

Die zukünftige Entwicklung des Krebs- geschehens in Deutschland

Seit den 1980er-Jahren sterben in Deutschland jährlich über 200.000 Personen an bösartigen Neubildungen, d. h. an Krebs einschließlich Leukämien und Lymphomen. Krebs kommt daher nach wie vor eine große gesundheitspolitische Bedeutung zu. Dabei sind sowohl die vergangene als auch die zukünftige Entwicklung des Krebsgeschehens auf Bevölkerungsebene für die wissenschaftliche Forschung und die administrative Planung von Interesse. Die Entwicklung der Krebsmortalität ist in Deutschland durch die amtliche Todesursachenstatistik der statistischen Landesämter gut dokumentiert. Dagegen existiert für ganz Deutschland gegenwärtig keine flächendeckende und vollzählige bevölkerungsbezogene Krebsregistrierung, sodass Krebsinzidenzen auf nationaler Ebene auch in naher Zukunft nur geschätzt werden können. Zur Schätzung der Zahl der Krebsneuerkrankungen in Deutschland werden die Daten aller vollzählig erfassenden bundesdeutschen bevölkerungsbezogenen Krebsregister herangezogen. Die dabei eingesetzten log-linearen Modelle mit polynomialen Trends bieten die Möglichkeit, nicht nur die vergangene Entwicklung der Krebsinzidenz und -mortalität über den Beobachtungszeitraum zu glätten, sondern auch die Trends in die Zukunft fortzuschreiben.

Unter Verwendung der aktuellen Bevölkerungsvorausrechnungen des Statistischen Bundesamtes [1] lässt sich die Zahl der Neuerkrankungen und der an Krebs Sterbenden bis zum Jahr 2020 extrapolieren. Aussagen über zukünftige Entwick-

lungen sind von Natur aus störanfällig gegenüber unvorhersehbaren Ereignissen, die per definitionem nicht berücksichtigt werden können. Zudem sind diese Aussagen nach entsprechendem Zeitverlauf immer verifizierbar und treffen erfahrungsgemäß nur in etwa der Hälfte der Fälle wirklich ein. Dennoch sind die hier vorgestellten Trendextrapolationen mehr als nur reine Modellrechnungen. Das Aufzeigen der Größenordnungen möglicher Entwicklungen unter bestimmten Annahmen bietet Anhaltspunkte für zu erwartende Belastungen des Gesundheitssystems und ermöglichen es, erforderliche Maßnahmen zur Sicherstellung der Versorgung zu treffen.

Datenlage

Die Basis für die Mortalitätsanalysen bilden die vom Statistischen Bundesamt jährlich publizierten alters- und geschlechtsspezifischen Daten der Todesursachenstatistik zu bösartigen Neubildungen in Deutschland von 1980–2002. In diesem Zeitraum erfolgte bis 1997 die Kodierung der Todesursachen auf der Grundlage der ICD-9. Das ab 1998 eingesetzte neue Klassifikationsschema ICD-10 erfordert eine Rekodierung, die mit einem vom Deutschen Institut für Medizinische Dokumentation und Information (DIMDI) herausgegebenen Umsteigerschlüssel erfolgt [2]. Mit Hilfe des Umsteigerschlüssels werden die betreffenden 4-stelligen ICD-10-Daten (C00–C97 ohne C44) rekodiert auf die interessierende ICD-9-Gruppe 140–208 ohne 173 (Krebs gesamt). Die Inzidenz

an Krebs wird – wie international üblich – ohne nicht-melanotische Hautkrebsformen angegeben, da ihre vollzählige bevölkerungsbezogene Erfassung in Folge der unproblematischen, meist ambulanten Behandlung und der wenigen Todesfälle, die diese häufig auftretenden, auch multipel vorkommenden Neubildungen verursachen, nahezu unmöglich ist.

Die Grundlage für die Inzidenzanalysen bilden die Daten der vollzählig registrierenden bundesdeutschen epidemiologischen Krebsregister bis zum Jahr 2002. Aktuelle Informationen darüber, welche Krebsregister bezüglich welcher Krebserkrankungen einen ausreichenden Erfassungsgrad aufweisen, können der jeweils neuesten Broschüre zu „Krebs in Deutschland“ [3] entnommen werden.

