SSOAR

Open Access Repository
www.ssoar.info

Lebenserwartung und Mortalität

Scholz, Rembrandt (Ed.); Flöthmann, Jürgen (Ed.)

Veröffentlichungsversion / Published Version
Konferenzband / conference proceedings

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:
Scholz, R., & Flöthmann, J. (Hrsg.). (2004). *Lebenserwartung und Mortalität* (Materialien zur Bevölkerungswissenschaft, 111). Wiesbaden: Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung (BIB). https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-331204

Nutzungsbedingungen:
Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.
Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:
This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.
By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

gesis
Leibniz-Institut
für Sozialwissenschaften

Mitglied der
Leibniz-Gemeinschaft

MATERIALIEN ZUR BEVÖLKERUNGSWISSENSCHAFT

Rembrandt Scholz und Jürgen Flöthmann (Hrsg.)

Lebenserwartung und Mortalität

Jahrestagung 2002 der Deutschen Gesellschaft für Demographie in Rostock

2004
Heft 111

ISSN
0178-918X

BiB Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung
beim Statistischen Bundesamt · 65180 Wiesbaden

Verzeichnis der Autoren

Prof. Dr. Eckart Bomsdorf
Seminar für Wirtschafts- und Sozialstatistik der Universität zu Köln
Albertus-Magnus-Platz
50923 Köln

Dr. Karin Brinner
Wirtschafts- u. Sozialwissenschaftliche Fakultät
Lehrstuhl Statistik
Universität Rostock
18069 Rostock

Dr. Andreas Heigl
Hypo Vereinsbank
Volkswirtschaft KVW3 Trend Research
80311 München

Dr. Ralf Mai
Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung
Friedrich-Ebert-Allee 4
65185 Wiesbaden
Ralf.Mai@destatis.de

Prof. Dr. Jürgen Schott
Medizinische Fakultät Carl Gustav Carus
Technische Universität Dresden
Fetscherstr. 74
01307 Dresden

Dr. Andreas Wienke
Max-Planck-Institut für demografische Forschung
Konrad-Zuse-Str.1
18057 Rostock

Inhaltsverzeichnis

Vorwort 5

Vorwort der Herausgeber 7

Eckart Bomsdorf
Der demographische Wandel und seine Folgen für die sozialen Sicherungssysteme
Eine Betrachtung aus der Sicht von Wissenschaft und Politik 9

Karin Brinner
Auswirkungen von Erhebungsungenauigkeiten auf die Mortalitätsmessung
Methodenwahl und Genauigkeit der Mortalitätsmessungen 23

Andreas Heigl
Älter gleich kränker? 41

Ralf Mai
Regionale Sterblichkeitsunterschiede in Ostdeutschland
Struktur, Entwicklung und die Ost-West-Lücke seit der Wiedervereinigung 51

Jürgen Schott und Antje Richter
Bewertungsmodelle – Beispiel einer PYLL-orientierten Analyse der Todesursachen für den Freistaat Sachsen 69

Andreas Wienke
Die Vererbbarkeit der Todesursache - ein 'correlated frailty' Modell angewandt auf dänische Zwillinge, geboren 1870-1930 81

Vorwort

„Lebenserwartung und Mortalität“, das Thema der Jahrestagung 2002 der Deutschen Gesellschaft für Demographie, ist aktueller denn je. Es hat allerdings lange gedauert, bis die demographische Herausforderung auch von Politik und Gesellschaft wahrgenommen wurde.

Die anhaltende Diskussion um die Rentensicherung, die Pflegeversicherung und die Krankenversicherung sind nicht zuletzt Anlass für die Prognosen der Entwicklung der Bevölkerung in den nächsten Jahren.

Die Ergebnisse der 10. Bevölkerungsvorausberechnung des Statistischen Bundesamtes vom Juni 2003 beruhen auf dem gegenwärtigen Altersaufbau und auf Annahmen zur Geburtenhäufigkeit, zur Lebenserwartung sowie zu den Außenwanderungen. Die Alterung der deutschen Gesellschaft verstärkt sich. Der Altenquotient erhöht sich von 2010 bis 2020 in der Abgrenzung bei 60 Lebensjahren von 46 auf 66 und erreicht dann bis 2030 einen Wert von über 70.

Es ist wichtig, gute Prognosen der Lebenserwartung zu finden, damit die soziale Sicherung richtig kalkuliert werden kann und auf Dauer zu einem Bestandteil der Lebensqualität sowie der Generationengerechtigkeit wird.

Zu niedrige Annahmen der künftigen Lebenserwartung führen zu einer zu geringen Deckung sozialer Sicherung und zur Instabilität des Systems auf lange Sicht. Sie würden zu einer Unterschätzung der Probleme beitragen und zur Entlastung der Politik von unangenehmen Maßnahmen. Hier sollte die Fachwissenschaft keinen Vorschub leisten und sich statt dessen an der Offenlegung der möglichen Probleme beteiligen.

Andererseits gibt es Hinweise, dass der stetige Anstieg der Lebenserwartung in Deutschland sich für das Kalenderjahr 2002 abgeschwächt hat und bei den Frauen in einigen Bundesländern zurückgeht. Ob diese Entwicklung einen tatsächlichen Trendbruch darstellt oder ob es sich dabei um eine vorübergehende Erscheinung handelt, muss der Analyse der nächsten Jahre vorbehalten bleiben.

Der Tagungsband möge dazu beitragen, die in einzelnen Forschungsprojekten über die Mortalität erreichten Ergebnisse zu dokumentieren und einem größeren Interessentenkreis zugänglich zu machen.

Es gibt viele offene Fragen, bei deren Beantwortung wir erst am Anfang stehen.

Dr. Charlotte Höhn

Direktorin und Professorin des BiB

Vorwort der Herausgeber

Die Jahrestagung der Deutschen Gesellschaft für Demographie e.V., die am 11.und 12. Juli 2002 an der Universität Rostock stattfand, war dem Thema „Lebenserwartung und Mortalität“ gewidmet. Mit den im vorliegenden Band enthaltenen Beiträgen dieser Tagung wird nun ein grundlegender und umfassender Überblick über die aktuelle Mortalitätsforschung in Deutschland geben. Der Band schließt an mehrere Tagungsbände der letzten Jahre an, die in den „Materialien zur Bevölkerungswissenschaft“ des Bundesinstituts für Bevölkerungsforschung in Wiesbaden erschienen sind.

Die Tagung fand in den frisch rekonstruierten Räumen der Universität Rostock in der Ulmenstraße statt. Neben den bisherigen Standorten demographischer Forschung in den alten und neuen Ländern entwickelt sich Rostock zu einem Zentrum der Demographie in Deutschland. Dazu gehören die Gründung des Max-Planck-Institutes (MPI) für demografische Forschung (1996) mit heute rund hundert Angestellten und die Einrichtung der International-Max-Planck-Resarch-School for Demography (2000) am MPI, weiterhin die Einrichtung von zwei demographischen Lehrstühlen (1998) an der Universität und die erste Installation des „Diplomstudienganges Demographie“ in Deutschland (1999). Diese Entwicklung wird unterstützt durch Neubesetzungen von „demographienahen“ Lehrstühlen (2004) und durch die Einrichtung von mehreren Juniorprofessuren (2004/05) an der Universität in den nächsten Jahren.

Die Lebenserwartungsentwicklung in Deutschland während des 20. Jahrhunderts ist trotz der beiden Weltkriege außerordentlich beeindruckend. Wir verzeichnen einen sehr kontinuierlichen und stetigen Anstieg. Die Verbesserungen des medizinisch-technischen Fortschrittes und die Erhöhung des sozialen Lebensniveaus führten langfristig zu dieser starken Erhöhung. Während man bei den Prognosen der Lebenserwartung in Deutschland noch vor 10 Jahren sehr konservativ war und nur mit unerheblichen Mortalitätsverbesserungen gerechnet hat, musste man im Nachhinein mehrfach feststellen, dass die vermeintlichen Grenzen der Lebenserwartungszunahme immer wieder überschritten wurden. Diese stellen in der Konsequenz die Politik vor die schwieriger werdende Aufgabe der Finanzierbarkeit der sozialen Sicherungssysteme.

Der Beitrag von E. Bomsdorf fokussiert auf die Erfordernisse der langfristigen Sicherung des Sozialstaates. Die in Deutschland vorherrschenden Umlageverfahren bei den Sozialsicherungssystemen hängen stark von dem quantitativen Verhältnis der Generationen ab. Der Verfasser behandelt ausführlich und differenziert die Einflussgrößen, die möglichen Steuergrößen und die Folgen des demographischen Wandels mit der daraus folgenden Unterfinanzierung. Darüber hinaus werden auch auf die vielfältigen politischen Erfordernisse eines derart grundlegenden demographischen Wandels dargestellt.

Der Beitrag von K. Brinner behandelt die Methodenwahl und den Einfluss auf mögliche Abweichungen bei der Berechnung von Sterbewahrscheinlichkeiten. In diesem Zusammenhang werden verschiedene Verfahren im Hinblick auf Fehlerquellen untersucht.

Der Artikel von A. Heigl beschäftigt sich mit dem Konzept der aktiven Lebenserwartung. Er schlägt eine vertiefende Analyse vor, die verschiedene Nachteile des Periodenansatzes im Wesentlichen umgehen kann.

R. Mai analysiert in seinem Beitrag die Sterblichkeitsunterschiede innerhalb Ostdeutschlands. Sie haben sich zwar seit der Wende verringert, sind aber weiterhin vorhanden. Es besteht ein Nord-Süd-Gefälle. Der räumliche Charakter der Differenzen weist u.a. auf die Erreichbarkeit medizinischer Einrichtungen hin.

J. Schott behandelt das Konzept der „Potential Years Life Lost“, um zu Bewertungsmodellen für die Sterblichkeitsentwicklung zu gelangen. Der Umgang mit diesem Modell erfordert ein hinreichendes Verständnis sowohl der Todesursachenklassifikation als auch der formalen Ausgestaltung des Modells selbst. Eine kritische Auseinandersetzung mit den Verlustpotentialen einzelner Todesursachen wird an dem Beispiel von Sachsen demonstriert.

Der Beitrag von A. Wienke behandelt den Einfluss der genetischen Faktoren auf die Anfälligkeit gegenüber ausgewählten Krankheiten. Zur Untersuchung wird das dänische Zwillingsregister genutzt. Die Analyse bestätigt den signifikanten Einfluss genetischer Faktoren auf die individuelle „frailty“ im Zusammenhang mit Krebs, ischämischer Herzkrankheit, Schlaganfall, Atemwegserkrankungen (bei Frauen). Die genetischen Faktoren für Atemwegserkrankungen bei Männern sind nicht signifikant.

M. Luy berichtete auf der DGD-Jahrestagung über den Unterschied der Lebenserwartung der Geschlechter in Klosterbevölkerungen. Als Ergebnis zeigt sich im Vergleich zur Allgemeinbevölkerung, dass die kontinuierliche Vergrößerung der männlichen Übersterblichkeit seit dem 2. Weltkrieg den verhaltens- und umweltbedingten Faktoren zugerechnet werden muss. Die biologische Differenz liegt bei ein bis zwei Jahren Lebenserwartung. Der Bildungsgrad und die Missionstätigkeit haben dagegen keinen Einfluss auf die Entwicklung. Dieses Referat ist in der „Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft“ 1/2003 enthalten und wird deshalb hier nicht noch einmal veröffentlicht.

Die Lebenserwartung ist ein demographischer Parameter, der zur Messung des sozialen Fortschrittes geeignet ist wie kein anderer. Die erreichten Fortschritte der Mortalitätssenkung dürfen nicht dazu führen, dass die Bemühungen um weitere Verbesserungen nachlassen. Dass ein erreichtes Niveaus wieder verloren gehen kann, zeigt die Entwicklung in einigen osteuropäischen Ländern.

Der Vorstand der Deutschen Gesellschaft für Demographie e.V. bedankt sich für die freundliche Unterstützung des Bundesinstitutes für Bevölkerungsforschung (BIB), Wiesbaden, bei der Herausgabe des Tagungsbandes 2002 in der Reihe „Materialien zur Bevölkerungswissenschaft“.

Die Herausgeber

Dr. Rembrandt Scholz (Rostock)

Dr. Jürgen Flöthmann (Bielefeld)

Der demographische Wandel und seine Folgen für die sozialen Sicherungssysteme

Eine Betrachtung aus der Sicht von Wissenschaft und Politik

Eckart Bomsdorf[1]

Zusammenfassung

Im Bereich der sozialen Sicherung spielt das quantitative Verhältnis der Generationen eine entscheidende Rolle, da die Systeme für den weitaus größten Teil der Bevölkerung auf dem Umlageverfahren beruhen. Die sozialen Sicherungssysteme in Deutschland werden in Zukunft durch die demographische Entwicklung stark belastet mit der Konsequenz, dass die Beitragssätze in der Renten-, Kranken- und Pflegeversicherung langfristig deutlich steigen müssen.

Die Politik hat sich dieser vorauszusehenden Entwicklung bisher nur bedingt gestellt. So versucht beispielsweise die Rentenreform 2001 dem entgegenzusteuern, dies gelingt allenfalls bis zum Jahr 2010. Im Beitrag wird nach einer Bestandsaufnahme eine Reihe von Maßnahmen vorgeschlagen, die die Folgen des demographischen Wandels für die sozialen Sicherungssysteme dauerhaft abfedern.

Summary

In the field of social security, the quantitative relationship between the generations plays a crucial role due to the fact that for the by far biggest part of the population the systems are based on a pay-as-you-go system. In the future, the German social security systems will be heavily burdened with the consequences of the demographic development, so that the rates of contribution for health insurance, nursing care insurance, and old age insurance will have to rise explicitly in the long run.

Until now, politics have met this predictable development only insufficiently. The pension reform of 2001 for example tries to stear against this development, but this will work until the year 2010 at best. After a compact survey, the article proposes several measures to permanently absorb the consequences for the social fallback systems caused by the demographic change.

---

[1] Dieser Beitrag enthält im Wesentlichen eine Art Kurzprotokoll des am 11.7.2002 vom Autor auf der Eröffnungsveranstaltung der Jahrestagung der Deutschen Gesellschaft für Demographie unter Verwendung einer Power-Point-Präsentation frei gehaltenen Vortrags.

1. Einführung

Sinn sozialer Sicherungssysteme und damit auch der Sozialpolitik ist es u.a., eine wirtschaftliche Absicherung im Falle von Krankheit oder Arbeitslosigkeit bzw. im Alter zu gewährleisten. Im Bereich der sozialen Sicherung spielt das quantitative Verhältnis der Generationen eine entscheidende Rolle, da die Systeme für den weitaus größten Teil der Bevölkerung auf dem Umlageverfahren beruhen. Während in Deutschland in der gesetzlichen Kranken- und Pflegeversicherung auch die Rentner Beiträge zahlen, wird die gesetzliche Rentenversicherung ohne eine direkte Beteiligung der Rentner zum größten Teil aus den Beiträgen der jeweils aktiven Generation finanziert. Die mittlere Generation finanziert somit die Renten der älteren Generation, die mittlere und die ältere Generation finanzieren die Krankheits- und Pflegekosten aller Generationen.

Es ist unumstritten, dass der derzeitige und der zu erwartende demographische Wandel sowie die andauernd hohe Arbeitslosigkeit den Fortbestand der sozialen Sicherung in bisherigem Umfang gefährden. Dieser Gefährdung muss mit geeigneten Reformen begegnet werden. Dabei werden Einschnitte in das bestehende System nicht zu vermeiden sein. Dieser Meinung ist auch die Politik, wenngleich Regierung und Opposition sich immer wieder zuversichtlich zeigen, beispielsweise Rentenerhöhungen und stabile Beitragssätze gleichzeitig realisieren zu können. Doch das entspricht wohl eher wahltaktischen Überlegungen.

Die voraussichtlich weiter steigende Lebenserwartung führt zu einer größeren Inanspruchnahme der sozialen Sicherungssysteme. Renten- und Pensionszahlungen müssen länger erbracht werden, Kranken- und Pflegeversicherung werden insgesamt stärker in Anspruch genommen. Die Politik hat zwar bereits vor zehn Jahren eine Enquête–Kommission Demographischer Wandel eingesetzt, die im April 2002 ihren Schlussbericht vorgelegt hat, doch müssen deren Erkenntnisse und Folgerungen erst einmal umgesetzt werden. Davon ist leider noch nichts zu sehen. Im Gegenteil. Im Rahmen der letzten Rentenreform hatte die Bundesregierung festgelegt:

Das Rentenniveau wird bis 2030 mindestens 67 % betragen, der Beitragssatz zur gesetzlichen Rentenversicherung (GRV) nicht über 22 % steigen.

Damit versucht die Politik die Quadratur des Kreises, die bekanntermaßen nicht möglich ist.

2. Der Befund

Die Situation ist aus demographischer Sicht vor allem durch zwei Phänomene geprägt: Steigende Lebenserwartung und sinkende Geburtenzahlen. Bis auf einen kurzen Zeitraum in den 60er Jahren des vorigen Jahrhunderts lag in den letzten 50 Jahren die Nettoreproduktionsrate, die angibt, wie viel lebendgeborene Mädchen von 1000 Frauen einer Generation bei gegebener Fertilität und Mortalität geboren werden, in Deutschland fast immer unter dem für eine Bestandserhaltung notwendigen Wert von 1000.[2] Gegenwärtig liegt sie bei 650. Dieser Wert gilt gleichermaßen für die deutsche wie die ausländische Bevölkerung in Deutschland. Damit reproduziert sich die gegenwärtige Generation nur zu zwei Dritteln.

---

[2] Diese Angaben beziehen sich auf das Gebiet der Bundesrepublik Deutschland.

Tab. 1: Durchschnittliche fernere Lebenserwartung (in Jahren) von Personen im Alter x im Jahr 2002

Alter in x Jahren	Frauen		Männer	
0	86,5	(80,7)	79,7	(74,8)
20	65,5	(61,3)	58,9	(55,5)
40	44,4	(41,7)	38,3	(36,4)
60	24,7	(23,4)	19,9	(19,2)

Modellrechnungen unter Berücksichtigung eines weiteren Rückgangs der Sterbewahrscheinlichkeiten. Werte in Klammern nach der vom status quo ausgehenden Sterbetafel 1997/99 des Statistischen Bundesamtes.

Gleichzeitig steigt die Lebenserwartung. So beträgt beispielsweise die Lebenserwartung heute Neugeborener in der Kohorten- bzw. Generationenbetrachtung 86,5 Jahre bei Mädchen, 79,7 Jahre bei Jungen (vgl. Tabelle 1)[3]. Die Werte der Sterbetafel 1997/99 des Statistischen Bundesamtes liegen um fast 6 bzw. 5 Jahre niedriger, da sie den erwarteten Rückgang der einjährigen Sterbewahrscheinlichkeiten nicht antizipieren. Die Folge der steigenden Lebenserwartung ist, dass die Rentenphase immer länger wird. Vereinfacht gesagt ist davon auszugehen, dass heute in durchschnittlicher Betrachtungsweise Kindheit und Jugendzeit einschließlich der Ausbildungsphase etwa ¼, die potentielle Erwerbsphase ½ und die Rentenphase ebenfalls ¼ der Lebenserwartung bei der Geburt ausmachen. Die effektive Erwerbsphase beträgt eher weniger als die Hälfte der Lebenserwartung.

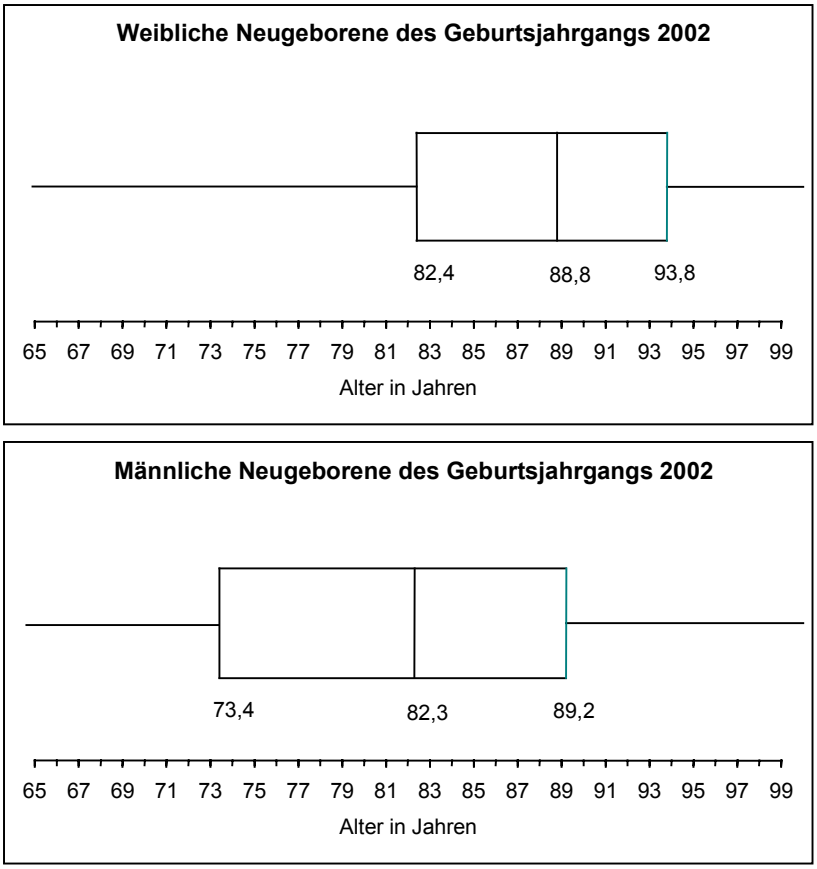
Sehr deutlich werden die Konsequenzen der Zunahme der Lebenserwartung, wenn die Verteilung der Sterbefälle nach der Generationensterbetafel 2002 betrachtet wird. Die in Abbildung 1 verkürzt dargestellten Boxplots zeigen, dass 75 % der heute geborenen Mädchen mindestens 82,4 Jahre, 50 % mindestens 88,8 Jahre und 25 % sogar mindestens 93,8 Jahre alt werden. Das sind Werte, die sich viele kaum vorstellen können und doch stellen diese Alter vermutlich eher Unter- als Obergrenzen dar. Bei den neugeborenen Jungen sind die Werte zwar wesentlich niedriger, sie liegen aber ebenfalls deutlich über den vergleichbaren Werten der Sterbetafel 1997/99 des Statistischen Bundesamtes. Es zeigt sich, dass ein Alter von mindestens 82 ½ Jahren 75 % der heute geborenen Mädchen, jedoch „nur“ 50 % der heute geborenen Jungen erreichen. Die Übersterblichkeit der Männer bleibt nach diesen Resultaten bestehen.

Nicht allein steigende Lebenserwartung und sinkende Geburtenzahlen sind für die Probleme der sozialen Sicherungssysteme verantwortlich. Die Zahl von gegenwärtig ca. vier Millionen Arbeitslosen spielt eine entscheidende Rolle. Dies hat die Politik auch erkannt und versucht hier gegenzusteuern. Zu leicht wird dabei jedoch nur auf die Zahl der Arbeitslosen geschaut und versucht, diese beispielsweise durch Umdefinieren zu reduzieren. Werden beispielsweise über 55-jährige Arbeitslose, die nicht mehr vermittelt werden wollen, aus der Arbeitslosenstatistik herausgenommen, verändert dies die Situation für die Sozialsysteme nicht. Es schönt lediglich die Statistik.

---

[3] Tabelle 1 sowie die Abbildungen 1 und 3 beruhen auf eigenen Berechnungen. Die Daten in Tabelle 2 wurden dem Schlussbericht der Enquête-Kommission Demographischer Wandel entnommen (vgl. Enquête-Kommission Demographischer Wandel 2002, S. 66), sie beziehen sich auf die Variante 2 der 9. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung des Statistischen Bundesamtes. Diese ist auch Basis der in den Abbildungen 2 und 4 vorgestellten eigenen Berechnungen. Bei Tabelle 3 handelt es sich um eine erweiterte und modifizierte Fassung einer von der Enquête-Kommission vorgelegten Übersicht (vgl. Enquête-Kommission Demographischer Wandel 2002, S. 353).

Abb. 1: Boxplot der Verteilung der Sterbefälle, Generationensterbetafel Geburtsjahrgang 2002



3. Die Folgen

Die aufgezeigten Entwicklungen haben direkte Auswirkungen auf die Bevölkerungsentwicklung und die Bevölkerungsstruktur. Beispielhaft lässt sich dies sehr gut an der Entwicklung von Kinder-, Alten- und Hochbetagtenquotient darlegen (vgl. Tabelle 2).[4] Selbst nach den eher zurückhaltenden Modellrechungen des Statistischen Bundesamtes für die Bevölkerung Deutschlands wird der Kinderquotient bis zum Jahr 2050 um fast 15 % zurückgehen, der Altenquotient dagegen um fast 80 % und der Hochbetagtenquotient um über 200 % steigen, mit der Folge, dass sich bereits im Jahr 2040 der Anteil der 60-Jährigen und Älteren an der Bevölkerung von heute gut 20 % auf dann 40 % ungefähr verdoppelt. Nicht allein das Durchschnittsalter der Bevölkerung wird von heute 41 Jahren bis zum Jahr 2050 auf 48 Jahre steigen, auch das Medianalter der Bevölkerung, d.h. das

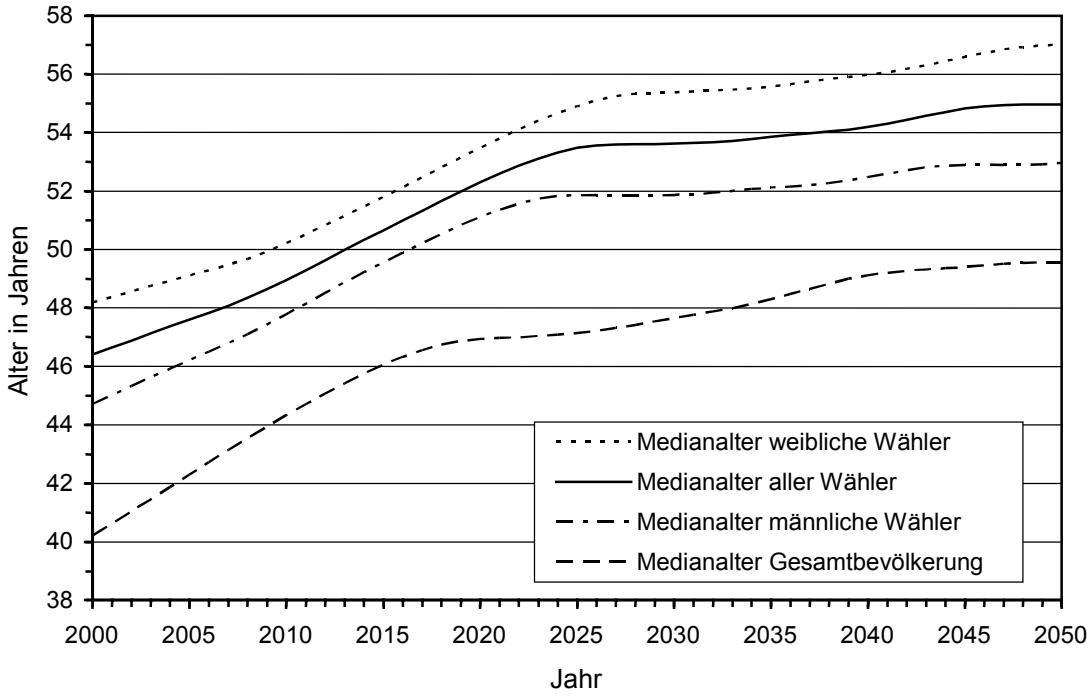
[4] Kinderquotient: Anzahl der Personen im Alter von 0 bis unter 15 Jahren bezogen auf die Anzahl der Personen im Alter von 25 bis unter 65 Jahren. Altenquotient: Anzahl der Personen im Alter von 60 (65) Jahren und älter bezogen auf die Anzahl der Personen im Alter von 20 (25) Jahren bis unter 60 (65) Jahren. Hochbetagtenquotient: Anzahl der Personen im Alter von mindestens 80 Jahren bezogen auf die Anzahl der Personen im Alter von 20 bis unter 80 Jahren.

Tab. 2: Kinderquotient, Altenquotient und Hochbetagtenquotient

	Kinderquotient	Altenquotient		Hochbetagtenquotient
Heute	27,5	42,0	(28,6)	5,0
2030	24,3	69,6	(50,7)	9,0
2050	23,7	74,7	(57,3)	15,6

Alter, dass die Bevölkerung in eine jüngere und eine ältere Hälfte teilt, wird sich deutlich erhöhen, auf fast 50 Jahre im Jahr 2050. Das Medianalter der Wähler, also das Alter, das die Wähler in eine jüngere und eine ältere Hälfte teilt, wird gegenüber heute bereits bis zum Jahr 2025 um über sieben Jahre zunehmen und dann fast 54 Jahre betragen, wobei das Medianalter der weiblichen Wähler ständig ungefähr drei Jahre über dem der männlichen Wähler liegt (vgl. Abbildung 2).[5] Eine Politik gegen die ältere Bevölkerung wird sich dann keine Partei mehr leisten können und wollen. D.h. auch dass Einschnitte in Leistungen für rentennahe Jahrgänge bzw. Rentner dann nur schwer durchsetzbar sein werden.

Abb. 2: Medianalter der Wähler und Medianalter der Bevölkerung in Deutschland 2000-2050



[5] Streng genommen wurde das Medianalter der Bevölkerung im Alter von mindestens 18 Jahren ermittelt. Dieses dürfte – sofern das Wahlrecht ein Alter von mindestens 18 Jahren voraussetzt - zumindest eine untere Grenze für das Medianalter der Wähler angeben.

Gleichzeitig wird bis 2050 die Anzahl der Pflegebedürftigen trotz zurückgehender Gesamtbevölkerungszahl kräftig steigen, um über 75 % bei den Pflegebedürftigen im Alter von 60 bis 100 Jahren, um über 130 % bei den 90-Jährigen und Älteren.

Als Folge vor allem der veränderten Altersstruktur der Bevölkerung steigt die Belastung der Sozialkassen. Ohne gegensteuernde Maßnahmen führt der veränderte Altersaufbau der Bevölkerung zu einer deutlichen Beitragssatzsteigerung in allen Bereichen der sozialen Sicherung.

Welche Auswirkungen diese drastische Veränderung der Altersstruktur der Bevölkerung haben kann, sei kurz an der Situation der gesetzlichen Rentenversicherung verdeutlicht.

Heute	**2030**
Stehen in der GRV	steht in der GRV
Zwei Beitragszahler	**ein Beitragszahler**
Einem Rentner	**einem Rentner**
Gegenüber	gegenüber

Die Relation von Beitragszahlern zu Rentnern verschlechtert sich zunehmend. Während heute zwei Beitragszahler für einen Rentner aufkommen müssen, wird sich diese Relation bereits bis 2030 auf 1 zu 1 verschieben. Der durchschnittliche Arbeitnehmer muss dann nicht nur für sich und seine Angehörigen – darunter die zukünftigen Beitragszahler – sorgen, sondern auch einen Rentner ernähren. Wer glaubt, dass unter diesen Umständen in den nächsten 30 Jahren das Rentenniveau ohne zusätzliche Maßnahmen auf mindestens 67 % gehalten werden kann und der Beitragssatz nicht über 22 % steigen wird, gibt sich einer Illusion hin. Darüber ist sich die Wissenschaft einig, und das zeigen auch die Daten. Ohne zusätzliche Maßnahmen würde die Veränderung der Altersstruktur beim gegenwärtigen Anpassungsmechanismus in der Rentenversicherung den Beitragssatz in der gesetzlichen Rentenversicherung um 60 % - nicht etwa um 100 %, wie wegen der Verdoppelung der Anzahl der Rentner pro Beitragszahler angenommen werden könnte – erhöhen. Beitragssätze in der GRV von 24 bis 30 % im Jahr 2030 sind daher eher realistisch als nur 22 %.

Während in der Rentenversicherung in erster Linie der demographische Wandel für die Beitragssatzsteigerung verantwortlich ist, wird in der gesetzlichen Krankenversicherung der medizinisch-technische Fortschritt, der zu immer besseren, aber auch teureren Operations- und Behandlungsmethoden führt, voraussichtlich noch größere Auswirkungen auf den Beitragssatz haben.

Dieser Aspekt wird teilweise von der Politik und auch der Wissenschaft noch zuwenig berücksichtigt. Beitragssätze in der gesetzlichen Krankenversicherung von weit über 20 % sind im Jahr 2030 keineswegs ausgeschlossen; bis 2050 könnten die Beiträge sogar auf 30 % steigen. Auch die jüngsten Ankündigungen von privaten Krankenversicherungen, ihre Beiträge in naher Zukunft um durchschnittlich 10 % zu erhöhen, sind auf diese Probleme zurückzuführen. Die gesetzlichen Krankenkassen werden mit Sicherheit ihre Beiträge ebenfalls weiter erhöhen müssen. Eine Anhebung der Versicherungspflichtgrenze in der gesetzlichen Krankenversicherung bringt nur vorübergehend Entlastung. Sie ist nur ein Mittel, gute Risiken mit hohen Beiträgen vorübergehend in die gesetzlichen Krankenkassen zu zwingen und hat wenig mit dem Solidaritätsgedanken sondern eher mit einer Quersubvention zu tun.

Auch in der Pflegeversicherung werden die Beiträge steigen. Der demographische Wandel und die Notwendigkeit einer Dynamisierung der Leistungen der gesetzlichen Pflegeversicherung werden langfristig mindestens zu einer Verdoppelung der Beitragssätze führen. Die Chance mit niedrigeren Beiträgen auszukommen, ist bei der Einführung der Pflegeversicherung verpasst worden; die seinerzeit diskutierte Kapitaldeckung hätte hier eher eine dämpfende Wirkung gehabt.

Die Politik hat sich der vorauszusehenden Entwicklung bisher nur bedingt gestellt.

Zwar versucht beispielsweise die Rentenreform 2001 dem demographischen Wandel entgegenzusteuern. Bis zum Jahr 2010 gelingt dies weitgehend – obwohl sich auch jetzt schon zeigt, dass vielfach von zu optimistischen Annahmen bzgl. der wirtschaftlichen Entwicklung ausgegangen wurde und wird –, für die Zeit nach 2010 sind die bisher getroffenen Maßnahmen in jedem Fall allerdings unzureichend. Die Folgen der zukünftigen demographischen Entwicklung für die sozialen Sicherungssysteme werden offenbar immer noch unterschätzt. Statt wirklicher Reformen werden in erster Linie Reparaturen am System durchgeführt.

Die Politik versucht mit verschiedenen Maßnahmen die Belastungen durch die Beiträge zu den Sozialversicherungen – insbesondere durch die Einführung der Ökosteuer – unter 40 % der Löhne und Gehälter zu drücken. Derartige Maßnahmen können nur als kosmetische Korrekturen bezeichnet werden, da im Prinzip die Gesamtbelastung nicht sinkt, sondern nur die Finanzierungsmodalitäten geändert werden. Viele Ausgaben werden steuerfinanziert und zusätzlich werden eine Reihe von Problemen "privatisiert", d.h. Leistungen der Sozialversicherungen reduziert, und den Bürgern wird empfohlen, diese Reduktion durch individuelle Versicherungen aufzufangen. Durch beide Maßnahmen werden die Belastungen durch Sozialabgaben letztlich nur vordergründig reduziert, die Gesamtbelastung für die Bürger steigt gleichzeitig.

4. Mögliche Maßnahmen und deren Konsequenzen

Auch wenn es so aussehen mag:

Der demographische Wandel muss nicht zwangsläufig das Ende der sozialen Sicherung im herkömmlichen Sinne bedeuten. Eine Reform, die die Finanzierbarkeit sichert, ist möglich. Entgegen den Verlautbarungen mancher Politiker können für den Einzelnen schmerzhafte Einschnitte aber nicht vermieden werden – konstante Beitragssätze und stetig steigende Renten sind ebenso wenig möglich wie ein Wahlsieg der Opposition ohne die Niederlage der Regierung.

Realistisch sind nur Maßnahmen, die auf dem gegenwärtigen Umlageverfahren mit Generationenvertrag aufbauen und nicht das ganze System von heute auf morgen grundsätzlich verändern wollen, wie es etwa Vertreter der Idee der Kapitaldeckung anstreben.

Beispielhaft seien hier zunächst Eckpunkte einer wirklich langfristig wirksamen Reform der gesetzlichen Altersvorsorge genannt.

Verlängerung der Lebensarbeitszeit

Wenn die Lebenserwartung steigt, muss dies auch Auswirkungen auf das Rentenzugangsalter haben, damit das Verhältnis von Beitragszeit zu Rentenbezugszeit wieder stimmt. Das faktische und das gesetzliche Rentenzugangsalter sind langfristig zu erhöhen – hier gibt es noch ein großes Reformpotential. Die Rente bzw. Pension mit 60 – oder besser vor 65 – ist heute eher die Regel als

die Ausnahme; das kann die Gesellschaft nicht mehr im bisherigen Maße finanzieren. Länder wie Island, wo der durchschnittliche Arbeitnehmer schon heute fast 70 ist, wenn er in Rente geht, zeigen einen Weg. Die Verlängerung der Lebensarbeitszeit wirkt sich in zweifacher Hinsicht positiv, d.h. reduzierend auf die Beiträge, aus. Weil die Rente über einen kürzeren Zeitraum in Anspruch genommen wird, sinken die Ausgaben und erfordern somit geringere Beiträge. Zum anderen können die Beiträge wegen der verlängerten Lebensarbeitszeit über einen längeren Zeitraum in die Rentenkasse eingezahlt werden und der Beitragssatz kann weiter gesenkt werden.

Eine an der Lebenserwartung und der durchschnittlichen Beitragszeit orientierte formelgebundene Anpassung der Regelaltersgrenze in der GRV ist denkbar, wie der folgende Ansatz zeigt:[6]

$$RAG = B + \frac{Leb_B}{1+v}$$

mit

RAG Regelaltersgrenze,

B Durchschnittsalter bei Aufnahme der ersten versicherungspflichtigen Beschäftigung,

Leb_B Lebenserwartung im Alter B,

v Verhältnis von Rentenbezugszeit und Beitragszeit, $0<v<1$.

Diese Anpassung geht von einem festen Verhältnis zwischen Arbeitszeit und Rentenbezugszeit aus, d.h. mit steigender Lebenserwartung steigt auch die Regelaltersgrenze.

Die Renten sollen weiter steigen, aber langsamer als die Löhne.

