

In den meisten hoch entwickelten Ländern ist die Lebenserwartung im letzten Jahrhundert stark angestiegen. 2004 legte Bomsdorf Modellrechnungen zur zukünftigen Entwicklung der Lebenserwartung in Deutschland vor. Diese Berechnungen werden hier erweitert und Modellrechnungen zur zukünftigen Entwicklung der Lebenserwartung in den G7-Ländern, Deutschland, England und Wales, Kanada, Frankreich, Italien, Japan und den USA, vorgestellt. Die Ergebnisse zeigen einen weiteren Anstieg der Lebenserwartung in den betrachteten Ländern; außerdem deuten die jüngsten Trends auf einen Rückgang der Unterschiede zwischen der Lebenserwartung von Frauen und Männern hin.

Die Lebenserwartung bei Geburt¹ hat in hoch entwickelten Ländern in den letzten 50 Jahren deutlich zugenommen, z.B. um neun Jahre in den USA, um elf Jahre in Deutschland und sogar um 17 Jahre in Japan. Gleichzeitig hat sich in den letzten Jahrzehnten eine andere Entwicklung abgezeichnet. Die Differenz der Lebenserwartung von Frauen und Männern hat in sechs der G7-Länder von 1983 bis 2003 abgenommen, z.B. um 1,9 Jahre in den USA und um 1,3 Jahre in Deutschland. Nur in Japan stieg der entsprechende Wert im gleichen Zeitraum an (um 1,2 Jahre). Somit stellt sich die Frage, ob sich diese Trends – der Anstieg der Lebenserwartung und eine Annäherung der Lebenserwartung von Männern und Frauen – fortsetzen.

Um Modellrechnungen zur zukünftigen Entwicklung der Lebenserwartung vornehmen zu können, werden die alters- und geschlechtsspezifischen (einjährigen) Sterbewahrscheinlichkeiten benötigt.² Bomsdorf und Trimborn legten 1992 ein log-lineares Modell zur Fortschreibung der Sterbewahrscheinlichkeiten vor. Sie schätzen die einjährigen Sterbewahrscheinlichkeiten $q_x(t)$ mittels einer exponentiellen

Trendfunktion in Abhängigkeit vom Alter x und Jahr t :³

$$(1) \quad q_x(t) = q_x(t_0) \cdot e^{\beta_x \cdot (t-t_0)}$$

mit $q_x(t_0)$ als aktueller einjähriger Sterbewahrscheinlichkeit im Alter x zum Zeitpunkt t_0 . Der Faktor e^{β_x} kann als Wachstumsfaktor interpretiert werden, $100(e^{\beta_x} - 1)$ gibt die prozentuale jährliche Veränderung der Sterbewahrscheinlichkeit einer x Jahre alten Person an: $\beta_x < 0$ impliziert eine zukünftige Verringerung von $q_x(t)$, während aus $\beta_x > 0$ ein Anstieg der Sterbewahrscheinlichkeiten folgt.

Im Folgenden sollen für die G7-Länder Ergebnisse der Modellrechnungen für die Lebenserwartung von 2003 bis 2050 in Perioden- und Kohortenbetrachtung dargestellt und die Unterschiede zwischen der Lebenserwartung von Frauen und Männern in Abhängigkeit von dem zur Schätzung verwendeten Basiszeitraum analysiert werden. Der Darstellung der zukunftsbezogenen Resultate wird ein Überblick über die vergangenheitsbezogene Qualität der Modellanpassung vorangestellt.

Daten und Methodik

Die verwendeten Daten wurden der Human Mortality Database entnommen

* Prof. Dr. Eckart Bomsdorf lehrt und forscht an der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät der Universität zu Köln, Dr. Bernhard Babel ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am Seminar für Wirtschafts- und Sozialstatistik der Universität zu Köln.

¹ Da hier nur die Lebenserwartung Neugeborener betrachtet wird, wird im Folgenden statt von Lebenserwartung bei Geburt kurz von Lebenserwartung gesprochen.

² Auch wenn eine direkte Fortschreibung der Lebenserwartung möglich ist, ist eine Vorgehensweise basierend auf der Fortschreibung der einjährigen Sterbewahrscheinlichkeiten vorzuziehen (vgl. Bomsdorf 2004). Die Lebenserwartung hängt von den Sterbewahrscheinlichkeiten ab – nicht umgekehrt.