Die der Inzidenz und Mortalität zugrunde liegende Bezugsgröße bildet die vom Statistischen Bundesamt jährlich fortgeschriebene durchschnittliche Jahreswohnbevölkerung. Darüber hinaus liefert das Statistische Bundesamt mit seiner vor kurzem aktualisierten 10. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung [1] entsprechende Zahlen bis 2050 (Abb. 1).

Das Statistische Bundesamt liefert Vorausrechnungen für 9 verschiedene Szenarien, wobei hier nur die extremen Varianten 1 und 9 berücksichtigt werden, die jeweils die niedrigsten (Variante 1) bzw. höchsten (Variante 9) Annahmen bei der Zuwanderung und der Lebenserwartung abbilden und damit die maximale Spannweite der vorausgerechneten Bevölkerungsgröße beschreiben. Da die Bevölke-

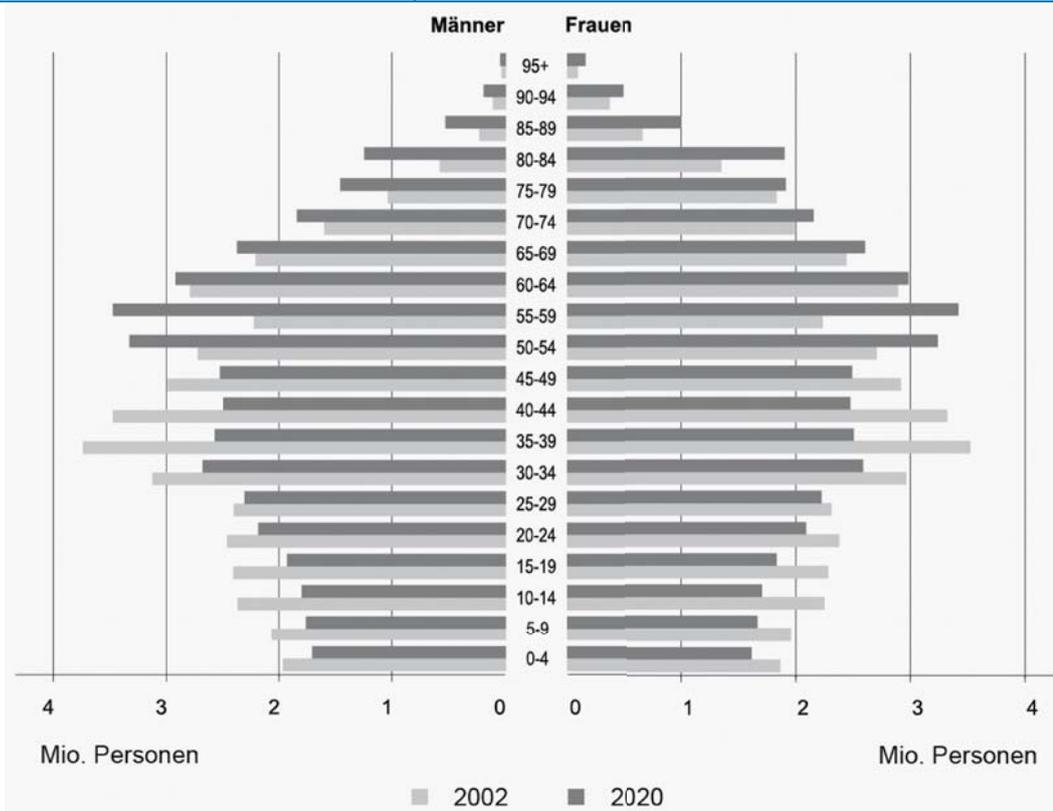


Abb. 1 ◀ **Altersaufbau der Bevölkerung in Deutschland 2002 im Vergleich mit 2020 (Variante 1 des Statistischen Bundesamtes)**

rechnungsvoraussetzungen als Stichtagsbevölkerungen zum 31.12. des jeweiligen Jahres vorliegen, werden die Daten über 2 aufeinander folgende Jahre gemittelt, um die zur Berechnung von Mortalität und Inzidenz üblichen durchschnittlichen Jahresbevölkerungszahlen zu erhalten.

Methodik

Schon seit langem werden Krebsinzidenzen und -mortalitäten mittels log-linearer Modelle analysiert. Meist wird eine Poissonverteilung unterstellt, da es sich hierbei um Häufigkeiten seltener Ereignisse handelt. In diesen generalisierten linearen Modellen kommt häufig ein Alters-Perioden-Kohorten-Ansatz (APC) zum Einsatz. Die jährlichen Daten werden vielfach über 5 Jahre aggregiert, um aus den meist in 5-Jahres-Altersklassen gruppierten Daten problemlos künstliche Geburtskohorten zu erzeugen [4]. Alternativ werden polynomiale Trends verwendet, die das Identifikationsproblem in den APC-Modellen umgehen [5, 6].