Die demographische Entwicklung – insbesondere die Veränderung der Altersstruktur der Bevölkerung – lässt es nicht zu, dass die Renten dauerhaft prozentual in gleichem Umfang wie die Einkommen erhöht werden. Daher ist ein Ändern der Rentenanpassungsformel[7] ab 2011 erforderlich – die derzeit ab 2011 vorgesehene Formel ist nicht ausreichend. Ein Beispiel einer mit Hilfe eines Rentensicherungsfaktors langfristig die Rente sichernden, problem- und zielorientierten Rentenformel, die die aktuelle Rentenformel einschließt, könnte wie folgt aussehen:[8]

$$AR_t = AR_{t-1} \cdot \frac{BE_{t-1}}{BE_{t-2}} \cdot \frac{a - RVB_{t-1}}{a - RVB_{t-2}} \cdot RS^{\Delta BE_{t-1}}$$

mit

AR_t zu bestimmender aktueller Rentenwert,

AR_{t-1} bisheriger aktueller Rentenwert,

BE_{t-1} Bruttolohn- und -gehaltssumme je durchschnittlich beschäftigten Arbeitnehmer im vergangenen Kalenderjahr,

---

6 Dieser Ansatz kann hier nur sehr vereinfacht dargestellt werden. Zu Detailangaben vgl. Bomsdorf 2002b.

7 Meistens wird kurz von Rentenformel gesprochen, wenn die Rentenanpassungsformel gemeint ist.

8 Auch dieser Ansatz kann hier nur sehr verkürzt dargestellt werden. Vgl. hierzu Bomsdorf 2000, sowie Enquête-Kommission Demographischer Wandel 2002: 373 ff.

BE_{t-2} Bruttolohn- und -gehaltssumme je durchschnittlich beschäftigten Arbeitnehmer im vorvergangenen Kalenderjahr,

A Basiswert oder Basiszahl ($70 \leq a \leq 100$)

RVB_{t-1} durchschnittlicher Beitragssatz in der Rentenversicherung der Arbeiter und der Angestellten im vergangenen Kalenderjahr,

RVB_{t-2} durchschnittlicher Beitragssatz in der Rentenversicherung der Arbeiter und der Angestellten im vorvergangenen Kalenderjahr,

RS Rentenstabilisierungs- oder Rentensicherungsfaktor ($0{,}998 \leq RS \leq 1$),

ΔBE_{t-1} Änderung der Bruttolohn- und -gehaltssumme je durchschnittlich beschäftigten Arbeitnehmer im vergangenen Kalenderjahr zum vorvergangenen Kalenderjahr in Prozent.

Durch Einbau des in seiner Größe an der Veränderung der Altersstruktur der Bevölkerung anknüpfenden Rentensicherungsfaktors können die Rentensteigerungen sozial verträglich gedämpft werden. Die Rentensteigerungen liegen durch diesen Faktor ceteris paribus leicht unterhalb der Steigerung der Bruttolöhne: Diese Dämpfung ist umso größer, je kleiner RS ist. Bei RS = 0,9990 wird beispielsweise die Bruttoentgeltsteigerung zu 90 % weitergegeben. Abbildung 3 zeigt die Entwicklung des Rentenwerts mit und ohne Rentensicherungsfaktor. Dabei wird von einer jährlichen Steigerung der Bruttoentgelte von 3 % und einem Basiswert von 86, wie er ab 2011 in der Rentenformel vorgesehen ist, ausgegangen. Bei RS = 0,9995 (0,9990) beträgt die Rentendämpfung gegenüber der Betrachtung ohne den Rentensicherungsfaktor, d.h. mit RS = 1, bis zum Jahr 2050 rund 6 bzw. 11 ½ %. Selbst die höhere Dämpfung ist zumutbar, wenn die Riesterrente voll greift. In jedem Fall sind derartige Dämpfungen notwendig, um das System zu erhalten.

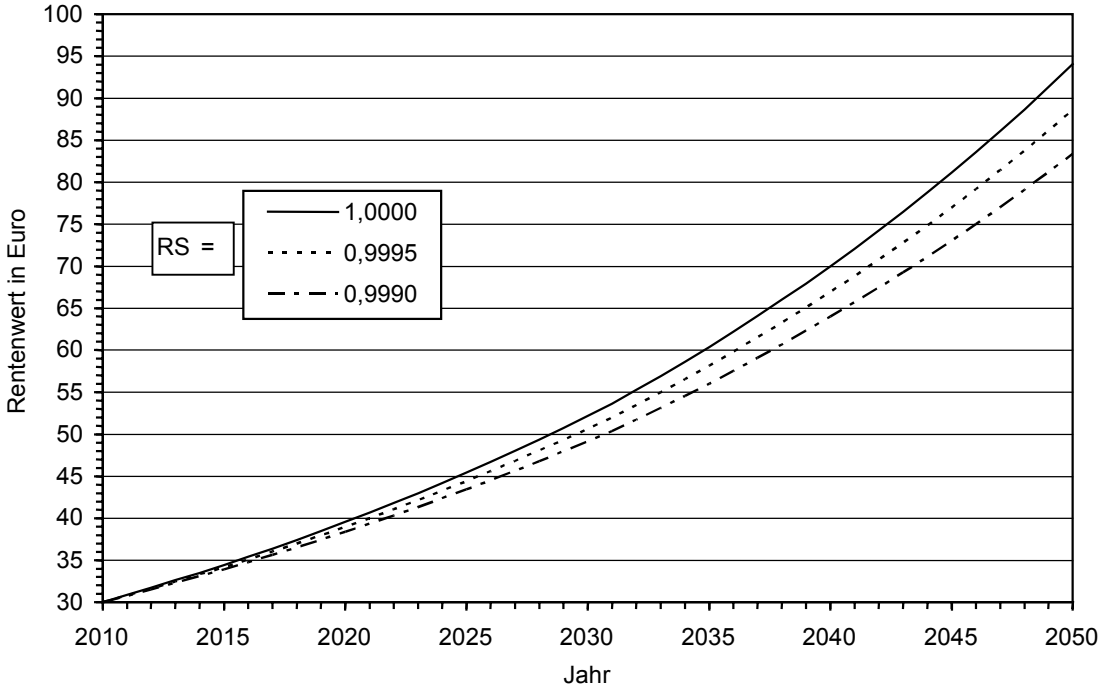
Längerfristig wird zu prüfen sein, ob für die jüngere Generation die sogenannte Riesterrente obligatorisch sein soll. Die 2. und die 3. Säule der Altersvorsorge ist weiter zu stärken - hier ist ein großer Schritt durch die jüngste Reform gemacht worden, wobei allerdings allzu leicht übersehen wird, dass die Förderung der Riesterrente in erster Linie in einer Verschiebung der Besteuerung von der Beitrags- in die Rentenphase besteht. Dieser Aspekt wird insbesondere bei Renditeüberlegungen allzu leicht vernachlässigt. Zudem kann Kapitaldeckung in der Altersvorsorge kein Allheilmittel sein, wie auch die gegenwärtige Entwicklung auf den Aktienmärkten bzw. die Kürzung der Gewinnausschüttung bei den Lebensversicherern zeigt.[9]

Ein von politischen Parteien – ähnlich der Deutschen Bundesbank – unabhängiger Alterssicherungsrat ist zu berufen, der bei Festlegung der Altersgrenze, der Rentenformel, der Rentenabschläge etc. Mitsprache- oder Vorschlagsrecht hat und der somit sichert, dass die Renten nicht zum Spielball der Politiker werden.

---

[9] An dieser Stelle sei darauf hingewiesen, dass Beamtenpensionen bzgl. evt. Änderungen grundsätzlich ähnlich wie Renten zu behandeln sind. Dies hat in der Vergangenheit nicht richtig funktioniert, u.a. da grundsätzliche Unterschiede in den Alterssicherungssystemen nicht berücksichtigt wurden (vgl. Bomsdorf 2001).

Abb. 3: Entwicklung des Rentenwerts 2010-2050 in Abhängigkeit vom Rentensicherungsfaktor (jährliche Steigerung Bruttoentgelte 3 %, Basiswert 86)



In der Enquête-Kommission Demographischer Wandel waren viele der hier angesprochenen Maßnahmen Konsens, die Schwierigkeit ist jedoch die politische Durchsetzbarkeit und Umsetzung, wie Tabelle 3 veranschaulichen kann. In dieser sind vier Maßnahmen zur Rentensicherung in ihren qualitativen Auswirkungen auf Beitragszahler, Rentenzugang und Rentenbestand dargestellt, und es wird gleichzeitig angegeben, mit welchem Wahlverhalten bei den betroffenen Gruppen zu rechnen ist. Es zeigt sich, dass es fast immer eine Gruppe gibt, von der befürchtet werden muss, dass sie wegen der sie betreffenden negativen Auswirkungen diese Maßnahme ablehnt. Lediglich bei der Modifikation der Rentenformel könnte davon ausgegangen werden, dass diese im Zusammenhang mit der Riesterrente von allen akzeptiert wird. Wird an dieser Stelle noch die Meinung von Arbeitgeber- bzw. Arbeitnehmervertretern einbezogen, erweist sich die politische Durchsetzung als noch schwieriger.

Tab. 3: Direkte Auswirkungen zusätzlicher Maßnahmen in der GRV auf Beitragszahler, Rentenzugang und Rentenbestand

In Klammern mögliche Auswirkungen auf Wahlverhalten der betreffenden Gruppe gegenüber initiierender Partei

Maßnahme	Auswirkungen auf		
	Beitragszahler	Rentenzugang	Rentenbestand
Rentenformel modifizieren	Nein (positiv)	Ja (neutral)	Ja (neutral)
Rentenzugangsalter erhöhen	Ja (neutral)	Ja (negativ)	Nein (neutral)
Altersvorsorgeanteil erhöhen	Ja (negativ)	Ja (neutral)	Ja (negativ)
Vollbesteuerung der Renten	Nein (neutral)	Ja (negativ)	Ja (negativ)

Auch in anderen Bereichen ist eine Reihe von Maßnahmen denkbar, um langfristig den negativen Folgen des demographischen Wandels zu begegnen. Ein flächendeckendes Angebot der Ganztagsbetreuung von Kindern und ein flächendeckender Ausbau von Ganztagsschulen könnten Eltern die Vereinbarkeit von Familie und Beruf erleichtern. Eine Straffung der Schulzeit mit dem Ziel von 12 Schuljahren bis zum Abitur und die Abschaffung der Wehrpflicht könnten zu einem früheren Berufseintritt führen. Ein Abbau der Frühverrentung würde die Sozialkassen entlasten. Verstärkte Fort- und Weiterbildung könnte die Wettbewerbsfähigkeit vieler Arbeitnehmer sichern.

Weitere Maßnahmen werden häufig vorgeschlagen, z.B. die Ausweitung der Versicherungspflicht in der gesetzlichen Renten- und Krankenversicherung. In der Rentenversicherung würde dies jedoch keinesfalls zu einer Lösung der demographischen Probleme beitragen, sondern diese eher noch verschärfen. Zuwanderung kann die demographischen Probleme ebenfalls nicht lösen, jedoch könnte sie diese dämpfen.

Kurz- und mittelfristig ist die Arbeitsmarktsituation für Probleme der Sozialversicherung verantwortlich. Die über vier Millionen Arbeitslosen zahlen selbst keine Sozialversicherungsbeiträge und fallen auch als Lohnsteuerzahler weitgehend aus. Eine Halbierung der Arbeitslosenzahlen allein könnte der Sozialversicherung netto Beiträge in Höhe von über 25 Mrd. Euro jährlich zuführen. Ganz zu schweigen von den zusätzlichen Einnahmen bei der Lohn- und Einkommensteuer.

Das Gebot der Stunde ist somit die Reduzierung der Arbeitslosigkeit.

Dies kann jedoch weder durch Umdefinition von Arbeitslosen, noch durch ein Verschieben von Arbeitsplätzen, sondern gegenwärtig letztlich nur durch die dauerhafte Schaffung zusätzlicher neuer Arbeitsplätze erfolgen. Langfristig werden bei schrumpfender Bevölkerung und Veränderung der Altersstruktur der Bevölkerung Arbeitskräfte fehlen.

Die hohe Staatsverschuldung ist ein zusätzliches Problem. Wenn diese langfristig abgebaut wird, eröffnet sich ein Spielraum für Steuersenkungen und daher auch für eine zusätzliche private Altersvorsorge der Bevölkerung.

Entsprechende Überlegungen wie bei der gesetzlichen Rentenversicherung sind hinsichtlich der Kranken- und der Pflegeversicherung anzustellen. Dabei könnte in beiden Bereichen zum einen der Prävention der Vorrang gegeben werden, zum anderen der Grundsatz ambulant vor stationär verwirklicht werden.

Resümee

Der demographische Befund lässt sich wie folgt kurz zusammenfassen:

- Die Fertilität stagniert auf niedrigem Niveau.
- Die Lebenserwartung steigt.
- Das Durchschnittsalter der Bevölkerung nimmt zu.
- Der Bevölkerungsumfang nimmt ab.

Ansatzweise ist gezeigt worden, dass und wie die Probleme gelöst werden können. Im Folgenden werden in erster Linie auf die Alterssicherungssysteme bezogene mögliche Maßnahmen zusammengefasst:

- Ändern der Rentenformel
- Langfristige Erhöhung des faktischen und des gesetzlichen Rentenzugangsalters (formelgebundene Anhebung der Regelaltersgrenze)
- Abbau der Frühverrentung
- Stärken der 2. und der 3. Säule der Altersvorsorge
- Nachgelagerte Besteuerung in der Alterssicherung
- Abbau der Arbeitslosigkeit
- Abbau der Staatsverschuldung
- Abgabe sozialpolitischer Kompetenzen an unabhängige Institution (Mitsprache bei Altersgrenze, Rentenformel, Schwankungsreserve, Rentenniveau)
- Beamtenpensionen ähnlich wie Renten behandeln

Diese Maßnahmen können flankiert werden durch solche, die in erster Linie auf den Arbeitsmarkt wirken:

- Ganztagsbetreuung von Kindern
- Flächendeckender Ausbau von Ganztagsschulen
- 12 Schuljahre bis zum Abitur
- Stärken von Fort- und Weiterbildung
- Erhöhung der Frauenerwerbsquote
- Verzahnung von Arbeitslosen- und Sozialhilfe

Die sicher unvollständige Aufzählung zeigt mögliche Lösungen für die durch den demographischen Wandel induzierten Probleme.

Damit alle Maßnahmen langfristig und sozialverträglich wirken können, müssen jedoch bereits jetzt die Weichen für eine neue Zukunft des Sozialstaats gestellt werden. In 15 Jahren ist es zu spät für behutsame und dennoch wirkungsvolle Änderungen. Maßnahmen müssen heute beschlossen werden, ihre Wirkung werden und müssen sie zum großen Teil erst längerfristig voll entfalten.

Die Folgen des demographischen Wandels sind vielfältig. Ihnen rechtzeitig zu begegnen, heißt die Zukunft von Gesellschaft und Wirtschaft zu sichern. Wer jetzt nicht reagiert, geht das Risiko ein, dass spätestens in 15 Jahren beispielsweise bei Renten und Pensionen Kürzungen vorgenommen werden müssen. Politik und Gesellschaft sind gefordert, frei von gruppenspezifischen Interessen sich dieses Problems anzunehmen. Letztlich kann eine dauerhafte Reform nur in einem Konsens aller politischen Parteien beschlossen werden. Eines werden weder Politik noch Gesellschaft später sagen können: Niemand habe sie auf dieses Problem aufmerksam gemacht.

Die Bundestagsabgeordnete Schewe-Gerigk hat im Deutschen Bundestag bei der Debatte zum Schlussbericht der Enquête-Kommission Demographischer Wandel die Situation wie folgt charakterisiert: "Deutschland schrumpft und ergraut … Ohne Kinder sieht unsere Gesellschaft alt aus" (vgl. Enquête-Kommission Demographischer Wandel 2002, S. 668). Kürzer und prägnanter lässt sich der demographische Wandel kaum beschreiben.

Kurzum:

Der demographische Wandel ist nicht aufzuhalten, nutzen wir die Chance, ihn und seine Folgen mitzugestalten.

Literatur

Bomsdorf, Eckart, 2000: Eine generationengerechte, rentenstabilisierende und steuerfeste Rentenformel. Wirtschaftsdienst 80, S. 657-661

Bomsdorf, Eckart, 2001: Stellungnahme zum Entwurf eines Versorgungsänderungsgesetzes 2001. Deutscher Bundestag Innenausschuss, Ausschussdrucksache 14/591d

Bomsdorf, Eckart, 2002a: Neue Generationensterbetafeln für die Geburtsjahrgänge 1933 bis 2003. Modellrechnungen für die Bundesrepublik Deutschland. Lohmar - Köln

Bomsdorf, Eckart, 2002b: Ansätze zur formelgebundenen Anpassung der Regelaltersgrenze in der Gesetzlichen Renterversicherung. In: Sozialer Fortschritt 2002, 10, 29-263

Enquête-Kommission Demographischer Wandel, 2002: Herausforderungen unserer älter werdenden Gesellschaft an den Einzelnen und die Politik. Zur Sache 3/2002, herausgegeben vom Deutschen Bundestag, Referat Öffentlichkeitsarbeit

Auswirkungen von Erhebungsungenauigkeiten auf die Mortalitätsmessung

Methodenwahl und Genauigkeit der Mortalitätsmessungen

Karin Brinner

Zusammenfassung

Jede Möglichkeit zur Schätzung von Sterbewahrscheinlichkeiten hat Vor- und Nachteile, die in der Literatur ausführlich beschrieben sind und eigentlich unterschiedliche Lösungsansätze des Adäquationsproblems darstellen. Eine Methode zur Messung der „wahren" Sterblichkeit kann es nicht geben. Die Wahl der Methode erfolgt im Zusammenhang mit den für eine Sekundärstatistik verfügbaren Erhebungsgrößen, die fehlerbehaftet sind. Diese Erhebungsfehler pflanzen sich bei den nachfolgenden Phasen der statistischen Arbeit fort. Sie können sich dabei gegenseitig ausgleichen oder verstärken. Da unterschiedliche Rechenwege Fehlerfortpflanzung, -ausgleich oder -verstärkung mitbestimmen und Sterbewahrscheinlichkeiten nach verschiedenen Methoden geschätzt werden können, ist die Methodenwahl ein Einflussfaktor für die erreichbare Genauigkeit. Die Genauigkeit von Sterbewahrscheinlichkeiten ist mit den aktuellen Tendenzen der demographischen Entwicklung in Deutschland insbesondere für höhere und höchste Altersklassen von Interesse. In diesem Beitrag wird untersucht, unter welchen Bedingungen die Methoden nach dem Kriterium möglichst genauer Messungen ausgewählt werden sollten.

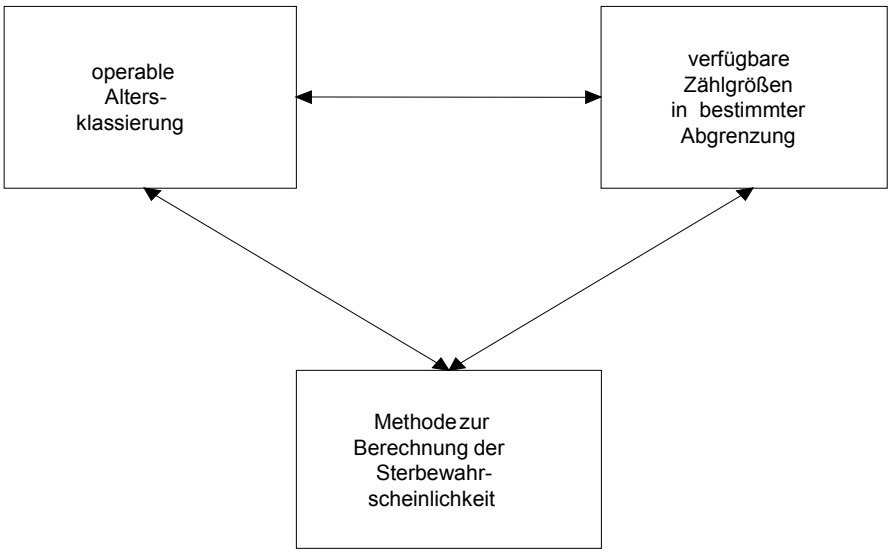
Summary

Different modes of calculation to estimate probabilities of death have their assets and drawbacks, which are described in detail in literature. They are in fact different solutions of the problems of adequate representation. There is no method to measure the "real" mortality. The method is selected in conjunction with the available sizes of surveys, which are incorrect. These errors in surveys propagate in following phases of statistical work. They can equalize or concentrate. The choice of method is one factor of accessible accuracy, because different modes of calculation determinate error propagation, error equalizing or concentration. The accuracy of probability of death of higher and highest ages is one of the interests in current demographic situation of Germany. In this article, analysis has been done on the conditions, in which the methods should be selected, with the criterion of accurate measurements.

1. Die Methodenwahl als Entscheidung der Sekundäradäquation

Zur Berechnung der Sterbewahrscheinlichkeiten stehen verschiedene Methoden wie die Geburtsjahr-, die Sterbeziffern- und die Methode der Extinct Generations zur Verfügung. Die Unterschiede der verschiedenen Berechnungsmethoden für Sterbewahrscheinlichkeiten werden in der Regel in

Abb. 1: Problem der Sekundäradäquation



ihren Vor- und Nachteilen diskutiert oder in ihren berechneten Werten verglichen. Eine Methodenentscheidung kann so durch Gegenüberstellung der Vor- und Nachteile der Anwendung der einzelnen Berechnungsvorschriften erfolgen. Je nach Erhebungsziel ist eine vorteilhafte Methode unter Berücksichtigung der verfügbaren Daten anzustreben. In diesem Beitrag dagegen soll untersucht werden, welche Methoden bei der Berechnung von Sterbewahrscheinlichkeiten *genauere* Ergebnisse erzielen.

Dazu ist zunächst zu klären, was alles der Methodenwahl bei sekundärstatistischen Erhebungen zuzurechnen ist. Die Wahl der Berechnungsmethode für Sterbewahrscheinlichkeiten ist bei sekundärstatistischer Erhebung eine der Entscheidungen, die während der Adäquationsphase des statistischen Arbeitsprozesses getroffen werden muss. Die Adäquation ist für jede Sterblichkeitsmessung das Bestreben, die grundsätzliche logische Diskrepanz zu minimieren, die daraus entsteht, dass das Phänomen *Sterblichkeit* gemessen werden soll und in der Statistik nur gattungsgemäß Bestimmtes wie das *Sterbealter* in einer definierten Altersklassierung gezählt werden kann (vgl. Flaskämper 1962, S. 6). Damit ergibt sich immer eine Abweichung zwischen Realität und Messung. Bei einer primärstatistischen Erhebung zur Sterblichkeitsmessung wird das Merkmal *Sterbealter* einer vorher definierten Personengesamtheit beobachtet. Die Abgrenzung dieser Untersuchungsgesamtheit bestimmt die zeitliche, örtliche und sachliche Abgrenzung der später zu berechnenden Sterbewahrscheinlichkeiten. Bei der Nutzung vorhandener Daten mit den festgelegten Abgrenzungen einer Sekundärstatistik stellt sich dagegen heraus, dass die Datenverfügbarkeit und die Methodenwahl einander bedingen. Das Adäquationsproblem der sekundärstatistischen Sterblichkeitsmessung erscheint als Optimierungsaufgabe, bei der Methodenwahl, Altersklassenwahl und Datenverfügbarkeit aufeinander abgestimmt werden müssen (vgl. Abbildung 1). Die Abgrenzungen dieser Daten anderer Statistiken (Zählgrößen für die zu berechnenden Sterbewahrscheinlichkeiten) kann die Methodenwahl soweit einschränken, dass eine Wahl nicht möglich ist.

Daher ist die Methodenwahl nicht nur nach ihren Vor- und Nachteilen und eventuell nach ihrer erreichbaren Genauigkeit zu bestimmen, sondern sie ist abhängig von den verfügbaren Zählgrößen fremder Statistiken in ihren zeitlichen, örtlichen und sachlichen Abgrenzungen.

Operable Altersklassierung

Eine wichtige Adäquationsproblematik liegt in der Festlegung von Altersklassenbreiten und der damit möglichen Aussagefähigkeit der in der Auswertungsphase berechneten Sterbewahrscheinlichkeiten. Bei der Erhebung der Sterbefallzahlen für die Sterblichkeitsmessung sind einjährige, fünfjährige oder ab zehnjährige Altersklassenbreiten (für höchste Altersangaben offene Randklassen) üblich. Bei der Sterblichkeitsmessung mittels sekundärstatistischer Erhebungen richtet sich die Altersklassierung der Zählgrößen nach den vorgegebenen Klassenbreiten der registrierten Daten der staatlichen Administration und der anderen benutzten Statistiken. Welche Altersabgrenzungen der Zählgrößen notwendig sind, ergibt sich aus den Berechnungsvorschriften der gewählten Methode.

Mit der Definition der operablen Altersklassenbreite sind in bestimmten Fällen gleichzeitig Annahmen über die Verteilung der Sterbefälle innerhalb dieser Klassen zu treffen. Für den Fall, dass Sterbewahrscheinlichkeiten gesucht werden, deren Altersklassenabgrenzung kleiner als die der zu erhebenden Sterbefallzahlen ist, sind Annahmen über die Verteilung der Sterbefälle innerhalb der für die Sterbefallzahlen definierten Altersklassen zu machen. Solche Fälle treten auf, wenn die Sterbefälle z.B. eines Altersjahres gezählt werden und die Sterbewahrscheinlichkeit halbjährig berechnet werden soll. In diesen Fällen kann die Sterbewahrscheinlichkeit nicht ohne Annahme über die Sterbefallverteilung im Altersintervall berechnet werden. Die halbjährigen Sterbewahrscheinlichkeiten sind abhängig von der Entwicklung des Sterberisikos innerhalb der einjährigen Altersklasse.

Die *Sterbeziffernmethode* wird in Deutschland für die Berechnung altersspezifischer Sterbewahrscheinlichkeiten Allgemeiner Sterbetafeln seit 1970/71 (Alte Bundesländer) und für verkürzte Tafeln in den Perioden zwischen den Volkszählungen angewendet (vgl. Meyer/Paul 1991, S. 371). Die Sterbewahrscheinlichkeit wird geschätzt, indem die altersspezifische Sterbeziffer in eine Sterbewahrscheinlichkeit unter der Annahme gleichverteilter Sterbefälle über Alters- und Kalenderjahr umgerechnet wird (vgl. Flaskämper 1962, S. 366):

Methode zur Berechnung der Sterbewahrscheinlichkeit

Methoden ohne Berücksichtigung von Außenwanderungen

$$q_{\lfloor x,x+1 \rfloor k\,SZ} \approx \frac{d_{\lfloor x,x+1 \rfloor k}}{\overline{n}_{\lfloor x,x+1 \rfloor k} + 0{,}5 d_{\lfloor x,x+1 \rfloor k}} \tag{1}$$

$q_{\lfloor x,x+1 \rfloor k\,SZ}$ Sterbewahrscheinlichkeit der Altersklasse [x,x+1] des Kalenderjahres k nach der Sterbeziffernmethode

$d_{\lfloor x,x+1 \rfloor k}$ Sterbefallzahl nach Altersklasse [x,x+1] des Kalenderjahres k

$\overline{n}_{\lfloor x,x+1 \rfloor k}$ jahresdurchschnittliche Bevölkerung der Altersklasse [x,x+1] des Kalenderjahres k

Die *Geburtsjahrmethode* wurde in Deutschland für die Berechnung altersspezifischer Sterbewahrscheinlichkeiten Allgemeiner Sterbetafeln von 1871/81, 1910/11, 1932/34 und 1949/51 ange-

wendet (vgl. Meyer/Paul 1991, S. 371). Mit Hilfe der Geburtsjahrmethode werden die altersspezifischen Sterbewahrscheinlichkeiten direkt und ausgehend vom Wahrscheinlichkeitsbegriff geschätzt, indem die gezählten Sterbefälle nach Alters- und Geburtsjahr ins Verhältnis gesetzt werden zum Umfang der Personengesamtheit der Überlebenden, aus der die im Intervall gestorbenen Personen wirklich stammen. Die Zahl der Überlebenden des exakten Alters l_x wird in anderen Statistiken nicht erfasst und kann nicht übernommen werden. Diese Zahlen werden mit Hilfe der Zahl der bis zu dem Zeitpunkt t_{v+1} Gestorbenen durch Rückrechnung vom Bevölkerungsstand zum Zeitpunkt t_{v+1} bestimmt (vgl. Becker 1874, S. 43).

$$q_{[x,x+1]g_{GJ}} = \frac{d_{[x,x+1]g}}{l_{xg}} \tag{2}$$

$$= \frac{d_{[x,x+1]g}}{n_{[x,x+1]t_{v+1}} + d_{[x,x+1]gk}} \text{ für } \quad k = \left\lfloor t_v, t_{v+1} \right\rfloor$$

$q_{[x,x+1]g_{GJ}}$ Sterbewahrscheinlichkeit der Altersklasse [x,x+1] des Geburtsjahrgangs g nach der Geburtsjahrmethode

$d_{[x,x+1]g}$ Sterbefallzahl nach Altersklasse [x,x+1] des Geburtsjahrgangs g

$d_{[x,x+1]gk}$ Sterbefallzahl nach Altersklasse [x,x+1] des Geburtsjahrgangs g und des Kalenderjahres k

$n_{[x,x+1]t_{v+1}}$ Bevölkerungsbestand der Altersklasse [x,x+1] am Ende des Kalenderjahres k

l_{xg} Zahl der Überlebenden des Geburtsjahrgangs g des Alters x

Die registrierten Sterbehäufigkeiten können bei der amtlichen Sterblichkeitsmessung direkt aus Standesamtsregistern übernommen werden. Die Bevölkerungsstandswerte dagegen sind fortgeschriebene, berechnete Werte aus gezählten Größen der entsprechenden Kohorte. Der Vorteil der Geburtsjahrmethode liegt darin, dass sie genau die Sterbewahrscheinlichkeit entsprechend der Definition der Wahrscheinlichkeit liefert. Für eine geschlossene Bevölkerung ist die Geburtsjahrmethode sogar ohne jede Annahme gültig (vgl. Burghardt 1941, S. 264). Diesem Vorteil steht gegenüber, dass für die Messung einer Periodensterblichkeit Sterbefälle „fehlen“ und andererseits das aus dem zweijährigen Beobachtungszeitraum gewonnene Datenmaterial nicht ausgenutzt wird (vgl. Münzner 1950, S. 596).

Die *Sterbejahrmethode* kann als Sonderform der Geburtsjahrmethode angesehen werden (vgl. Dinkel 1998). Die Sterbejahrmethode wurde in Deutschland für die Berechnung altersspezifischer Sterbewahrscheinlichkeiten Allgemeiner Sterbetafeln von 1881/90, 1891/00, 1901/10, 1924/26 und

1960/62 (BRD) (vgl. Meyer/Paul 1991, S. 371) sowie Allgemeiner Sterbetafeln der DDR angewendet. Ziel der Anwendung der Sterbejahrmethode ist es, Sterbefälle der beiden Flügeljahre des Volkszählungsjahres vollständig in die Berechnung der Sterbewahrscheinlichkeiten einzubeziehen. Diesem Vorteil der vollen Ausnutzung der registrierten Sterbefälle des Beobachtungszeitraums und der Vermeidung „fehlender" Fälle bei der Periodenbetrachtung steht der Nachteil gegenüber, dass bei der Anwendung der Sterbejahrmethode Annahmen gemacht werden müssen (vgl. Münzner 1950, S. 598).

Die *Methode der Extinct Generations* wurde durch Vincent (vgl. Vincent 1951, S. 181-204) begründet. Der Unterschied zwischen der Geburtsjahrmethode und der Methode der Extinct Generations liegt im Berechnungsansatz des Nenners der Wahrscheinlichkeit. Bei der Methode der Extinct Generations werden die Nennergrößen durch Rückrechnung der Überlebenden des letzten Altersjahres einer Kohorte gewonnen. In Abgangsmodellen sind die gestorbenen Personen im letzten Altersintervall der Lebenszeit einer Kohorte die gleichen Personen, die zu Beginn dieses Altersintervalls noch lebten. Mit Hilfe der Fortschreibungsformel des Sterbetafelmodells und der Tatsache, dass die Überlebendenzahl der letzten Altersklasse identisch sein muss mit der Sterbefallzahl der letzten Klasse, lässt sich eine Rückrechnung der Zahlen der Überlebenden vollziehen. Die Sterbewahrscheinlichkeit nach der Methode der Extinct Generations für geschlossene Bevölkerungen ist dann berechenbar nach:

$$q_{[x,x+1]g_{GJ}} = \frac{d_{[x,x+1]g}}{l_{xg}} = \frac{d_{[x,x+1]g}}{\sum_{u=x}^{\omega} d_{[u,u+1]g}} \tag{3}$$

$q_{[x,x+1]g_{GJ}}$ Sterbewahrscheinlichkeit der Altersklasse [x,x+1] des Geburtsjahrgangs g nach der Methode der Extinct Generations

Um eine Rückschreibung exakt durchzuführen, ist analog der Fortschreibung bei der Geburtsjahrmethode neben den Sterbefällen die Außenwanderung zu berücksichtigen.

Die Gleichverteilung der Sterbefälle im Alters- und Kalenderjahr ist auch dann eine notwendige Annahme, wenn Kohortensterblichkeiten mit Hilfe von Sterbewahrscheinlichkeiten nach der Sterbeziffernmethode dargestellt werden sollen. Sterbewahrscheinlichkeiten nach der Sterbeziffernmethode berücksichtigen Sterbefallzahlen der Abgrenzung nach Alters- und Kalenderjahr (vgl. (1)). Mit dieser Abgrenzung der in die Sterbewahrscheinlichkeiten eingehenden Sterbefallzahlen „fehlen" für eine adäquate Beschreibung einer Kohortensterblichkeit Sterbefälle der Kohorte. Sterbewahrscheinlichkeiten in ihrer Reihung für die Periodendarstellung sowie Sterbeziffern für die Kohortendarstellung können nur unter der Bedingung richtig bestimmt werden, dass die Sterbefallzahlen nach Alters- und Geburtsjahr und nach Alters- und Kalenderjahr identisch sind, d.h. bei Gleichverteilung der Sterbefälle über Alters- und Kalenderjahre.

$$d_{[x,x+1]k} = d_{[x,x+1]g} \tag{4}$$

Analog können Sterbewahrscheinlichkeiten nach der Geburtsjahr- und der Methode der Extinct Generations nicht ohne Annahme für Periodendarstellungen der Sterblichkeit verwendet werden. Für die Bestimmung von Sterbewahrscheinlichkeiten nach diesen Methoden werden Sterbefälle nach Alters- und Geburtsjahr gezählt (vgl. (2) und (3)). Bei Messung von Periodensterblichkeiten mit Hilfe der Sterbewahrscheinlichkeiten „fehlen" Fälle der betrachteten Periode.

Methoden unter Berücksichtigung von Außenwanderungen

Untersuchungen zur Mortalität setzen Regionen als abgrenzbare oder abgegrenzte Einheiten voraus (vgl. Wittwer-Backofen 1999, S. 51). Offene Untersuchungsgesamtheiten definierter Regionen sind dabei solche, die im Zeitraum der Beobachtung der Sterbeereignisse inhaltlichen Veränderungen durch Zu- und/oder Abgänge ausgesetzt sind. Solche Zu- und Abgänge sind in der Regel die Zu- und Abwanderungsfälle über die Grenze der Beobachtungsregion, für welche die Sterblichkeit gemessen werden soll. Weitere Zu- und Abgangstypen sind denkbar bei einer sachlichen Zielabgrenzung der Sterblichkeitsmessung nach Familienstand und Berufsgruppe durch Statuswechsel oder nach Todesursachen durch Wechsel der Ursachensystematik (vgl. Bergmann 1992, S. 82-83). In der Adäquationsphase ist in diesen Fällen zu entscheiden, wie diese Variabilität in Raum und Zeit einzubeziehen ist, um die räumliche und zeitliche Vergleichbarkeit der Ergebnisse zu sichern (vgl. Wiegert 1982, S. 259). Keiner der möglichen Lösungsansätze dieses Adäquationsproblems kann Abweichungen zwischen Realität und Messung vermeiden. In der Praxis wird der Lösungsansatz durch Berücksichtigung der Sterbefälle nach dem Wohnortprinzip sowie durch Ausschluss von Sterbefällen zugewanderter Personen genutzt. Die zu berücksichtigenden Sterbefälle beim Wohnortprinzip sind die von Personen mit einem letzten Wohnsitz in der Beobachtungsregion. Ausgeschlossen werden Sterbefälle von abgewanderten Personen. Unabhängig von der so bestehenden sachlichen Abweichung zwischen Realität und Messung muss für Berechnungen von Sterbewahrscheinlichkeiten die originäre Untersuchungsgesamtheit näherungsweise „bereinigt" werden, indem Fälle der Zu- und Abwanderungen einer Altersklasse entsprechend ihrer anteiligen Verweilzeit an der Gesamtlebenszeit in der Altersklasse herausgerechnet werden (vgl. Batten 1978, S. 16.-20). Die Schätzung dieser Anteile setzt Annahmen über die Verteilungen der Wanderungsfallzahlen voraus. Die zu berücksichtigenden Sterbefälle bei Ausschluss von Fällen zugewanderter Personen sind die von nichtwandernden Personen mit einem letzten Wohnsitz in der Beobachtungsregion. Bei dieser Lösung ist ebenfalls eine sachliche Abweichung in Kauf zu nehmen, weil Sterbefälle von abwandernden Personen bei der Messung fehlen. Die originäre Untersuchungsgesamtheit muss näherungsweise „bereinigt" werden, indem Fälle der Abwanderungen einer Altersklasse entsprechend ihrer anteiligen Verweilzeit eliminiert werden. Bei jedem möglichen Lösungsansatz für das Adäquationsproblem bei offenen Bevölkerungen sind zusätzlich Entscheidungen über die Art der Abweichungen zwischen Realität und Messung (sachliche und/oder räumliche) und über Annahmen zu Wanderungsfallverteilungen innerhalb der Altersklassen zu treffen.

Die *Sterbeziffernmethode* nach (1) berücksichtigt Außenwanderungen nach dem Wohnortprinzip auf Grund der Tatsache, dass die Sterbefälle auf die jahresdurchschnittliche Bevölkerung bezogen werden (vgl. Statistisches Bundesamt 1990, S. 4). Die Außenwanderungen werden aber nur z.T. richtig einbezogen, weil die Beziehung (1) auf der Grundlage des Zusammenhangs zwischen Sterbeziffer und –wahrscheinlichkeit bestimmt wird und dieser Zusammenhang nur für geschlossene Bevölkerungen nachgewiesen worden ist (vgl. Flaskämper 1962 und Chiang 1984).