³ Helberger und Rathjen (1998) und die Deutsche Aktuarvereinigung (2004) untersuchten die Güte verschiedener Ansätze zur Mortalität; sie kamen zu dem Schluss, dass insbesondere log-lineare Modelle zu einer guten Anpassung führen. Eine Abgrenzung des Modells von Bomsdorf und Trimborn (1992) zum Modell von Lee und Carter (1992) findet sich bei Babel, Bomsdorf und Schmidt (2007a), eine Übersicht über verschiedene Ansätze geben z.B. Pitacco (2004) und Booth et al. (2005).

(www.mortality.org, Zugriff am 26. April 2007). Diese Datenbank enthält Sterbewahrscheinlichkeiten für 26 Länder, differenziert nach Geschlecht, Alter und Jahr. Im vorliegenden Beitrag werden die G7-Länder betrachtet (Deutschland, England und Wales, Frankreich, Italien, Japan, Kanada, USA), da diese einen hohen Entwicklungsgrad und einen ausreichend großen Bevölkerungsumfang aufweisen.

Die Daten für die einzelnen Länder stehen für unterschiedliche Zeiträume zur Verfügung. Durch die Wahl des Basiszeitraumes der Vorausberechnungen von 1957 bis 2003 wird sichergestellt, dass für die betrachteten Länder alle benötigten Daten vorliegen.

Der Ansatz von Bomsdorf und Trimborn (1992) findet für die Sterbewahrscheinlichkeiten der Alter $x = 0$ bis $x = 89$ Jahre Verwendung. Für den Altersbereich der über 89-Jährigen werden die Daten aus der Human Mortality Database nicht verwendet, da die Sterbewahrscheinlichkeiten in diesem Bereich teilweise nur auf wenigen Todesfällen beruhen. Stattdessen wird folgende Vorgehensweise gewählt (vgl. Babel, Bomsdorf und Schmidt 2007b): Die Sterbewahrscheinlichkeiten des Ausgangsjahres 2003 werden mit Hilfe des Kannisto-Ansatzes (Thatcher, Kannisto und Vaupel 1998) bis zu einem Alter von 115 Jahren extrapoliert⁴, bezüglich der Veränderungsrate β_x der über 89-Jährigen wird angenommen, dass die mittlere jährliche Veränderung der Sterbewahrscheinlichkeiten bei $x = 115$ null beträgt ($\beta_{115} = 0$), zwischen dem Alter von 90 bis 115 Jahren wird β_x linear interpoliert.

Die Güte der Anpassung des Modells wird mit einem Maß M_x gemessen, das auch von Lee und Carter (1992, 662 f.) verwendet wurde. Dazu werden für verschiedene Altersgruppen für den Zeitraum 1957 bis 2003 die Varianzen der Differenzen zwischen den empirischen Sterbewahrscheinlichkeiten $q_x(t)$ und den Modellwerten $\hat{q}_x(t)$ ins Verhältnis zur Varianz der empirischen Werte gesetzt und dieser Quotient von 1 abgezogen:

$$M_x = 1 - \frac{\text{VAR}[q_x - \hat{q}_x]}{\text{VAR}[q_x]}$$

Die Modellwerte ergeben sich gemäß Gleichung (1) aus den Sterbewahrscheinlichkeiten des Vorjahres, multipliziert mit den aus den gesamten Zeitraum geschätzten Wachstums-koeffizienten β_x . Tabelle 1 gibt die durchschnittlichen Werte dieses Gütemaßes für die einjährigen Sterbewahrscheinlichkeiten in den Altersgruppen 0–89 Jahre und 60–89 Jahre

⁴ Thatcher et al. (1998, 30 ff.) und die Deutsche Aktuarvereinigung (2004, 79 ff.) analysierten verschiedene Extrapolationsverfahren für Sterbewahrscheinlichkeiten über 100-Jähriger. Sie kamen zu dem Ergebnis, dass der Kannisto-Ansatz die zur Verfügung stehenden empirischen Daten gut abbilden kann. In Analogie zu Thatcher et al. (1998) werden die Modellparameter unter Verwendung der Daten aus dem Altersbereich zwischen 80 und 98 Jahren geschätzt.