In der hier vorliegenden Untersuchung werden log-lineare Modelle mit polynomialen Trends eingesetzt, um das Identifikationsproblem zu vermeiden und weil dadurch problemlos auf eine 5-Jahresag-

gregation verzichtet werden kann. Das erlaubt zeitnähere Ergebnisse bis zum letzten Beobachtungsjahr und nicht nur für den Zeitraum der letzten 5 Jahre. Zur Modellierung der bundesweiten Mortalität wird hier nach Geschlechtern getrennt folgender Ansatz verwendet:

$$\begin{aligned} \text{Ln}E(M_{it}^U) \\ = \text{Ln}(P_{it}^U) + \alpha_{0il} + \alpha_{1il}t + \alpha_{2il}t^2 (A) \end{aligned}$$

Dabei bezeichnet M_{it}^U die Anzahl der Gestorbenen an der Krebslokalisierung l , in der Altersklasse i , zum Zeitpunkt t und P_{it}^U die dazugehörige durchschnittliche Bevölkerungszahl in Deutschland (Untersuchungsregion U). Das Modell ermöglicht für alle untersuchten Krebskrankheiten eigene, altersspezifische quadratische Trends. Für beide Geschlechter werden die jeweils häufigsten Krebskrankheiten ausgewählt und die verbleibenden Krebskrankheiten zu einer Restgruppe zusammengefasst, sodass diese sich zu Krebs gesamt ohne nicht-melanotische Hautkrebsformen (ICD-9 140–208 ohne 173) summieren.

Eine Gliederung von Krebs gesamt in die häufigsten Krebslokalisierungen verbessert die Modellanpassung erheblich im Vergleich zur Modellierung von Krebs ins-

gesamt. Auch Hakulinen und Dyba [6] stellen bei Verwendung der Poissonverteilung Anpassungsprobleme von Häufigkeitsdaten in großen Regionen bzw. bei großen Fallzahlen fest und schlagen in solchen Fällen eine weitere Aufteilung der Daten nach Region vor. Eine Gliederung der deutschen Krebsmortalitätsdaten nach den 16 Bundesländern führt hingegen nicht zu nennenswerten Verbesserungen in der Modellanpassung im Gegensatz zu einer Gliederung nach Krebslokalisierung. Das geschätzte Mortalitätsmodell kann sowohl für eine Glättung der Daten über den Beobachtungszeitraum als auch für Trendextrapolationen bei gegebenen Bevölkerungs vorausagen bis 2020 verwendet werden.

Das obige Mortalitätsmodell entspricht, abgesehen von der Gliederung nach Krebslokalisierungen und der Verwendung eines quadratischen statt linearen Trends, dem Modell 2 bei Hakulinen und Dyba, die dieses auf die Inzidenz anwenden. Da in Deutschland gegenwärtig keine flächendeckende Krebsregistrierung existiert, muss für die Inzidenzanalyse ein abgewandelter Modellansatz berücksichtigt werden. Dabei werden die Quotienten aus Inzidenz und Mortalität eines Referenzkrebsregisters modelliert und unter Berücksichti-

gung bundesweiter Mortalität zur Schätzung von Inzidenzen für Deutschland verwendet. Die Datenbasis des Referenzregisters besteht aus den Daten aller vollzählig registrierenden Krebsregister Deutschlands bezüglich der jeweils untersuchten Krankheit. Die Inzidenz der Referenzregion wird wie folgt modelliert:

$$\begin{aligned} \text{Ln}E(I_{it}^R) \\ = \text{Ln}(\hat{M}_{it}^R) + \beta_{0i} + \beta_{1i}t + \beta_{2i}t^2 (B) \end{aligned}$$

Dabei bezeichnet I_{it}^R die Anzahl der Neuerkrankungen in der Altersklasse i , zum Zeitpunkt t und \hat{M}_{it}^R die entsprechende, geglättete Anzahl an Gestorbenen in der Referenzregion R . Hier hat die Mortalität die Rolle der sonst üblichen Bevölkerung als Bezugsgröße übernommen. Dieser Ansatz erlaubt dadurch, Unterschiede in den Krebserkrankungsrisiken zwischen der zu untersuchenden Region und der Referenzregion zu berücksichtigen. Die Differenzen müssen sich jedoch an den jeweiligen Mortalitätsunterschieden messen lassen. Unter der Annahme, dass die Todesursachenstatistik in allen 16 Bundesländern gleichartig erhoben wird und sich Diagnostik und Therapie nicht wesentlich unterscheiden, lassen sich damit Inzidenzen für Regionen ohne Krebsregistrierung unter Verwendung der dortigen Mortalität sinnvoll schätzen.