In der Literatur sind für die Anwendung der Sterbeziffernmethode Herleitungen zu finden, bei denen Außenwanderungsvorgänge eliminiert werden (Ausschluss von Sterbefällen zugewanderter Personen). Um die Sterbefälle der zugewanderten Bevölkerungsteile zu eliminieren, ergibt sich mit Hilfe des Zusammenhangs zwischen Sterbeziffer und Sterbewahrscheinlichkeit und der Annahme gleicher Sterblichkeit wandernder und nicht wandernder Bevölkerungsteile eine relativ unkomplizierte Formel (vgl. Scholz/Schott 1989, S. 729):

$$q^*_{[x,x+1]k\,SZ} \approx \frac{d_{[x,x+1]k}}{\overline{n}_{[x,x+1]k} + 0{,}5(d_{[x,x+1]k} - s_{[x,x+1]k})} \tag{5}$$

$q^*_{[x,x+1]k\,SZ}$ wanderungskorrigierte Sterbewahrscheinlichkeit der Altersklasse [x,x+1] des Kalenderjahres k nach der Sterbeziffernmethode

$s_{[x,x+1]k}$ Außenwanderungssaldo der Altersklasse [x,x+1] des Kalenderjahres k

Verfahren der Ausschaltung von Wanderungsvorgängen bei offenen Untersuchungsgesamtheiten schließen auch bei der Berechnung von Sterbewahrscheinlichkeiten nach der *Geburtsjahrmethode* die Annahme gleicher Sterblichkeit der wandernden und nicht wandernden Bevölkerungsteile ein (vgl. Flaskämper 1962, S. 359 und Scholz/Schott 1989, S. 29):

$$q^*_{[x,x+1]g\,GJ} = \frac{d_{[x,x+1]g}}{n_{[x,x+1]t_{v+1}} + d_{[x,x+1]gk} + 0{,}5s_{[x,x+1]g}} \quad \text{für } k = [t_v, t_{v+1}] \tag{6}$$

$q^*_{[x,x+1]g\,GJ}$ wanderungskorrigierte Sterbewahrscheinlichkeit der Altersklasse [x,x+1] des Geburtsjahrgangs g nach der Geburtsjahrmethode

$s_{[x,x+1]g}$ Außenwanderungssaldo der Altersklasse [x,x+1] des Geburtsjahrgangs g

Für die Berechnung der Sterbewahrscheinlichkeiten nach der Methode der Extinct Generations unter *Berücksichtigung der Außenwanderungen* wird wie bei der Geburtsjahrmethode der Nenner korrigiert. Bei Annahme der sogenannten Balducci-Hypothese (vgl. Batten 1978, S. 3-8) und Annahme gleicher Sterblichkeit der wandernden und nicht wandernden Bevölkerungsteile gilt dann:

$$q^*_{[x,x+1]g_{GJ}} = \frac{d_{[x,x+1]g}}{\sum_{i=x}^{\omega} (d_{[i,i+1]g} - s_{[i,i+1]g}) + 0{,}5 s_{[x,x+1]g}} \tag{7}$$

$q^*_{[x,x+1]g_{GJ}}$ wanderungskorrigierte Sterbewahrscheinlichkeit der Altersklasse [x,x+1] des Geburtsjahrgangs g nach der Methode der Extinct Generations

Verfügbare Zählgrößen

Mit der Entscheidung der Sekundäradäquation sind die Zählgrößen der sekundärstatistischen Erhebungen mit ihren Abgrenzungen festgelegt bzw. müssen für eine gewählte Methode in fremden Statistiken verfügbar sein (vgl. rechte Seite der Gleichungen (1) bis (3) und (5) bis (7)). Diese schon erhobenen Daten sind immer fehlerbehaftet. Sie weichen in ihren beobachteten Werten von der Realität ab.

2. Genauigkeit berechneter Sterbewahrscheinlichkeiten

Zum einen werden mit der Methodenwahl der Sekundäradäquation von vornherein Abweichungen zwischen Realität und Messung festgelegt, indem den Methoden zugehörige Annahmen gemacht werden müssen. Zum anderen liegen schon mit der Adäquation Abweichungen fest, weil die verfügbaren, schon erhobenen und vom „wahren“ Wert abweichenden Daten fremder Statistiken bei der Methodenentscheidung berücksichtigt werden müssen.

Für einen Methodenvergleich nach dem Kriterium der erreichbaren Genauigkeit berechneter Sterbewahrscheinlichkeiten ist der bisher verwendete Begriff der Abweichung zwischen Realität und Messung detaillierter zu definieren. Alle Abweichungen, für die kein „wahrer“ Wert existiert oder nicht operabel ist, sind im Gegensatz zum Begriff eines statistischen Fehlers als Diskrepanzen zu bezeichnen (vgl. Strecker/Wiegert 1994, S. 104). Zum Verständnis eines Fehlers benötigt man die Vorstellung eines „wahren“ Wertes. Diese Vorstellung ist bei den Annahmen, die mit den Methodenanwendungen gemacht werden müssen, nicht gegeben. Sie sind Ausdruck für Adäquationsdiskrepanzen, die zusätzlich zu der aufgrund der Altersklassierung vorhandenen Adäquationsdiskrepanz auftreten. Die eigentlichen statistischen Fehler, für die man sich einen „wahren“ Wert des Erhebungsmerkmals vorstellen kann, werden entsprechend der Erhebungsart (Voll- oder Stichprobenerhebung) unterschieden nach stichprobenbedingten und nicht stichprobenbedingten Fehlern (vgl. Tabelle 1).

Tab. 1: Abweichungen nach Existenz eines „wahren" Wertes, nach Erhebungsart und nach zufälligen und systematischen Fehlern

Abweichungen zwischen Realität und Messung				
Statistische Fehler				Diskrepanzen
Stichprobenbedingte Fehler (Stichprobenfehler)		nicht stichprobenbedingte Fehler (Ungenauigkeiten)		
Zufällige stichprobenbedingte Fehler Schätzfehler	Systematische stichprobenbedingte Fehler Stichprobenverzerrung	zufällige nicht stichprobenbedingte Fehler zufällige Ungenauigkeiten	systematische nicht stichprobenbedingte Fehler systematische Ungenauigkeiten	

Stichprobenbedingte Fehler oder Stichprobenfehler ergeben sich daraus, dass nur ein Teil der Gesamtheit beobachtet wird. Sie beeinflussen die Sicherheit der Ergebnisaussagen. *Nicht stichprobenbedingte Fehler* treten bei Stichprobenerhebungen und auch bei Vollerhebungen auf. Sie bestimmen die Genauigkeit der Ergebnisse und werden zur besseren Unterscheidung von stichprobenbedingten Fehlern als *Ungenauigkeiten* bezeichnet. Für den kritischen Statistiker ist es entscheidend zu wissen, wie sich die verschiedenen Ungenauigkeitsquellen auf die Richtigkeit der Zahlen auswirken. Unter diesem Gesichtspunkt unterscheidet man zufällige und systematische Ungenauigkeiten – Bezeichnungen, die aus der mathematischen Fehlerrechnung stammen.

Zur Definition der zufälligen und systematischen Ungenauigkeit ist die Einführung des Begriffs der Wiederholungserhebung notwendig. Unter einer Wiederholungserhebung *i* wird eine zeitlich unmittelbar nach der eigentlichen Originalerhebung mit gleichem Arbeitssystem und unter ungefähr gleichen Bedingungen oder zumindest unter annähernd gleichem Arbeitssystem durchgeführte zweite, dritte usw. Erhebung verstanden. Dabei ist eine Ungenauigkeit systematischer Art der Teil der Ungenauigkeit einer beliebigen Erhebung *i*, der für alle Wiederholungserhebungen konstant ist. Eine zufällige Ungenauigkeit ist der Teil der Ungenauigkeit, der für alle Wiederholungserhebungen variabel ist.

Die systematischen und zufälligen Ungenauigkeiten pflanzen sich bei den nachfolgenden Phasen der statistischen Arbeit fort. Sie können sich dabei gegenseitig ausgleichen oder verstärken. Die Varianz der zufälligen Ungenauigkeiten berechneter Sterbewahrscheinlichkeiten ist aufgrund der Fehlerfortpflanzung eine Funktion der Varianzen zufälliger Erhebungsungenauigkeiten.

Die Varianzen der zufälligen Ungenauigkeiten der Zählgrößen $y, \dot{y}, \ldots$ können empirisch bestimmt werden mit Hilfe von k unabhängigen Wiederholungserhebungen nach einem gleichen Arbeitssystem (vgl. Strecker/Wiegert 1994, S. 13):

$$V(\Delta Y_{ZF}) = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^{k} \left(y'_i - \frac{1}{k} \sum_{j=1}^{k} y'_j \right)^2 \tag{8}$$

y'_i beobachteter Wert einer Zählgröße y der Erhebung i

Δy_{iZF} zufällige Ungenauigkeit einer Zählgröße y der Erhebung i

ΔY_{ZF} Zufallsgröße der Ungenauigkeit der Zählgröße y

$V(\Delta Y_{ZF})$ Varianz der Zufallsgröße ΔY_{ZF}

Bei linearer Abhängigkeit der Zufallsvariablen der Erhebungsungenauigkeiten ist die Varianz der Ungenauigkeit der Sterbewahrscheinlichkeit exakt bestimmbar (Linearkombinationen von Zufallsvariablen). Für alle Sterbewahrscheinlichkeiten q, die nichtlineare Funktionen einer oder mehrerer Erhebungsgrößen sind, können auch bei gegenseitiger Unabhängigkeit nur Näherungen durch eine nach den Gliedern erster Ordnung abgebrochene Taylorreihe angegeben werden (vgl. Rasch 1976, S. 172):

$$V(\Delta Q_{ZF}) \approx \left(\frac{\delta \Delta q_{i\,ZF}}{\delta \Delta y_{i\,ZF}}\right)^2 V(\Delta Y_{ZF}) + \left(\frac{\delta \Delta q_{i\,ZF}}{\delta \Delta \dot{y}_{i\,ZF}}\right)^2 V(\Delta \dot{Y}_{ZF}) + \ldots \tag{9}$$

$\Delta q_{i\,ZF}$ zufällige Ungenauigkeit einer auf der Grundlage beobachteter Zählgrößen $y, \dot{y}, \ldots$ der Erhebung i berechneten Sterbewahrscheinlichkeit q

ΔQ_{ZF} Zufallsgröße der Ungenauigkeit einer auf der Grundlage beobachteter Zählgrößen $y, \dot{y}, \ldots$ berechneten Sterbewahrscheinlichkeit q

$V(\Delta Q_{ZF})$ Varianz der Zufallsgröße ΔQ_{ZF}

$\Delta \dot{y}_{i\,ZF}$ zufällige Ungenauigkeit einer Zählgröße $\dot{y}$ der Erhebung i

$\Delta \dot{Y}_{ZF}$ Zufallsgröße der Ungenauigkeit der Zählgröße $\dot{y}$

$V(\Delta \dot{Y}_{ZF})$ Varianz der Zufallsgröße $\Delta \dot{Y}_{ZF}$

Die systematische Ungenauigkeit der Sterbewahrscheinlichkeiten ist ebenfalls eine Funktion der Erhebungsungenauigkeiten. Systematische Erhebungsungenauigkeiten lassen sich nur über eine Kontrollerhebung mit Hilfe eines weitgehend unverfälschten Arbeitssystems messen oder auf der Grundlage ähnlicher oder früherer Messungen schätzen:

$$\Delta y_{SF} = y - y' \tag{10}$$

y „wahrer“ Wert einer Zählgröße

y' beobachteter Wert einer Zählgröße

Δy_{SF} systematische Ungenauigkeit einer Zählgröße y

Für die Definition fortgepflanzter systematischer Ungenauigkeiten der Sterbewahrscheinlichkeiten ΔqSF werden die Fehlerfortpflanzungsgesetze der einzelnen Grundrechenarten (vgl. Rinne

1997, S. 24) so nacheinander angewendet, dass der gesamte Rechenweg bei der Bestimmung der Sterbewahrscheinlichkeit verfolgt wird.

Die so hergeleiteten *Ungenauigkeitsformeln* für systematische und zufällige Ungenauigkeiten berechneter Sterbewahrscheinlichkeiten nach der Geburtsjahr-, Sterbeziffern- und nach der Methode der Extinct Generations mit und ohne Berücksichtigung der Außenwanderungen sollen hier nicht im Einzelnen aufgeführt werden. Die Ungenauigkeitsformeln der Sterbewahrscheinlichkeiten zeigen, dass alle Ungenauigkeiten Funktionen der Zählgrößenungenauigkeiten, der Zählgrößen und der Berechnungsmethode sind. Da unterschiedliche Rechenwege Fehlerfortpflanzung, -ausgleich oder -verstärkung mitbestimmen und Sterbewahrscheinlichkeiten nach verschiedenen Methoden geschätzt werden können, ist die Methodenentscheidung ein Einflussfaktor für die erreichbare Genauigkeit.

3. Vergleich der Berechnungsmethoden nach ihrer erreichbaren Genauigkeit

Werden die Ungenauigkeitsformeln für Sterbewahrscheinlichkeiten nach den einzelnen Methoden gegenübergestellt, so können allgemeingültige Bedingungen benannt werden, unter denen eine bestimmte Methode genauere Ergebnisse liefert. Diese Vergleichsergebnisse sind in Tabelle 2 zusammengefasst. Die freien Felder der Tabelle kennzeichnen Vergleiche, die zu keinem allgemeingültigen Ergebnis führen.

Die Methodenvergleiche bezüglich der Ungenauigkeit der Sterbewahrscheinlichkeiten ergeben, dass bei abnehmenden Bestandszahlen pro Altersklasse und damit vermutlich abnehmenden systematischen Ungenauigkeiten der Bestände die Sterbeziffernmethode zu geringeren systematischen Ungenauigkeiten der Sterbewahrscheinlichkeiten führt als die Geburtsjahrmethode.

Herkömmliche Methoden der Berechnung von Sterbewahrscheinlichkeiten (Geburtsjahr- und Sterbeziffernmethode) sind für jüngere Altersklassen günstiger als die Methode der Extinct Generations. Die Unterschiede der systematischen Ungenauigkeiten bei der Berechnung der Sterbewahrscheinlichkeiten nach den verschiedenen Methoden unter Berücksichtigung der Außenwanderungen gleichen denen bei der Berechnung ohne Berücksichtigung der Wanderungen.

Die Nennergröße der Sterbewahrscheinlichkeiten wird bei Anwendung der Sterbeziffern- und Geburtsjahrmethode mit Hilfe der Bestandsfortschreibung und bei Anwendung der Methode der Extinct Generations mit Hilfe der Rückschreibung der Überlebendenzahlen berechnet. Mit der Fort- bzw. Rückschreibung spielt der Zeitabstand zwischen Beobachtungsjahr und dem Jahr der letzten Volkszählung bzw. dem Jahr des vollständigen Absterbens der Kohorte eine Rolle. Mit dem Einfluss dieses Zeitabstandes wirkt sich auch die Veränderung der o.g. Einflussgrößen auf die Ungenauigkeit der Sterblichkeitsmaße aus. Ungenauigkeiten der Sterbewahrscheinlichkeiten sind folglich Funktionen der Zählgrößen und deren Ungenauigkeiten in ihrer Entwicklung seit der letzten Volkszählung und der Berechnungsmethode.

Tab. 2: Allgemeingültige Aussagen zum Methodenvergleich

Vergleich der Ungenauigkeiten der Sterbewahrscheinlichkeiten nach	**Geringere zufällige Ungenauigkeit** bei Anwendung der	**Geringere systematische Ungenauigkeit** bei Anwendung der
Geburtsjahr- und Sterbeziffernmethode	*Sterbeziffernmethode**	*Sterbeziffernmethode* bei Zunahme der Ungenauigkeit fortgeschriebener Bestände im Kalenderjahr Geburtsjahrmethode bei umgekehrten Bedingungen**
Geburtsjahr- und Methode der Extinct Generations	*Geburtsjahrmethode*, wenn Bestandsungenauigkeit der Altersklasse kleiner als Ungenauigkeit der Überlebendenzahl	*Geburtsjahrmethode*, wenn relative Ungenauigkeit der Überlebendenzahl bei Fortschreibung kleiner als bei Rückschreibung
	Methode der Extinct Generations bei umgekehrten Bedingungen	*Methode der Extinct Generations* bei umgekehrten Bedingungen
Geburtsjahr- und Sterbeziffernmethode unter Berücksichtigung der Außenwanderungen Geburtsjahr- und Methode der Extinct Generations unter Berücksichtigung der Außenwanderungen	*Methode der Extinct Generations*, wenn Vergleich zwischen Geburtsjahr- und Methode der Extinct Generations zuungunsten der Geburtsjahrmethode ausfällt	*Geburtsjahrmethode*, wenn relative Ungenauigkeit der Überlebendenzahl bei Fortschreibung kleiner als bei Rückschreibung *Methode der Extinct Generations* bei umgekehrten Bedingungen

* bei gleichen Varianzen der Ungenauigkeiten für Sterbefall- und Bestandszahlen sowie gleichen Sterbewahrscheinlichkeiten

** bei gleichen systematischen Sterbefallzahlungenauigkeiten, gleichen Sterbewahrscheinlichkeiten und Sterbefallzahlen

Die *Auswirkungen* einzelner *Zählgrößen in ihrer Entwicklung* lassen sich mit Hilfe der gefundenen Ungenauigkeitsformeln nicht allgemeingültig ableiten, weil eine konkrete Bevölkerungsdynamik zugrundegelegt werden muss. Solche Bevölkerungsmodelle lassen sich aber nur nach Bevölkerungstypen (stabil wachsende, stabil stationäre oder stabil schrumpfende) unterscheiden. Zu jedem Typ gibt es eine ganze Reihe von Altersstrukturen, die sich auch unterschiedlich auf die Ungenauigkeit der Sterbewahrscheinlichkeiten auswirken. Die *Auswirkungen einzelner Zählgrößenungenauigkeiten in ihrer Entwicklung* können ebenfalls aufgrund der vielen möglichen Entwicklungen nicht allgemeingültig beschrieben und untereinander verglichen werden. Auswirkungen einzelner Zählgrößenungenauigkeiten auf Ungenauigkeiten der Sterbewahrscheinlichkeiten unter dem Gesichtspunkt geringster Ungenauigkeiten sind aber insofern von Interesse, da bestimmte Zählgrößenungenauigkeiten in der Praxis überwiegen können. Derartig überwiegende Einflüsse einzelner Zählgrößenungenauigkeiten können für bestimmte Anwendungsfälle begründet werden. So überwiegen die Ungenauigkeiten der Sterbefallzahlen im Fall, dass Ungenauigkeiten von todesursachenspezifischen Sterbewahrscheinlichkeiten interessieren. Erhobene Sterbefallzahlen nach Todesursachen sind stark verfälscht. Deren Wirkung auf Ungenauigkeiten der Sterbewahrscheinlichkeiten ist bei bekannten systematischen Sterbefallzahlungenauigkeiten quantifizierbar. Zur Schätzung von Ungenauigkeiten todesursachenspezifischer Sterbefallzahlen gibt es eine Reihe von Ansätzen.

Die in Tabelle 3 folgenden Aussagen werden mit Hilfe einer quantitativen Analyse auf der Grundlage einer konstruierten offenen stationären Bevölkerung gemacht. Es werden nur die Vergleichsergebnisse für systematische Ungenauigkeiten aufgeführt, da die Auswirkungen zufälliger Ungenauigkeiten der einzelnen Zählgrößen bei der Berechnung der Sterbewahrscheinlichkeiten kaum eine Rolle spielen.

Unter den Bedingungen gleichbleibender Bestandszahlen pro Altersklasse, d.h. unter stationären Bedingungen, werden bis ungefähr zum Alter 80 mit Anwendung der Geburtsjahr- und der Sterbeziffernmethode unabhängig vom zeitlichen Abstand der Beobachtungsperiode zur letzten Volkszählung ähnliche relative Ungenauigkeiten von Sterbewahrscheinlichkeiten der Altersklassen erreicht. Bei überwiegend ungenauen Volkszählungsbeständen ist ab fünf Jahre nach der letzten Volkszählung für die Berechnung von Sterbewahrscheinlichkeiten ab Altersklasse 80 die Sterbeziffernmethode zu wählen. Bei überwiegend ungenauen Sterbefallzahlen ist ab zehn Jahre nach der Volkszählung die Berechnung von Sterbewahrscheinlichkeiten ab Altersklasse 90 mit Hilfe der Sterbeziffernmethode günstiger als mit Hilfe der Geburtsjahrmethode. Herkömmliche Methoden (Geburtsjahr- und Sterbeziffernmethode) sind bei überwiegenden systematischen Sterbefallzahlungenauigkeiten für die Berechnung von Sterbewahrscheinlichkeiten jüngerer Altersklassen bis 55 Jahre deutlich günstiger als die Methode der Extinct Generations. Ab Alter 85 sind diese herkömmlichen Methoden bei überwiegenden systematischen Sterbefallzahlungenauigkeiten eindeutig nicht mehr die günstigeren. Die Anwendung der Geburtsjahr- oder der Sterbeziffernmethode ist bei überwiegend systematischen Ungenauigkeiten der Zu- oder der Abwanderungsfallzahlen für jüngere Altersklassen bis ungefähr 85 Jahre günstiger als die Anwendung der Methode der Extinct Generations.

Tab. 3: Quantitative Aussagen zum Methodenvergleich

Vergleich der Ungenauigkeiten der Sterbewahrscheinlichkeiten nach	**Geringere systematische Ungenauigkeiten** Bei Anwendung der			
Geburtsjahr- und Sterbeziffernmethode mit und ohne Berücksichtigung der Außenwanderungen	*Sterbeziffernmethode*	bei überwiegend ungenauen Sterbefallzahlen	ab Altersklasse 75* (90)	ab 10 Jahre nach Volkszählung
		bei überwiegend ungenauen Volkszählungsbeständen	ab Altersklasse 80	ab 5 Jahre nach Volkszählung
	Geburtsjahr- und Sterbeziffernmethode	bei allen Fällen überwiegender Ungenauigkeiten	Altersklassen 0 bis 80	alle Perioden
Geburtsjahr- und Methode der Extinct Generations mit und ohne Berücksichtigung der Außenwanderungen	*Methode der Extinct Generation*	bei überwiegend ungenauen Sterbefallzahlen	ab Altersklasse 55* (85)	alle Kohorten
		bei überwiegend ungenauen Zu- oder Abwanderungsfallzahlen	ab Altersklasse 85	alle Kohorten
	Geburtsjahrmethode	bei überwiegend ungenauen Sterbefallzahlen	Altersklassen 0 bis 55	alle Kohorten
		bei überwiegend ungenauen Zu- oder Abwanderungsfallzahlen	Altersklassen 0 bis 85	alle Kohorten

***** Unterschied zur erreichbaren Genauigkeit nach alternativer Methode sehr gering

Diese Vergleichsergebnisse lassen sich vereinfachend zu Faustregeln zusammenfassen: Unter dem Kriterium kleinster Ungenauigkeiten der berechneten Sterbewahrscheinlichkeiten sind Berechnungen nach der Geburtsjahr- und Sterbeziffernmethode bis fünf Jahre nach der letzten Volkszählung ungefähr gleich genau. Ab fünf Jahre nach der Volkszählung ist die Sterbeziffernmethode bis zur Altersklasse 85 anzuwenden. Da die Anwendung der Methode der Extinct Generations aufgrund der verfügbaren Daten stark eingeschränkt ist, gilt mit einem Entscheidungskriterium kleinster Ungenauigkeiten der Sterbewahrscheinlichkeiten als Faustregel:

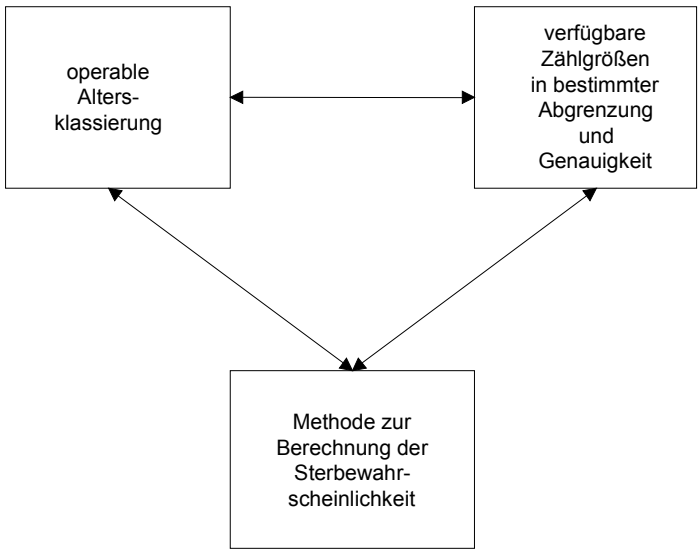
Ist die Methode der Extinct Generations anwendbar, sollte sie zur Berechnung der Sterbewahrscheinlichkeiten herangezogen werden. Ist sie nicht anwendbar, so ist die Sterbeziffernmethode die genauere.

4. Schlussfolgerungen

Bei der Untersuchung von Auswirkungen der Methodenwahl auf mögliche Abweichungen zwischen Realität und Messung von Sterbewahrscheinlichkeiten ist zu unterscheiden zwischen der erreichbaren Genauigkeit der Methode und den Annahmen sowie Entscheidungen, welche die Methodenanwendung impliziert (Verteilungsannahme über Sterbe- und Wanderungsfälle im Altersintervall, Annahme gleicher Sterblichkeit wandernder und nicht wandernder Bevölkerungsteile, Stationaritätsannahme, Entscheidung über eine sachliche oder räumliche Adäquationsdiskrepanz bei Lösung des Variabilitätsproblems). Die Annahmen und Entscheidungen drücken sich als Abweichungen zwischen Realität und Messung aus, die nicht mit einer Vorstellung eines operablen „wahren“ Wertes verbunden sind. Sie werden zur besseren Unterscheidung von den eigentlichen statistischen Fehlern als Diskrepanzen bezeichnet. Da ein „wahrer“ Wert nicht existiert oder nicht operabel ist, ist auch eine Korrektur im Sinne der Verringerung der Abweichungen nicht möglich. Diese Adäquationsdiskrepanzen manifestieren sich in den Vor- und Nachteilen der einzelnen Methoden und sind somit bei der Optimierungsaufgabe der Adäquation (vgl. Abbildung 1) einbezogen.

Die erreichbare Genauigkeit einer Methode ist ebenfalls eine Entscheidung der Adäquationsphase, wenn es sich bei der Untersuchung um eine sekundärstatistische Erhebung handelt. Bei einer sekundärstatistischen Erhebung zur Messung von Sterbewahrscheinlichkeiten werden mit der Methodenentscheidung die verfügbaren Zählgrößen fremder Statistiken einbezogen (vgl. Abbildung 1). Damit sind deren schon gegebene Erhebungsungenauigkeiten impliziert, die sich bei der Berechnung der Sterbewahrscheinlichkeiten in den weiteren Phasen der statistischen Arbeit fortpflanzen. Welche Annahmen gemacht werden müssen und wie genau eine berechnete Sterbewahrscheinlichkeit berechnet werden kann, kann durch die Methodenwahl beeinflusst werden. Das Optimierungsproblem der Sekundäradäquation muss in diesem Sinne weiter gesehen werden (vgl. Abbildung 2).

Abb. 2: Problem der Sekundäradäquation mit Berücksichtigung der Genauigkeit



Diskrepanzen und Ungenauigkeiten bei der Sterblichkeitsmessung sind folglich zwei verschiedene Entscheidungskriterien der Adäquation. So manifestiert sich die Wanderungsproblematik bei der Sterblichkeitsmessung offener Bevölkerungen nicht als Genauigkeitsproblem einer Methode, sondern als Entscheidungsproblem zwischen Methoden mit einer sachlichen und/oder räumlichen Adäquationsdiskrepanz. Die Messung regionaler Sterblichkeit bei offenen Bevölkerungen ist somit ebenfalls kein Problem der Genauigkeit. Unter der (theoretischen) Voraussetzung genau erhobener Zählgrößen (mit der berechtigten Vorstellung „wahrer" Erhebungswerte) können auch für extrem kleine Bevölkerungen definierter Regionen Sterbewahrscheinlichkeiten *genau* gemessen werden. Aufgrund der Variabilität offener Personengesamtheiten über den Beobachtungszeitraum kann eine „wahre" Sterbewahrscheinlichkeit ebenso wenig für eine definierte Region mit einer kleinen wie mit einer großen Bevölkerung gemessen werden. Die Beobachtungszeiträume bzw. die Altersklassen der zu messenden Wahrscheinlichkeiten müssten dazu unendlich klein gehalten werden. Bei offenen Bevölkerungen kann nur von genau berechneten, aber niemals von „wahren" Sterbewahrscheinlichkeiten gesprochen werden. Die Frage lautet nicht, welche Methode berücksichtigt die Außenwanderungen am genauesten, sondern welche Methodenanwendung kann – bezogen auf das jeweilige Untersuchungsziel – als möglichst adäquat bezeichnet werden.

Wird für eine Methodenwahl ausschließlich das Entscheidungskriterium der Genauigkeit zu berechnender Sterbewahrscheinlichkeiten herangezogen, dann ist die von der amtlichen Statistik in Deutschland angewendete Sterbeziffernmethode von großer Bedeutung. Mit der heutigen demographischen Situation in Deutschland interessieren aber in zunehmendem Maße die Sterbewahrscheinlichkeiten höherer und höchster Altersklassen. Die Erfahrungen und auch die vorliegenden Untersuchungen belegen die Genauigkeitsproblematik berechneter Sterbewahrscheinlichkeiten höherer Altersklassen, insbesondere wenn die Nenner der Wahrscheinlichkeiten mit zunehmendem Abstand von der letzten Volkszählung mittels längerer Fortschreibung berechnet werden müssen. Für diese Altersklassen ab dem Alter 85 sind herkömmliche Methoden wie die Sterbeziffernmethode deutlich weniger genau als die Methode der Extinct Generations.

Die Genauigkeit berechneter Sterbewahrscheinlichkeiten lässt sich nachweislich durch die Wahl ihrer Berechnungsmethoden beeinflussen. Trotzdem ist die erreichbare Genauigkeit berechneter Sterbewahrscheinlichkeiten im Zusammenhang mit den unvermeidbaren Adäquationsdiskrepanzen jeder Anwendung kritisch zu betrachten. Möglicherweise können Diskrepanzen zu einer Verzerrung führen, die Verbesserungen der Genauigkeit überflüssig machen.

Literatur

Batten, R. W., 1978: Mortality Table Construction. Prentence-Hall Inc., New Jersey

Becker, K., 1874: Zur Berechnung von Sterbetafeln an die Bevölkerungsstatistik zu stellende Anforderungen – Gutachten über die Frage: Welche Unterlagen hat die Statistik zu beschaffen, um richtige Mortalitätstafeln zu gewinnen? Verlag des Königlichen Statistischen Bureaus Berlin, Berlin

Bergmann, K.; Baier, W.; Casper, R.; Wiesner, G. (Hrsg.), 1992: Entwicklung der Mortalität in Deutschland von 1955 – 1989. In: bga-Schriften. Nomos Verlag, Baden-Baden

Burghardt, F., 1941: Statistische Fragen bei der Aufstellung und Auswertung von Volkssterbetafeln. In: Veröffentlichungen des Deutschen Vereins für Versicherungswissenschaft; Heft 68 (Sammelband Entwicklungslinien und Grundgedanken deutscher Versicherung). Mittler & Sohn Verlag, Berlin

Chiang, C. L., 1984: The Life Table and its Applications. Krieger Publishing Company, Malabar Florida

Dinkel, R. H., 1998: Mortalität. Unveröffentlichtes Vorlesungsmanuskript

Flaskämper, P., 1962: Bevölkerungsstatistik. Meiner Verlag, Hamburg

Meyer, K.; Paul, C., 1991: Allgemeine Sterbetafel 1986/88. In: Wirtschaft und Statistik, Nr. 6

Münzner, H., 1950: Zur allgemeinen Sterbetafel für die Bundesrepublik Deutschland 1960/62. Deutsche Gesellschaft für Versicherungsmathematik

Rasch, D., 1976: Einführung in die mathematische Statistik. VEB Deutscher Verlag der Wissenschaften, Berlin

Rinne, H., 1997: Taschenbuch der Statistik. Deutscher Verlag, Frankfurt a. M.; 2. überarb. und erw. Auflage

Scholz, R.; Schott, J., 1989: Zur Berücksichtigung der Wanderung bei der Abschätzung altersspezifischer Ereigniswahrscheinlichkeiten am Beispiel der Sterbewahrscheinlichkeiten. In: Zeitschrift für die gesamte Hygiene, Jg. 35, Heft 12

Statistisches Bundesamt, 1960: Stichproben in der amtlichen Statistik. W. Kohlhammer GmbH, Stuttgart [u.a.]

Statistisches Bundesamt, 1990: Ergebnisbericht über die Sitzung der Arbeitsgruppe „Sterbetafeln“ am 24. Oktober 1990 in Wiesbaden. November

Strecker, H.; Wiegert, R., 1994: Praktische Schätzungen von Antwortvariabilitäten, Theoretische Grundlagen und Anwendungen. In: Angewandte Statistik und Ökonometrie; Heft 36, Vandenhoeck & Ruprecht, Göttingen

Vincent, P., 1951: La Mortalité des Vieillards. Population, Nr. 6

Wiegert, R., 1982: Überlegungen zum Adäquations- und Fehlerbegriff in der Statistik und Ökonometrie. In: Angewandte Statistik und Wirtschaftsforschung heute; Vandenhoeck & Ruprecht, Göttingen

Wittwer-Backofen, U., 1999: Disparitäten der Altersstерblichkeit im regionalen Vergleich, Biologische versus sozioökonomische Determinanten. Materialien zur Bevölkerungswissenschaft Heft 95, Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung

Älter gleich kränker?

Andreas Heigl

1. Fragestellung

Die Zukunft des Gesundheits- und Pflegewesens in Deutschland ist ein Brief mit sieben Siegeln. So liegt keine eindeutige Diagnose vor, wie hoch künftige Belastungen in der Krankenversicherung sein werden. Der im März 2002 vorgelegte Schlussbericht der Enquête-Kommission "Demographischer Wandel" des Deutschen Bundestages listet immerhin 19 (!) Modellrechnungen zur künftigen Beitragssatzentwicklung in der gesetzlichen Krankenversicherung auf. Darin werden Beitragssätze zwischen 15 und 34 % errechnet (Deutscher Bundestag 2002). Eine langfristige Planung des Gesundheitswesens erscheint vor diesem Hintergrund zumindest schwierig.

Der vermeintliche Kostendruck im Gesundheitswesen entsteht einerseits durch den medizinisch-technischen Fortschritt. Andererseits wird darüber debattiert, wie stark der demographische Wandel mit seiner stetigen Erhöhung der mittleren Lebenserwartung zum Kostenproblem beiträgt. Führt die Verschiebung des Todes in hohe und höchste Altersstufen zu einer Verlängerung der Phase von Krankheit und Pflegebedürftigkeit vor dem Tod und somit zu insgesamt höheren Kosten? Fast resigniert stellt die Enquête-Kommission fest: “Die wichtige Frage, ob eine höhere Lebenserwartung auch mit längerer Krankheit und Pflegebedürftigkeit verbunden sein wird, lässt sich mit den bis dato vorliegenden Daten nicht sicher beantworten" (Deutscher Bundestag 2002: 184).

Der Frage, die sich auf die Formel "Älter gleich kränker?" bringen lässt, soll im Folgenden nachgegangen werden. Mithilfe des Konzepts der "aktiven Lebenserwartung" (ALE) wird ein theoretisches Modell vorgestellt, mit dem der rätselhafte Zusammenhang von Alterung und Krankheit bzw. Pflegebedürftigkeit entschlüsselt werden könnte. Anschließend werden die möglichen Restriktionen diskutiert, die bei einer empirischen Umsetzung des Modells auftreten.

2. Zwei Thesen zum Zusammenhang von Alter und Gesundheit

Die Frage nach dem Zusammenhang zwischen Altern und Gesundheit beschäftigt die Demographie und Epidemiologie bereits seit vielen Dekaden. Die Literatur kennt zahllose theoretische und empirische Studien, in denen eine Antwort versucht wurde. Im Grunde lassen sich alle Analysen zwei zentralen Thesen zuordnen: *Medikalisierungsthese* versus *Kompressionsthese*.

Medikalisierungsthese

Die Medikalisierungsthese sagt aus, dass trotz steigender Lebenserwartung in Zukunft alle Altersgruppen vermehrt medizinische Leistungen in Anspruch nehmen. Sie lässt sich auf die Beobachtung zurück führen, dass der medizinische Fortschritt dazu beiträgt, auch nicht gesunde Menschen bis in höhere Altersstufen überleben und dort eine ungünstigere Risikomischung entstehen zu lassen (Gruenberg 1977, Verbrugge 1984, Longman 1987). Viele Menschen würden zwar vor dem Tod gerettet, aber nicht geheilt. Die Gesamtmorbidität nähme im Verhältnis zur Gesamtbevölke-

rung zu, weil die Zahl der in schlechter Gesundheit verbrachten Lebensjahre überproportional ansteigt. Eine Relativierung der Medikalisierungsthese erkennt die Tatsache an, dass sich der Gesundheitszustand nicht in allen Altersgruppen verschlechtern muss, sondern erst mit zunehmendem Alter ein höheres Risiko für eine längere Periode von Krankheit und Pflegebedürftigkeit einher geht.

Kompressionsthese

Die Kompressionsthese geht von einem Gleichschritt von Mortalität und Morbidität aus (Fries 1980, 1985). Die Ursache hierfür sei der verbesserte Gesundheitszustand der Bevölkerung auch in höheren Altersstufen. Schwere gesundheitliche Beeinträchtigungen werden in höhere Lebensalter verschoben. Eine Extremsicht vertreten Felder und Zweifel (1996): Aus der Beobachtung, dass die Gesundheitsausgaben eine Folge der Nähe zum Tod seien, schließen sie, dass der Altersaufbau keine Auswirkungen auf die Gesundheitskosten hätte. Dabei übersehen sie, dass in einer alternden Bevölkerung die absolute Zahl der Sterbefälle zunimmt und sich die Gesundheitsausgaben allein über diesen Effekt erhöhen.[1] Eine Relativierung der Kompressionsthese geht davon aus, dass zwar die absolute Zahl der in schlechter Gesundheit verbrachten Jahre ansteigt, gleichzeitig aber deren Anteil an der Gesamtlebenszeit zurückgeht. Die Gesundheitskosten steigen allerdings insbesondere in den obersten Altersgruppen überproportional an und führen somit zu einer "Versteilerung" der altersspezifischen Ausgabenkurven (Hof 2001).[2]

Bisher konnte kein Versuch einer empirischen Überprüfung eine der beiden Thesen zweifelsfrei bestätigen oder falsifizieren. Je nach Methode und Datenlage ergeben sich widersprüchliche Schlussfolgerungen. Die alles entscheidende Frage, ob die durch die steigende Lebenserwartung "gewonnenen" Jahre überwiegend in guter Gesundheit verbracht werden oder mit wesentlichen Einschränkungen verbunden sind, kann nicht überzeugend beantwortet werden. Gleichwohl wurden im Laufe der Zeit neue Methoden und Konzepte entwickelt, mit deren Hilfe man einer Lösung näher zu kommen glaubt, insbesondere mit dem Konzept der aktiven Lebenserwartung.