Tab. 1
Güte der Anpassung des Modells für die einjährigen Sterbewahrscheinlichkeiten in den Altersgruppen 0–89 und 60–89

Land	weiblich		männlich	
	Altersgruppe			
	0–89	60–89	0–89	60–89
Deutschland	0,91	0,96	0,91	0,91
England & Wales	0,83	0,93	0,81	0,92
Frankreich	0,89	0,96	0,87	0,93
Italien	0,92	0,95	0,89	0,89
Japan	0,98	0,98	0,97	0,96
Kanada	0,83	0,95	0,87	0,91
USA	0,94	0,96	0,94	0,97

Quelle: Berechnungen der Autoren.

an. Je näher der Wert dieses Maßes an 1 liegt, desto besser fällt die Modellanpassung aus.

Die Ergebnisse zeigen, dass das Modell die Entwicklung der Sterbewahrscheinlichkeiten in den sieben Ländern gut wiedergeben kann. In der Altersgruppe 0–89 nimmt das Gütemaß bereits Werte über 0,8 an⁵, im Altersbereich 60–89, der für den erwarteten Anstieg der Lebenserwartung entscheidend ist, liegt die Güte mit Ausnahme von Italien sogar über 0,9.

Ergebnisse der Modellrechnungen

Nach der Fortschreibung der Sterbewahrscheinlichkeiten wird die Lebenserwartung von 2003 bis 2050 berechnet. Abbildung 1 stellt die Ergebnisse für Frauen und Männer dar (Periodenbetrachtung).⁶

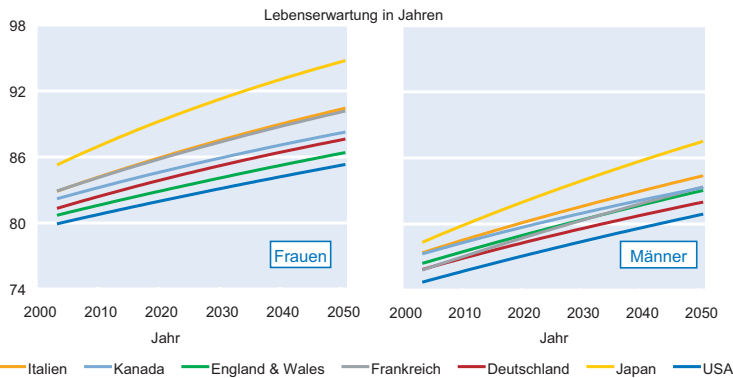
2003 liegt die Lebenserwartung von Frauen zwischen 80,0 Jahren in den USA und 85,3 Jahren in Japan; bis 2050 nimmt die Lebenserwartung deutlich zu: Der stärkste Anstieg ergibt sich in Japan mit 9,4 Jahren, der schwächste in den USA mit 5,3 Jahren. Japanische Frauen haben 2050 die höchste Lebenserwartung mit 94,7 Jahren, gefolgt von Italien (90,4 Jahre) und Frankreich (90,1 Jahre).

Die Ergebnisse für Männer sind tendenziell ähnlich – die Lebenserwartung liegt aber auf einem niedrigeren Niveau. Ja-

⁵ Das empirische Bestimmtheitsmaß R^2 , das den Anteil der durch das Modell erklärten Varianz an der Gesamtvarianz angibt, liegt in allen betrachteten Ländern nahe an seinem Maximalwert von 1.