Die Modellgleichung entspricht einem Ansatz von Colonna et al. [7], wobei hier zunächst immer ein quadratischer statt eines linearen Trends verwendet wird. Der Ansatz ist schon in zahlreichen weiteren eigenen Analysen der verschiedensten Krebserkrankungen eingesetzt worden [8, 9]. Die Analysen von Colonna et al. mit französischen Krebsregisterdaten zeigen ebenso wie eigene Untersuchungen mit deutschen Daten, dass sich die Anpassung des Modells durch eine vorherige Glättung der Mortalität in der Referenzregion erheblich verbessern lässt:

$$\begin{aligned} \text{Ln}E(M_{it}^R) \\ = \text{Ln}(P_{it}^R) + \gamma_{0i} + \gamma_{1i}t + \gamma_{2i}t^2 (C) \end{aligned}$$

Der hier vorgenommene Schätzprozess verläuft nun mehrstufig. In einem ersten Schritt wird die Mortalität der Referenzregion modelliert (C) und die über den Beobachtungszeitraum angepassten Wer-

Bundesgesundheitsbl - Gesundheitsforsch - Gesundheitsschutz 2006 · 49:459–467
DOI 10.1007/s00103-006-1258-z
© Springer Medizin Verlag 2006

J. Haberland · J. Bertz · B. Görsch · R. Dölle · B.-M. Kurth

Die zukünftige Entwicklung des Krebsgeschehens in Deutschland

Zusammenfassung

Sowohl die zurückliegende als auch die zukünftige Entwicklung des Krebsgeschehens in Deutschland sind von gleich bleibend großer gesundheitspolitischer Bedeutung. Zur Analyse der bislang beobachteten Trends werden log-lineare Modelle mit polynomialen Trends auf Krebsinzidenz- und Krebsmortalitätsdaten aus Deutschland ab 1980 angewandt und die Entwicklung bis zum Jahr 2020 extrapoliert. Aufgrund der gegenwärtig in Deutschland noch nicht flächendeckenden und überall vollzähligen Krebsregistrierung werden Krebsinzidenzen auf nationaler Ebene aus den Daten vollzählig registrierender bundesdeutscher Krebsregister geschätzt. Demnach stieg die Zahl der Krebsneuerkrankungen in Deutschland von 1980 mit insgesamt über 270.000 Neuerkrankungen auf über 420.000 im Jahr 2002. Bei fortgesetztem Trend ergäben sich nach der Variante 1 der Bevölkerungsprognosen

des Statistischen Bundesamtes bis 2020 über 570.000 jährliche Krebsneuerkrankungen und rund 590.000 nach der Variante 9. Setzt sich gleichzeitig der bis zum Ende des Beobachtungszeitraums von 1980–2002 erkennbare Rückgang in der Krebsmortalität zukünftig fort, dann fällt trotz steigender Erkrankungszahlen die Zahl der an Krebs Gestorbenen von 209.000 im Jahr 2002 auf rund 153.000 bzw. 158.000 im Jahr 2020, je nach der zugrunde gelegten Variante der Bevölkerungsfortschreibung. Eine deutlich höhere Zahl von Todesfällen an Krebs würde sich ergeben, wenn die Mortalitätsraten von 2002 unverändert weiter gelten würden.