3. Zum Konzept der aktiven Lebenserwartung[3]

Das Konzept der aktiven Lebenserwartung ist aus der allgemeinen Sterbetafelanalyse hervorgegangen. Je nach Abgrenzung zwischen gesund, krank oder pflegebedürftig sind auch die noch im Englischen verbliebenen Bezeichnungen wie *healthy* oder *disability free life expectancy* gebräuchlich. Mithilfe dieser Konzepte lassen sich die Zeitspannen in verschiedenen Gesundheitszuständen bis zum Tod messen, weil sie Informationen über Morbidität und Mortalität verknüpfen. Der Gesundheitszustand einer Bevölkerung zu verschiedenen Zeitpunkten oder zwischen verschiedenen

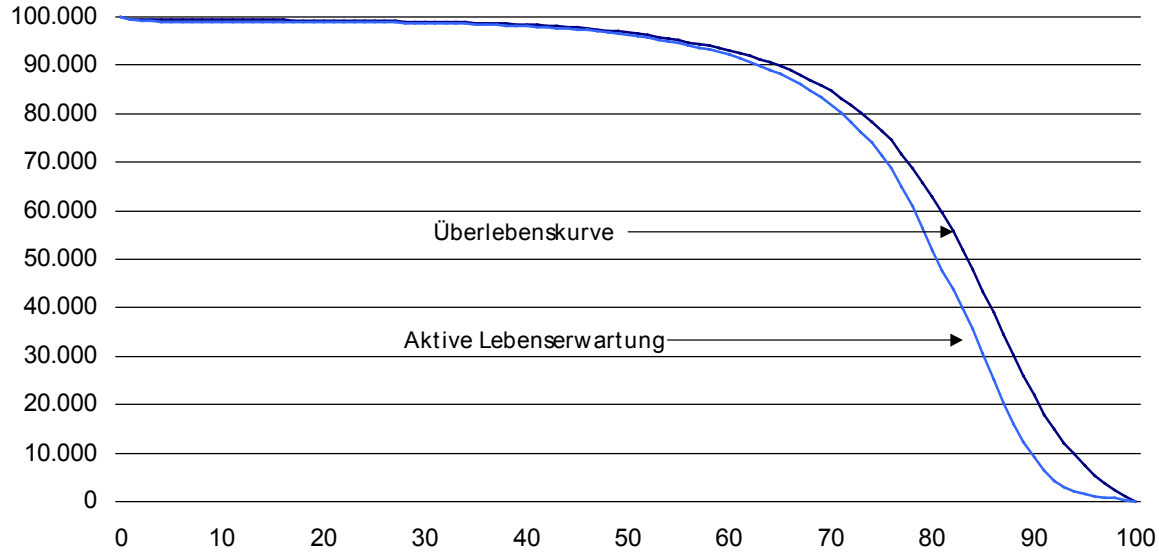
---

1 So prognostiziert die 9. koordinierte Bevölkerungsvorausschätzung des Statistischen Bundesamtes einen kontinuierlichen Anstieg der Sterbefälle in Deutschland von derzeit 820.000 auf bis zu 1,1 Mio. im Jahr 2030.

2 Allerdings sollte aus der Inanspruchnahme medizinischer Leistungen nicht unbedingt auf den tatsächlichen Gesundheitszustand geschlossen werden. Bei steigendem Einkommen kann eine positive Einkommenselastizität der Nachfrage zu einer Zunahme des Konsums medizinischer Leistungen selbst bei einer Verbesserung des Gesundheitszustands führen (Nocera 1996). Es sollte also von der Entwicklung des Gesundheitszustands aus auf die mögliche Ausgabenentwicklung geschlossen werden und nicht umgekehrt.

3 Zum Forschungskomplex aktiver Lebenserwartung existiert ein internationales Forschungsnetzwerk (REVES: Réseau Espérance de Vie en Santé) mit einer internationalen Forschungs- und Datenzentrale in Montpellier (www.reves.net).

Abb. 1: Schematische Darstellung aktiver und allgemeiner Lebenserwartung



Bevölkerungen kann verglichen werden. Allerdings müssen die Abgrenzungskriterien für Krankheit und Gesundheit konstant und exakt definiert sein.[4]

3.1 Definition und Abgrenzung

Aktive Lebenserwartung soll definiert werden als die von Pflegebedürftigkeit freie Lebensspanne. Die inaktive Lebenserwartung umfasst die Phase der Pflegebedürftigkeit als Übergangsphase zum Tod. In unserem Falle stellt der Übergang in die inaktive Phase einen irreversiblen Vorgang dar. Daraus lässt sich in einer Sterbetafelfunktion die aktive und allgemeine Lebenserwartung darstellen (Abbildung 1).

Freilich gibt es im Falle der Pflegebedürftigkeit zahlreiche Abgrenzungsprobleme, auch wenn sie hier weitaus geringer sind als bei der Unterscheidung zwischen gesund und krank. Unter Pflegebedürftigkeit ist immer Langzeitpflege zu verstehen und sie muss sachlich abgegrenzt werden als Hilfebedarf, Abhängigkeitsverhältnis oder verminderte Handlungsfähigkeit. Die deutsche Pflegeversicherung ist für eine zeitlich konsistente Abgrenzung der Pflegebedürftigkeit gut geeignet.[5]

---

[4] Eine ausführliche Diskussion zu Abgrenzungskriterien und internationalen Vergleichen mit empirischer Anwendung findet sich in Robine/Romieu et al. (1998).

[5] Die Definition und Abgrenzung von Pflegebedürftigkeit im Rahmen der gesetzlichen Pflegeversicherung ist in §14 SGB XI (Sozialgesetzbuch) festgeschrieben.

3.2 Methoden

Im Prinzip gibt es drei unterschiedliche Möglichkeiten, die aktive Lebenserwartung zu berechnen:

1. Sullivan-Methode[6]

Das Konzept wurde zwar von Sanders (1964) entwickelt, aber zum ersten Mal von Sullivan (1971) publiziert. Grundlage bildet die alters- und geschlechtsspezifische Prävalenz einer Bevölkerung in gesundem und nicht gesundem Zustand als Querschnittsinformation sowie die altersspezifische Sterblichkeitsverteilung aus einer Periodensterbetafel. Die aktive Lebenserwartung nach Sullivan misst die Zahl verbleibender Jahre in einem bestimmten Alter eines Individuums, die es noch in einem gesunden Zustand verbringen wird, immer unter der Annahme einer Gleichverteilung der Sterbefälle über das Jahr hinweg. Streng genommen handelt es sich nicht um echte Periodendaten, weil die Prävalenzverteilung das Ergebnis von Übergängen in der Vergangenheit ist. Echte Periodendaten werden dagegen mit den folgenden Verfahren gewonnen.

2. Doppelte Dekrement-Sterbetafel-Methode

Diese Methode basiert auf der Beobachtung von Ereignissen während des Messzeitraums mit den korrespondierenden Zuständen von Morbidität und Mortalität am Ende des Untersuchungszeitraumes (Katz et al. 1983). Der Nachteil dieser Methode besteht darin, dass Morbiditäts- und Mortalitätsdaten nicht unabhängig voneinander erhoben werden. Noch mehr ins Gewicht fällt jedoch, dass die Datenqualität erheblich von der Größe und Repräsentativität einer Stichprobe abhängt.

3. Mehrzustandstafelmethode

Mehrzustandstafeln lassen eine Gesundung oder Verbesserung des Gesundheitszustands zu, weil alle möglichen Übergänge zwischen den verschiedenen Zuständen berücksichtigt werden. Die Methode basiert auf der Berechnung von Übergangswahrscheinlichkeiten zwischen verschiedenen Zuständen und Zeitpunkten (Rogers et al. 1989, Land 1994). Sie erfordert sowohl eine beträchtliche Datenmenge als auch eine sehr hohe Datenqualität. Neuere Ansätze zielen auf Markov-Ketten-Prozesse und Mikrosimulationstechniken (z.B. ereignisanalytische Regressionsverfahren) ab (Laditka/Wolf 1995, Crimmins et al. 1996, für Deutschland Klein 1999, Klein/Unger 1999). Für diese Verfahren gelten aber die gleichen Beschränkungen wie für die Konstruktion einer Sterbetafel. Auf die Frage nach Kompression oder Medikalisierung können sie deshalb keine verlässlichen Antworten liefern.

Die Auswahl der adäquaten Methode sollte sich nach der jeweiligen Fragestellung und den zur Verfügung stehenden Daten richten. Will man eine möglichst exakte Sterbetafel konstruieren, sind Umfragedaten mit vergleichsweise niedrigen Fallzahlen ein Problem. Gleichwohl sind insbesondere Mikrosimulationsmodelle dann von besonderem Wert, wenn es darum geht, die sozialen Ursachen der Statusübergänge zu untersuchen (Guralnik et al. 1993, Land 1994, Crimmins et al. 1996, Klein 1999, Klein/Unger 1999, Klein 2000). Die Aussagekraft des folgenden Modells basiert auf einer außerordentlich genauen Konstruktion von Sterbetafeln insbesondere bis in hohe Altersstu-

---

[6] Eine ausführliche Beschreibung der Sullivan-Methode mit vielen Anwendungsbeispielen findet sich in Jagger (2001).

fen. Da das Modell zugleich von einer Unumkehrbarkeit der Statusübergänge ausgeht, wird die "klassische" Sullivan-Methode als adäquater methodischer Zugang gewählt.

4. Das DRALE-Modell (Difference in Remaining Active Life Expectancy)

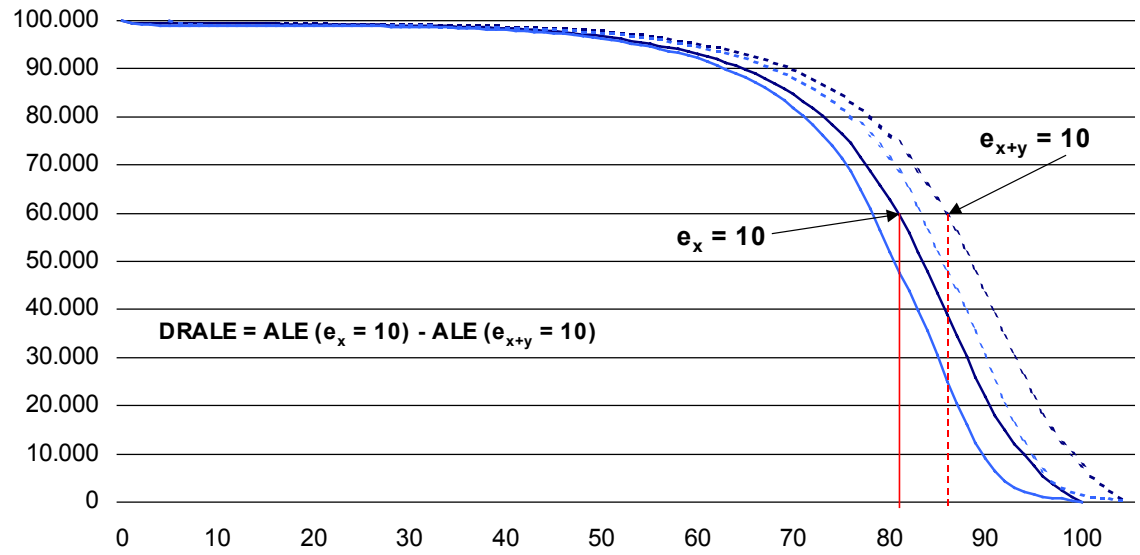
Bisher wurden Analysen zur absoluten oder relativen Veränderung der aktiven Lebenserwartung einer Bevölkerung lediglich ab einem bestimmten Alter x, für bestimmte Altersstufen oder Altersabschnitte durchgeführt. Damit lassen sich zwar Rückschlüsse auf spezifische Kohorteneffekte ziehen, beispielsweise dass nachfolgende Jahrgänge in einem bestimmten Alter gesünder sind als die vorangehenden Jahrgänge (Dinkel 1999, Doblhammer/Kytir 1999). Die Frage, ob Alterung mit einer relativen Zu- oder Abnahme der Phase eingeschränkter Lebensführung in Zusammenhang steht, lässt sich allein daraus aber nicht beantworten.

Das hier vorgestellte Modell ist angelehnt an das von Ryder (1975) vorgeschlagene Instrument zur Messung demographischer Alterung. Danach ist eine Bevölkerung um so "älter", je höher der Anteil einer Bevölkerung ist, die laut Sterbetafel weitere 10 Lebensjahre erwarten kann. Will man also die Frage beantworten, ob die letzten Lebensjahre im Durchschnitt mit einem steigenden Anteil gesundheitlicher Beeinträchtigung verbunden ist, ermöglicht eine Veränderung (oder Konstanz) dieses Anteils im Zeitverlauf eine Trendaussage (Abbildung 2). Die Differenz der verbleibenden aktiven Lebenserwartung zwischen zwei Zeitpunkten bei einer spezifischen Restlebenserwartung (DRALE: Difference in Remaining Active Life Expectancy) zeigt bei steigender allgemeiner Lebenserwartung an, ob die Pflegebedürftigkeit dabei nach hinten komprimiert wird oder sich die Pflegephase ausdehnt. Die gestrichelten Linien in der Abbildung stehen für das Hinausschieben der Sterblichkeit und den Übergang in Pflegebedürftigkeit in höhere Altersstufen zwischen zwei Zeitpunkten oder Kohorten. Dieses Modell ist also gleichermaßen für Kohorten- als auch Periodensterbetafelanalysen geeignet (y kann als Jahres- oder Kohortenabstand interpretiert werden).

Natürlich kann und sollte man die Anteilsverschiebungen aktiver Lebenserwartung für verschiedene Restlebenserwartungen messen, um deren Konsistenz zu prüfen. Der Wert von 10 Jahren als Richtgröße erscheint aber deshalb als besonders gut geeignet, weil einerseits in diesem Altersbereich die Prävalenz für Pflegebedürftigkeit erst deutlich ansteigt, andererseits aber auch noch eine lange Altersphase mit guter Datengrundlage abgebildet wird. Zu Recht weisen verschiedene Autoren darauf hin, dass der Vergleich von Periodensterbetafeln und deren Prävalenzverteilung zumindest kritisch zu sehen ist (Dinkel 1999, Klein 2000; Jagger 2001). Periodeneffekte, also einmalig auftretende Einflüsse in bestimmten Altersstufen, wirken sich in der Periodenmessung auf alle nachfolgenden Altersstufen aus und würden durch Aufsummierung die tatsächliche Wirkung auf die Kohortenmorbidität und -mortalität überschätzen.

Falls man das DRALE-Modell auf Periodendaten anwendet, ist die Gefahr eines solchen Effekts jedoch als relativ gering einzuschätzen. Allein durch die "harte" Abgrenzung von amtsärztlich zertifizierter Pflegebedürftigkeit dürften Periodeneffekte bei der Prävalenzverteilung minimal sein. Auf welche Weise auch immer – nach Perioden- oder Kohortenlogik – das DRALE-Modell empirisch getestet wird, gibt es auf dem Weg dorthin methodische Problemstellungen, die im Folgenden kurz thematisiert werden.

Abb. 2: Das DRALE-Modell (Difference in Remaining Active Life Expectancy)



Quelle: Statistisches Landesamt Rheinland Pfalz, eigene Berechnungen

5. Restriktionen auf dem Weg zur empirischen Validierung

5.1 Heterogene Bevölkerungen

Ein möglicher Einwand gegen das Modell bezieht sich auf die sich ändernde Risikostruktur des relevanten Bevölkerungsteils im Alter oberhalb $e_x = 10$. Bei stetig steigender Lebenserwartung reduziert sich die Geschwindigkeit der Selektion "schlechter" Risiken, der Risikomix wird immer ungünstiger (Vaupel 1979). Dieses Problem entfällt allerdings weitgehend beim Vergleich von Periodenwerten. Der Prozess der Rektangulisierung der Überlebenskurve kam in den letzten Jahrzehnten praktisch zum Stillstand. Kannisto (2000) stellte beim Vergleich westlicher Industrieländer fest, dass der Konzentrationsprozess der Sterbefälle in einen immer engeren Altersbereich an eine Grenze gestoßen ist. Daraus folgt, dass durch die annähernde parallele Verschiebung der Absterbeordnung nach rechts der Anteil der Überlebenden – zumindest bei Periodenbetrachtung – an der Stelle $e_x = 10$ sich kaum verändern und somit die Heterogenität der Überlebenden kaum verzerrend wirken dürfte.

5.2 Verfügbarkeit von Daten

Ein sehr viel größeres Problem stellt dagegen die Verfügbarkeit benötigter Daten dar, die bei Kohortenanwendung sogar noch ungleich mehr ins Gewicht fällt. Es werden Daten der Prävalenzverteilung für Geburtsjahrgänge (bei Kohortenmessung) bzw. einzelner Altersstufen (bei Periodenmessung) bis in die höchsten Altersstufen benötigt, um möglichst exakte Morbiditäts- und Mortalitätsverläufe berechnen zu können. Weltweit gibt es bisher keine Daten, die bei konstanten Abgrenzungskriterien über einen längeren Zeitraum hinweg Informationen über Prävalenzverteilungen auf der Basis einzelner Altersstufen bis ins hohe Alter liefern. Zumindest für Deutschland

besteht aber mit Einführung der Pflegestatistik 1999 die Chance, künftig über längere Zeitreihen verfügen zu können.

5.3 Streuung der Rohdaten in höchsten Altersstufen

Ein generelles Problem bei der Sterbetafelkonstruktion ist die zunehmende Streuung der empirisch gemessenen Werte (Rohdaten) im hohen Altersbereich. Geringe Fallzahlen und Messfehler können zu erheblichen Differenzen zwischen benachbarten Altersstufen oberhalb dem Alter 90 führen. Im betreffenden Altersbereich handelt es sich aber nur um sehr geringe Fallzahlen und die Messfehler entfalten keine akkumulative Wirkung, weil sie in den obersten Altersstufen auftreten. Was die Sterbetafelberechnung im obersten Altersbereich betrifft, sollte man bei DRALE-Berechnungen verschiedene Glättungsverfahren und Funktionen gegeneinander testen. Die Wahrscheinlichkeit sich widersprechender Ergebnisse dürfte allerdings relativ gering sein.

6. Ausblick

Aufgrund der hohen Datenanforderungen ist es bisher nicht möglich, das DRALE-Modell empirisch umzusetzen. Dennoch gibt es Grund zur Hoffnung. Das Statistische Bundesamt veröffentlicht seit 1999 im zweijährigen Turnus eine Pflegestatistik auf der Basis einer Vollerhebung aller Pflegefälle (Statistisches Bundesamt 2001). Allerdings sammelt und veröffentlicht auch das Statistische Bundesamt die Prävalenzverteilung lediglich in 5-Jahres-Altersstufen. Einzelne statistische Landesämter werten die Daten dagegen nach Einzelalter aus und stellen sie zur Verfügung.[7]

Eine erste explorative Berechnung des Anteils aktiver Lebenserwartung an den 10 Jahren verbleibender Restlebenserwartung ergab für das Bundesland Rheinland-Pfalz Werte von 7,17 für Frauen und 8,60 für Männer, berechnet nach Periodentafeln.[8] In Abfolge der nächsten Erhebungswellen können die ersten hier berechneten Datenpunkte im Zeitverlauf verglichen werden, woraus Rückschlüsse auf die Frage nach Medikalisierung oder Kompression gezogen werden können. Das hier vorgestellte DRALE-Modell soll einen Anstoß für die amtliche Statistik in Deutschland – und andernorts auch in der internationalen Statistik – geben, der Wissenschaft detailliertere Daten zu Morbidität und Mortalität zur Verfügung zu stellen.

Quellennachweis:

Die Langfassung der Studie ist unter dem Titel "Aktive Lebenserwartung: Konzeptionen und neuer Modellansatz" erschienen in: Zeitschrift für Geriatrie und Gerontologie, 35, Heft 6/2002, S.519-528.

---

[7] Hiermit danke ich Herrn Heiko Pfaff vom Statistischen Bundesamt für die Bereitstellung von Daten und Informationen sowie für die Koordination mit den Statistischen Landesämtern.

[8] Die Sterbewahrscheinlichkeiten oberhalb Alter 90 wurden nach einer Gompertz-Funktion geschätzt. Die Rohwerte der Prävalenzverteilung wurden nach der Altenburger Formel geglättet.

Literatur

Crimmins EM et al. (1996) Differentials in Active Life Expectancy in the Older Population of the United States. Journal of Gerontology: Social Science 51B: 111-120

Deutscher Bundestag (2002) Schlussbericht der Enquête-Kommission „Demographischer Wandel“ Drucksache 14/8800. Berlin

Dinkel RH (1999) Demographische Entwicklung und Gesundheitszustand. In: Häfner H (Hrsg) Gesundheit – unser höchstes Gut? Springer Verlag Berlin Heidelberg New York, S 61-83

Doblhammer G, Kytir J (1999) "Kompression" oder "Expansion" der Morbidität? In: Institut für Demographie der Österreichischen Akademie der Wissenschaften (Hrsg): Demographische Informationen 1997/1999. Wien, S 71-79

Felder S, Zweifel P (1996) Gesundheits- und sozialpolitische Implikationen des Alterungsprozesses. In: Zweifel P, Felder S (Hrsg) Eine ökonomische Analyse des Alterungsprozesses. Verlag Paul Haupt, Bern Stuttgart Wien, S 221-250

Fries JF (1980) Aging, natural death, and the compression of morbidity. New England Journal of Medicine 303: 130-135

Fries JF (1985) The Compression of Morbidity. World Health Forum 6: 47-51

Gruenberg EM (1977) The Failure of Success. Milbank Memorial Fund Quarterly 55: 3-24

Guralnik JM et al. (1993) Educational Status and Active Life Expectancy Among Older Blacks and Whites. The New England Journal of Medicine 329: 110-116

Hof B (2001) Auswirkungen und Konsequenzen der demographischen Entwicklung für die gesetzliche Kranken- und Pflegeversicherung. PKV-Dokumentation 24, Köln

Jagger C (2001) Health Expectancy Calculation by the Sullivan Method: A Practical Guide. REVES Paper n° 408, Montpellier

Kannisto V (2000) Measuring the Compression of Mortality. Demographic Research 3, Article 6

Katz et al. (1983) Active Life Expectancy. New England Journal of Medicine 309: 1218-1224

Klein T (1999) Soziale Determinanten der aktiven Lebenserwartung. Zeitschrift für Soziologie 28: 448-464

Klein T, Unger R (1999) Aktive Lebenserwartung in der Bundesrepublik. Gesundheitswesen 61: 168-178

Klein T (2000) Regionale Unterschiede von Krankheit und Tod in Deutschland. Analysen zur Lebenserwartung in Krankheit und Gesundheit. In: Bertram H et al. (Hrsg) Solidarität, Lebensform und regionale Entwicklung. Leske + Budrich, Opladen

Laditka SB, Wolf DA (1995) Microsimulation of active life expectancy: methods and policy implications. In: 8th Work-group meeting REVES, Chicago

Land KC, Rogers A (1982) Multidimensional Mathematical Demography. New York

Land KC (1994) Estimating Increment-Decrement Life Tables with Multiple Covariates from Panel Data: The Case of Active Life Expectancy. Demography 31: 297-319

Longman P (1987) Born to Pay: The New Politics of Aging in America. Houghton Mifflin, Boston

Nocera S (1996) Alterung und Gesundheit. In: Zweifel P, Felder S (Hrsg) Eine ökonomische Analyse des Alterungsprozesses. Verlag Paul Haupt, Bern Stuttgart Wien, S 61-100

Robine JM, Romieu I (1998) Health Expectancies in the European Union. Progress achieved. REVES Paper n° 319, Montpellier

Rogers A et al. (1989) A multistate analysis of active life expectancy. Public Health Reports 104: 222-225

Ryder NB (1975) Notes on Stationary Populations. Population Index 41: 3-28

Sanders BS (1964) Measuring community health levels. American Journal of Public Health 54: 1063-1070

Statistisches Bundesamt (2001) Kurzbericht: Pflegestatistik 1999 – Pflege im Rahmen der Pflegeversicherung. Bonn

Sullivan DF (1971) A single index of mortality and morbidity. HSMHA Health Reports 86: 347-354

Vaupel et al (1979) The Impact of Heterogeneity in Individual Frailty on the Dynamics of Mortality. Demography 16: 439-454

Verbrugge LM (1984) Longer Life but Worsening Health? Trends in Health and Mortality of Middle-aged and Older Persons. Milbank Memorial Fund Quarterly 62: 475-519

Regionale Sterblichkeitsunterschiede in Ostdeutschland

Struktur, Entwicklung und die Ost-West-Lücke seit der Wiedervereinigung

Ralf Mai

Zusammenfassung

Zum Zeitpunkt der Deutschen Wiedervereinigung waren die Sterblichkeitsunterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland auf regionaler Ebene relativ stark ausgeprägt. Angesichts der ökonomischen und sozialen Veränderungen wurde kontrovers diskutiert, wie sich die Sterblichkeit in Zukunft verändern würde. Die regionalen Sterblichkeitsunterschiede sind dabei von besonderem Interesse, weil sie Hinweise auf unterschiedliche Lebensverhältnisse liefern können, deren Ausgleich vorrangiges Ziel der Raumplanung ist.

In diesem Beitrag werden Entwicklung und regionale Struktur der Sterblichkeit in Ostdeutschland in den 90er Jahren untersucht. Es wird dargestellt, inwieweit sich die Ost-West-Lücke in der Lebenserwartung geschlossen hat und wie sich dies regional differenzieren lässt. Weiterhin werden die regionalen und siedlungsstrukturellen Unterschiede und ihr zeitlicher Verlauf näher analysiert. Schließlich wird näher auf die altersspezifische Sterblichkeit eingegangen.

Die Lebenserwartung in Ostdeutschland erhöhte sich schnell im Zuge der Verbesserung und Angleichung der Lebensbedingungen, vor allem bei den Frauen. Der Fortschritt war eingebunden in eine räumliche, alters- und geschlechtsspezifische Selektivität. Die rasche Senkung der Sterblichkeit deutet darauf hin, dass es in der Hauptsache sozioökonomische, infrastrukturelle und sozialpsychische Faktoren waren, die die Ungleichheit verursachten. Das Potenzial für eine weitere Senkung liegt in einer Verminderung der Sterblichkeit der Männer im erwerbsfähigen Alter (vor allem im deutsch-deutschen Vergleich) und der Alterssterblichkeit. Die Sterblichkeitslücke zwischen Ost- und Westdeutschland, die Anfang der 1990er Jahre noch 3,2 bzw. 2,3 Jahre betrug, schloss sich bis 1999/2001 auf 1,6 bzw. 0,6 Jahre. Insbesondere der Süden Ostdeutschlands konnte merklich aufholen.

Die Sterblichkeitsunterschiede innerhalb Ostdeutschlands haben sich zwar seit der Wende verringert, sind aber weiterhin ausgeprägt. Das räumliche Muster zeigt ein Nord-Süd-Gefälle. Die Agglomerationen können gegenüber den gering verstädterten Räumen eine höhere Lebenserwartung aufweisen, diese verläuft also entlang des siedlungsstrukturellen Gefälles. Dieses Muster ist in den neun Jahren weitestgehend erhalten geblieben, man konnte jedoch eine Konvergenz beobachten, die regionalen Disparitäten verringerten sich also.

Der räumliche Charakter der Sterblichkeitsdifferenzen weist neben anderen Faktoren auf die Versorgung und Erreichbarkeit medizinischer Einrichtungen hin. Hier liegt ein Ansatzpunkt für die Regionalpolitik, die sich an der Verbesserung der Infrastrukturausstattung orientieren sollte.

Abstract

At the time of the German Unification 1990 there were significant mortality differences between East and West Germany on national and regional level. Facing the enormous socio-economic changes in East Germany at the beginning of the 1990s it was discussed how mortality would evolve in the future. Besides, the regional mortality differences are relevant as indicators of regional living conditions whose levelling is the objective of regional policy.

This paper analyses the development and structure of mortality in East Germany during the 90s. It is shown in which way the gap between East and West Germany closed and how this can be regionalized. Furthermore, the regional differences and the age-specific differences in mortality are highlighted.

The findings are as following:

Life expectancy rose quickly together with the improvement of the regional living conditions. Especially females could gain life expectancy. The improvement of life expectancy indicates that the reasons for the mortality gap were mainly socio-economic and infrastructural. The mortality gap between East and West Germany sank from 3,2/2,3 years at the beginning of the 90s to 1,6/0,6 years in 1999/2001. Especially South of East Germany could catch up. Regional mortality differences levelled, but are still evident. The regional pattern shows a North-South-gradient both at the beginning and end of the 90s, although it converged and the disparities reduced. Furthermore life expectancy is significantly higher in agglomerations than in rural areas. This regional pattern points at – among other things – the access of medical facilities in higher and lower densed areas.

1. Einleitung

1.1 Fragestellung

Zum Zeitpunkt der Deutschen Wiedervereinigung waren die Sterblichkeitsdifferenzen in Ost- und Westdeutschland auf nationaler und regionaler Ebene stark ausgeprägt. Angesichts der tiefgreifenden Umwälzungen wurde diskutiert, wie sich die Sterblichkeit verändern würde. Die regionalen Sterblichkeitsunterschiede sind dabei von besonderem Interesse, weil sie Hinweise auf unterschiedliche Lebensverhältnisse liefern können, deren Ausgleich vorrangiges Ziel der Raumplanung ist.

In dieser Untersuchung werden die Entwicklung und regionale Struktur der Sterblichkeit in Ostdeutschland in den 1990er Jahren betrachtet. Es wird dargestellt, inwieweit sich die Ost-West-Lücke in der Lebenserwartung geschlossen hat und wie sich dies regional differenzieren lässt. Weiterhin werden die regionalen Unterschiede innerhalb Ostdeutschlands und ihr zeitlicher Verlauf analysiert, wobei am Schluss näher auf die altersspezifische Sterblichkeit eingegangen wird.

1.2 Daten und Operationalisierung

Für die Studie wurden die Daten der laufenden Raumbeobachtung des Bundesamtes für Bauwesen und Raumordnung verwendet.[1] Als Sterblichkeitsindikatoren wurden die durchschnittliche Lebenserwartung bei Geburt für die Jahre 1991/93, 1994/96 und 1999/2001 sowie die altersspezifischen Sterbeziffern 1991/1999 verwendet.[2]

Regionale Analyseebene sind zum einen die 23 ostdeutschen Raumordnungsregionen, die von den Landkreisen und kreisfreien Städten gebildet werden und normalerweise ein Zentrum mit seinem verflochtenen Umland beinhalten. Zum anderen wurden die siedlungsstrukturellen Kreistypen in die Analyse einbezogen. Letztere stellen eine Aggregation der Kreise zu neun Gebietstypen dar, die sich siedlungsstrukturell (Einwohnerdichte, Zentralität, Erreichbarkeit des Zentrums) voneinander unterscheiden. Diese räumlichen Analyseebenen bieten einen akzeptablen Kompromiss zwischen einer ausreichenden räumlichen Differenzierung und einer verlässlichen statistischen Basis.

1.3 Regionale Sterblichkeitsdifferenzen

Regionale Sterblichkeitsdisparitäten sind Forschungsgegenstand unterschiedlicher Disziplinen und wurden eingehend untersucht (vgl. Gardner 1973, Birg 1982, Gatzweiler/Stiens 1982, Neubauer 1988, Kemper/Thieme 1991, Cromm/Scholz 2002, Luy 2004). Trotzdem bleibt die (regionale) Mortalität ein Bereich der Demographie mit vergleichsweise großem Forschungsbedarf.

Besonders in der Vergangenheit waren regionale Sterblichkeitsunterschiede Ausdruck unterschiedlicher Ernährungs- und Stillgewohnheiten und verschiedener Reaktionen auf Krankheiten und Seuchen. Die Mortalitätsforschung konzentrierte sich daher bei der Erklärung regionaler Unterschiede zunächst auf biologische und medizinische Faktoren. Gegen Ende des 19. Jahrhunderts verringerten sich die Stadt-Land-Gegensätze, und es traten eher Unterschiede auf, die auf den jeweiligen Funktionstypus der Stadt zurückzuführen waren (Laux 1985).

Neuere Ansätze gehen davon aus, dass die regionalen Lebensverhältnisse eine entscheidende Rolle spielen (Kemper/Thieme 1991). Diese kann man zu vier Ursachenkomplexen zusammenfassen (*Health Field Concept*): das genetische Potential, der Lebensstil, die Umwelt und die Gesundheitsversorgung (Howe 1986). Die möglichen Determinanten der regionalen Sterblichkeitsunterschiede auf der strukturellen Ebene sind dabei von besonderem Interesse, weil sie Hinweise auf unterschiedliche Lebensverhältnisse liefern können, deren Ausgleich vorrangiges Ziel der Raumplanung ist. Regionale Sterblichkeitsunterschiede sind aber auch Ausdruck sozialer Disparitäten, insbesondere in der Bildungsstruktur (Becker 1998). Untersuchungen ergaben, dass sozial höher gestellte Schichten oder verheiratete Personen ein geringeres Mortalitätsrisiko besitzen als sozial schwächere Schichten bzw. Unverheiratete (Klein 1993).

---

[1] An dieser Stelle sei Herrn Dr. Bucher (BBR, Bonn) herzlich gedankt, der zahlreiche wertvolle Hinweise gab.

[2] Die Lebenserwartung wurde berechnet bzw. den INKAR-CDs (BBR) entnommen, die Sterbeziffern den Veröffentlichungen des Statistische Bundesamts.

Die regional unterschiedlichen Lebensbedingungen wirken zusammen genommen auf die physischen und psychischen Stressfaktoren, von denen die Gesundheit abhängt. Ein Teil der Sterblichkeitsunterschiede ist aber auch stets auf individuelle Faktoren zurückzuführen, die empirisch schwer aufzuspüren sind (Neubauer 1988, Luy 2004). In Verbindung mit den strukturellen Faktoren machen sie die Bandbreite der Sterblichkeitsdeterminanten aus.

Heins und Stiens (1984) formulierten vier Hypothesen zur Erklärung regionaler Sterblichkeitsunterschiede auf der strukturellen Ebene in einem Konzept von vier Risikobereichen:

- Die gesundheitliche Belastung durch die technisch veränderte Umwelt ist für das verstärkte Auftreten einiger Krankheiten bzw. Todesursachen mit verantwortlich. Dazu zählen auch Verkehrsunfälle, die vor allem in ländlichen Gebieten gehäuft auftreten.
- Schlechte Bedingungen der sozioökonomischen und sozialstrukturellen Umwelt haben zur Folge, dass sozial schwächere Bevölkerungsschichten eine höhere Sterblichkeit aufweisen, weil dieser Bevölkerungsteil höheren Sterblichkeitsrisiken ausgesetzt ist. Mithin haben wirtschaftlich schwache Regionen höhere Sterberaten zu verzeichnen als prosperierende. Der Zusammenhang zwischen sozialem Status und Sterblichkeitsniveau ist in vielen Untersuchungen belegt worden (s.o.).
- Das Wohnumfeld wirkt z.B. in der Form, dass Wohnungsbesitzer eine höhere Lebenserwartung haben als Mieter – ein Merkmal, das eng mit anderen sozioökonomischen Faktoren zusammenhängt (bau- und siedlungsstruktureller Kontext). Des Weiteren beeinflusste die Wohnsituation in den Großstädten seit jeher das Sterblichkeitsniveau (vor allem hinsichtlich infektiöser Krankheiten). Derartige Zusammenhänge gibt es, wenn auch abgeschwächt, noch heute.
- Ein weiterer Bestimmungsfaktor liegt darin, dass Zielgebiete inter- oder intraregionaler Wanderungen in der Regel eine niedrigere Sterblichkeit als Abwanderungsgebiete haben, was vor allem an der Selektivität der Wanderungen, dem Wechsel der Lebensbedingungen und der Abwanderung von ”guten Risiken” liegt (raumstruktureller Kontext, vgl. Luy/Caselli 2004).

Insgesamt ist eine umfassende Erklärung von Sterblichkeitsdifferenzen schwierig und mit Unwägbarkeiten behaftet. Die Sterblichkeitsunterschiede werden von Faktorenbündeln auf der strukturellen und individuellen Ebene bestimmt, die ihrerseits wieder regional und individuell höchst unterschiedlich sein können (Birg 1982). Die Unterschiede auf der Ursachenebene lassen sich nicht leicht bestimmen oder trennen, weil sich die Differenzen aus Faktoren zusammensetzen, die für alle Menschen einer räumlichen Einheit gelten (die Lebensbedingungen), und aus den individuellen, die in hohem Maße selbst bestimmt sind (die genetische, konstitutionelle und soziale Disposition, Lebensstil und gesundheitsrelevantes Verhalten).

2. Struktur der Sterblichkeit nach der Wiedervereinigung

2.1 Überblick: Die Ost-West-Lücke

Nach einer langen Gleichförmigkeit blieb die Entwicklung der Lebenserwartung in der DDR seit etwa Mitte der 70er Jahre hinter der westdeutschen zurück. Im Gegensatz zu Westdeutschland, wo die Lebenserwartung stetig anstieg, gab es in der DDR in den 70er und 80er Jahren wieder zeitweise Sterblichkeitsanstiege. So entstand eine Lücke in der Lebenserwartung, die 1989 bei den Männern 2,5, bei den Frauen 2,8 Jahre ausmachte. Grund war eine schlechtere medizinische Infra-

struktur/Versorgung (bei Präventionsmaßnahmen oder Therapien), weniger das genetische Potential oder kulturelle/verhaltensspezifische Faktoren, worauf die lange Gleichförmigkeit bis in die 70er Jahre bzw. das rasche Auseinanderdriften hindeutet. Vor allem der Bereich der Notfall- und Intensiv-Medizin war nicht so gut ausgebaut, was eine effektive Senkung der Sterblichkeit verhinderte. Hierin werden einflussreiche Faktoren in der Begründung der Sterblichkeitsunterschiede gesehen (Chruscz 1992).

Die Sterblichkeitslücke zwischen der DDR und BRD war vor allem in der höheren Alterssterblichkeit ab etwa dem Alter 60 messbar. Aber auch mittlere Altersgruppen trugen v.a. dazu bei – insbesondere bei den Männern, was auf höhere Unfallgefahren im Erwerbsleben aufgrund schlechterer Arbeitsbedingungen deutet. Die Stagnation der Lebenserwartung in den 80er Jahren in vielen osteuropäischen Staaten ist zum großen Teil auf die höhere Sterblichkeit im Erwerbsalter zurückzuführen. Weitere Faktoren waren die vor allem bei Männern höhere Selbstmordrate, eine höhere Sterblichkeit bei bestimmten Erkrankungen in mittleren Altersstufen (Herz-/Kreislauferkrankungen, Diabetes), höhere Umweltbelastungen und andere Ernährungsgewohnheiten (Chruscz 1992, Luy 2004). Als Folge betrug die Übersterblichkeit (Differenz der Lebenserwartung zwischen Männer und Frauen) 1989 6,2 Jahre. Die strukturellen Lebensverhältnisse (v.a. in der Gesundheitsversorgung) waren in einigen Bereichen hinter der westdeutschen zurückgefallen. Zusammengenommen trugen sie zu signifikanten Unterschieden in der Sterblichkeit bei.

Zum Zeitpunkt der Deutschen Wiedervereinigung waren die Sterblichkeitsunterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland also ausgeprägt. Angesichts der ökonomischen und sozialen Veränderungen wurde kontrovers diskutiert, wie sich die Sterblichkeit in Zukunft verändern würde. Chruscz (1992) nahm an, dass sich die Sterblichkeitslücke bis zum Jahr 2000 mindestens bis auf ein Jahr geschlossen haben würde. 1991/93 betrug die Lebenserwartung in Ostdeutschland 69,9 bzw. 77,2 Jahre (Männer/Frauen), wobei sich die Lücke seit 1989 bei den Frauen auf 2,3 geschlossen hatte, bei den Männern jedoch auf 3,2 angestiegen war! Für beide Geschlechter waren die Differenzen zu Westdeutschland also stark ausgeprägt. Die regionale Spannweite, also die Differenz der Extremwerte, war im Westen höher als im Osten.