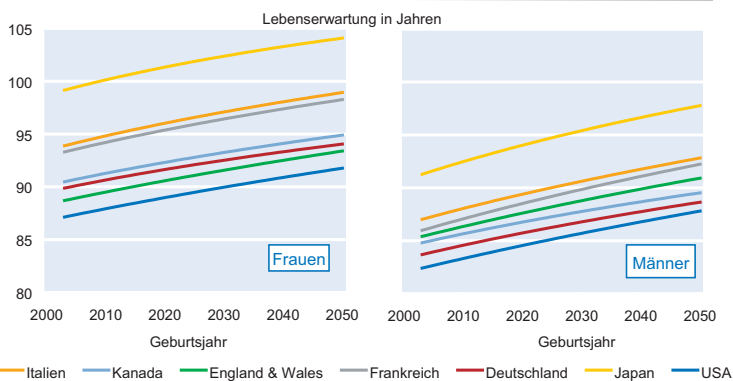
⁶ Die hier angegebenen Werte für die Lebenserwartung basieren auf der üblichen Periodenbetrachtung, bei der angenommen wird, dass die im jeweiligen Geburtsjahr geltenden so genannten einjährigen Sterbewahrscheinlichkeiten über einen Zeitraum von über 100 Jahren Bestand haben; damit wird im Regelfall – d.h. bei in der Zukunft abnehmenden Sterbewahrscheinlichkeiten – die Lebenserwartung systematisch zu niedrig angegeben. Realistischer ist deren Berechnung nach der Kohortenbetrachtung – die entsprechenden Werte werden in Abbildung 2 dargestellt –, bei der eine Längsschnittbetrachtung vorgenommen wird und somit Generationensterbetafeln zugrunde liegen. Siehe auch Goldstein und Wachter (2006), Canudas-Romo und Schoen (2005) sowie Bomsdorf (2002) für einen ausführlichen Vergleich von Perioden- und Kohortenbetrachtung.

Abb. 1
Lebenserwartung 2003–2050
Periodenbetrachtung



Quelle: Berechnungen der Autoren.

Abb. 2
Lebenserwartung 2003–2050
Kohortenbetrachtung



Quelle: Berechnungen der Autoren.

panische Männer haben eine Lebenserwartung von 78,4 Jahren 2003 und 87,5 Jahren 2050 (ein Anstieg um 9,1 Jahre), Italien folgt mit 77,4 Jahren 2003 und 84,4 Jahren 2050. Männer in den USA haben 2050 die niedrigste Lebenserwartung mit 80,9 Jahren.

Die Werte für die längsschnittorientierte Kohortenbetrachtung (vgl. Abb. 2) fallen im Vergleich zur querschnittsorientierten Periodenbetrachtung deutlich höher aus. Die Lebenserwartung liegt demnach 2003 für Frauen (für Männer) zwischen 87,1 (82,4) Jahren in den USA und 99,2 (91,3) Jahren in Japan. 2010 überschreitet die Lebenserwartung japanischer Frauen die Marke von 100 Jahren und steigt bis 2050 auf 104,1 Jahre an.⁷ Japani-

⁷ Es ist zu beachten, dass zur Berechnung der Lebenserwartung in Kohortenbetrachtung 2050 Sterbewahrscheinlichkeiten bis zum Jahr 2163 benötigt werden. Insofern sind diese Ergebnisse eher als illustrative Modellrechnungen denn als Prognosen zu verstehen.

sche Männer haben eine Lebenserwartung von 97,8 Jahren 2050; dieser Wert liegt etwa zehn Jahre über der entsprechenden Lebenserwartung in den USA (87,8 Jahre).

Tabelle 2 enthält die in den Abbildungen 1 und 2 dargestellten Ergebnisse für die Lebenserwartung für die Jahre 2003 sowie 2050.

Die Ergebnisse in Tabelle 2 zeigen, dass die Lebenserwartung von Frauen sowohl 2003 als auch 2050 die von Männern übersteigt. 2003 ist die Differenz in der Lebenserwartung zwischen Frauen und Männern in der Periodenbetrachtung (Kohortenbetrachtung) in England mit 4,2 (3,3) Jahren am kleinsten, in Frankreich mit 7,0 Jahren (in Japan mit 7,9 Jahren) am größten. 2050 liegen die Differenzen in der Periodenbetrachtung (Kohortenbetrachtung) zwischen 3,4 (2,5) Jahren in England und 7,2 (6,3) Jahren in Japan.

Die bisherigen Modellrechnungen und die dargestellten Ergebnisse (vgl. Abb. 1 und 2, Tab. 2) beruhen auf der Schätzung der Koeffizienten aus den Sterbewahrscheinlichkeiten von 1957 bis 2003. Es stellt sich die Frage, ob sich die Ergebnisse ändern, wenn ein kürzerer Zeithorizont zugrunde gelegt wird. Daher wird die Schätzung der Wachstumskoeffizienten β_x basierend auf drei weiteren Zeiträumen (1967 bis 2003, 1977 bis 2003, 1987 bis 2003) wiederholt. Tabelle 3 stellt die resultierenden Ergebnisse für die Lebenserwartung 2050 (in Periodenbetrachtung) in Abhängigkeit vom Basiszeitraum der Schätzung dar.

