungen

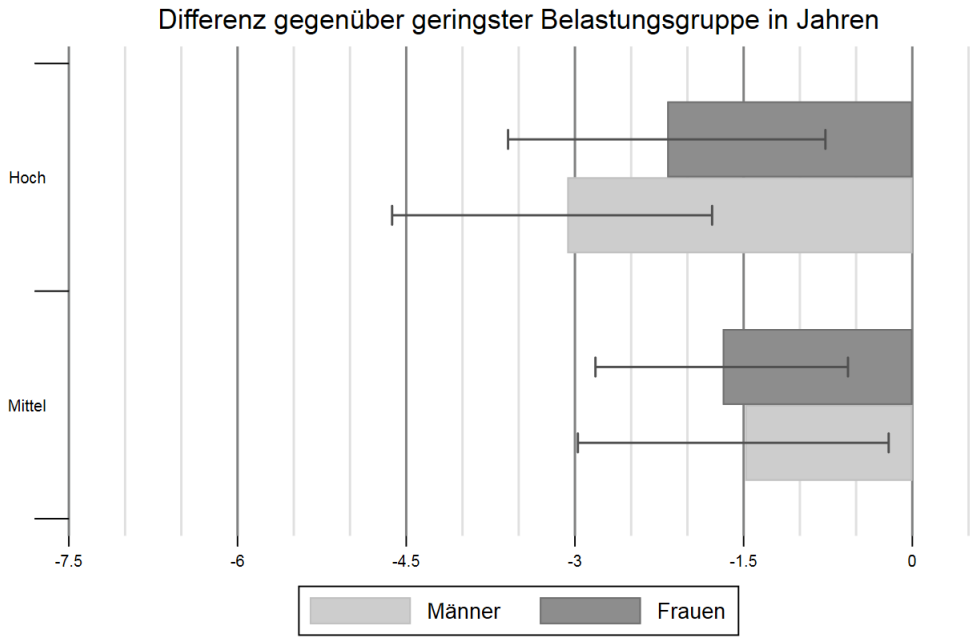
Logit-Modell	**Männer**		**Frauen**	
	Koeffizient	Konfidenz-Intervall	Koeffizient	Konfidenz-Intervall
Berufliche Belastung				
Niedrig	0.61***	[0.50, 0.76]	0.71**	[0.55, 0.92]
Mittel	0.80**	[0.70, 0.92]	0.92	[0.75, 1.13]
Hoch	Ref.		Ref.	
Ostdeutschland	0.95	[0.82, 1.11]	0.94	[0.78, 1.13]
Migrationshintergrund	0.89	[0.73, 1.08]	0.95	[0.74, 1.22]
Konstante	0.03***	[0.01, 0.05]	0.01***	[0.00, 0.02]
Beobachtungen	35421		40354	
Personen	3974		4204	
Sterbefälle	1014		705	
Fernere Lebenserwartung				
	Jahre	Konfidenz-Intervall	Jahre	Konfidenz-Intervall
Berufliche Belastung				
Niedrig	19.79	[18,61, 21,31]	22.67	[21,64, 23,79]
Mittel	18.31	[17,64, 19,12]	20.99	[20,40, 21,66]
Hoch	16.73	[16,06, 17,45]	20.49	[19,27, 21,72]

Die Koeffizienten werden als *hazard-ratios* berichtet. In beiden Modellen wird zusätzlich für Kohorteneffekte und dem Alter der Individuen zum Zeitpunkt der Beobachtung kontrolliert.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. In Klammern ergänzt sind die 95% Konfidenzintervalle (bootstrapped & bias-corrected für Lebenserwartungen).

Quelle: SOEP v35 1984-2018; Berechnungen des DIW Berlin.

Abbildung A9: Lebenserwartung 65-Jähriger nach Arbeitsbelastungen im letzten Beruf



Quelle: SOEP v35, 1984-2018; Berechnungen des DIW Berlin.

Ergebnisse: Exponential-Modelle aus Kapitel 5

Tabelle A12: Ergebnisse - Exponential-Modell nach erster beruflicher Stellung

	Männer		Frauen	
	Koeffizient	Konfidenz-Intervall	Koeffizient	Konfidenz-Intervall
Alter	1.09***	[1.09, 1.09]	1.11***	[1.10, 1.11]
Berufliche Stellung				
Nicht-Erwerbstätige	1.56	[0.79, 3.06]	1.42**	[1.14, 1.78]
Arbeiter*innen	1.09*	[1.02, 1.17]	1.10*	[1.02, 1.20]
Selbstständige	1.09	[0.91, 1.29]	1.12	[0.92, 1.36]
Angestellte	0.81***	[0.73, 0.90]	0.88**	[0.80, 0.96]
Beamte*innen	0.89	[0.72, 1.09]	0.68	[0.47, 1.00]
Migrationshintergrund	0.85**	[0.76, 0.95]	0.81**	[0.71, 0.93]
Ostdeutschland	1.02	[0.94, 1.09]	0.96	[0.89, 1.04]
Beobachtungen	540970		604636	
Personen	48194		53934	

Die Koeffizienten werden als *hazard-ratios* berichtet. Referenz für die relativen Unterschiede der definierten Gruppen ist dabei das durchschnittliche Sterblichkeitsrisiko in der Gesamtstichprobe.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. In Klammern werden die 95% Konfidenzintervalle berichtet.