2.2 Regionale Sterblichkeitsdisparitäten innerhalb Ostdeutschlands

Die Karten 1 und 2 (im Anhang) geben einen Eindruck von den regionalen Sterblichkeitsdifferenzen in Ostdeutschland anhand der durchschnittlichen Lebenserwartung bei Geburt 1991/93. Die regionalen Muster ähneln sich bei beiden Geschlechtern. Die Agglomerationen und verstädterten Regionen des Südens bzw. Berlin weisen bei beiden Geschlechtern eine höhere Lebenserwartung auf, während insbesondere die nördlichen Regionen einen niedrigen Wert aufwiesen – also eher ländlich-periphere Regionen. Dabei ist zu bedenken, dass der Süden Ostdeutschlands bereits zu DDR-Zeiten eine höhere Lebenserwartung aufwies als der Norden des Landes, obwohl dort sowohl der Grad der Industrialisierung als auch die Umweltbelastungen höher lagen (Nowossadek 1994, Freitag/Spiegel/Wendt 1990).

Die Region mit der höchsten Lebenserwartung war 1991/93 Berlin, gefolgt von Westsachsen und Mittelthüringen. Bei den Frauen führte ebenfalls Berlin vor Westsachsen die Rangfolge an, gefolgt von der Oberlausitz. Schlusslichter waren bei den Männern Prignitz-Oberhavel, Vorpommern und die Mecklenburgische Seenplatte, bei den Frauen die Mecklenburgische Seenplatte, Uckermark-Barnim und Vorpommern. Es lässt sich festhalten, dass die Sterblichkeit in den Agglomerationen zu Beginn der 90er Jahre geringer war als in den gering verdichteten Räumen.

Tab. 1: Die Lebenserwartung in Ostdeutschland und ihre regionalen Disparitäten (Raumordnungsregionen)

	1991/93		1994/96		1999/2001	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen
LE Ostdeutschland	69,9	77,2	71,2	78,6	73,7	80,5
LE Westdeutschland	73,1	79,5	73,8	80,0	75,3	81,1
Ost-West-Lücke	-3,2	-2,3	-2,6	-1,5	-1,6	-0,6
Minimum	67,7	75,9	68,2	75,9	71,6	79,6
Maximum	71,0	78,1	72,8	78,1	75,3	82,0
Spannweite	3,3	2,2	4,6	2,2	3,7	2,4
Standardabweichung	0,99	0,54	1,19	0,55	0,81	0,52
Variationskoeffizient	1,41	0,70	1,67	0,70	1,23	0,65

Quelle: Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung, eigene Berechnungen

Auch deutet dies auf eine schlechtere medizinisch-infrastrukturelle Ausstattung und Erreichbarkeit hin (Bucher 2002), zum Teil aber auch auf die Zu- bzw. Abwanderung von „guten Risiken“.[3]

3. Die Entwicklung bis 1999/2001

3.1 Ost-West-Lücke

Betrachtet man die Werte für die Ost-West-Lücke in der Lebenserwartung, so erkennt man, dass diese sich in den 90er Jahren stetig verkleinert hat: 1991/93 machte sie noch 3,2 (Männer) bzw. 2,3 Jahre (Frauen) aus, 1999/2001 betrug die absolute Differenz bei den Frauen nur noch 0,6 und bei den Männern 1,6 Jahre. Sie nahm also absolut um etwa 1,6 Jahre ab (Tabelle 1).

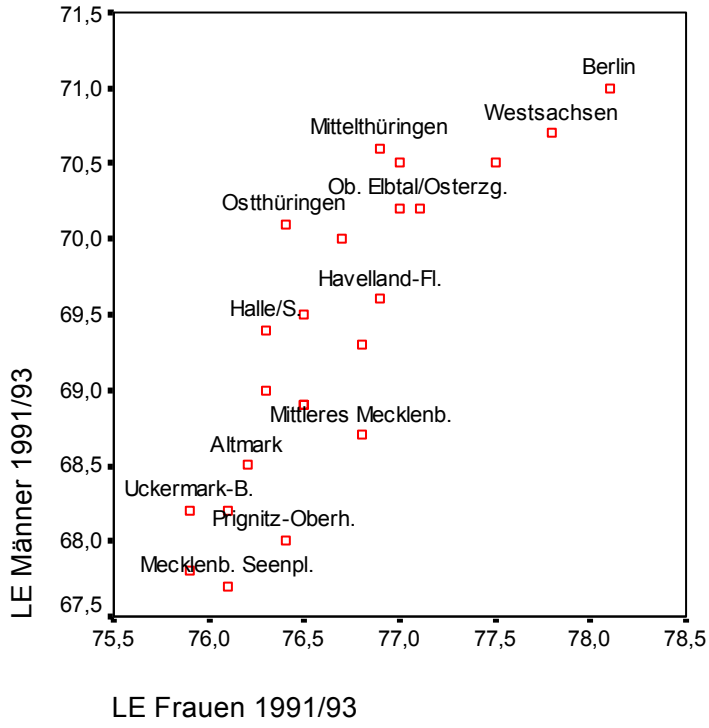
Versucht man, auf regionaler Ebene den Aufholprozess des Ostens darzustellen, dann bietet sich eine Querschnittsbetrachtung an, die zeigt, welche Region das westdeutsche Niveau (Index=100) bis 1999/2001 erreicht oder überschritten hat (Karten 3 und 4). Die Karten zeigen für beide Geschlechter wieder ein ähnliches räumliches Muster. Lediglich eine Region hat dabei das westdeutsche Niveau überschritten, nämlich das Osterzgebirge (die Region um Dresden). Bei den Frauen weisen die verstädterten Regionen in Sachsen noch ein hohes Niveau auf, ebenso Berlin und seine Nachbarregion bei den Männern. Generell ist die Sterblichkeitslücke zum Westen bei den Männern signifikant ausgeprägter.

3.2 Regionale Sterblichkeitsdisparitäten

Wie äußern sich die Sterblichkeitsdisparitäten in Ostdeutschland Ende der 90er Jahre im weiteren räumlichen Kontext? Wie schon angedeutet, lag 1991/93 die Lebenserwartung in den Agglomerationen und verstädterten Räumen höher. Karte 5 und Karte 6 zeigen die regionale Dynamik der Lebenserwartung, indem die absolute Differenz der Lebenserwartung 1999/2001 und 1991/93

[3] Es sei an dieser Stelle darauf hingewiesen, dass der Effekt selektiver Wanderungen auf die Sterblichkeit schwer zu messen ist. Erste Ergebnisse von Luy/Caselli (2004) deuten jedoch darauf hin, dass ein sog. *Healthy Migrant Phenomenon* existiert.

Abb. 1: Streuung der Lebenserwartung 1991/93



Quelle: Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung, eigene Berechnungen

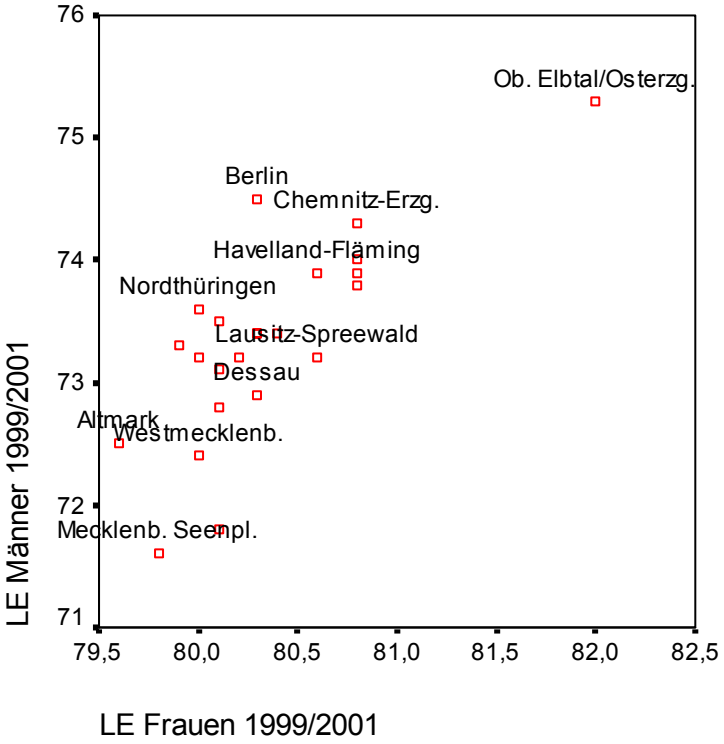
gebildet wurde. Zur besseren Vergleichbarkeit sind die Klassenbreiten gleich gewählt. Insgesamt ist der Sterblichkeitsfortschritt in allen Regionen und bei beiden Geschlechtern groß. Insbesondere ist die Lebenserwartung der Männer angestiegen. Die Region mit dem stärksten absoluten Zuwachs war in diesem Zeitraum Prignitz-Oberhavel bei den Männern, gefolgt von Uckermark-Barnim und Osterzgebirge/Dresden. Bei den Frauen waren es ebenfalls das Osterzgebirge, Uckermark-Barnim und Vorpommern. Schlusslichter bildeten Mittel- und Südthüringen und Westsachsen (Männer); bei den Frauen Westsachsen, Südthüringen und Berlin.

Bei Frauen wie Männern haben dabei insbesondere die Regionen hinzugewonnen, die vorher ein unterdurchschnittliches Ausgangsniveau aufwiesen. Wenn man die Rangfolge der Regionen betrachtet, so kann man feststellen, dass die Regionen, die 1991/93 am Ende der Rangfolge standen, in den acht Jahren verhältnismäßig mehr hinzugewonnen haben.

Der Blick auf die Struktur der Lebenserwartung 1999/2001 (Karten 7 und 8) zeigt, dass sich die räumlichen Muster im Vergleich mit 1991/93 ähneln; die Regionen mit einer hohen Lebenserwartung sind auch 1999/2001 im oberen Feld zu finden. Es fanden keine grundlegenden Strukturverschiebungen statt. Allerdings ist das Niveau bei den Männern überdurchschnittlich stark angestiegen. Die Regionen auf den ersten Plätzen der Rangliste sind Osterzgebirge/Dresden, Berlin und Chemnitz (Männer) bzw. Osterzgebirge, Oberlausitz und Chemnitz (Frauen). Die hinteren Plätze belegen Altmark, Südthüringen und Mecklenburgische Seenplatte (Männer) bzw. Mecklenburgische Seenplatte, Vorpommern und Westmecklenburg (Frauen). Das räumliche Nord-Süd-Muster spiegelt sich auch hier bei Männern und Frauen wider.

Die Übersterblichkeit, also die Differenz der Lebenserwartung zwischen Männern und Frauen, hat in den meisten Regionen leicht abgenommen. Bis 1991 war sie noch etwas angestiegen. Am

Abb. 2: Streuung der Lebenserwartung 1999/2001



Quelle: Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung, eigene Berechnungen

höchsten war sie 1999/2001 in den gering verstädterten und ländlichen Regionen des Nordens, wo die Lebenserwartung der Männer das geringste Niveau Ostdeutschlands aufwies, am niedrigsten im Süden (Karten 9 und 10).

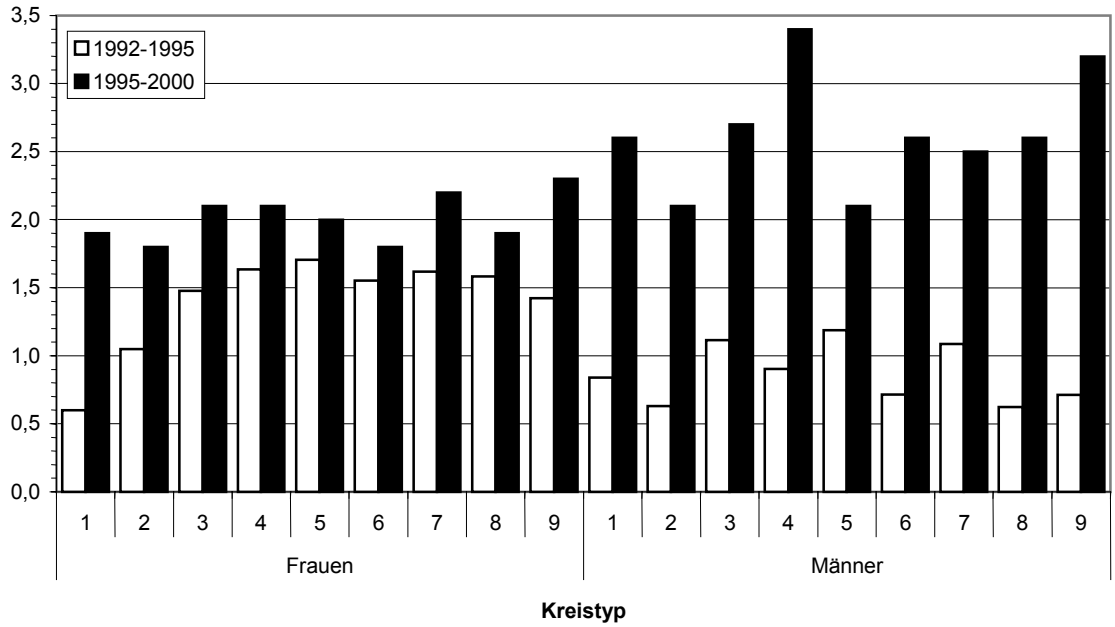
3.3 Regionale Streuung

Die regionale Streuung der Lebenserwartung nahm bis zur Mitte der 90er Jahre zu, danach wieder ab, und war am Ende kleiner als zu Beginn des Jahrzehnts. Bei den Männern war die Streuung merklich größer als bei den Frauen (vgl. Tabelle 1). Die für die Sterblichkeit relevanten Faktoren weisen für die Männer offensichtlich größere regionale Disparitäten auf. Die regionale Streuung ist außerdem anhand der Abbildungen 1 und 2 nachvollziehbar. Auffällig sind die Regionen Berlin und Osterzgebirge/Dresden. Beide Regionen zeigen eine stark überdurchschnittliche männliche und weibliche Lebenserwartung, wobei Berlin bis 2000 von der Region um Dresden abgelöst wurde, die einen enormen Aufholprozess verbuchen konnte – vor allem bei den Frauen.

3.4 Siedlungsstruktureller Vergleich

Die Analyse von Kreistypen erlaubt eine feinere Darstellung der räumlichen und siedlungsstrukturellen Zusammenhänge der Sterblichkeitsdifferenzen. Die neun Kreistypen sind Aggregationen der jeweiligen Kreise zu Gebietstypen, die siedlungsstrukturell voneinander differieren. Die ersten vier sind den Agglomerationsräumen zugeordnet, wobei die Dichte und Zentralität mit der Ordnungsnummer abnimmt. Die Kreistypen 1 bis 4 gehören den Agglomerationsräumen an (Kern-

Abb. 3: Zunahme der Lebenserwartung 1992-2000 nach Kreistypen (in Jahren)



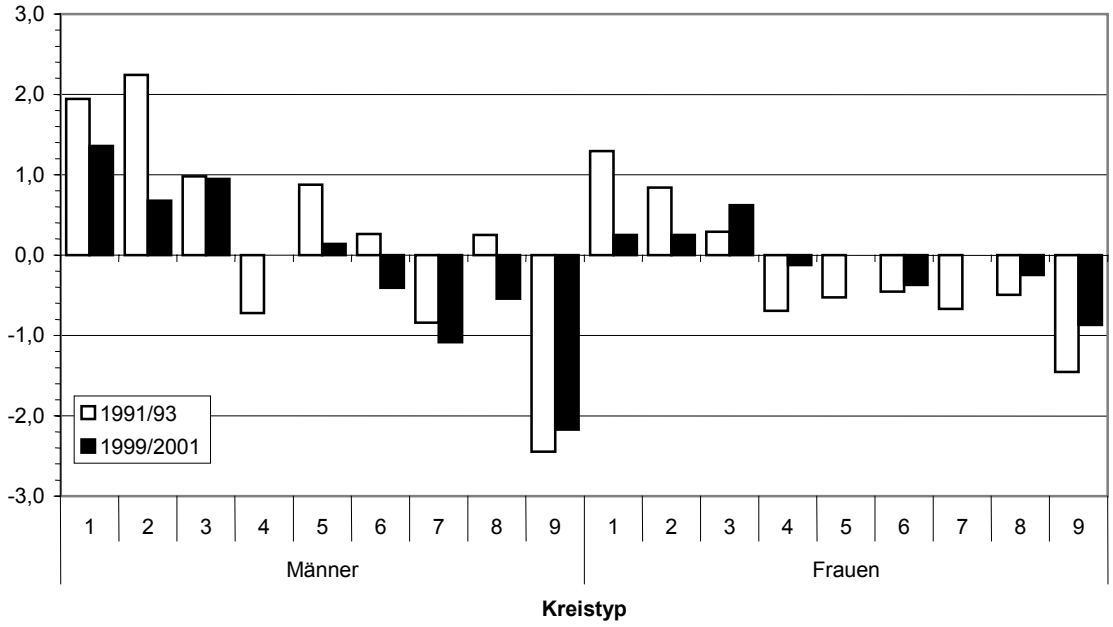
Quelle: Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung, eigene Berechnungen

stadt, hochverdichtet, verdichtet, ländlicher Raum). Die Kreistypen 5, 6 und 7 gehören zum verstädterten Raum (als Kernstadt, verdichteter und ländlicher Kreis), und die letzten beiden Kreistypen (8 und 9) sind ländlich-periphere Regionen höherer und geringerer Dichte.

Vergleicht man die Lebenserwartung der Kreistypen für den beobachteten Zeitraum, so ist zunächst die Ost-West-Lücke anzusprechen. Sie hatte sich bei den Frauen 1991/93 (gegenüber 1989) ein wenig geschlossen, während sie bei den Männern bis 1991 noch angestiegen war. Die Differenz zwischen Ost-West ist bei beiden Geschlechtern recht hoch, bei den Männern stärker als bei den Frauen. Sie verteilt sich zudem unterschiedlich auf die einzelnen Gebietskategorien. Es ist eine klare räumliche Differenzierung zu verzeichnen: Kernstädte in Agglomerationen stellen die höchsten Werte und konnten bis 2000 starke Zuwächse verzeichnen, während die ländlichen Räume die Schlusslichter bilden, jedoch im Zeitraum am stärksten hinzugewannen. Die Lebenserwartung verläuft zu beiden Zeitpunkten entlang dem siedlungsstrukturellen Gefälle, allerdings schwächten sich die regionalen Differenzen ab. Die Sterblichkeitslücke zum Westen stieg wie bereits erwähnt bei den Männern kurzzeitig an, während sie bei den Frauen kleiner wurde. Vor allem 1990 ging die Lebenserwartung insbesondere bei Männern im jüngeren und mittleren Alter zurück – ein historisch sehr ungewöhnliches Phänomen. Erst 1991 begann wieder ein Absinken der Sterblichkeit.

Gründe für diese Entwicklung sind vor allem unmittelbare psychische Folgen der deutschen Wiedervereinigung (Riphahn 1999). Der psychosoziale Stress wirkte sich negativ auf die Gesundheit aus (Selbstmorde, Herz- und Lebererkrankungen als Todesursache), worunter die Männer stärker litten als die Frauen. Hinzu kam ein sprunghafter Anstieg der Zahl der Verkehrstoten und alkoholbedingten Sterbefälle, der nach den ersten Jahren wieder abklang (Häussler et. al. 1995). Dies unterstreicht, wie unmittelbar die Sterblichkeit auf sozioökonomische Umwälzungen reagiert. Allerdings muss man die Reaktion alters- und geschlechtsspezifisch differenzieren. Folge dieser Schwankungen war aber ein verzögerter Anstieg der männlichen Lebenserwartung.

Abb. 4: Abweichung von der standardisierten Lebenserw. in Jahren (Ostdtld.=100)



Quelle: Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung, eigene Berechnungen

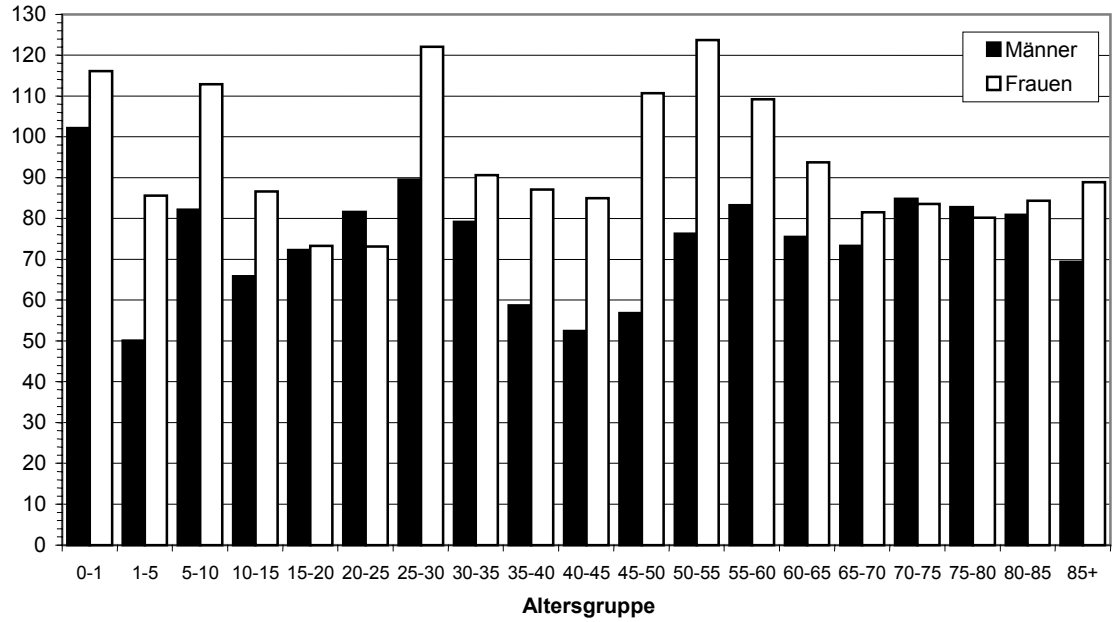
Abbildung 3 zeigt eine Aufschlüsselung der Dynamik der Lebenserwartung in den Kreistypen 1991/93 und 1999/2001. Auffällig ist, dass der Zuwachs bei Frauen und Männern in der zweiten Hälfte stärker war, wobei der Anstieg bei den Männern in der zweiten Hälfte um einiges höher ausfiel. Bei beiden Geschlechtern konnten die Kreistypen mit einer niedrigen Lebenserwartung am stärksten hinzugewinnen.

Die Abbildung 4, die die Abweichung der Lebenserwartung vom ostdeutschen Durchschnitt darstellt, zeigt die siedlungsstrukturelle Differenzierung 1991/93 und 1999/2001. Einzelne Kreistypen haben überdurchschnittlich vom Sterblichkeitsfortschritt profitiert: insbesondere Kernstädte in Agglomerationen und verstädterten Räumen sowie verdichtete Kreise, die überdurchschnittliche Werte aufweisen. Die ländlichen Kreise weichen bei beiden Geschlechtern am stärksten vom Durchschnitt ab und haben die niedrigste Lebenserwartung. Die Abweichung ist bei den Frauen jedoch merklich geringer als bei den Männern. Außerdem nahm sie im beobachteten Zeitraum bei beiden Geschlechtern und den meisten Gebietstypen ab, was auf eine Reduzierung der räumlichen Disparitäten hindeutet.

3.5 Altersspezifischer Vergleich

Abbildung 5 zeigt schließlich einen Vergleich der altersspezifischen Sterbeziffern (für Ost- und Westdeutschland gesamt), um einen Eindruck davon zu vermitteln, in welchen Altersstufen sich der Sterblichkeitsfortschritt hauptsächlich abgespielt hat und wo noch Potential für Sterblichkeitssenkungen liegt. Die Abbildung gibt den prozentualen Anteil an der Differenz West-1999 zu Ost-1991 an, der bis 1999 erreicht wurde. Die Säuglingssterblichkeit im Osten hat bis 1999 bereits das westdeutsche Niveau unterschritten. Allgemein hat die Sterblichkeit Ostdeutschlands insbesondere in den mittleren und älteren Altersstufen abgenommen, und hier bei den Frauen fast in allen Altersgruppen stärker. Verbunden mit der Erkenntnis, dass insbesondere die Agglomerationen bei

Abb. 5: Anteil der aufgeholten Differenz (West 1999-Ost 1991) der altersspezifischen ostdeutschen Sterbeziffern bis 1999 (Westdt. 1999=100; in Prozent)



Quelle: Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung, eigene Berechnungen

der Lebenserwartung hinzugewonnen haben, deutet dies wieder auf einen Zusammenhang mit Standorten der medizinischen Infrastruktur hin. Die höheren Altersgruppen haben 1991-1999 zwischen 80 und 90 % des Rückstandes aufgeholt, während die jüngeren und mittleren Altersgruppen, vor allem bei den Männern, teilweise erst 50-60% des westdeutschen Niveaus erreicht haben.

Ausblick

Als Fazit der vorangegangenen Ausführungen kann man festhalten:

- Die Lebenserwartung in Ostdeutschland erhöhte sich schnell im Zuge der Angleichung der Lebensbedingungen, vor allem bei den Frauen. Der Fortschritt war eingebunden in eine räumliche, alters- und geschlechtsspezifische Selektivität.
- Die Sterblichkeitslücke zwischen Ost- und Westdeutschland, die Anfang der 90er Jahre noch 3,2 bzw. 2,3 Jahre betrug, schloss sich bis 1999/2001 auf 1,6 bzw. 0,6 Jahre. Insbesondere der Süden Ostdeutschlands konnte merklich aufholen. Die Region um Dresden konnte sogar zahlreiche westdeutsche Regionen hinter sich lassen.
- Diese Sterblichkeitsfortschritte gehen maßgeblich auf die Verbesserung der regionalen Lebensbedingungen zurück. Die rasche Senkung deutet darauf hin, dass es in der Hauptsache sozioökonomische (Einkommensverbesserungen, bessere Wohnverhältnisse), infrastrukturelle (v.a. Gesundheits-/Notfallversorgung) und sozialpsychische Faktoren waren, die die Ungleichheiten verursachten und sich dem Westen anglichen. Dadurch wurden Überlebenspotentiale älterer Menschen stärker genutzt (v.a. auch in der pflegerischen Versorgung) und bestimmte Todesursachen besser bekämpft. Das Potenzial für eine weitere Senkung der Sterblichkeit liegt

hauptsächlich in einer Verminderung der Sterblichkeit der Männer im erwerbsfähigen Alter und einer weiteren Senkung der Altersstерblichkeit.

- Im deutsch-deutschen Vergleich haben sich die Unterschiede in der Lebenserwartung seit der Wiedervereinigung zwar verringert, sind aber immer noch vorhanden. Dies deutet darauf hin, dass für die Ost-West- (und auch inner-ostdeutschen-) Disparitäten Aspekte verantwortlich sind, die sich im Gegensatz zu den erwähnten Strukturfaktoren nicht so einfach beeinflussen lassen: Lebensstil, gesundheitsrelevantes Verhalten, soziale Stellung/Einkommen, aber auch Wanderungsbewegungen (geringere Lebenserwartung in Abwanderungsregionen). Inwieweit es trotzdem zu einer weiteren Angleichung zwischen Ost und West kommt, muss abgewartet werden (vgl. dazu Luy 2004).
- Innerhalb Ostdeutschlands gibt es ebenfalls weiterhin ausgeprägte Sterblichkeitsunterschiede. Das räumliche Muster weist ein Nord-Süd-Gefälle auf. Zudem können Agglomerationen/Kernstädte gegenüber eher ländlichen Räumen eine höhere Lebenserwartung aufweisen, diese verläuft also entlang des siedlungsstrukturellen Gefälles. Dieses Muster ist in den 90er Jahren weitestgehend erhalten geblieben. Man konnte jedoch eine räumliche Konvergenz feststellen; die Regionen mit einer unterdurchschnittlichen Lebenserwartung konnten stärkere Sterblichkeitsfortschritte verbuchen, die Disparitäten verringerten sich damit.
- Der räumliche Gradient hat sich damit zwar abgeschwächt, das Stadt-Land-Gefälle ist jedoch geblieben. Der räumliche Charakter der Sterblichkeitsdifferenzen weist u.a. auf die Erreichbarkeit medizinischer Einrichtungen als bestimmenden Faktor hin. Hier liegt auch ein Ansatzpunkt für die Regionalpolitik, die sich u.a. an der Verbesserung der Infrastrukturausstattung orientieren sollte – aber auch an der Förderung eines gesundheitsbewussten Lebensstils. Angesichts der Diskussion über Ärztemangel in peripheren Regionen muss auch über entsprechende mobile Einrichtungen diskutiert werden.

Literatur und Quellen

BBR (Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung): INKAR – Indikatoren zur Raumentwicklung 1998, 2000 und 2003 (CD-ROMs). Bonn.

Becker, Rolf, 1998: Bildung und Lebenserwartung in Deutschland. In: Zeitschrift für Soziologie, 2: 133-150

Birg, Herwig, 1982: Regionale Mortalitätsunterschiede in der Bundesrepublik Deutschland – ein Problemaufriss. Bielefeld (= IBS-Materialien, Heft 4)

Bucher, Hansjörg, 2002: Die Sterblichkeit in den Regionen der Bundesrepublik Deutschland und deren Ost-West-Lücke seit der Einigung. In: Cromm, Jürgen; Scholz, Rembrandt D. (Hg.): Regionale Sterblichkeit in Deutschland. Augsburg: 33-38

Chruscz, Detlef, 1992: Zur Entwicklung der Sterblichkeit im geeinten Deutschland: die kurze Dauer des Ost-West-Gefälles. In: Informationen zur Raumentwicklung, 9-10: 691-700

Cromm, Jürgen; Scholz, Rembrandt D. (Hg.), 2002: Regionale Sterblichkeit in Deutschland. Augsburg

Freitag, K.; Spiegel, R.; Wendt, H., 1990: Computer-Atlas Demographie. Berlin

Gardner, M.J., 1973: Using the environment to explain and predict mortality. In: Journal of the Royal Statistical Society. Series A: 421-440

Gatzweiler, Hans-Peter; Stiens, Gerhard, 1982: Regionale Mortalitätsunterschiede in der Bundesrepublik Deutschland. Daten und Hypothesen. In: Jahrbuch für Regionalwissenschaft, 3: 36-63

Häussler, B.; Hempel, E.; Reschke, P., 1995: Die Entwicklung von Lebenserwartung und Sterblichkeit in Ostdeutschland nach der Wende. In: Gesundheitswesen, Band 57: 365-372

Heins, Frank; Stiens, Gerhard, 1984: Regionale Unterschiede der Sterblichkeit. Untersuchung am Beispiel der Länder Nordrhein-Westfalen und Rheinland-Pfalz. Bonn (= BfLR (Hg.): Seminare, Symposien, Arbeitspapiere. Heft 16)

Howe, G.M., 1986: Does it matter where I live? In: Transactions, 11: 387-414

Kemper, Franz-Josef; Thieme, Günter, 1991: Regional disparities of mortality in the Federal Republic of Germany. In: Espace, Populations, Societés, 1: 93-100

Kemper, Franz-Josef; Thieme, Günter, 1992: Zur Entwicklung der Sterblichkeit in den alten Bundesländern. In: Informationen zur Raumentwicklung, 9-10: 701-708

Klein, Thomas, 1993: Soziale Determinanten der Lebenserwartung. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie. Band 45, 4: 712-730

Klein, Thomas; Unger, R., 1999: Aktive Lebenserwartung in der Bundesrepublik. In: Gesundheitswesen. Band 61: 168-178

Laux, Hans-Dieter, 1985: Mortalitätsunterschiede in preußischen Städten 1905: Ansätze zu einer Erklärung. In: Kemper, Franz-Josef et. al. (Hg.): Geographie als Sozialwissenschaft. Bonn, S. 50-82. (= Colloquium Geographicum, Band 18)

Luy, Marc, 2004: Mortality differences between Eastern and Western Germany before and after reunification – a macro and micro level analysis of developments and possible factors. In: Genus.

Luy, Marc; Caselli, Graziella, 2004: Regional Mortality Differences in Germany and Italy. Paper presented at the Annual Meeting of the Population Association of America (PAA), Boston, 1.-3.4.2004.

Neubauer, Günter, 1988: Regionale Sterblichkeitsunterschiede in Bayern. Bayreuth. (= Schriften zur Gesundheitsökonomie, Band 3)

Nowossadeck, Enno, 1994: Sterblichkeitsentwicklung in den neuen Ländern. In: Freitag, K. et al.: Regionale Bevölkerungsentwicklung in den neuen Bundesländern. Berlin, 63-79

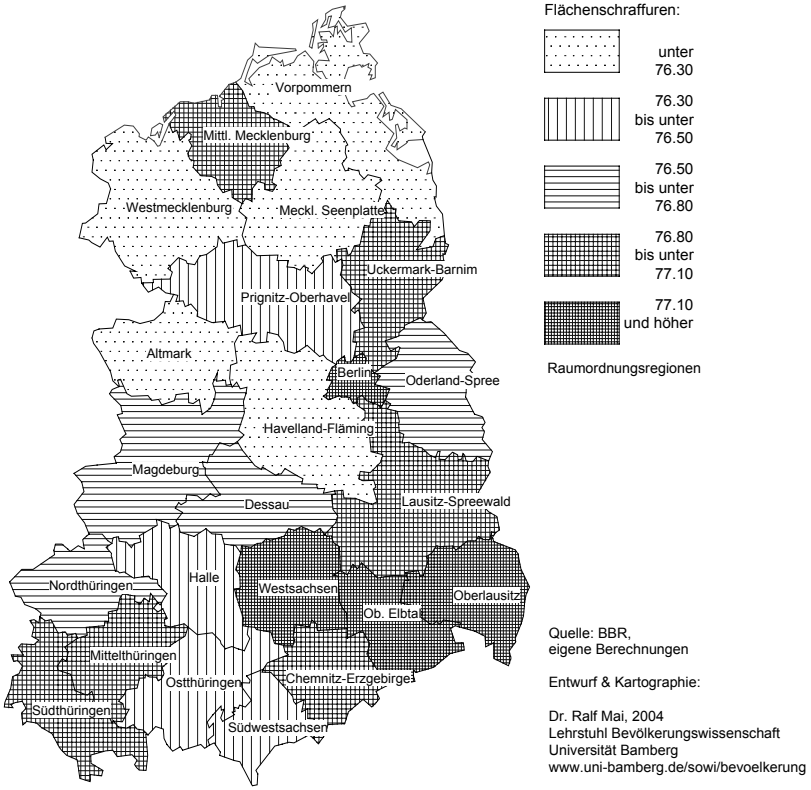
Oppolzer, Alfred, 1992: Regionale Unterschiede in Mortalität und Morbidität. In: Reef, B. (Hg.): Regionale Gesundheitspolitik. Kassel: 52-63

Riphahn, Regina T., 1999: Die Mortalitätskrise in Ostdeutschland und ihre Reflektion in der Todesursachenstatistik. In: Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft, Heft 3: 329-364

Veen, Willem van der, 1994: Does it matter where I live in Western Europe? An analysis of regional mortality differentials in Belgium, Germany and the Netherlands. In: European Journal of Population. Vol. 10: 319-348

Anhang: Karten

Karte 1: Durchschnittliche Lebenserwartung bei Geburt 1991/93 – Frauen

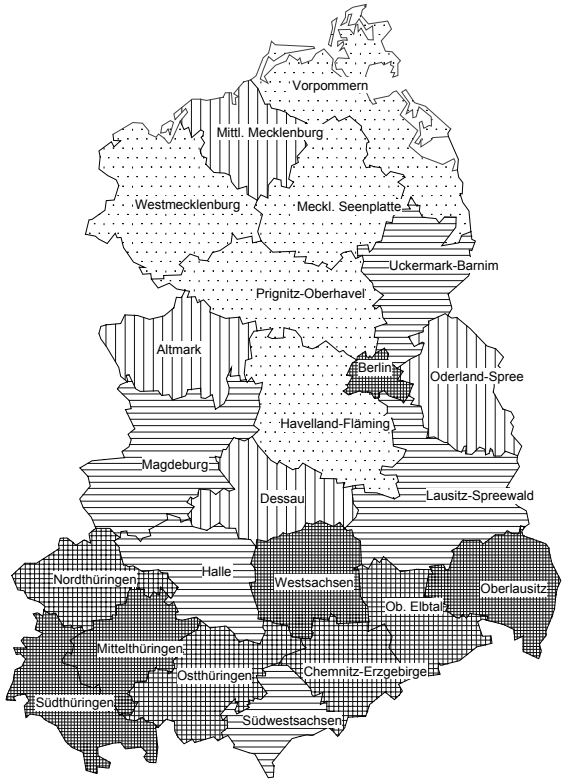


Quelle: BBR,
eigene Berechnungen

Entwurf & Kartographie:

Dr. Ralf Mai, 2004
Lehrstuhl Bevölkerungswissenschaft
Universität Bamberg
www.uni-bamberg.de/sowi/bevoelkerung

Karte 2: Durchschnittliche Lebenserwartung bei Geburt 1991/93 - Männer

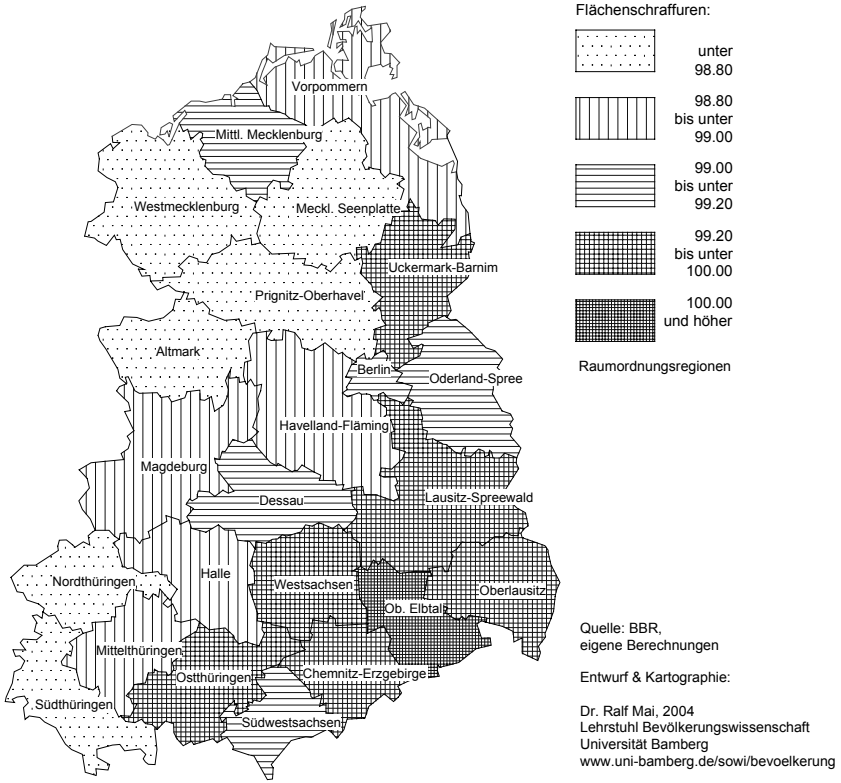


Quelle: BBR,
eigene Berechnungen

Entwurf & Kartographie:

Dr. Ralf Mai, 2004
Lehrstuhl Bevölkerungswissenschaft
Universität Bamberg
www.uni-bamberg.de/sowi/bevoelkerung

Karte 3: Bis 1999/2001 erreichtes westdeutsches Niveau, Frauen
– Westdeutsches Niveau 1999/2001 =100 –

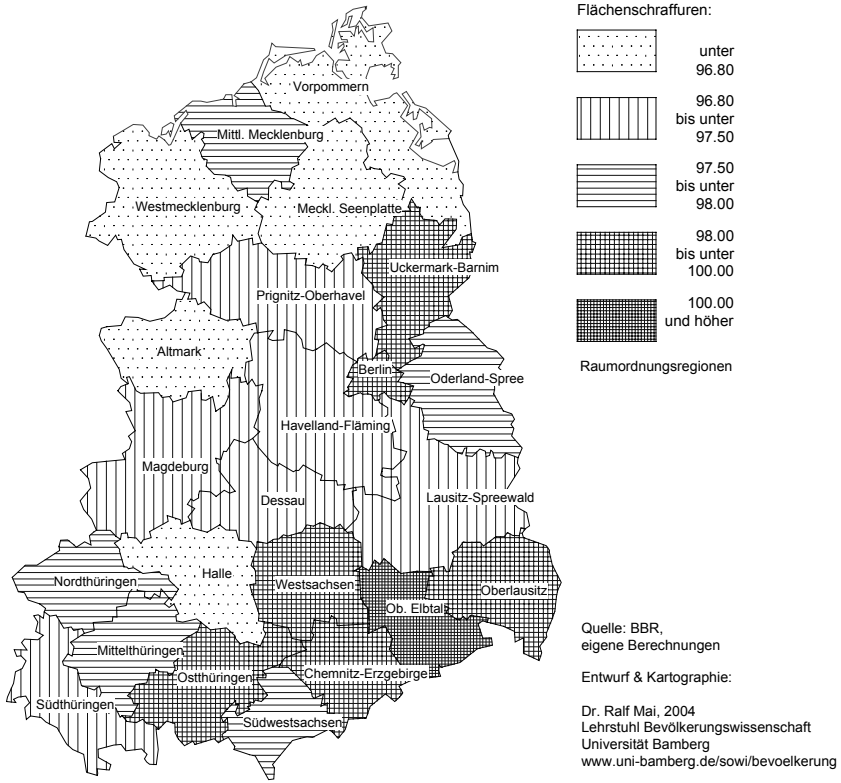


Quelle: BBR,
eigene Berechnungen

Entwurf & Kartographie:

Dr. Ralf Mai, 2004
Lehrstuhl Bevölkerungswissenschaft
Universität Bamberg
www.uni-bamberg.de/sowi/bevoelkerung

Karte 4: Bis 1999/2001 erreichtes westdeutsches Niveau, Männer
– Westdeutsches Niveau 1999/2001 =100 –

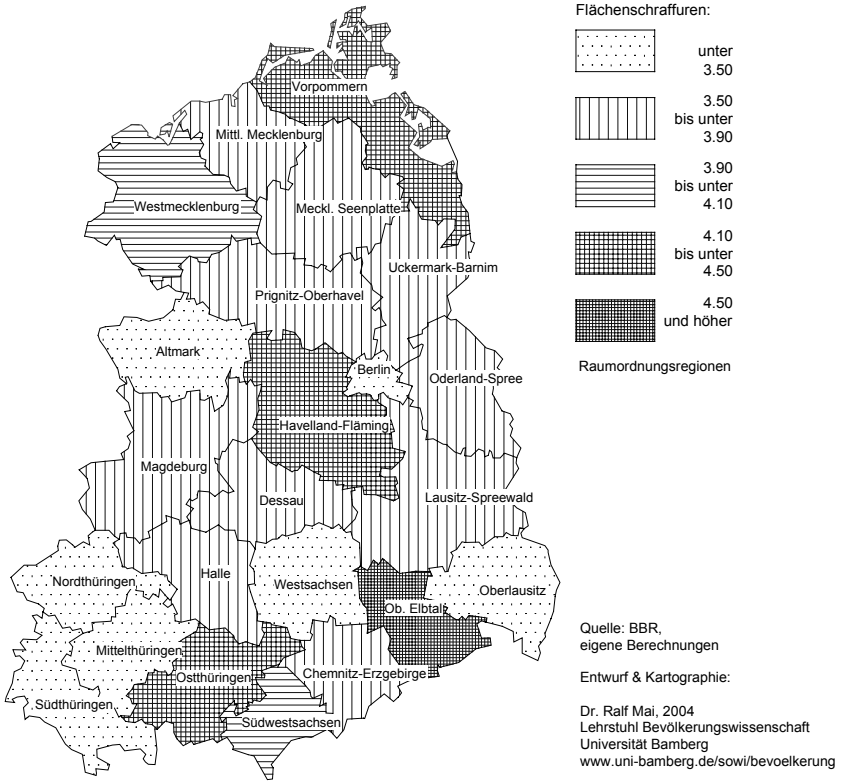


Quelle: BBR,
eigene Berechnungen

Entwurf & Kartographie:

Dr. Ralf Mai, 2004
Lehrstuhl Bevölkerungswissenschaft
Universität Bamberg
www.uni-bamberg.de/sowi/bevoelkerung

Karte 5: Veränderung der Lebenserwartung 1991/93 bis 1999/2001, Frauen



Flächenschraffuren:

- unter 3.50
- 3.50 bis unter 3.90
- 3.90 bis unter 4.10
- 4.10 bis unter 4.50
- 4.50 und höher

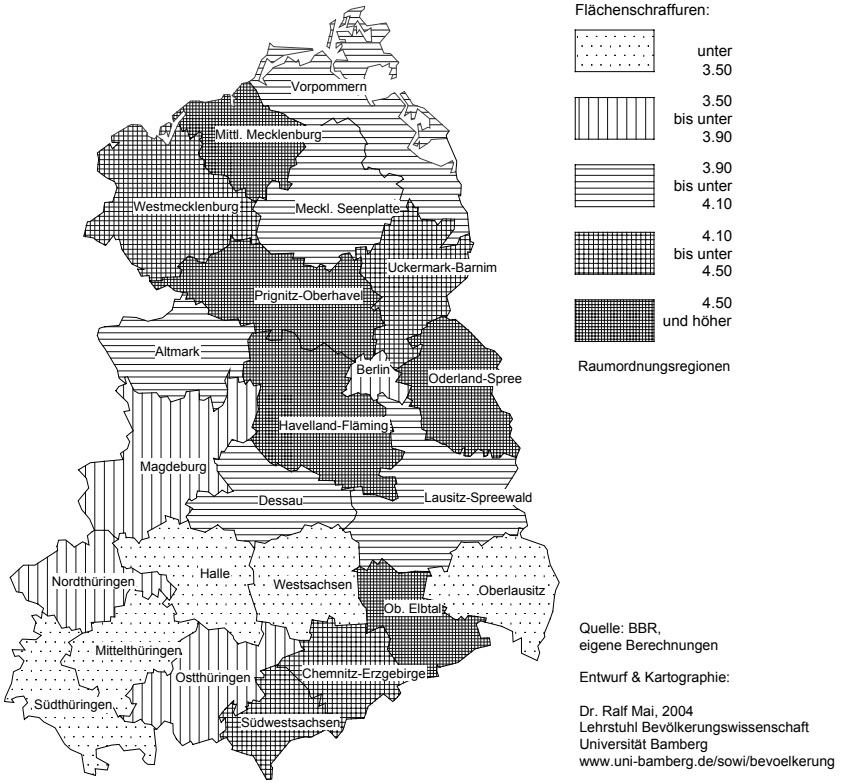
Raumordnungsregionen

Quelle: BBR, eigene Berechnungen

Entwurf & Kartographie:

Dr. Ralf Mai, 2004
Lehrstuhl Bevölkerungswissenschaft
Universität Bamberg
www.uni-bamberg.de/sowi/bevoelkerung

Karte 6: Veränderung der Lebenserwartung 1991/93 bis 1999/2001, Männer



Flächenschraffuren:

- unter 3.50
- 3.50 bis unter 3.90
- 3.90 bis unter 4.10
- 4.10 bis unter 4.50
- 4.50 und höher

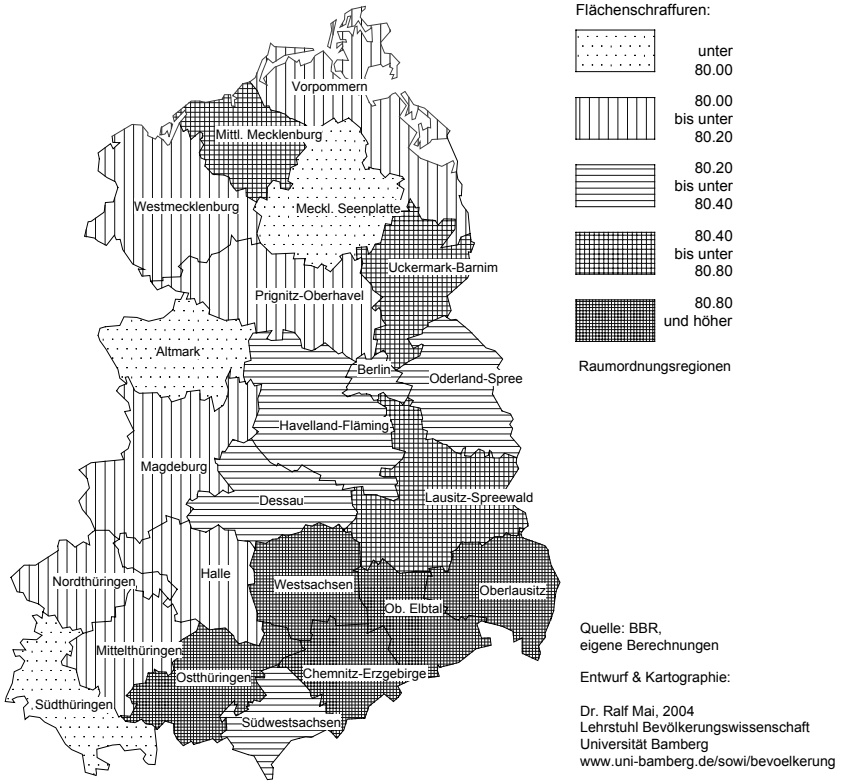
Raumordnungsregionen

Quelle: BBR, eigene Berechnungen

Entwurf & Kartographie:

Dr. Ralf Mai, 2004
Lehrstuhl Bevölkerungswissenschaft
Universität Bamberg
www.uni-bamberg.de/sowi/bevoelkerung

Karte 7: Durchschnittliche Lebenserwartung bei Geburt 1999/2001, Frauen

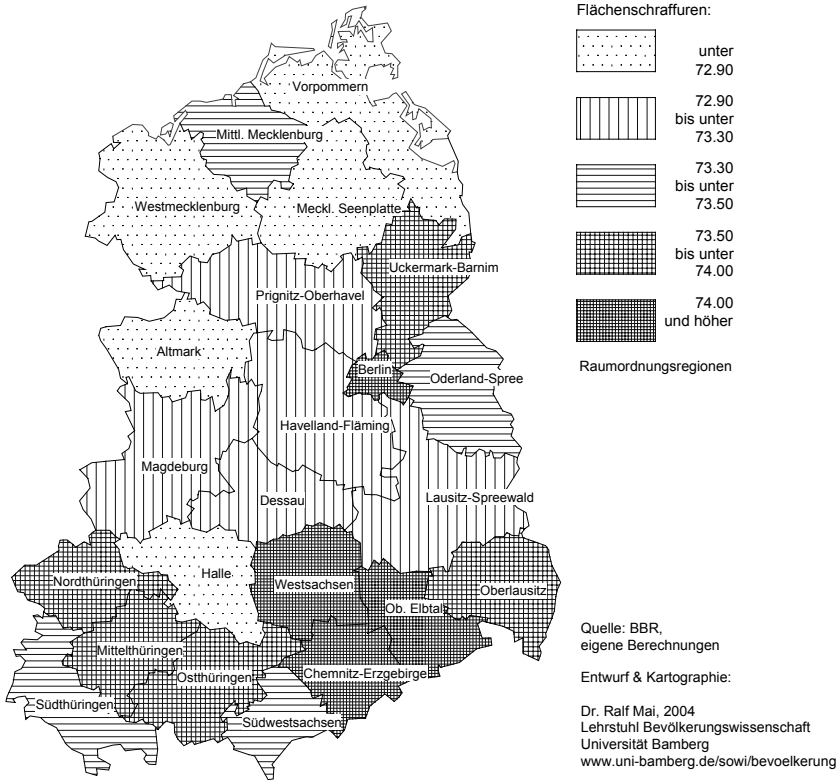


Quelle: BBR,
eigene Berechnungen

Entwurf & Kartographie:

Dr. Ralf Mai, 2004
Lehrstuhl Bevölkerungswissenschaft
Universität Bamberg
www.uni-bamberg.de/sowi/bevoelkerung

Karte 8: Durchschnittliche Lebenserwartung bei Geburt 1999/2001, Männer

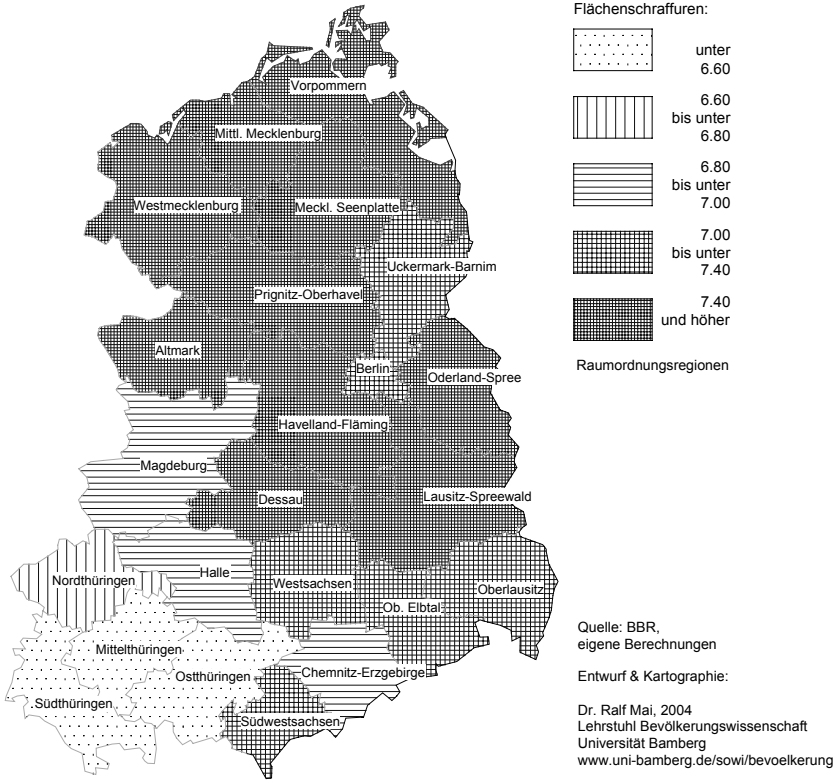


Quelle: BBR,
eigene Berechnungen

Entwurf & Kartographie:

Dr. Ralf Mai, 2004
Lehrstuhl Bevölkerungswissenschaft
Universität Bamberg
www.uni-bamberg.de/sowi/bevoelkerung

Karte 9: Übersterblichkeit 1991/93 in Jahren

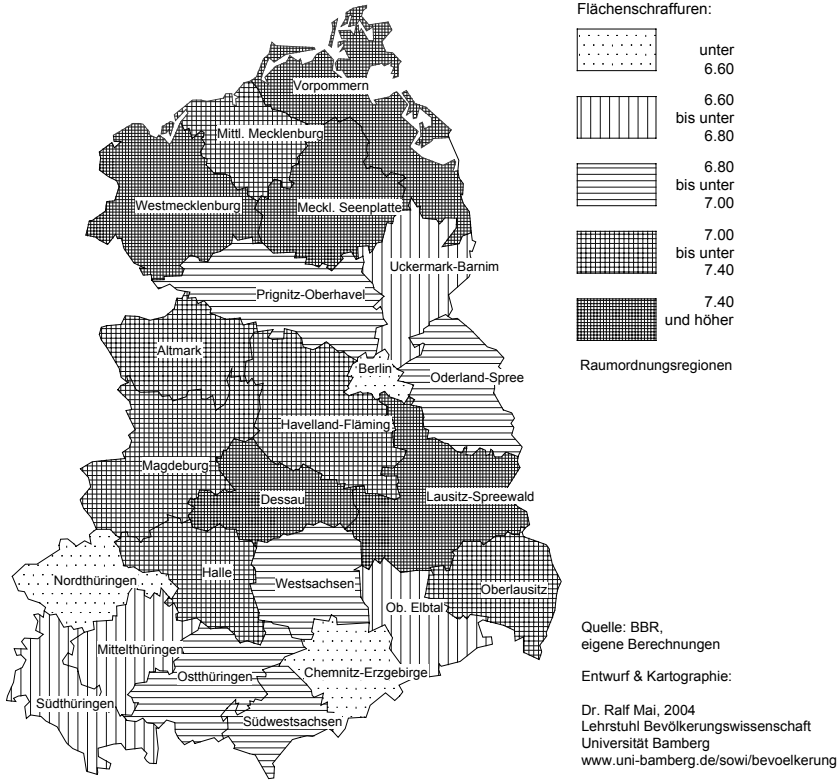


Quelle: BBR,
eigene Berechnungen

Entwurf & Kartographie:

Dr. Ralf Mai, 2004
Lehrstuhl Bevölkerungswissenschaft
Universität Bamberg
www.uni-bamberg.de/sowi/bevoelkerung

Karte 10: Übersterblichkeit 1999/2001 in Jahren



Quelle: BBR,
eigene Berechnungen

Entwurf & Kartographie:

Dr. Ralf Mai, 2004
Lehrstuhl Bevölkerungswissenschaft
Universität Bamberg
www.uni-bamberg.de/sowi/bevoelkerung

Bewertungsmodelle – Beispiel einer PYLL-orientierten Analyse der Todesursachen für den Freistaat Sachsen

Jürgen Schott und Antje Richter

Zusammenfassung

Am Anfang einer Wertung steht immer eine Zielsetzung. Eine „Bewertung an sich“ kann es nicht geben. Die berechneten Ziffern zu Potential Years of Life Lost (PYLL) und zu den Verlustpotentialen für den Gestorbenen (VEL) differenzieren durchaus und sehr unterschiedlich die vorgegebenen Todesursachenklassen. Damit rechtfertigen sie das Modell insgesamt. Gleichzeitig wird damit aber auch eine große Disziplin bei der Auswahl einer der Ziffern zur Bewertung des Sterbegeschehens verlangt. Ohne eine hinreichende Begründung einer solchen Auswahl scheint das Modell zur Bewertung des Sterbegeschehens über Potentialverluste nur journalistischen Interessen zu genügen. Der Umgang mit diesem Modell erfordert ein hinreichendes Verständnis sowohl der Todesursachenklassifikation als auch der formalen Ausgestaltung des Modells selbst wie auch eine angemessenen Routine.

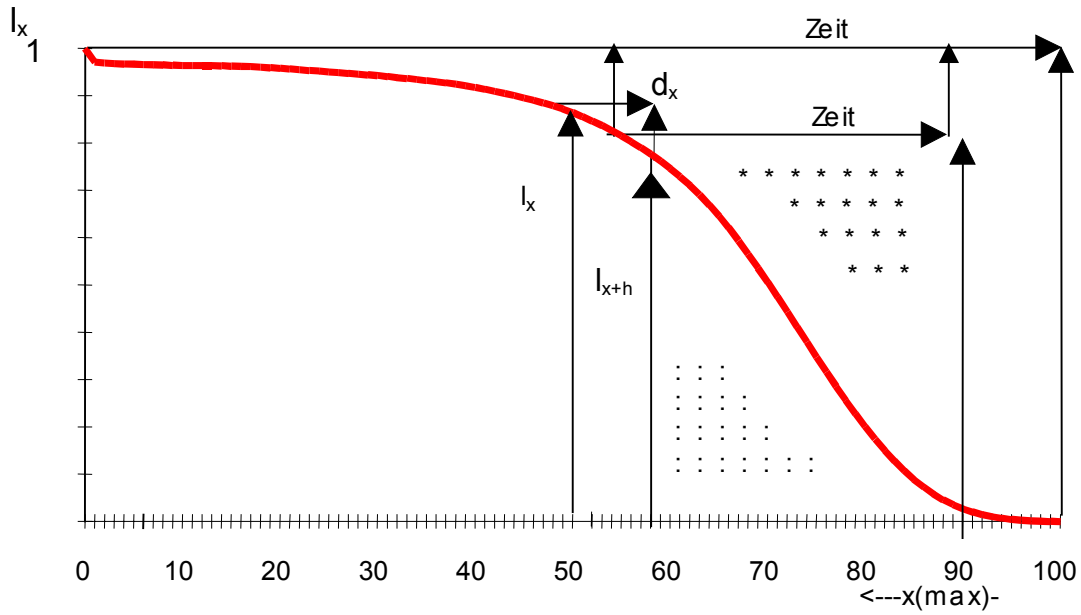
Vorwort

Im Zusammenhang mit Todesursachenanalysen wird oftmals gefragt, welcher Potentialverlust (PYLL = Potential Years of Life Lost) mit einer Todesursache verknüpft ist. Die tragende Idee ist dabei, dass für die **Wertung** des Sterbegeschehens, d.h. für eine Aussage zur Bedeutung, die eine Todesursache z.B. im gesellschaftlichen Rahmen hat, mindestens zwei Parameter wesentlich sind: das Sterbealter **und** die Sterbehäufigkeit in der Bevölkerung. Wenn z.B. die Todesursachen im Bereich der Herz-Kreislauf-Krankheiten über 50 % der Gestorbenen (männlich) betreffen, so darf nicht übersehen werden, dass man in keiner anderen Todesursachenklasse durchschnittlich ein höheres Alter erreicht. Eine Häufigkeitsaussage allein scheint somit nicht ausreichend für eine Wertung zu sein.

Methode

Zur Berechnung von PYLL-Werten gibt es verschiedene Ansätze (Abbildung 1). Ausgegangen wird von der Überlebensfunktion l_x, der Absterbeordnung. Sie ergibt mit der unter ihr liegenden Fläche das allgemeine Lebenspotential eines durchschnittlichen Lebens unter Zugrundelegung der gegenwärtig zu beobachtenden altersspezifischen Sterbewahrscheinlichkeiten. Im ersten Fall eines Modellansatzes (oberhalb der Funktion l_x (**)) wird eine potentielle Lebenszeit von $\boldsymbol{x_{min}}$ bis zu dem Grenzalter $\boldsymbol{x_{max}}$ und damit ein Potential definiert, das dann entsteht, wenn niemand in diesem Altersbereich stirbt. Mit diesem Ideal wird der Rahmen festgelegt, auf den bezogen man den Verlust an Lebenszeit durch Tod im Zusammenhang mit einer Todesursache werten will. Wird z.B. das Alter x_{min} auf 15 Jahre und x_{max} auf = 65 Jahre gelegt, dann wird der Verlust an **Lebensarbeits-**

Abb. 1: Überlebensfunktion l_x einer Kohorte und zum Konzept der „PYLL-Modelle“



zeit bewertet, der den **15-jährigen** Personen durch Sterben an der diskutierten Todesursachenklasse bis zur Altersgrenze von 65 Jahren im Durchschnitt auferlegt ist. Setzt man x_{min} = **0** Jahre und x_{max} = **100** Jahre, dann ist annähernd die **gesamte** potentielle **Lebenszeit** angesprochen. Mit dieser Festlegung würde die Bedeutung von Todesursachen für den **Lebensverlängerungsprozess** diskutiert werden. Für diese Berechnungsweise hatte man zunächst die Abbreviatur **PYLL** eingeführt.

Die zweite grundsätzliche Modellvariante (unterhalb der Absterbeordnung l_x (: :)) beurteilt danach, wie viel an durchschnittlicher Lebenszeit dem **Verstorbenen** im Alter x im Zusammenhang mit der Todesursache i verloren gegangen ist. Während also die o.g. PYLL-Werte den Nulljährigen (bzw. wenn von dem Alter x an gerechnet wird, den x-Jährigen) betreffen, dem unter der Bedingung der Existenz dieser Todesursache potentielle Lebenszeitverluste drohen (z.B. volkswirtschaftliche Bedeutung!), bewerten die nunmehr zu berechnenden Größen den Verlust an Lebenserwartung, den der Gestorbene erfährt (individuelle Bedeutung). Das sind unmittelbare Ausfallpotentiale für die Gestorbenen hinsichtlich Produktion und Konsumption und somit tatsächliche Verluste an Zukunft. Gemessen wird in diesem Fall an der ferneren Lebenserwartung der Lebenden im Alter x.

Das komplexe Modell zu PYLL entsteht dadurch, dass noch verschiedene Bezugszahlen genutzt werden. Die nicht relativierten Werte sind Kumulationen zur Todesursache i über die angesprochenen Altersbereiche und können bei den gleichartigen Ziffern über die einzelnen Todesursachen addiert werden. Für die Interpretation ist zu empfehlen, diese Berechnungen zu einer Gesamtheit der Todesursachen durchzuführen.

Nachdem die todesursachen- und altersspezifischen Sterbedichten $d_{x,i}$ (Anzahl der Gestorbenen in der Sterbetafel; x = Alter, i = Todesursachenklasse; L_x = im Alter x durchlebte Zeit in der Sterbetafelkohorte, $m_{x,i}$ = altersspezifische Mortalität) über

$$d_{x,i} = m_{x,i*} L_x \qquad (1)$$

berechnet wurden, stellt sich das ganze Modell formal wie nachfolgend ausgeführt dar. Wenn dabei unterschiedliche Altersgrenzen in die Ausdrücke eingesetzt werden, soll so nur darauf verwiesen sein, dass man je nach Fragestellung diese Grenzen vorgibt.

Der primäre Ansatz zum **Verlust an potentieller Lebenszeit** für den Nulljährigen ($\mathbf{PYLL}_{0,x,i}$) durch Tod an der Todesursache i bis zum Grenzalter x_{max} ist definiert als:

$$\mathrm{PYLL}_{0,x,i} \equiv \sum_{x=0}^{x_{\max}} d_{x,i}(x_{\max} - x). \tag{2}$$

Ein solches Produkt von Sterbehäufigkeit $d_{x,i}$ und Alterszeit (x_{max} –x) hat den Charakter eines „Momentes“ (man denke an das Hebelmoment oder an das Drehmoment in der Physik). Der Zahlenwert selbst ist somit nicht mehr unmittelbar im Rahmen einer Eindeutigkeit bzw. Plausibilität erklärt. Einen Zugang zu einer Handhabbarkeit dieser abstrakten Zahl erhält man erst über den Vergleich der jeweiligen PYLL-Werte zu verschiedenen Todesursachen. Die Mitteilung nur eines einzelnen PYLL-Wertes zu nur einer Todesursache ist nicht informativ.

Die Sterbehäufigkeit $d_{x,i}$ zur Ursache i im Alter x lässt sich ersetzen durch das Produkt von Mortalität $m_{x,i}$ und mittlerer altersspezifischer Risikozeit in der Kohorte (L_x) bzw. durch das Produkt von Sterbewahrscheinlichkeit $q_{x,i}$ und Anfangsbestand im Alter $_x$ (Tafelwerte, Absterbeordnung) l_x. Damit erhält man:

$$\mathrm{PYLL}_{0,x,i} = \sum_{x=0}^{x_{\max}} m_{x,i} L_x (x_{\max} - x) \text{ bzw.}$$

$$\mathrm{PYLL}_{0,x,i} = \sum_{x=0}^{x_{\max}} q_{x,i} l_x (x_{\max} - x). \tag{3}$$

Berechnet man PYLL so über die Mortalität oder die Sterbewahrscheinlichkeit, kann auf eine Standardbevölkerung nach den üblichem Verfahren direkt standardisiert werden, indem an die Stelle von L_x oder l_x die Standardbevölkerungen N_x eingesetzt werden. Das gilt für alle nachfolgenden Ausdrücke.

Wird $\mathrm{PYLL}_{0,x,i}$ durch die Anzahl der Gestorbenen $d_i = \sum_{y=0}^{x_{\max}} d_{y,i}$ an der Todesursache i des vorgegebenen Altersintervalls geteilt, entsteht:

$$\mathrm{PYLLr}_{0,x,i} = \sum_{x=0}^{x_{\max}} d_{x,i}(x_{\max} - x) \,/\, \sum_{y=0}^{x_{\max}} d_{y,i} \equiv (\overline{x_{\max} - x}), \tag{4}$$

Da im Ausdruck (4) d_{xi} / $\sum_{y=0}^{x_{max}} d_{y,i}$ eine Dichtefunktion mit $\sum_{x=0}^{x_{max}} (d_{x,i} / \sum_{y=0}^{x_{max}} d_{y,i}) = 1$ ist, wird so (lt. Definition des gewogenen arithmetischen Mittels) ein durchschnittlicher Verlust an Altersjahren für (im Falle dieser Grenzen) den Nulljährigen bis zum Alter x_{max} errechnet. Der Querbalken ist das Symbol für das gewogene arithmetische Mittel.

Der Bezug auf die insgesamt Gestorbenen des Altersintervalls errechnet sich nach Erweiterung mit

$$\sum_{y=x_{\min}}^{x_{\max}} d_{y,i} / \sum_{y=x_{\min}}^{x_{\max}} d_{y,i}$$

wie folgt

$$\text{PYLLt}_{x_{\min}x,i} = \sum_{x_{\min}}^{x_{\max}} d_{x,i}(x_{\max} - x) / \sum_{y=x_{\min}}^{x_{\max}} d_y$$

$$= \sum_{x_{\min}}^{x_{\max}} d_{x,i}(x_{\max} - x) \left[\sum_{y=x_{\min}}^{x_{\max}} d_{y,i} / \sum_{y=x_{\min}}^{x_{\max}} d_y \right] / \sum_{y=x_{\min}}^{x_{\max}} d_{y,i} \qquad (5)$$

Der eingeklammerte Quotient ist der Todesursachenstrukturanteil t_i derjenigen, die im Altersbereich $x_{min} \le x \le x_{max}$ an der Todesursache i sterben an allen Gestorbenen des Altersbereiches und kann als Faktor vor alle Summen gezogen werden. Die verbleibende Dichtefunktion errechnet den Durchschnitt der Altersdifferenzen (s. Formel (4)). Man erhält ein **mittleres Moment** zur **Todesursachenstruktur** t_i über den betrachteten Altersbereich durch die Todesursache i in der Größe von:

$$\text{PYLLt}_{x_{\min},x,i} = t_i * \overline{(x_{\max} - x)} \qquad \text{mit: } t_i = \sum_{y=x_{\min}}^{x_{\max}} d_{y,i} / \sum_{y=x_{\min}}^{x_{\max}} d_y \qquad (6)$$

Bei den Altersgrenzen $0 \le x \le 100$ Jahre wird auf $\sum_{y=0}^{100} d_y = l_0$ bezogen und das gesamte Todesursachenstrukturmoment für den durchschnittlichen *einzelnen* Geborenen berechnet.

Der Bezug von $\text{PYLL}_{0,x,i}$ auf das im Altersbereich $0 \le x \le x_{max}$ durchlebte Potential $\sum_{x=0}^{x_{max}} L_x$ ergibt ein **mittleres altersspezifisches Moment** zur **Mortalität** der Todesursache i (s. a. (3)):

$$\text{PYLL}_{L,x,i} = \sum_{x=0}^{x_{\max}} m_{x,i}(x_{\max} - x)L_x / \sum_{x=0}^{x_{\max}} L_x = \overline{m_{x,i}\,(x_{max} - x)}, \qquad (7)$$

da $L_x / \sum_{x=0}^{x_{\max}} L_x$ wieder eine Dichtefunktion ist. Ein entsprechender Ausdruck mit der Sterbewahrscheinlichkeit $q_{x,i}$ ergibt sich, wenn man über $q_{x,i} * l_x$ rechnet und durch die Summe $\sum_{x=0}^{x_{\max}} l_x$ teilt. Man erhält ein **mittleres altersspezifisches Moment der Sterbewahrscheinlichkeit** $q_{x,i.}$

$$\mathrm{PYLL}_{l_{x,i}} = \sum_{x=0}^{x_{\max}} q_{x,i} l_x (x_{\max} - x) \; / \; \sum_{x=0}^{x_{\max}} l_x \; = \overline{q_{x,i}(x_{max} - x)}, \tag{8}$$

Diese auf ein Potential bezogenen Werte werden mitunter auch **PYLL** genannt. Im Falle des Altersintervalls $0 \le x \le 100$ Jahre ergeben diese Summen $\sum_{x=0}^{x_{\max}} l_x$ *bzw.* $\sum L_x$ in etwa die mittlere Lebenserwartung (das mittlere durchlebte Potential) multipliziert mit l_0, d.h. man bezieht auf die mittlere Lebenserwartung bzw. das realisierbare Gesamtpotential.

Entsprechend den obigen Ausdrücken zur Last, die denjenigen erwartet, der das berechnete Altersintervall beginnt, ist der **Verlust an fernerer Lebenserwartung** der Gestorbenen (**$\mathrm{VLE_i}$**) durch Tod an der Todesursache i zu modifizieren. Diese Ziffer beinhaltet einen Verlust an Lebenserfüllung und wertet die Todesursache über das folgende Moment:

$$\mathrm{VLE_i} = \sum_{x=0}^{100} d_{x,i} * e_x \tag{9}$$

Die e_x sind die ferneren Lebenserwartungen der x-Jährigen. Die Summierung geht dann bis zum höchsten Alter, z.B. x = 100 Jahre. Bei einer Begrenzung auf ein jüngeres Alter wäre über die Sterbetafel das bis zu diesem Alter erlebte Potential $\hat{e}_{x_{\max}}$ anstelle der ferneren Lebenserwartungen e_x zu errechnen und einzusetzen. Bei Relativierungen dieser Werte so, wie sie für PYLL beschrieben wurden, treten an die Stelle der Altersdifferenzen $(x_{max} - x)$ die Potentialwerte $\hat{e}_{x_{\max}}$

Ergebnisse

Anschließend werden zu Zwecken der Demonstration gemäß den o.g. Ausdrücken Potentialverlustwerte zu Todesursachenklassen für die Bevölkerung des Freistaates Sachsen für ausgewählte Kalenderjahre berechnet. Dabei wird weiterhin darauf geachtet, dass das ganze Spektrum der Todesursachen berücksichtigt wird. Das geschieht, indem die Todesursachen angemessen zu zehn kompakteren Klassen zusammengefasst werden. Die Systematik bezieht sich auf die ICD 9 resp. ICD 10. Die vereinbarten Abkürzungen sind in der Tabelle 1 zusammengestellt. Bei solchen Berechnungen zeigt es sich, dass eine todesursachenspezifische Modellierung zwangsläufig auf Klassen an Todesursachen zurückgreift, die aus medizinischer Sicht außerordentlich komplex sind. Die einzelnen klinisch zu unterscheidenden Krankheiten sind für derartige Modellierung zu selten

Tab. 1: Definition der genutzten Abkürzungen

Abkürzung		ICD 9	ICD 10	Todesursachenbereich
P	001	001 bis 139	A00 bis B99	Infektiöse und parasitäre Krankheiten
P	140	140 bis 239	C00 bis D48	Neubildungen
P	240	240 bis 279	E00 bis E90	Endokrine, Ernährungs- u. Stoffwechselerkrankungen sowie Störungen der Immunität
P	290	290 bis 389	F00 bis G99	Psychiatrische Krankheiten, Krankheiten des Nervensystems und der Sinnesorgane
P	390	390 bis 459	I00 bis I99	Krankheiten des Kreislaufsystems
P	460	460 bis 519	J00 bis J99	Krankheiten des Atmungssystems
P	520	520 bis 579	K00 bis K93	Krankheiten des Verdauungssystems
P	580	580 bis 629	N00 bis N99	Krankheiten des Urogenitalsystems
P	800	E800 bis E999	S00 bis Y98	Unfälle, Selbstmord, Mord usw.
	Rest	280 bis 289	D50 bis D89	Krankheiten des Blutes u. blutbildender Organe
		630 bis 676	O00 bis O99	Krankh. bei Schwangerschaft bis Wochenbett
		680 bis 739	L00 bis M99	Haut, Muskel-u. Skelettsystem, Bindegewebe
		740 bis 759	Q00 bis Q99	Angeborene Anomalien
P	999	760 bis 779	P00 bis P96	in Perinatalzeit entstandene Zustände
		780 bis 799	R00 bis R99	Symptome, ungenau bezeichnete Zustände

in der betrachteten Bevölkerung (rd. 4,5 Mio.). Eine wahrscheinlichkeitsorientierte Analytik, die z.B. lediglich die Altersinhomogenitäten der Bevölkerung partiell berücksichtigt, ist nur für wenige Krankheiten durchzusetzen.

Die vorgegebenen Klassifikationen haben auch den Charakter von Gliederungen insofern, als z.B. Neubildungen im Bereich des Atmungssystems etc. nicht im Nummernbereich 460 bis 519 ICD 9 usw. verschlüsselt werden dürfen. Entsprechendes gilt für Infektionen etc.

Sachsen

Beim in Tabelle 2 gegebenen Überblick zeigen die errechneten Werte, dass die primären PYLL-Angaben ebenso wie die Zahlen zu den Verlusten an Lebenserwartung bei der üblichen Normierung der Tafel auf 100 000 „Lebendgeborene“ sehr unübersichtlich werden und eigentlich nur für ökonomische Betrachtungen zur Volkswirtschaft und dann auch nur in der realen Bevölkerung interessant sind. Für gesundheitspolitische Fragestellungen sind die relativierten Werte interessanter. Sind die Sterbealter bzw. die im Altersbereich zu bewertenden Potentiale errechnet, ist $PYLL_r$ als Differenz von mittlerem Sterbealter zum Grenzalter ebenfalls schon gegeben und bräuchte nicht mehr gesondert errechnet zu werden. Interessant bleiben die Momente der Todesursachenstruktur ($PYLL_t$) und die durchschnittlichen altersspezifischen Momente der Sterbewahrscheinlichkeit bzw. der Mortalität (YPLL) sowie die relativen Verluste an Lebenserwartung VLE_r wie auch die zugehörigen Momente der Todesursachenstruktur VLE_t bzw. der Mortalität.