Die Ergebnisse zeigen, dass sich die Lebenserwartung 2050 für Frauen (mit Ausnahme von Japan) nur geringfügig än-

Tab. 2
Lebenserwartung (in Jahren) 2003 und 2050 – Perioden- und Kohortenbetrachtung

Land	Periodenbetrachtung		Kohortenbetrachtung		2003	2050	2003	2050
	Frauen	Männer	Frauen	Männer				
Deutschland	81,4	87,6	75,9	82,0	89,9	94,0	83,7	88,6
England & Wales	80,7	86,4	76,5	83,0	88,7	93,4	85,4	90,9
Frankreich	82,9	90,1	75,9	83,3	93,3	98,3	86,0	92,2
Italien	82,9	90,4	77,4	84,4	93,9	98,9	87,0	92,8
Japan	85,3	94,7	78,4	87,5	99,2	104,1	91,3	97,8
Kanada	82,2	88,2	77,3	83,3	90,5	94,9	84,8	89,5
USA	80,0	85,3	74,8	80,9	87,1	91,8	82,4	87,8

Quelle: Berechnungen der Autoren.

Tab. 3
Lebenserwartung (in Jahren) 2050 in Abhängigkeit vom Basiszeitraum der Schätzung – Periodenbetrachtung

Land	Basiszeitraum	Frauen				Männer			
		1957–2003	1967–2003	1977–2003	1987–2003	1957–2003	1967–2003	1977–2003	1987–2003
Deutschland		87,6	87,7	88,4	87,3	82,0	82,7	84,4	84,3
England & Wales		86,4	86,4	87,3	86,8	83,0	83,9	85,3	85,7
Frankreich		90,1	89,6	90,3	90,1	83,3	83,1	84,7	85,2
Italien		90,4	89,7	90,8	90,7	84,4	84,1	86,0	86,4
Japan		94,7	95,5	96,4	95,7	87,5	87,8	87,8	86,3
Kanada		88,2	88,3	88,1	87,6	83,3	84,2	85,2	85,5
USA		85,3	85,8	84,5	83,7	80,9	82,5	82,7	83,2

Quelle: Berechnungen der Autoren.

dert, wenn der Basiszeitraum verkürzt wird, d.h. nur aktuellere Daten verwendet werden. Beispielsweise resultiert für 2050 für kanadische Frauen eine Lebenserwartung von 88,2 Jahren (Basiszeitraum 1957 bis 2003) bzw. 87,6 Jahren (1987 bis 2003). Im Gegenzug steigt die Lebenserwartung für Männer an: von 83,3 Jahren (1957 bis 2003) bis auf 85,5 Jahre (Daten 1987 bis 2003). Nur in Japan, dem Land mit der höchsten Lebenserwartung, nimmt die Lebenserwartung der Frauen (außer nach der Basiszeitraum 1987–2003) bei Verkürzung des Basiszeitraums zu, wohingegen die Werte für die Männer nach einem leichten Anstieg abnehmen.

Abbildung 3 stellt die resultierenden Differenzen der Lebenserwartung von Männern und Frauen 2050 in Abhängigkeit von dem zugrunde liegenden Basiszeitraum dar.

Die Abbildung zeigt einen Rückgang der Differenz der Lebenserwartung von Frauen und Männern 2050, wenn nur die Sterblichkeitsdaten der jüngeren Vergangenheit als Basiswerte der Schätzung dienen. Zum Beispiel nimmt in Kanada 2050 die Differenz von 5,0 Jahren (Basiszeitraum 1957–2003) auf 2,9 Jahre (1977–2003) und schließlich 2,1 Jahre (1987–2003) ab; in den USA kommt es zu einem Rück-