Quelle: SOEP v35 1984-2018; Berechnungen des DIW Berlin.

Tabelle A13: Ergebnisse - Exponential-Modell nach letzter beruflicher Stellung

	Männer		Frauen	
	Koeffizient	Konfidenz-Intervall	Koeffizient	Konfidenz-Intervall
Alter	1.09***	[1.09, 1.09]	1.11***	[1.10, 1.11]
Berufliche Stellung				
Nicht-Erwerbstätige	1.56	[0.79, 3.07]	1.44**	[1.15, 1.80]
Arbeiter*innen	1.26***	[1.17, 1.36]	1.13**	[1.04, 1.23]
Selbstständige	0.86*	[0.75, 0.99]	1.08	[0.89, 1.30]
Angestellte	0.79***	[0.72, 0.87]	0.87**	[0.80, 0.95]
Beamte*innen	0.73***	[0.62, 0.87]	0.63**	[0.45, 0.87]
Migrationshintergrund	0.80***	[0.72, 0.89]	0.80***	[0.70, 0.91]
Ostdeutschland	1.01	[0.94, 1.09]	0.98	[0.91, 1.06]
Beobachtungen	724358		778904	
Personen	66722		70420	

Die Koeffizienten werden als *hazard-ratios* berichtet. Referenz für die relativen Unterschiede der definierten Gruppen ist dabei das durchschnittliche Sterblichkeitsrisiko in der Gesamtstichprobe.

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. In Klammern werden die 95% Konfidenzintervalle berichtet.

Quelle: SOEP v35 1984-2018; Berechnungen des DIW Berlin.

Tabelle A14: Ergebnisse - Exponential-Modell nach ersten Arbeitsbelastungen

	Männer		Frauen	
	Koeffizient	Konfidenz-Intervall	Koeffizient	Konfidenz-Intervall
Alter	1.09***	[1.09, 1.09]	1.11***	[1.11, 1.11]
Berufliche Belastungen				
Niedrig	0.76***	[0.66, 0.88]	0.81**	[0.71, 0.93]
Mittel	1.01	[0.93, 1.10]	1.05	[0.97, 1.13]
Hoch	1.07	[0.99, 1.16]	1.08	[0.95, 1.22]
Migrationshintergrund	0.85**	[0.76, 0.95]	0.83**	[0.73, 0.96]
Ostdeutschland	1.00	[0.93, 1.08]	0.98	[0.90, 1.06]
Beobachtungen	519322		571386	
Personen	42182		46526	

Die Koeffizienten werden als *hazard-ratios* berichtet. Referenz für die relativen Unterschiede der definierten Gruppen ist dabei das durchschnittliche Sterblichkeitsrisiko in der Gesamtstichprobe.
* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. In Klammern werden die 95% Konfidenzintervalle berichtet.
Quelle: SOEP v35 1984-2018; Berechnungen des DIW Berlin.

Tabelle A15: Ergebnisse - Exponential-Modell nach letzten Arbeitsbelastungen

	Männer		Frauen	
	Koeffizient	Konfidenz-Intervall	Koeffizient	Konfidenz-Intervall
Alter	1.09***	[1.09, 1.09]	1.11***	[1.10, 1.11]
Berufliche Belastungen				
Niedrig	0.87*	[0.77, 0.99]	0.85*	[0.75, 0.96]
Mittel	0.95	[0.88, 1.02]	1.03	[0.95, 1.11]
Hoch	1.15***	[1.06, 1.25]	1.10	[0.97, 1.25]
Migrationshintergrund	0.82***	[0.74, 0.92]	0.80**	[0.70, 0.92]
Ostdeutschland	1.02	[0.95, 1.10]	0.99	[0.91, 1.07]
Beobachtungen	711412		746942	
Personen	60560		62708	

Die Koeffizienten werden als *hazard-ratios* berichtet. Referenz für die relativen Unterschiede der definierten Gruppen ist dabei das durchschnittliche Sterblichkeitsrisiko in der Gesamtstichprobe.
* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. In Klammern werden die 95% Konfidenzintervalle berichtet.
Quelle: SOEP v35 1984-2018; Berechnungen des DIW Berlin.