Tab. 2: Todesursachenspezifische Werte zu PYLL und VLE, sowie mittlere Lebenserwartung (e(0)) und TU-Struktur (d-%) der Sterbetafel 1999

Männer/99	e(0)	d-%	PYLL(0,100)	PYLL(r)	PYLL(t),n	YPLL,m	VLE	VLEr,n	VLE(t),m
P 001	63,99	0,30	11101	36,01	0,11	0,67	5692,83	18,22	0,06
P 140	71,72	24,36	698957	28,28	6,89	0,48	299697,55	11,84	2,88
P 240	74,53	1,91	49405	25,47	0,49	0,36	20920,81	10,50	0,20
P 290	65,26	2,51	88319	34,74	0,87	0,62	44195,99	17,13	0,43
P 390	78,75	51,09	1107795	21,25	10,85	0,24	432507,03	7,99	4,08
P 460	77,82	5,91	133555	22,18	1,31	0,27	53369,33	8,56	0,51
P 520	65,37	5,24	183404	34,63	1,81	0,66	88625,27	16,48	0,86
P 580	77,78	0,87	19799	22,22	0,19	0,27	7903,13	8,57	0,07
P 800	55,04	5,26	238435	44,96	2,37	0,89	136853,73	25,59	1,35
Rest	43,93	2,50	141273	56,07	1,40	1,05	92333,18	36,47	0,91
P 000	73,69	100,00	2672843	26,31	26,31	0,36	1182386,96	11,36	11,36
Frauen/99	e(0)	d-%	PYLL(0,100)	PYLL(r)	PYLL(t),w	YPLL,w	VLE	VLEr,w	VLE(t),w
P 001	68,28	0,31	9993	31,72	0,10	0,56	5834,31	18,31	0,06
P 140	73,82	19,83	523855	26,18	5,19	0,46	269313,14	13,22	2,62
P 240	79,71	3,05	62701	20,29	0,62	0,28	29530,94	9,29	0,28
P 290	74,26	1,80	46768	25,74	0,46	0,38	25472,32	13,79	0,25
P 390	84,16	60,90	984995	15,84	9,64	0,17	423783,43	6,53	3,98
P 460	82,24	3,60	65075	17,76	0,64	0,21	29518,80	7,78	0,28
P 520	74,13	3,79	98849	25,87	0,98	0,41	52369,81	13,47	0,51
P 580	79,54	0,84	17533	20,46	0,17	0,29	8251,18	9,36	0,08
P 800	71,08	3,28	95672	28,92	0,95	0,43	56511,18	16,88	0,55
Rest	60,86	2,54	99710	39,14	0,99	0,57	69465,34	27,12	0,69
P 000	80,24	100,00	2005870	19,76	19,76	0,25	970342,86	9,30	9,30

Abb. 2: Die Werte für das Strukturmoment $PYLL_t$ und den Zukunftsverlust VLE_r männlich und weiblich für die Bevölkerung Sachsens, 1999, $0 \leq x \leq 100$ Jahre

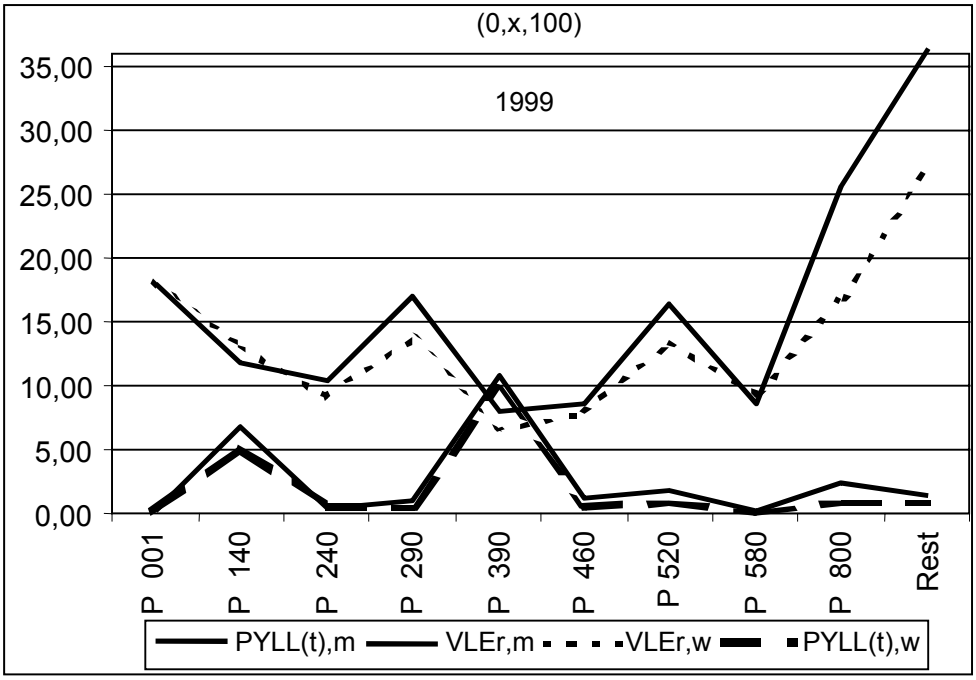
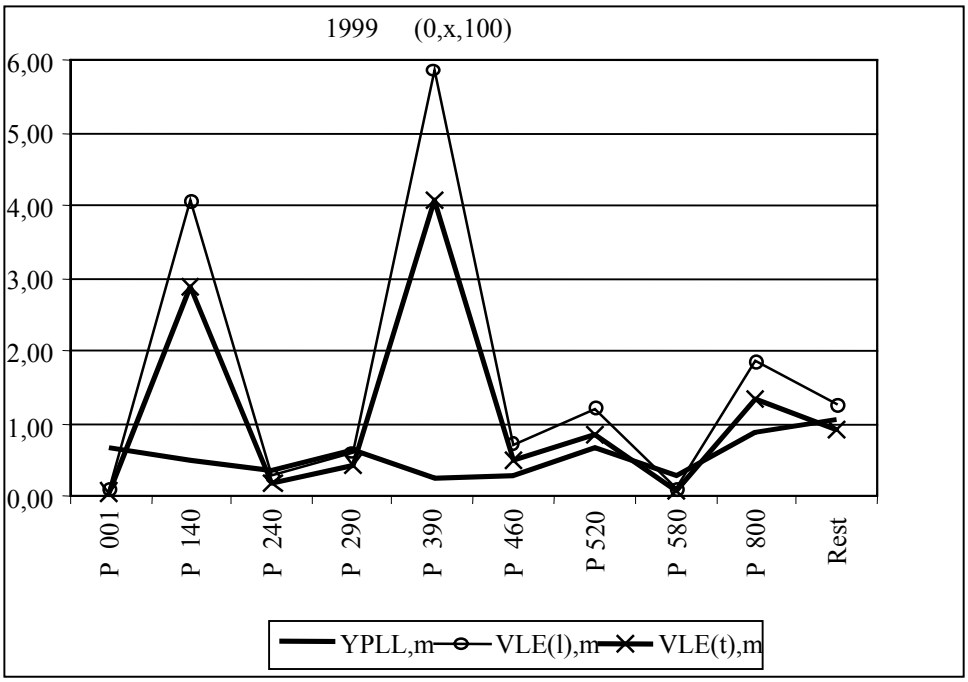


Abb. 3: Die Werte für die altersspezifischen Momente YPLL und VLE_l bzw. das Strukturmoment VLE_t männlich für die Bevölkerung Sachsens, 1999, $0 \leq x \leq 100$ Jahre



Die Abbildungen 2 und 3 belegen die deutlichen Verschiedenheiten der Bewertung der Todesursachen durch die unterschiedlichen Ziffern. Bei den Momenten der Todesursachenstruktur dominieren die Herz-Kreislaufkrankheiten vor den Neubildungen und dem nicht natürlichen Tod, wobei die Verluste an Lebenserwartung, die den individuellen Verlust an Lebenszeit markieren, stärker differenzieren als die PYLL-Varianten, die primär die Bedeutung der Todesursachenklasse für die Entwicklung der Lebenserwartung herausstellen. Die durchschnittlichen Altersmomente der Mortalität (YPLL) stellen dagegen den nicht natürlichen Tod in den Vordergrund, auch wenn insgesamt nur geringe Differenzierungen gegeben sind. Bemerkenswert ist der relative Verlust an Lebenserwartung (VLE_r), der in seiner „Ziffernlogik" deutlicher das Sterbealter berücksichtigt. Hier wird der nicht natürliche Tod am stärksten herausgehoben und den Todesursachen aus der Klasse der psychiatrischen Krankheiten einschließlich der Krankheiten des Nervensystems und der Sinnesorgane und den Krankheiten des Verdauungssystems vorangestellt, während Kreislauf-Krankheiten und Neubildungen nahezu bedeutungslos werden, weil diese wesentlich für das erreichte hohe mittlere Sterbealter sind. Die Ziffern zur erwarteten Last (PYLL) sind somit z.T. gegensätzlich zu den Ziffern zum Verlust an Zukunft (VEL). Während erstere stärker ein gesellschaftliches Interesse abbilden, bestimmen letztere eher eine individuelle Sicht der Todesursachen.

Dass diese PYLL-Bewertungen abhängig vom vorgegebenen Altersbereich sind, belegt die Tabelle 2 am Beispiel der Werte PYLL, $PYLL_t$ und $PYLL_r$. Erstrangig werden jetzt der nicht natürliche Tod bei den Männern (P 800) und bei den Frauen auch die Neubildungen (P 140).

Tab. 3: Die Werte für PYLL-, $PYLL_t$- und $PYLL_r$-Werte für das Grenzalter von Null bis 65 Jahren, männlich und weiblich für die Bevölkerung Sachsens, 1999

	Männer	bis x = 65 Jahre		**Frauen**	bis x = 65 Jahre	
	PYLL	PYLL(r)	PYLL(t)	PYLL	PYLL(r)	PYLL(t)
P 001	2587,23	8,51	0,03	2210,10	7,13	0,02
P 140	55180,93	2,27	0,55	44552,96	2,27	0,45
P 240	4381,63	2,30	0,04	3819,28	1,27	0,04
P 290	19083,12	7,61	0,19	7563,04	4,24	0,08
P 390	46690,34	0,92	0,47	15015,18	0,25	0,15
P 460	7727,00	1,31	0,08	1902,56	0,53	0,02
P 520	31209,24	5,98	0,31	11941,73	3,19	0,12
P 580	997,04	1,14	0,01	802,00	0,96	0,01
P 800	57152,04	18,15	0,57	18209,46	7,01	0,18
P 999	69000,47	27,63	0,69	44522,36	17,70	0,45
P 000	319619,90	3,21	3,21	156057,70	1,58	1,58

Die zeitliche Dynamik der ausgewählten Ziffern im Zeitraum von 1981 bis 1999 für die männliche Bevölkerung des Freistaates Sachsen und für den Altersbereich von Null bis 100 Jahren zeigen beispielhaft die Abbildungen 4, 5 und 6 für die beiden Todesursachen-Klassen Psychiatrische Krankheiten, Krankheiten des Nervensystems und der Sinnesorgane (P 290) und Krankheiten des Verdauungstems (P 520).

Abb. 4: Die Werte für $PYLL_t$, YPLL und VLE_t männlich für die Bevölkerung Sachsens, 1981 bis 1999, Psychiatrische Krankheiten, Krankheiten des Nervensystems und der Sinnesorgane (P 290), $0 \leq x \leq 100$ Jahre

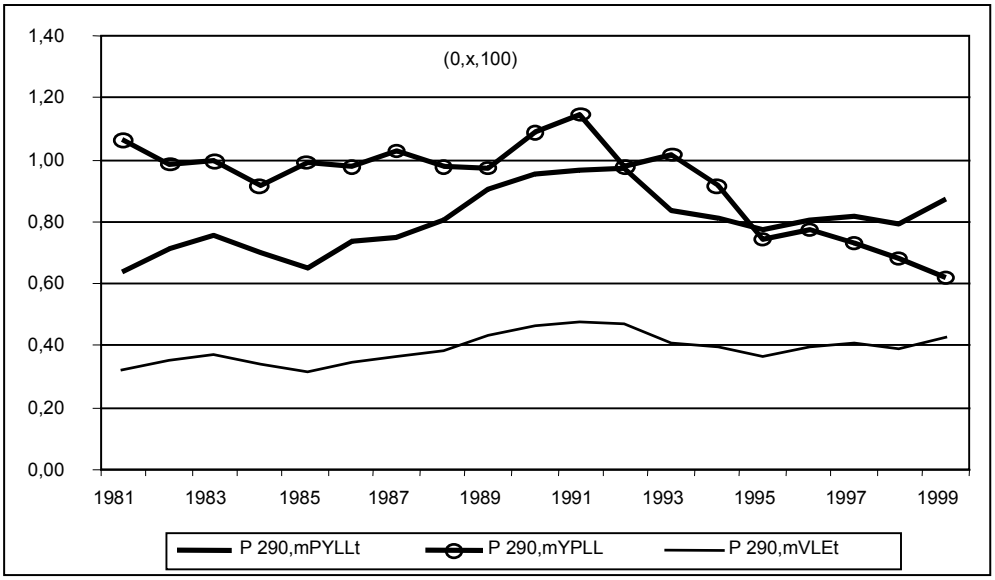


Abb. 5: Die Werte für $PYLL_t$, YPLL und VLE_t männlich für die Bevölkerung Sachsens, 1981 bis 1999, Krankheiten des Verdauungssystems (P 520), $0 \leq x \leq 100$ Jahre

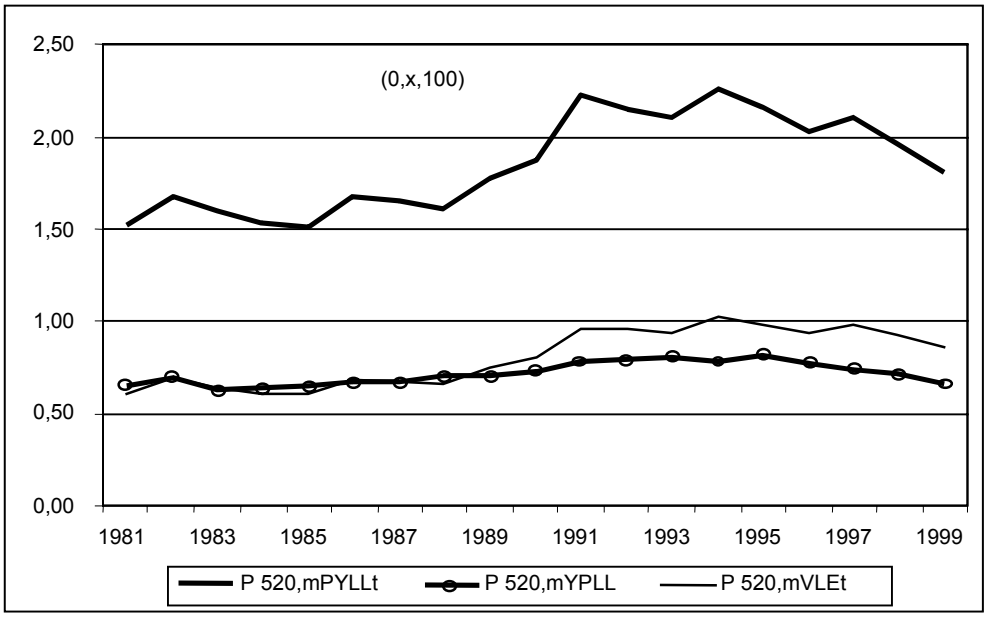
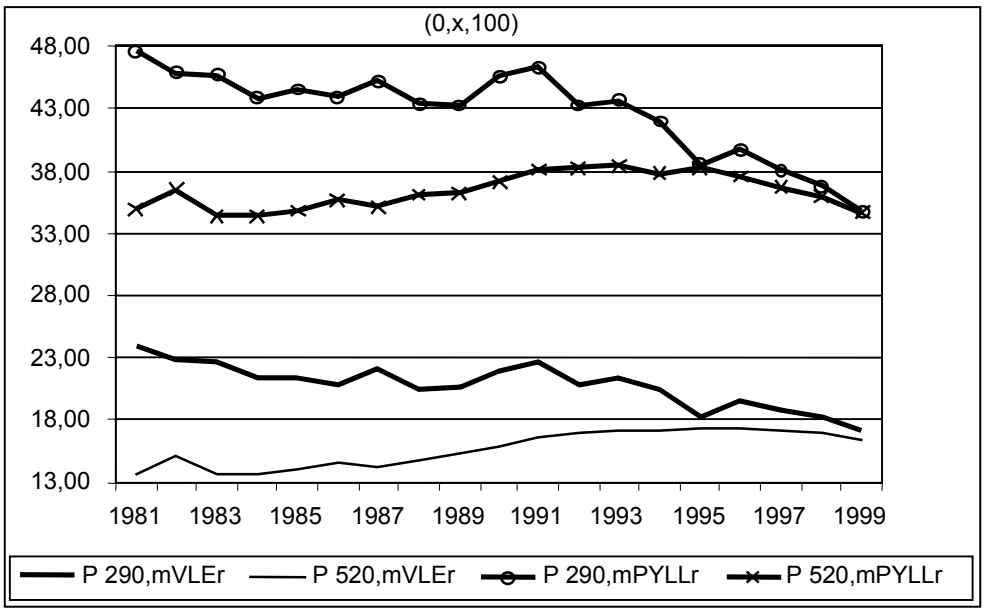


Abb. 6: Die Werte für $PYLL_r$ und VLE_r männlich für die Bevölkerung Sachsens, 1981 bis 1999, Psychiatrische Krankheiten, Krankheiten des Nervensystems und der Sinnesorgane (P 290) sowie Krankheiten des Verdauungssystems (P 520), $0 \leq x \leq 100$ Jahre



Besonders hervorzuheben sind hier die unterschiedlichen Trends der Ziffern $PYLL_r$ (mittlerer Altersverlust), YPLL (mittleres altersspezifisches Moment der Sterbewahrscheinlichkeit) und VLE_t (Strukturmoment des Verlustes an Lebenserwartung) für die Todesursachenklasse „Psychiatrische Krankheiten, Krankheiten des Nervensystems und der Sinnesorgane (P 290)“.

Literatur

Baker, R-D., 1998: Use of a mathematical model to evaluate breast cancer screening policy, Health-Care-Manag.-Sci., 1(2):103-13

Casper, W.; Wiesner, G.; Bergmann, K.E. (Hrsg.), 1995: Mortalität und Todesursachen in Deutschland – unter besonderer Berücksichtigung der Entwicklung in den alten und neuen Bundesländern, Robert-Koch-Institut, Berlin (RKI-Heft 10/1995)

Cooper, B.S.; Rice, R.H. 1976: The Economic Cost off Illness Revicited, US Dep. of Health, Education and Welfare, DHEW Publication

Guberan, E., 1979: Tendances de la mortalite en Suisse 1951-1977. Principales categories des deces, Schweiz-Med-Wochenschr., 109 (39):1465-71

Liddell, F-D., 1979: Excess PYLL for occupational mortality comparisons, Int-J-Epidemiol., 8(2):185-6

Romeder, J.-M.; McWhinnie, J.R., 1977: Potential Years of Life Lost between Ages 1 and 70: An Indicator of Premature Mortality for Health Planing, International Journal of Epidemiology, Bd. 6, No 2: 143-151

Schott, J.; Haberland, J.; Baier, W.; Bergmann, K.E., 1995: Häufigkeitsanalytik für die Erarbeitung von Gesundheitszielen – Teil III: Potentielle Lebenszeitverluste, Gesundheitswesen. 57: 247-251

Die Vererbbarkeit der Todesursache: ein „correlated frailty"- Modell angewandt auf dänische Zwillinge, geboren 1870-1930

Andreas Wienke

Zusammenfassung

Daten über die todesursachenspezifische Sterblichkeit dänischer eineiiger (MZ) und zweieiiger (DZ) Zwillinge werden genutzt, um den Einfluss genetischer Faktoren auf die Anfälligkeit gegenüber Krebs, ischämischen Herzkrankheiten, Schlaganfall und Erkrankungen der Atemwege zu analysieren. Die Daten des dänischen Zwillingsregisters beinhalten Informationen über 1344 MZ und 2411 DZ männliche sowie 1470 MZ und 2730 DZ weibliche Paare, geboren im Zeitraum von 1870 bis 1930. Dabei wurden nur die Paare betrachtet, bei denen beide Individuen am Stichtag 1. Januar 1943 am Leben waren. Das „correlated frailty"-Modell wird für die genetische Analyse von todesursachenspezifischer Sterblichkeit genutzt. Varianzkomponenten bezüglich genetischer und Umweltfaktoren werden mit Hilfe von Strukturgleichungen berechnet. In allen betrachteten Fällen todesursachenspezifischer Sterblichkeit waren die Korrelationskoeffizienten der „frailties" höher für MZ- als für DZ-Zwillinge. Fünf biometrische Standardmodelle wurden auf die Daten angewendet, um den qualitativen und quantitativen Einfluss genetischer und Umweltfaktoren zu analysieren. Bei Nutzung des jeweils am besten passenden biometrischen Modells ergab sich als todesursachenspezifische Vererbbarkeit 0.28 (0.08) für Krebs (AE), 0.53 (0.11) für ischämische Herzkrankheiten (AE), 0.42 (0.10) für Schlaganfall (DE), 0.00 (0.00) für Atemwegserkrankungen (CE) und 0.58 (0.07) für die totale Sterblichkeit (AE) bei Männern. Vererbbarkeit der Todesursache bei Frauen war 0.17 (0.05) für Krebs (DE), 0.58 (0.14) für ischämische Herzkrankheiten (AE), 0.23 (0.07) für Schlaganfall (DE), 0.18 (0.09) für Atemwegserkrankungen (DE) und 0.53 (0.09) für totale Sterblichkeit (AE). Die Analyse bestätigt den signifikanten Einfluss genetischer Faktoren auf die individuelle „frailty" im Zusammenhang mit Krebs, ischämischen Herzkrankheiten, Schlaganfall, Atemwegserkrankungen (nur bei Frauen) und totaler Sterblichkeit. Es war kein signifikanter Einfluss genetischer Faktoren auf Atemwegserkrankungen bei Männern nachweisbar.

Abstract

To address questions about genetic influence on susceptibility to cancer, coronary heart disease, stroke, diseases of the respiratory system and all cause mortality, data on cause specific mortality for Danish identical (MZ) and fraternal (DZ) twins are used. Data from the Danish Twin Register include 1344 MZ and 2411 DZ male twin pairs and 1470 MZ and 2730 DZ female twin pairs born between 1870 and 1930 and both individuals were still alive on January 1, 1943. The correlated frailty model is used for the genetic analysis of aggregated and cause specific mortality data on twins. Proportions of variance attributable to genetic and environmental factors were assessed using the structural equation model approach. In nearly all considered cases of cause specific mortality the estimates of correlation coefficients of frailty for MZ twins tend to be higher than for

DZ twins. Five standard biometric models are fitted to the data to evaluate the magnitude and nature of genetic and environmental factors on mortality. Using the best fitting biometric model heritability for cause of death was 0.28 (0.08) for cancer (AE), 0.53 (0.11) for coronary heart disease (AE), 0.42 (0.10) for stroke (DE), 0.00 (0.00) for respiratory diseases (CE) and 0.58 (0.07) for all cause mortality (AE) for males. With women heritability for cause of death was 0.17 (0.05) for cancer (DE), 0.58 (0.14) for heart disease (AE), 0.23 (0.07) for stroke (DE), 0.18 (0.09) for diseases of the respiratory system (DE) and 0.53 (0.09) for all cause mortality (AE). The analysis confirms the presence of significant genetic influence on individual frailty associated with cancer, coronary heart disease, stroke, diseases of the respiratory system (the latter for females only) and total mortality. No genetic influence was found for diseases of the respiratory system in males.

Einleitung

Ein gesteigertes Interesse an der Analyse des Einflusses genetischer Faktoren auf die menschliche Lebensdauer lässt sich für die letzten Jahre konstatieren. Einige Forscher sind an der Identifizierung spezieller Gene interessiert, welche die Lebensdauer beeinflussen (sogenannte “longevity”- oder “frailty”-Gene) (z.B. Schächter et al. 1994; Galinsky et al.1997), andere Wissenschaftler konzentrieren sich mehr auf die Analyse des generellen Einflusses der Gene auf Langlebigkeit. Familienstudien zeigen schwache Korrelationen im Sterbealter zwischen Eltern und Kindern (0.06-0.15) und etwas stärkere Korrelationen bei Geschwistern (0.04-0.35) (Cohen 1964; Wyshak, 1978). Die höheren Korrelationen bei Geschwistern im Gegensatz zu Eltern und Kindern deuten möglicherweise auf das Vorhandensein von nicht-additiven genetischen Effekten hin, können aber auch in einer stärker gemeinsam erlebten Umwelt bei Geschwistern begründet sein (Herskind et al. 1996).

In Zwillings- und Adoptionsstudien ist eine Trennung von genetischen und Umweltfaktoren möglich. Weiterhin kann zwischen additiven und nicht-additiven genetischen Faktoren unterschieden werden. Es gibt bisher nur wenige Zwillingsstudien auf diesem Gebiet, viele von ihnen zeigen eine höhere Konkordanz in eineiigen (MZ) als in zweieiigen (DZ) Zwillingspaaren (Hrubec und Neel 1978; McGue et al. 1993; Herskind et al. 1996) beziehungsweise größere Differenzen in der Lebensdauer von DZ-Zwillingspaaren verglichen mit MZ-Paaren (Jarvik et al. 1960). Es gibt lediglich eine Studie, in der Zwillinge über einen Großteil ihres Lebens hinweg analysiert wurden. Diese Studie (Herskind et al. 1996) mit 2872 dänischen Zwillingspaaren (geboren 1870-1900) zeigt eine moderate Vererbbarkeit der Lebensdauer (0.26 für Männer und 0.23 für Frauen) und unterstreicht die Bedeutung von nicht-additiven genetischen Faktoren. Diese Analyse erfolgte ohne Berücksichtigung der Todesursache. Es ist aber bekannt, dass genetische Faktoren sehr unterschiedlich in einzelne Krankheiten involviert sind. Die genetische Epidemiologie untersucht den Zusammenhang zwischen Genen und speziellen Krankheiten wie Krebs und ischämischen Herzkrankheiten. Aus dieser Sicht heraus macht es Sinn, den Einfluss genetischer Faktoren auf die Lebensdauer unter Berücksichtigung der Todesursache zu analysieren. Dafür nutzen wir in diesem Artikel das „correlated frailty“-Modell (Yashin et al. 1995; Yashin und Iachine 1995), welches die Abhängigkeit der Lebensdauern von Verwandten (hier Zwillingen) berücksichtigt und eine quantitative Analyse der genetischen Effekte (Vererbbarkeit) bezüglich bestimmter Todesursachen erlaubt. Dieser Ansatz gestattet es uns, Informationen über die Todesursache mit Daten über die Lebensdauer zu kombinieren. Zensierte oder trunkierte Daten stellen dabei keinerlei Problem dar. Dies vergrößert die Anzahl verwertbarer Zwillingspaare in unsere Studie (und die Güte statistischer Tests). In der Analyse unterstellen wir, dass Lebensdauern bezüglich unterschiedlicher Todesursachen unabhängig sind. Mögliche Erweiterungen des Modells mit abhängigen konkurrierenden

Risiken werden in Wienke et al. (2002b) gezeigt. Wir demonstrieren die Vorteile des Modells anhand von Daten über dänische Zwillinge, die bereits teilweise in McGue et al. (1993), Herskind et al. (1996) und Wienke et al. (2000, 2001) genutzt wurden. Die Studienpopulation ist durch die Einbeziehung der Geburtsjahrgänge 1901-1930 erheblich erweitert worden und enthält nun 7955 gleichgeschlechtliche Zwillingspaare der Geburtsjahrgänge 1870-1930 mit einem Untersuchungszeitraum vom 1. Januar 1943 bis zum 31. Dezember 1993.

Material und Methoden

Das dänische Zwillingsregister

Die Daten in unserer Analyse sind Lebensdauern von MZ- und DZ-Zwillingen aus dem dänischen Zwillingsregister an der Universität des südlichen Dänemarks in Odense, dem ersten nationalen Zwillingsregister der Welt (gegründet von Bent Harvald and Mogens Hauge 1954). Dieses Register enthält alle dänischen Zwillinge der Geburtsjahre 1870-1910 und alle gleichgeschlechtlichen Paare der Jahre 1911 bis 1930. Für weitere und detailliertere Informationen über die Konstruktion und Arbeitsweise des Registers siehe Hauge (1968). In unserer Studienpopulation sind alle gleichgeschlechtlichen Zwillinge enthalten, die zwischen dem 1. Januar 1870 und dem 31. Dezember 1930 geboren wurden und wo beide Partner am 1. Januar 1943 (dem Beginn des Untersuchungszeitraumes) am Leben waren. Folglich sind die Daten linkstrunkiert. Paare mit Todesfällen vor dem 31. Dezember 1993 und unvollständiger Angabe über die Todesursache oder unbekannter Zygosität wurden ausgeschlossen. Der Beobachtungszeitraum endete am 31. Dezember 1993 und alle Personen, die an diesem Tag am Leben waren, wurden als zensierte Beobachtungen behandelt (ebenso alle Lebensdauern bezüglich sonstiger Todesursachen). Insgesamt besteht die Studienpopulation aus 1344 MZ- und 2411 DZ- Zwillingspaaren männlichen Geschlechts sowie 1470 MZ und 2730 DZ-Zwillingspaaren weiblichen Geschlechts. Zusätzlich zur Lebensdauer ist auch die Todesursache für alle vor dem 31. Dezember 1993 verstorbenen Zwillinge bekannt.

Die Zygosität wurde auf der Grundlage von Selbstauskünften festgestellt. Validierungen dieser Methode durch Analyse von Blutproben im Labor zeigten eine Missklassifikationsrate von weniger als 5 % (Holm 1983). Für nähere Informationen über Status, Geschlecht und Todesursache in der Studienpopulation siehe Tabellen 1 und 2.

Status, Alter zum Zeitpunkt des Todes und Todesursache stammen vom Zentralen Personenregister, dem Dänischen Todesursachenregister, dem Dänischen Krebsregister (gegründet 1942) und anderen öffentlichen Registern in Dänemark. Die Validität des Zwillingsregisters wurde überprüft durch Vergleich der Information über das Todesjahr mit dem unabhängigen nationalen Krebsregister (Holm 1983). Dabei wurde zu 99 % Übereinstimmung festgestellt.

Sterblichkeit

Sterberaten für dänische Zwillinge (geboren 1870-1900) ab dem Alter von sechs Jahren sind nahezu identisch denen der entsprechenden dänischen Gesamtbevölkerung. Die Lebensdauer von MZ- Zwillingen ist denen der DZ-Zwillinge sehr ähnlich für beide Geschlechter (Christensen et al. 1995). Diese Übereinstimmung ist eine wesentliche Voraussetzung für die Verallgemeinerung der Ergebnisse aus Zwillingsstudien auf die Gesamtbevölkerung und gilt auch für die todesursachen-

spezifische Sterblichkeit (Christensen et al. 2001). Todesursachen sind auf Grundlage der Internationalen Klassifikation von Krankheiten (ICD, sechste, siebente und achte Revision) kodiert worden.

Vier verschiedene Todesursachen werden hier betrachtet: Krebs, ischämische Herzkrankheiten, Schlaganfall und Erkrankungen der Atemwege. Die ICD-Kodierungen dieser vier Krankheitsgruppen für die drei Revisionen sind in Tabelle 3 gegeben.

Statistische Methoden

Für eine erste grobe Analyse wurden Konkordanzraten berechnet, um die Vergleichbarkeit mit den Ergebnissen anderer Studien zu gewährleisten. Konkordanzraten sind ein weithin verbreitetes und akzeptiertes Maß für die Ähnlichkeit von Zwillingen. Die probandweise Konkordanzrate ist die Wahrscheinlichkeit, dass ein Zwilling erkrankt, wenn sein Partner bereits erkrankt ist (McGue 1992). Der Einfluss genetischer Faktoren spiegelt sich in höheren Konkordanzraten für MZ-Zwillinge gegenüber DZ-Zwillingen wider.

Konkordanzraten sind jedoch eher für die Analyse von binären Daten geeignet. Die spezielle Struktur von Lebensdauerdaten – insbesondere Zensur und Trunkierung – bleibt dabei unberücksichtigt. Deshalb ist es notwendig, auf Methoden aus der Lebensdaueranalyse zurückzugreifen. Allerdings können univariate Lebensdauermodelle die Abhängigkeiten zwischen Familienmitgliedern nicht adäquat darstellen. Für unsere Zwecke benötigen wir deshalb bivariate Lebensdauermodelle. Das „correlated frailty"-Modell hat sich als Mittel zur Modellierung abhängiger Lebensdauern bewährt (Yashin und Iachine 1995, 1997, 1999; Yashin et al. 1996) und verallgemeinert das univariate „frailty" Modell auf natürliche Art und Weise (für mehr Information über das „frailty" Konzept im univariaten Fall siehe Vaupel et al. 1979). Dieses bivariate Lebensdauermodell erlaubt die Einbeziehung zensierter Beobachtungen und damit eine Kombination von Lebensdaueranalyse mit Methoden der quantitativen Genetik. Seien X_i und Z_i (i=1,2) die Lebensdauern und „frailties" der beiden Individuen in einem Zwillingspaar, deren Hazardfunktionen durch das proportionale Hazardmodell $\mu(x,Z_i) = Z_{i\mu 0}(x)$, i=1,2, mit der Basishazardfunktion $\mu_0(x)$ gegeben seien. Die Lebensdauern X_1 und X_2 sind bedingt unabhängig, gegeben die „frailties" Z_1 und Z_2. Weiterhin gelte $Z_1=Y_0+Y_1$ and $Z_2=Y_0+Y_2$, wobei Y_0, Y_1, und Y_2 unabhängige gammaverteilte Zufallsvariablen sind mit den Parametern $Y_0 \sim G(k_0,\lambda)$, $Y_1 \sim G(k_1, \lambda)$ und $Y_2 \sim G(k_2, \lambda)$. Offensichtlich sind Z_1 und Z_2 korreliert wegen des gemeinsamen Bestandteils Y_0. Bezeichne ρ den Korrelationskoeffizienten und σ^2 die gemeinsame Varianz von Z_1 und Z_2, weiterhin gelte zwecks Identifizierbarkeit der Parameter $EZ_i=1$, i=1,2. Da die „frailties" Z_i (i=1,2) gewöhnlicherweise nicht beobachtbar sind, kann ihr Korrelationskoeffizient (der für die Methoden der quantitativen Genetik benötigt wird) nicht direkt aus den empirischen Daten heraus geschätzt werden. Dafür wird das „correlated frailty"-Modell verwendet, welches eine indirekte Schätzung der Parameter erlaubt. Dieses Modell wurde detailliert in Yashin et al. (1995) beschrieben. Die entsprechende bivariate Lebensdauerfunktion lautet

$$S(x_1,x_2) = (1+\sigma^2 H(x_1))^{-(1-\rho)/\sigma^2} (1+\sigma^2 H(x_2))^{-(1-\rho)/\sigma^2} * (1+\sigma^2(H(x_1)+H(x_2)))^{-\rho/\sigma^2} \quad (1)$$

mit $H(x)= \int_0^x \mu_0(t)dt$. Die semiparametrische Form der Lebensdauerfunktion ist durch den folgenden Ausdruck gegeben:

$$S(x_1,x_2) = \frac{S(x_1)^{1-\rho}\ S(x_2)^{1-\rho}}{(S(x_1)^{-\sigma^2} + S(x_2)^{-\sigma^2} - 1)^{\rho/\sigma^2}} \tag{2}$$

wobei S(x) die eindimensionale Randlebensdauerfunktion darstellt. Entsprechend Gleichung (1) nutzen wir ein Gamma–Gompertz-Modell für die Daten, das heißt $\mu(x,Z)=Zae^{bx}$, mit a, b, Korrelationskoeffizient ρ und Varianz σ^2 als Parametern, die aus dem Modell heraus geschätzt werden müssen. Vergleiche mit dem semiparametrischen Modell (wo die Randlebensdauerfunktion nichtparametrisch mit Hilfe des Kaplan-Meier-Schätzers ermittelt wird – hier nicht dargestellt) zeigen sehr ähnliche Ergebnisse und stützen die gewählte Art der Parametrisierung. Deshalb beschränken wir uns hier auf das parametrische Modell, welches insbesondere bei der Berechnung der Standardfehler der Maximum-Likelihood-Schätzer Vorteile bietet.

Wie bereits zuvor erwähnt stellt die Studienpopulation keine zufällige Stichprobe aus der Grundgesamtheit aller Zwillingspaare dar. Da beide Partner am 1. Januar 1943 am Leben sein mussten um in die Studienpopulation aufgenommen zu werden, sind die Lebensdauern linkstrunkiert, entstammen also einer bedingten Verteilung. Wenn ein Paar im Jahr y (mit y={1870, ... ,1930}) geboren wurde, so bedeutet die Bedingung, den 1. Januar 1943 zu erleben, dass beide Zwillingspartner mindestens 1943-y Jahre leben mussten, um in die Studienpopulation aufgenommen zu werden. Bezeichnen wir die Lebensdauern mit X_1 und X_2 und die Lebensdauerfunktion mit $S(x_1,x_2)$, so hat die bedingte Lebensdauerfunktion für ein Zwillingspaar geboren im Jahr y die Gestalt

$$\begin{aligned} S_y(x_1,x_2) &= P(X_1 > x_1, X_2 > x_2 | X_1 > 1943-y, X_2 > 1943-y) \\ &= \frac{S(x_1,x_2)}{S(1943-y,1943-y)} \end{aligned} \tag{3}$$

Für eine kombinierte Analyse von MZ- und DZ-Zwillingen führen wir zwei unterschiedliche Korrelationen ein, ρ_{MZ} und ρ_{DZ}. Diese Korrelationen enthalten die Schlüsselinformation über den Einfluss genetischer und Umweltfaktoren auf die „frailty“. Varianzkomponenten bezüglich genetischer und Umweltfaktoren werden mit Hilfe von Strukturgleichungen berechnet.

Ähnlichkeiten in Zwillingspaaren werden dabei durch drei Faktoren verursacht: additive genetische Faktoren (A), dominante genetische Faktoren (D) und gemeinsame Umwelt (C). Unterschiede beruhen auf additiven und dominanten genetischen Effekten sowie auf individueller Umwelt (E).

Fünf biometrische Modelle, basierend auf unterschiedlichen Annahmen über die genetische Struktur, wurden auf die Daten angewendet: ACE, CE, ADE, DE und CE.

Allgemein gilt für die Varianzkomponenten der vier erwähnten Faktoren (durch kleine Buchstaben gekennzeichnet)

$$\begin{aligned} \rho_{MZ} &= a^2 + d^2 + c^2 \\ \rho_{DZ} &= 0.5a^2 + 0.25d^2 + c^2 \\ 1 &= a^2 + d^2 + c^2 + e^2 \end{aligned} \qquad (4)$$

Dabei bedeutet zum Beispiel ein ACE Modell, dass die „frailty“ durch additive genetische Faktoren, gemeinsame und individuelle Umwelt dargestellt werden kann: Z=A+C+E. Um die Methoden der quantitativen Genetik und der Lebensdaueranalyse zu verbinden, ersetzen wir in der Likelihoodfunktion des „correlated frailty“-Modells die Korrelationen der MZ- und DZ-Zwillinge durch die obigen Gleichungen (4). Dies erlaubt eine direkte Schätzung der Varianzkomponenten.

Ergebnisse

Die Anzahl konkordanter und diskordanter Paare bezüglich unterschiedlicher Todesursachen ist in Tabelle 4 gegeben. Unter Nutzung des klassischen Designs von Zwillingsstudien wurden die Konkordanzraten berechnet. Sie sind in Tabelle 5 aufgeführt. Mit Ausnahme der Atemwegserkrankungen für Männer wurde bei allen untersuchten Todesursachen ein größerer Anteil von konkordanten Paaren bei MZ-Zwillingen gefunden, was auf genetische Einflüsse deutet.