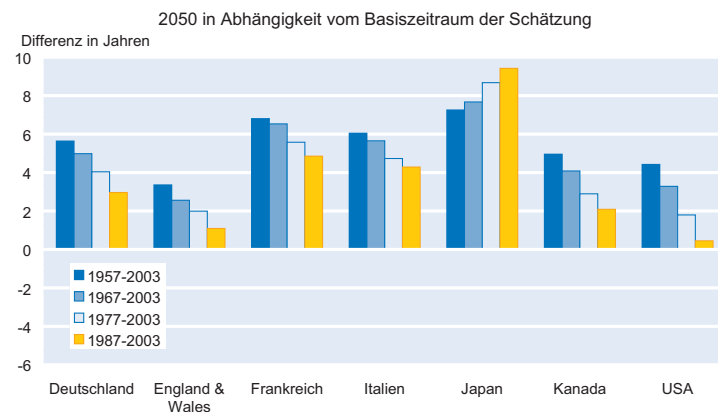
gang von sogar vier Jahren: von 4,5 Jahren (1957–2003) zu einem Unterschied von nur noch 0,5 Jahren (1987–2003). Nur in Japan nimmt die Differenz zu: von 7,3 Jahren (1957–2003) auf 9,4 Jahre (1987–2003).

Diese Tendenzen zeigen sich auch in der Kohortenbetrachtung (vgl. Tab. 4 und Abb. 4). Japan ist das einzige Land mit zunehmenden Unterschieden in der Lebenserwartung von Frauen und Männern. In den anderen Ländern nehmen die Differenzen tendenziell ab, wenn nur aktuelle Daten verwendet werden. Würde sich die Veränderung der Sterbewahrscheinlichkeiten gemäß der Entwicklungen der letzten 16 Jahre (1987–2003) fortsetzen, so würde in England und Wales sowie den USA die Lebenserwartung von Männern sogar die von Frauen übersteigen.⁸

Resümee

Die dargestellten Modellrechnungen für die G7-Länder zeigen einen weiteren Anstieg der Lebenserwartung für beide Geschlechter. Nach der Kohortenbetrachtung könnte die Lebenserwartung japanischer Frauen im betrachteten Zeitraum ein Niveau von 100 Jahren erreichen bzw. sogar überschreiten. Bezüglich der geschlechtsspezifischen Mortalitätsunterschiede deuten die Ergebnisse auf eine Annäherung in sechs der G7-Länder hin: Je kürzer der der Modellschätzung zugrunde liegende Basiszeitraum gewählt wird, d.h. je aktueller die verwen-

Abb. 3
Differenz zwischen der Lebenserwartung von Frauen und Männern
 Periodenbetrachtung



⁸ Dinkel und Luy (1999) untersuchten die Übersterblichkeit der Männer im Vergleich zu den Frauen in der bayerischen Klosterbevölkerung. Dabei stellten sie fest, dass die Unterschiede in der Lebenserwartung für Nonnen und Mönche deutlich geringer als die vergleichbaren Werte in der vergleichbaren Gesamtbevölkerung ausfielen. Weiter scheinen geschlechtsspezifische Unterschiede beim Rauchen ein wichtiger Einflussfaktor für die Geschlechterunterschiede bei der Lebenserwartung zu sein (vgl. z.B. Case 2005 und Pampel 2003); in diesem Kontext kommt Preston (2006) zu dem Schluss, dass Veränderungen im Rauchverhalten von Männern und Frauen in naher Zukunft zu einem weiteren Rückgang der Geschlechterunterschiede bei der Mortalität in den USA führen wird.

Tab. 4
Lebenserwartung (in Jahren) 2050 in Abhängigkeit vom Basiszeitraum der Schätzung – Kohortenbetrachtung

Land	Basiszeitraum	Frauen				Männer			
		1957–2003	1967–2003	1977–2003	1987–2003	1957–2003	1967–2003	1977–2003	1987–2003
Deutschland		94,0	94,1	95,3	92,3	88,6	89,2	91,7	90,5
England & Wales		93,4	93,0	94,7	93,3	90,9	92,0	94,5	94,8
Frankreich		98,3	96,8	98,4	98,5	92,2	90,4	93,8	94,6
Italien		98,9	97,3	99,4	99,1	92,8	91,2	95,0	94,3
Japan		104,1	105,4	107,1	106,3	97,8	98,4	99,1	96,7
Kanada		94,9	95,3	94,8	93,1	89,5	90,8	91,9	91,8
USA		91,8	93,0	89,9	88,0	87,8	91,0	91,1	92,8

Quelle: Berechnungen der Autoren.

deten Sterbedaten sind, desto stärker fällt tendenziell der Rückgang der Unterschiede in der Lebenserwartung zwischen Männern und Frauen aus.