Totale Sterblichkeit

Tabelle 6 macht deutlich, dass für beide Geschlechter das ACE- und ADE-Modell durch das einfachere AE-Modell ersetzt werden kann. Die Parameterschätzer für c^2 und d^2 sind Null oder nahe Null mit verhältnismäßig großen Standardfehlern. Das AE-Modell ist besser als das ACE und ADE-Modell gemäß dem Likelihood-Quotienten-Test. Da nicht alle verwendeten Modelle ineinander eingebettet sind, wird das Akaike Informationskriterium (AIC) zum Vergleich unterschiedlicher Modelle verwendet. Bezüglich AIC zeigt das AE-Modell die beste Anpassung an die Daten mit einer Vererbbarkeit von 0.58 (0.07) und 0.53 (0.09) für Männer und Frauen. Das reine Umweltmodell CE passt nicht zu den Daten.

Krebs

Sowohl die Konkordanzraten als auch die Ergebnisse des „correlated frailty“-Modells zeigen Evidenz für einen genetischen Effekt in Krebserkrankungen für beide Geschlechter (Tab. 5 und 7). Wiederum zeigt das AE-Modell Vorteile gegenüber dem ACE- und ADE-Modell bezüglich des Likelihood-Quotienten-Tests. Bemerkenswert ist das Ergebnis für Frauen, hier zeigt das DE-Modell leichte Vorteile gegenüber dem AE-Modell bezüglich AIC. Die Vererbbarkeit ist 0.28 (0.08) für Männer und 0.14 (0.04) für Frauen im AE-Modell. Letztere weicht kaum vom Schätzer im DE-Modell ab: 0.17 (0.05).

Ischämische Herzkrankheiten

Für ischämische Herzkrankheiten wird das AE-Modell bezüglich AIC und Likelihood-Quotienten-Test gegenüber dem ACE- und ADE-Modell favorisiert mit einer Vererbbarkeit von 0.53 (0.11) und 0.58 (0.14) für Männer und Frauen. Das CE-Modell zeigt keine gute Anpassung an die Daten. Erneut unterstreichen beide Analysemethoden den deutlichen Einfluss genetischer Faktoren bei beiden Geschlechtern (Tab. 5 und 8).

Schlaganfall

Für Schlaganfall (Tabelle 9) deuten die Daten auf die Existenz von dominanten genetischen Effekten. Das DE-Modell zeigte die beste Anpassung bezüglich AIC mit einer Vererbbarkeit von 0.42 (0.10) und 0.23 (0.07) für Männer und Frauen. Konkordanzraten sind größer für MZ- als für DZ-Zwillinge. Der Likelihood-Quotienten-Test präferiert das DE-Modell im Vergleich zum ADE-Modell (a^2 =0.000 für beide Geschlechter) und lehnt die Hypothese über einen Einfluss von additiven genetischen Effekten ab (Tab. 5 und 9).

Atemwegserkrankungen

Die Situation für Erkrankungen der Atemwege (Tab. 10) unterscheidet sich erheblich von den vorherigen Ergebnissen. Für Männer zeigen alle ModeE-Modelle mit genetischen Effekten (ACE, ADE, AE und DE) große Standardfehler verglichen mit den Schätzern für die Vererbbarkeit (zum Beispiel 0.47 (0.37) im AE-Modell), was auf nur geringen Einfluss genetischer Faktoren bei dieser Krankheit hindeutet. Das reine Umweltmodell CE wird bezüglich AIC und Likelihood-Quotienten-Test gegenüber dem ACE-Modell bevorzugt. Für Frauen zeigt das DE-Modell die beste Anpassung mit einer Vererbbarkeit von 0.18 (0.09). Konsistent mit diesen Ergebnissen sind die höheren Konkordanzraten in MZ-Zwillingen verglichen mit DZ-Zwillingen für Frauen und ein entgegengesetztes Resultat für Männer (Tab. 5).

Diskussion

Der vorliegende Report analysiert Daten des dänischen Zwillingsregisters über einen Untersuchungszeitraum von 1943 bis 1993 bezüglich totaler Sterblichkeit, Krebs, Herzkrankheiten, Schlaganfall und Erkrankungen der Atemwege. Die verwendete Methodik gestattet die qualitative und quantitative Abschätzung des Einflusses von genetischen und Umweltfaktoren bezüglich todesursachenspezifischer Sterblichkeit. Unsere Analyse der Vererbbarkeit der „frailty“ basiert auf einer sehr großen Zwillingspopulation mit über 50-jährigem Untersuchungszeitraum.

Die wesentlichen Ergebnisse der vorliegenden Studie sind der Nachweis deutlicher genetischer Einflüsse sowohl auf die totale als auch auf die todesursachenspezifische Sterblichkeit mit Ausnahme für Atemwegserkrankungen bei Männern. Die klassische Konkordanzanalyse zeigt einen größeren Anteil konkordanter Paare unter den MZ-Zwillingen verglichen mit DZ-Zwillingen für die untersuchten Todesursachen (mit Ausnahme von Atemwegserkrankungen bei Männern). Die Schätzwerte für die Vererbbarkeit der „frailty“ liegen im Bereich 0.00-0.58 für unterschiedliche biometrische Modelle und unterschiedliche Todesursachen mit etwas höheren Werten bei

Männern. Die Schätzer sind robust, das heißt relativ unabhängig von den verwendeten biometrischen Modellen.

Die Ergebnisse bezüglich totaler Sterblichkeit (Vererbbarkeit 0.58 (0.07) und 0.53 (0.09) für Männer und Frauen im AE-Modell) stimmen mit den Resultaten früherer Veröffentlichungen sehr gut überein: Die Vererbbarkeit der „frailty“ liegt bei etwa 0.5 (Hrubec und Neel 1981 (hier 'liability'); Yashin und Iachine 1994, 1995) für beide Geschlechter und die Natur der genetischen Effekte ist additiv (Yashin und Iachine 1994, 1995). Die gefundenen Werte sind deutlich höher als in einer vorangegangenen Analyse dänischer, 1870-1900 geborener Zwillinge (Herskind et al. 1996) mit einer Vererbbarkeit von 0.20-0.26. Die höhere Vererbbarkeit in der vorliegenden Studie war zu erwarten, da das Studienmerkmal „frailty“ und nicht die Lebensdauer selbst ist. Jarvik et al. (1960) fanden in einer Studie mit 853 Zwillingspaaren (mit mindestens einem Partner über 60 Jahren) größere Differenzen zwischen den Lebensdauern von DZ-Zwillingen (6 Jahre) verglichen mit MZ-Zwillingen (3 Jahre). Eine Studie mit 960 erwachsenen dänischen Adoptierten (Sørensen et al. 1988) fand ebenfalls Hinweise auf genetische Faktoren, die einen vorzeitigen Tod beeinflussen. Hrubec et al. (1984) konnten zeigen, dass die Lebensdauer des Zwillingspartners bei MZ-Zwillingen einen größeren Einfluss als bei DZ-Zwillingen hat.

Die Vererbbarkeit der Anfälligkeit gegen Krebs war moderat mit 0.28 (0.08) für Männer (AE-Modell) und relativ niedrig mit 0.14 (0.04) und 0.17 (0.05) für Frauen (AE und DE-Modell). Für Männer zeigte das AE-Modell die beste Anpassung an die Daten bezüglich AIC. Für Frauen zeigte das DE-Modell leichte Vorteile gegenüber dem AE-Modell mit einem ähnlichen Schätzwert für die Vererbbarkeit. Schlussfolgerungen aus bisher veröffentlichten Krebsstudien sind kontrovers. Einige Zwillingsstudien fanden keine Bestätigung für genetische Einflüsse bei der Prädisposition für Lungenkrebs (Braun et al. 1994; Ahlbom et al. 1997), Brustkrebs, Darmkrebs und Leukämie (Holm et al. 1982) oder Krebs allgemein wie in unserer Studie (Reed et al. 1991; de Faire et al. 1975). Für Prostatakrebs wurden höhere Konkordanzraten bei MZ-Zwillingen gegenüber DZ-Zwillingen (0.27 vs. 0.07 (Page et al. 1997), 0.20 vs. 0.04 (Ahlbom et al. 1997), 0.19 vs. 0.04 (Grönberg et al. 1994)) und Evidenz für nicht-additive genetische Faktoren (Ahlbom et al. 1997) berichtet. Höhere Konkordanz bei MZ-Zwillingen wurde für Darmkrebs bei Männern (0.15 vs. 0.06) und Brustkrebs bei Frauen beobachtet (0.16 vs. 0.09) (Ahlbom et al. 1997).

Die Analyse von Krebs (alle Krebsarten) basiert auf Konkordanzraten für alle Krebsarten. Ein Zwillingspaar zählt zum Beispiel als konkordant, wenn ein Partner an Brustkrebs und der andere an Darmkrebs verstirbt. Der Stichprobenumfang ist groß genug, um robuste Schätzer zu erhalten. Der Einfluss genetischer Faktoren ist stabil, wenn auch auf moderatem Niveau. Konkordanzanalysen von Krebs bei schwedischen (Ahlbom et al. 1997) und bei männlichen U.S.-Zwillingen (Braun et al. 1995) zeigen ähnliche Ergebnisse.

Die einzige verfügbare Adoptionsstudie (Sørensen et al. 1988) zeigt höhere Korrelationen zwischen Adoptierten und ihren Adoptiveltern, verglichen mit den Korrelationen zwischen Adoptierten und ihren biologischen Eltern bezüglich Krebs. Allerdings gibt es in dieser Studie nur wenige Krebsfälle, die Konfidenzintervalle sind entsprechend groß. Zusammenfassend scheint die Variabilität in der Anfälligkeit gegenüber Krebs überwiegend in unterschiedlichen Umwelteinflüssen begründet zu liegen. Eine nähere Untersuchung spezieller Krebsarten ist dringend notwendig, benötigt aber noch erheblich größere Stichprobenumfänge (Lichtenstein et al. 2000).

Für ischämische Herzkrankheiten – die häufigste Todesursache in Dänemark – zeigt sich ein ähnliches Bild wie bei totaler Sterblichkeit. Das AE-Modell wird für beide Geschlechter präferiert bezüglich AIC. Schätzwerte für die Vererbbarkeit sind 0.53 (0.11) bei Männern und 0.58 (0.14) bei

Frauen. Dies steht im Widerspruch zu höheren Konkordanzraten bei DZ-Zwillingen, verglichen mit MZ-Zwillingen, für alle kardiovaskulären Erkrankungen (einschließlich Schlaganfall) und geringfügig höheren Konkordanzraten bei DZ-Zwillingen für ischämische Herzkrankheiten in einer Zwillingsstudie amerikanischer Armeeveteranen (Reed et al. 1991). Eine ähnliche Studie fand nur geringe Unterschiede in der Häufigkeit ischämischer Herzkrankheiten bei den Partnern von erkrankten MZ- und DZ-Zwillingen (Carmelli et al. 1994). Andererseits konstatierten die Autoren dieser Studien, dass die Rekrutierung für die Armee und Freiwilligkeit bei der Aufnahme in die Studie zu einer Verringerung der konkordanten MZ-Paare führte, also genetische Faktoren unterschätzt wurden. Eine schwedische Zwillingsstudie fand deutliche genetische Effekte für ischämische Herzkrankheiten (Konkordanzraten 0.40 vs. 0.32 und 0.33 vs. 0.24 für Männer und Frauen) (Marenberg et al. 1994). Eine aktualisierte Analyse bestätigt diese Resultate (Zdravkovic et al. 2002). Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass die genetischen Effekte mit zunehmenden Alter abnehmen. Für adoptierte Dänen wurde ein signifikant erhöhtes Sterberisiko gefunden, wenn ihre biologischen Eltern früh an ischämischen Herzkrankheiten starben (Sørensen et al. 1988).

Bei Schlaganfall zeigte das DE-Modell die beste Anpassung an die Daten. Vererbbarkeit in diesem Modell war 0.42 (0.10) für Männer und 0.24 (0.07) für Frauen. Das reine Umweltmodell CE wurde verworfen. Eine Zwillingsstudie zu Schlaganfall von Brass et al. (1992) konstatiert nahezu 5-fach erhöhte Konkordanzraten bei MZ verglichen mit DZ-Zwillingen (17.7% vs. 3.6%), was mit den vorliegenden Ergebnissen übereinstimmt. Eine ältere Studie konnte keine genetischen Effekte nachweisen, möglicherweise aufgrund der geringen Anzahl von Todesfällen in der Studienpopulation (de Faire et al. 1975).

Die Analyse männlicher und weiblicher Sterblichkeit bezüglich Atemwegserkrankungen ergab kein einheitliches Bild. Für Männer zeigte das reine Umweltmodell CE die beste Anpassung bezüglich AIC. Für Frauen wurde das CE-Modell deutlich abgelehnt und das DE-Modell wird mit einer Vererbbarkeit von 0.23 (0.10) präferiert. Dies stimmt mit den höheren Konkordanzwerten für männliche DZ-Zwillinge verglichen mit MZ-Zwillingen und dem entgegengesetzten Ergebnis bei Frauen überein. Die Ergebnisse für Männer widersprechen der Hypothese über genetische Faktoren bei der Prädisposition gegenüber Atemwegserkrankungen und speziell bei Asthma.

Todesursachenspezifische Statistiken bergen immer Probleme bezüglich der Vergleichbarkeit der Klassifizierung der Todesursachen über längere Zeiträume und insbesondere über unterschiedliche ICD Revisionen. Durch die Nutzung von Krankheitsgruppen anstelle spezieller Krankheiten wird dieses Problem teilweise umgangen.

Eine Schwierigkeit der vorliegenden Studie besteht darin, dass Informationen über die Todesursache nur bei Todesfällen nach 1943 zugänglich sind. Damit steht fast die Hälfte aller im Dänischen Zwillingsregister enthaltenen Zwillingspaare nicht für unsere Studie zur Verfügung. Dies betrifft insbesondere die jung verstorbenen Zwillinge aus den frühen Geburtsjahrgängen. Wenn genetische Faktoren eine größere Rolle in jüngeren Lebensjahren spielen (wie z.B. in Sørensen et al. 1988; Ahlbom et al. 1997; Marenberg et al. 1994 vermutet), könnte dies zu einer Unterschätzung der genetischen Effekte führen. Trotz dieser Einschränkung ist die vorliegende Analyse eine der größten Zwillingsstudien auf diesem Gebiet überhaupt, mit einem enormen Stichprobenumfang und einem wohl einmalig langen Beobachtungszeitraum.

Problematisch für die Interpretation der vorliegenden Studie sind fehlende Kovariablen wie Rauchen, Trinken, Essen, sportliche Aktivitäten etc. Wir können nicht ausschließen, dass MZ-Zwillinge mehr umweltbedingte Risikofaktoren teilen als DZ-Zwillinge. Zum Beispiel sind MZ-Zwillinge konkordanter als DZ-Zwillinge bezüglich Rauchen (Carmelli et al. 1992). Die größere

Ähnlichkeit kann die Ergebnisse von Zwillingsstudien verzerren, wenn diese Umweltfaktoren einen wesentlichen Einfluss auf das Studienmerkmal haben. In diesem Fall würden die genetischen Effekte überschätzt werden. In einer schwedischen Zwillingsstudie über ischämische Herzerkrankungen führte die Einbeziehung des Risikofaktors Rauchen jedoch nicht zu substantiellen Veränderungen der Parameterschätzer (Marenberg et al. 1994). Beispiele für die Einbeziehung von Kovariablen in „frailty"-Modelle sind in Wienke et al. (2002a) zu finden.

Literatur

Ahlbom, A.; Lichtenstein, P.; Malmström, H.; Feychting, M., 1997: Cancer in twins: Genetic and nongenetic familial risk factors. J Nat Cancer Inst, 89: 287-93

Brass, L.M.; Isaacsohn, J.L.; Merikangas, K.R.; Robinette, C.D., 1992: A study of twins and stroke. Stroke, 23: 221-23

Braun, M.M.; Caporaso, N.E.; Page, W.F.; Hoover, R.N., 1994: Genetic component of lung cancer: cohort study of twins. Lancet, 344: 440-43

Braun, M.M.; Caporaso, N.E.; Page, W.F.; Hoover, R.N., 1995: A cohort study of twins and cancer. Cancer Epidemiol Biomarkers Prev, 4: 469-73

Carmelli, D.; Swan, G.E.; Robinette, C.D.; Fabsitz, R., 1992: Genetic influence on smoking – a study of male twins. New Engl J Med, 327: 829

Carmelli, D.; Selby, J.V.; Quiroga, J.; Reed, T.; Fabsitz, R.R.; Christian, J.C., 1994: 16-year incidence of ischemic heart disease in the NHLBI twin study. A classification of subjects into high- and low-risk groups. Ann Epidemiol, 4: 198-204

Christensen, K.; Vaupel, J.W.; Holm, N.V.; Yashin, A.I., 1995: Mortality among twins after age 6: fetal origins hypothesis versus twin method. BMJ, 310: 432-436

Christensen, K.; Wienke, A.; Skytthe, A.; Holm, N.V.; Vaupel, J.W.; Yashin, A.I., 2001: Cardiovascular mortality in twins and the fetal origins hypothesis. Twin Research, 5: 344-349

Cohen, B.H., 1964: Family pattern of mortality and life-span. Q Rev Biol, 39: 130-181

de Faire, U.; Friberg, L.; Lundman, T., 1975: Concordance for mortality with special reference to ischaemic heart disease and cerebrovascular disease: a study on the Swedish Twin Registry. Prev Med, 4: 509-17

Galinsky, D.; Tysoe, C.; Brayne, C.E.; Easton, D.F.; Huppert, F.A.; Dening, T.R.; Paykel, E.S.; Rubinsztein, D.C., 1997: Analysis of the apo E/apo C-I, angiotensin converting enzyme and methylenetetrahydrofolate reductase genes as candidates affecting human longevity. Atherosclerosis, 129: 177-183

Grönberg, H.; Damber, L.; Damber, J.E., 1994: Studies of genetic factors in prostate cancer in a twin population. J Urology, 152: 1484-89

Hauge, M., 1981: The Danish Twin Register. In: Mednick, S.A.; Baert, A.E.; Bachmann, B.P. (Hrsg.): Prospective longitudinal research. Oxford Medical, Oxford, 217-222

Herskind, A.M.; McGue, M.; Holm, N.V.; Sørensen, T.I.A.; Harvald, B.; Vaupel, J.W., 1996: The heritability of human longevity: a population-based study of 2872 Danish twin pairs born 1870-1900. Hum Genet, 97: 319-323

Holm, N.V.; Hauge, M.; Jensen, O.M., 1982: Studies of cancer aetiology in a complete twin population: breast cancer, colorectal cancer and leukaemia. Cancer Surv, 1: 17-32

Holm, N.V., 1983: The use of twin studies to investigate causes of diseases with complex etiology with a focus on cancer (in Danish). Ph.D. thesis, Odense University, Odense

Hrubec, Z.; Neel, J.V., 1981: Familial factors in early deaths: twins followed 30 years to ages 51-61 in 1978. Hum Genet, 59: 39-46

Hrubec, Z.; Floderus-Myrhed, B.; de Faire, U.; Sarna, S., 1984: Familial factors in mortality with control of epidemiological covariables. Swedish twins born 1886-1925. Acta Genet Med Gemellol, 33: 403-412

Jarvik, L.; Falek, A.; Kallmann, F.J.; Lorge, I., 1960: Survival trends in a senescent twin population. Am J Hum Genet, 12: 170-179

Lichtenstein, P.; Holm, N.V.; Verkasalo, P.K.; Iliadou, A.; Kaprio, J.; Koskenvuo, M.; Pukkala, E.; Skytthe, A.; Hemminki, K., 2000: Environmental and heritable factors in the causation of cancer - Analyses of cohorts of twins from Sweden, Denmark, and Finland. New England Journal of Medicine, 343 (2): 78-85

Marenberg, M.E.; Risch, N.; Berkman, L.F.; Floderus, B.; de Faire, U., 1994: Genetic susceptibility to death from coronary heart disease in a study of twins. New England Journal of Medicine, 330: 1041-46

McGue, M., 1992: When assessing the twin concordance, use the probandwise not the pairwise rate. Schizophr Bull, 18: 171-76

McGue, M.; Vaupel, J.W.; Holm, N.V.; Harvald, B., 1993: Longevity is moderately heritable in a sample of Danish twin pairs born 1870-1880. J Gerontol, 48: B237-B244

Neale, M.C.; Cardon, L.R., 1992: Methodology for genetic studies of twins and families. Kluwer, Dordrecht

Page, W.F.; Braun, M.M.; Partin, A.W.; Caporaso, N.; Walsh, P., 1997: Heredity and prostate cancer: a study of World War II veteran twins. Prostate, 33: 240-45

Reed, T.; Quiroga, J.; Selby, J.V.; Carmelli, D.; Christian, J.C.; Fabsitz, R.R.; Grim, C.E., 1991: Concordance of ischemic heart disease in the NHLBI twin study after 14-18 years of follow-up. J Clin Epidemiol, 44: 797-805

Schächter, F.; Faure-Delanef, L.; Guenot, F.; Rouger, H.; Froguel, P.; Lesueur-Ginot, L.; Cohen D., 1994: Genetic associations with human longevity at the APOE ACE loci. Nature Genet, 6: 29-32

Sørensen, T.I.A.; Nielsen, G.G.; Anderson, P.K.; Teasdale, T.W., 1988: Genetic and environmental influences on premature death in adult adoptees. N Engl J Med, 318: 727-732

Vaupel, J.W.; Manton, K.G.; Stallard, E., 1979: The Impact of Heterogeneity in Individual Frailty on the Dynamics of Mortality. Demography, 16: 439-454

Wienke, A.; Christensen, K.; Holm, N.; Yashin, A.I., 2000: Heritability of death from respiratory diseases: an analysis of Danish twin survival data using a correlated frailty model. In: Medical Infobahn for Europe. A. Hasman et al. (Hrsg.), IOS Press, Amsterdam, 407 – 411

Wienke, A.; Holm, N.; Skytthe, A.; Yashin A.I., 2001: The heritability of mortality due to heart diseases: a correlated frailty model applied to Danish twins. Twin Research 4, 266 – 274

Wienke, A.; Herskind, A.M.; Christensen, K.; Skytthe, A.; Yashin, A.I., 2002a: The influence of smoking and BMI on heritability in susceptibility to coronary heart disease. Max Planck Institute for Demographic Research, Working Paper 2002-03 (http://www.demogr.mpg.de)

Wienke, A.; Christensen, K.; Skytthe, A.; Yashin, A.I., 2002b: Genetic analysis of cause of death in a mixture model with bivariate lifetime data. Statistical Modelling, 2: 89-102

Wyshak, G., 1978: Fertility and longevity in twins, sibs, and parents of twins. Soc Biol, 25: 315-330

Yashin, A.I.; Iachine, I.A., 1994: Environment determines 50% of variability in individual frailty: results from Danish twin study. Research Report, Population Studies of Aging, 10, Odense University, Denmark

Yashin, A.I.; Vaupel, J.W.; Iachine, I., 1995: Correlated individual frailty: An advantageous approach to survival analysis of bivariate data. Mathematical Population Studies, 5(2): 145-59

Yashin, A.I.; Iachine, I., 1995: Genetic analysis of durations: correlated frailty model applied to the survival of Danish twins. Genetic Epidemiology, 12: 529-38

Yashin, A.I.; Manton, K.G.; Iachine, I., 1996: Genetic and environmental factors in duration studies: multivariate frailty models and estimation strategies. Journal of Epidemiology and Biostatistics, 1: 115-120

Yashin, A.I.; Iachine, I., 1997: How frailty models can be used for evaluating longevity limits: Taking advantage of an interdisciplinary approach. Demography, 34: 31-48

Yashin, A.I.; Iachine, I., 1999: What difference does the dependence between durations make? Insights for population studies of aging. Lifetime Data Analysis, 5: 5-22

Zdravkovic, S.; Wienke, A.; Pedersen, N.L.; Marenberg, M.E.; Yashin, A.I.; de Faire, U., 2002: Genetic heritability of death from coronary heart disease: 35 years follow-up of 21,006 Swedish twins. Journal of Internal Medicine, forthcoming

Tab. 1: Studienpopulation nach Geschlecht, Zygosität und Status; Anzahl der Paare

	Männer		Frauen	
	MZ	DZ	MZ	DZ
beide Zwillinge verstorben	731	1257	622	1072
ein Zwilling verstorben	284	617	332	773
beide Zwillinge am Leben	329	537	516	885

Tab. 2: Todesfälle in der Studienpopulation nach Geschlecht, Zygosität und Todesursache; Anzahl der Individuen

	Männer		Frauen	
	MZ	DZ	MZ	DZ
Krebs	440	809	423	823
ischämische Herzkrankheiten	506	897	369	704
Schlaganfall	161	278	186	335
Atemwegserkrankungen	143	203	89	205
andere Todesursachen	496	944	509	850
alle Ursachen zusammen	1746	3131	1576	2917
am Leben (zensiert)	942	1691	1364	2543

Tab. 3: ICD Revisionen

	ICD Revisionen 6 und 7	ICD Revision 8
Krebs	140 - 205	140 - 209
ischämische Herzkrankheiten	420	410 - 414
Schlaganfall	330 - 334	430 – 439
Atemwegserkrankungen	470 - 527	460 – 519

Tab. 4: Anzahl konkordanter/diskordanter Paare

	Männer				Frauen			
	MZ		DZ		MZ		DZ	
	Konkor-dant	Diskor-dant	Konkor-dant	Diskor-dant	Konkor-dant	Diskor-dant	Konkor-dant	Diskor-dant
Krebs	60	303	93	613	53	304	76	641
ischämische Herzkrankheiten	137	394	215	739	116	320	170	646
Schlaganfall	18	125	18	242	13	157	21	293
Atemwegserkrankungen	7	128	15	176	5	74	3	194
alle Todesursachen	759	250	1319	568	642	291	1108	688

Tab. 5: Konkordanzraten

	Männer		Frauen	
	MZ	DZ	MZ	DZ
Krebs	0.284	0.233	0.259	0.192
ischämische Herzkrankheiten	0.410	0.368	0.420	0.345
Schlaganfall	0.224	0.129	0.142	0.125
Atemwegserkrankungen	0.099	0.146	0.119	0.030
Alle Todesursachen	0.859	0.823	0.815	0.763

Tab. 6: Die Ergebnisse der genetischen Analyse bezüglich totaler Sterblichkeit bei dänischen Zwillingen (n=7955)

Parameterschätzer im „correlated frailty"-Modell (Gamma-Gompertz Parametrisierung) totale Sterblichkeit	a	b	s	σ	a^2	c^2	d^2	e^2	Log-L	AIC
Männer (n=3755)										
4877 Todesfälle										
ACE	5.31E-05	0.094	0.187	1.333	0.467	0.106		0.427	-5.49834	41304.5334
	(6.74E-06)	(0.002)	(0.088)	(0.178)	(0.118)	(0.091)		(0.071)		
AE	5.31E-05	0.094	0.187	1.364	0.584			0.416	-5.49853	41303.9603
	(6.73E-06)	(0.002)	(0.088)	(0.179)	(0.069)			(0.069)		
ADE	5.31E-05	0.094	0.187	1.364	0.584		0.000	0.416	-5.49853	41305.9603
	(6.73E-06)	(0.002)	(0.088)	(0.179)	(0.069)		(-)	(0.069)		
DE	5.30E-05	0.094	0.183	1.443			0.579	0.421	-5.50124	41324.3124
	(6.65E-06)	(0.002)	(0.089)	(0.201)			(0.068)	(0.068)		
CE	5.30E-05	0.094	0.181	1.277		0.449		0.551	5.50056	41319.2056
	(6.69E-06)	(0.002)	(0.090)	(0.179)		(0.061)		(0.061)		
Frauen (n=4200)										
4493 Todesfälle										
ACE	3.17E-05	0.095	0.009	1.334	0.526	0.000		0.474	-4.74076	39834.3840
	(2.58E-05)	(0.001)	(0.000)	(0.269)	(0.107)	(-)		(0.107)		
AE	3.17E-05	0.095	0.010	1.385	0.508			0.492	-4.74079	39832.6360
	(3.02E-05)	(0.001)	(0.004)	(0.282)	(0.103)			(0.103)		
ADE	3.17E-05	0.095	0.010	1.320	0.428		0.117	0.455	-4.74071	39833.9640
	(2.81E-06)	(0.001)	(0.000)	(0.261)	(0.196)		(0.199)	(0.109)		
DE	3.16E-05	0.095	0.010	1.195			0.626	0.374	-4.74133	39837.1720
	(2.88E-06)	(0.001)	(0.008)	(0.220)			(0.115)	(0.115)		
CE	3.15E.05	0.095	0.010	1.396		0.342		0.658	-4.74320	39852.8800
	(2.86E-06)	(0.001)	(0.004)	(0.370)		(0.091)		(0.091)		

Tab. 7: Die Ergebnisse der genetischen Analyse bezüglich Sterblichkeit durch Krebs bei dänischen Zwillingen (n=7955)

	Parameterschätzer im „correlated frailty"-Modell (Gamma-Gompertz Parametrisierung) Sterblichkeit durch Krebs									
	a	b	s	σ	a^2	c^2	d^2	e^2	Log-L	AIC
Männer (n=3755)										
1249 Todesfälle										
ACE	4.71E-06	0.117	1.806	2.431	0.254	0.021		0.725	-1.90178	14294.3678
	(1.60E-06)	(0.006)	(0.160)	(0.646)	(0.169)	(0.115)		(0.090)		
AE	4.71E-06	0.117	1.806	2.433	0.281			0.719	-1.90178	14292.3678
	(1.61E-06)	(0.006)	(0.160)	(0.640)	(0.083)			(0.083)		
ADE	4.71E-06	0.117	1.806	2.433	0.281		0.000	0.719	-1.90178	14294.3678
	(1.61E-06)	(0.006)	(0.160)	(0.640)	(0.083)		(-)	(0.083)		
DE	4.73E-06	0.117	1.806	2.439			0.306	0.694	-1.90208	14294.6208
	(1.61E-06)	(0.006)	(0.160)	(0.615)			(0.088)	(0.088)		
CE	4.70E-06	0.117	1.808	2.438		0.195		0.805	-1.90209	14294.6959
	(1.60E-06)	(0.006)	(0.160)	(0.763)		(0.067)		(0.067)		
Frauen (n=4200)										
1246 Todesfälle										
ACE	7.93E-06	0.110	2.645	5.138	0.141	0.000		0.859	-1.81009	15216.7560
	(3.05E-06)	(0.007)	(0.223)	(1.303)	(0.040)	(-)		(0.040)		
AE	7.93E-06	0.110	2.645	5.138	0.141			0.859	-1.81009	15214.7560
	(3.05E-06)	(0.007)	(0.223)	(1.304)	(0.040)			(0.040)		
ADE	7.98E-06	0.110	2.642	5.088	0.052		0.111	0.837	-1.81000	15216.0000
	(3.07E-06)	(0.007)	(0.223)	(1.212)	(0.107)		(0.130)	(0.049)		
DE	8.03E-06	0.109	2.640	5.070			0.171	0.829	-1.81003	15214.2520
	(3.08E-06)	(0.007)	(0.223)	(1.181)			(0.046)	(0.046)		
CE	7.85E-06	0.110	2.646	5.513		0.083		0.917	-1.81062	15219.2080
	(3.02E-06)	(0.007)	(0.223)	(2.033)		(0.030)		(0.030)		

Tab. 8: Die Ergebnisse der genetischen Analyse bezüglich Sterblichkeit durch ischämische Herzkrankheiten bei dänischen Zwillingen (n=7955)

Parameterschätzer im „correlated frailty"-Modell (Gamma-Gompertz Parametrisierung) Sterblichkeit durch ischämische Herzkrankheiten										
	a	b	s	σ	a^2	c^2	d^2	e^2	Log-L	
Männer (n=3755)										
1403 Todesfälle										
ACE	3.34E-06	0.117	0.812	2.265	0.533	0.000		0.467	-1.97478	14842.5978
	(9.70E-07)	(0.005)	(0.149)	(0.482)	(0.109)	(-)		(0.109)		
AE	3.34E-06	0.117	0.812	2.266	0.533			0.467	-1.97478	14840.5978
	(9.70E-07)	(0.005)	(0.149)	(0.481)	(0.109)			(0.109)		
ADE	3.34E-06	0.117	0.812	2.315	0.429		0.109	0.462	-1.97475	14842.3725
	(9.70E-07)	(0.005)	(0.149)	(0.493)	(0.253)		(0.249)	(0.106)		
DE	3.34E-06	0.117	0.814	2.526			0.537	0.463	-1.97524	14844.0524
	(9.70E-07)	(0.005)	(0.149)	(0.484)			(0.094)	(0.094)		
CE	3.35E-06	0.117	0.806	2.040		0.397		0.603	-1.97638	14852.6138
	(9.70E-07)	(0.005)	(0.149)	(0.532)		(0.107)		(0.107)		
Frauen (n=4200)										
1073 Todesfälle										
ACE	2.10E-07	0.144	0.837	1.872	0.584	0.000		0.416	-1.35874	11425.4160
	(8.00E-08)	(0.005)	(0.156)	(0.406)	(0.140)	(-)		(0.140)		
AE	2.10E-07	0.144	0.837	1.872	0.584			0.416	-1.35874	11423.4160
	(8.00E-08)	(0.005)	(0.156)	(0.406)	(0.140)			(0.140)		
ADE	2.10E-07	0.144	0.841	1.906	0.301		0.317	0.382	-1.35864	11424.5760
	(8.00E-08)	(0.005)	(0.156)	(0.404)	(0.326)		(0.352)	(0.141)		
DE	2.10E-07	0.144	0.842	1.936			0.634	0.366	-1.35875	11423.5000
	(8.00E-08)	(0.005)	(0.156)	(0.406)			(0.137)	(0.137)		
CE	2.10E-07	0.144	0.824	1.871		0.377		0.623	-1.35985	11432.7400
	(8.00E-08)	(0.005)	(0.157)	(0.465)		(0.110)		(0.110)		

Tab. 9: Die Ergebnisse der genetischen Analyse bezüglich Sterblichkeit durch Schlaganfall bei dänischen Zwillingen (n=7955)

Parameterschätzer im „correlated frailty"-Modell (Gamma-Gompertz Parametrisierung) Sterblichkeit durch Schlaganfall										
	a	b	s	σ	a^2	c^2	d^2	e^2	Log-L	AIC
Männer (n=3755)										
439 Todesfälle										
ACE	9.00E-08	0.153	2.053	4.922	0.359	0.000		0.641	-0.721753	5432.3650
	(6.00E-08)	(0.010)	(0.319)	(1.202)	(0.093)	(-)		(0.093)		
AE	9.00E-08	0.153	2.053	4.922	0.359			0.641	-0.721753	5430.3650
	(6.00E-08)	(0.010)	(0.319)	(1.201)	(0.093)			(0.093)		
ADE	8.00E-08	0.154	2.067	5.167	0.000		0.420	0.580	-0.721455	5430.1270
	(6.00E-08)	(0.010)	(0.318)	(1.306)	(-)		(0.102)	(0.102)		
DE	8.00E-08	0.154	2.067	5.167			0.420	0.580	-0.721455	5428.1270
	(6.00E-08)	(0.010)	(0.318)	(1.306)			(0.102)	(0.102)		
CE	9.00E-08	0.153	2.032	4.881		0.225		0.775	-0.722691	5437.4094
	(6.00E-08)	(0.010)	(0.322)	(1.212)		(0.064)		(0.064)		
Frauen (n=4200)										
521 Todesfälle										
ACE	1.30E-07	0.141	1.224	8.494	0.188	0.000		0.812	-0.754803	6352.3452
	(7.00E-08)	(0.008)	(0.323)	(1.781)	(0.057)	(-)		(0.057)		
AE	1.30E-07	0.141	1.223	8.495	0.188			0.812	-0.754803	6350.3452
	(7.00E-08)	(0.008)	(0.323)	(1.781)	(0.057)			(0.057)		
ADE	1.30E-07	0.141	1.225	8.973	0.000		0.231	0.769	-0.754597	6350.6148
	(7.00E-08)	(0.008)	(0.322)	(1.874)	(-)		(0.067)	(0.067)		
DE	1.30E-07	0.141	1.225	8.972			0.231	0.769	-0.754597	6348.6148
	(7.00E-08)	(0.008)	(0.322)	(1.874)			(0.067)	(0.067)		
CE	1.30E-07	0.141	1.224	8.174		0.118		0.882	-0.755313	6354.6292
	(7.00E-08)	(0.008)	(0.324)	(1.834)		(0.039)		(0.039)		

Tab. 10: Die Ergebnisse der genetischen Analyse bezüglich Sterblichkeit durch Atemwegserkrankungen bei dänischen Zwillingen (n=7955)

Parameterschätzer im „correlated frailty"-Modell (Gamma-Gompertz Parametrisierung) Sterblichkeit durch Atemwegserkrankungen										
	a	b	s	σ	a^2	c^2	d^2	e^2	Log-L	AIC
Männer (n=3755)										
346 Todesfälle										
ACE	2.40E-07	0.133	1.128	3.051	0.000	0.422		0.578	-0.590614	4447.5111
	(1.40E-07)	(0.009)	(0.546)	(1.559)	(-)	(0.251)		(0.251)		
AE	2.50E-07	0.132	1.070	2.966	0.581			0.419	-0.590904	4447.6890
	(1.40E-07)	(0.009)	(0.570)	(2.084)	(0.484)			(0.484)		
ADE	2.50E-07	0.132	1.070	2.966	0.581		0.000	0.419	-0.590904	4449.6890
	(1.40E-07)	(0.009)	(0.570)	(2.085)	(0.485)		(-)	(0.485)		
DE	2.50E-07	0.132	1.073	3.500			0.505	0.495	-0.591518	4452.3002
	(1.40E-07)	(0.009)	(0.564)	(2.746)			(0.424)	(0.424)		
CE	2.40E-07	0.133	1.128	3.051		0.422		0.578	-0.590614	4445.5111
	(1.40E-07)	(0.009)	(0.546)	(1.559)		(0.251)		(0.251)		
Frauen (n=4200)										
294 Todesfälle										
ACE	4.90E-07	0.114	0.041	9.499	0.142	0.000		0.858	-0.481510	4056.6840
	(2.00E-07)	(0.005)	(0.000)	(3.112)	(0.072)	(-)		(0.072)		
AE	4.90E-07	0.114	0.040	9.508	0.142			0.858	-0.481510	4054.6840
	(1.90E-07)	(0.005)	(0.000)	(3.113)	(0.072)			(0.072)		
ADE	4.90E-07	0.114	0.037	9.794	0.000		0.185	0.815	-0.481346	4055.3064
	(2.00E-07)	(0.005)	(0.047)	(3.291)	(-)		(0.089)	(0.089)		
DE	4.90E-07	0.114	0.040	9.795			0.185	0.815	-0.481346	4053.3064
	(1.90E-08)	(0.005)	(0.000)	(3.288)			(0.089)	(0.089)		
CE	4.90E-07	0.114	0.037	9.379		0.086		0.914	-0.481791	4057.0444
	(1.90E-07)	(0.005)	(0.000)	(3.092)		(0.047)		(0.047)		