Literatur

Babel, B., E. Bomsdorf und R. Schmidt (2007a), »Forecasting German mortality via panel data procedures«, *Journal of Population Economics* (erscheint demnächst), online verfügbar unter: <http://www.springerlink.com/content/1432-1475/>.

Babel, B., E. Bomsdorf und R. Schmidt (2007b), »Future life expectancy in Australia, Europe, Japan and North America«, *Journal of Population Research* 24, 119–131.

Bomsdorf, E. (2002), *Neue Generationensterbetafeln für die Geburtsjahrgänge 1933–2003*, Josef Eul Verlag, Köln.

Bomsdorf, E. (2004), »Life expectancy in Germany until 2050«, *Experimental Gerontology* 39, 159–163.

Bomsdorf, E. und M. Trimborn (1992), »Sterbetafel 2000. Modellrechnungen der Sterbetafeln«, *Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft* 81, 457–485.

Booth, H., L. Tickle und L. Smith (2005), »Evaluation of the variants of the Lee-Carter method of forecasting mortality: a multi-country comparison«, *New Zealand Population Review* 31, 13–34.

Case, A. (2005), »Sex Differences in Morbidity and Mortality«, *Demography* 42, 189–214.

Canudas-Romo, V. und R. Schoen (2005), »Age-specific contributions to changes in the period and cohort life expectancy«, *Demographic Research* 13, 63–82.

Deutsche Aktuarvereinigung (2004), *Herleitung der DAV-Sterbetafel 2004R für Rentenversicherungen*, Interner Bericht.

Dinkel, R.H. und M. Luy (1999), »Natur oder Verhalten? Ein Beitrag zur Erklärung der männlichen Übersterblichkeit durch einen Vergleich von Kloster- und Allgemeinbevölkerung«, *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 24, 105–132.

Goldstein, J.R. und K.W. Wachter (2006), »Relationships between period and cohort life expectancy: Gaps and lags«, *Population Studies* 60, 257–269.

Helberger, C. und D. Rathjen (1998), »Fehlerhafte Erwartungen zur Lebenserwartung in kapitalgedeckten und umlagefinanzierten Alterssicherungen«, in: H.P. Galler und G. Wagner (Hrsg.), *Empirische Forschung und wirtschaftspolitische Beratung, Festschrift für Hans-Jürgen Krupp zum 65. Geburtstag*. Frankfurt, New York, 398–419.

Lee, R.D. und L.R. Carter (1992), »Modeling and forecasting US mortality«, *Journal of the American Statistical Association* 87, 659–671.

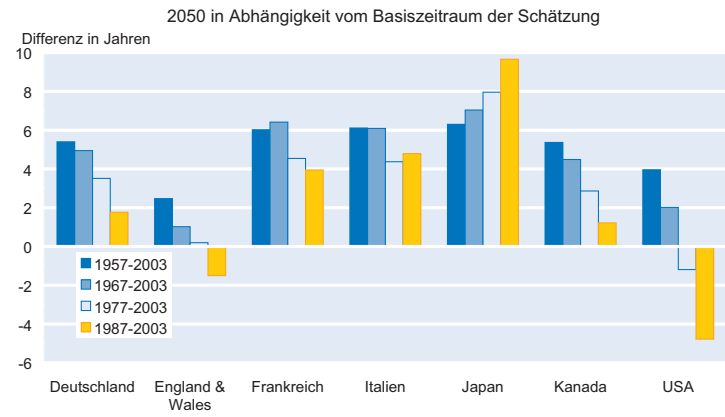
Pampel, F.C. (2003), »Declining Sex Differences in Mortality From Lung Cancer in High-Income Nations«, *Demography* 40, 45–65.

Pitacco, E. (2004), »Survival models in a dynamic context: a survey«, *Insurance: Mathematics and Economics* 35, 279–298.

Preston, S.H. (2006), »Sex Mortality Differences in the United States: The Role of Cohort Smoking Patterns«, *Demography* 43, 631–646.

Thatcher, A.R., V. Kannisto und J.W. Vaupel (1998), »The force of mortality at ages 80–120«, *Monographs on Population Aging* 5.

Abb. 4
Differenz zwischen der Lebenserwartung von Frauen und Männern
 Kohortenbetrachtung



Quelle: Berechnungen der Autoren.