Schlüsselwörter

Krebsmortalität · Krebsinzidenz · Log-lineare Modelle · Epidemiologische Krebsregister · Demographische Entwicklung

Future cancer incidents in Germany

Abstract

The future as well as the past development of cancer incidents in Germany is of continuous importance for health policy. Cancer incidence data observed over more than 20 years are analysed by log-linear models with polynomial trend components. The estimated trend models are used for a trend extrapolation until the year 2020. Since cancer registration in Germany is not complete yet and does not cover the whole area of the country national incidences are estimated by the data of the existing complete regional cancer registries. In this way it can be assessed that the number of new cancer diseases increased from 270,000 cases in 1980 to 420,000 cases in 2002. Extrapolating the trends and taking into account the demographic prognosis of the German

Federal Statistical Office 570,000 (version 1) or 590,000 (version 9) annual cancer cases are predicted for the year 2020. From 1980 to 2002 a decrease of cancer mortality was observed. If this trend continues until 2020, the number of deaths caused by cancer would decrease from 209,000 in 2002 to 153,000 (or 158,000) in 2020, although the number of cancer cases are predicted to increase. Assuming constant mortality rates the number of deaths caused by cancer would be much higher.

Keywords

Cancer mortality · Cancer incidence · Log-linear models · Epidemiological cancer registry · Demographic forecast

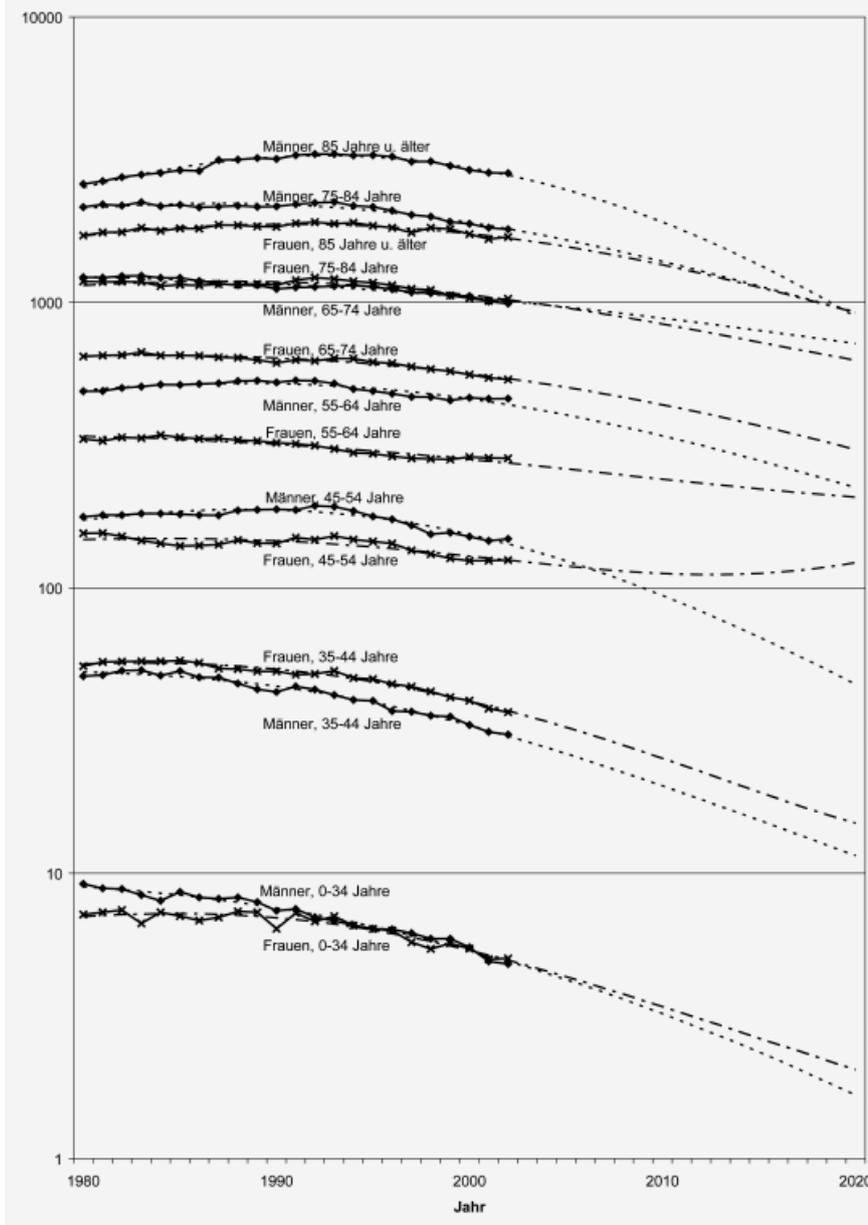


Abb. 2 ▲ Entwicklung der beobachteten und angepassten altersspezifischen Mortalitätsraten bei Männern und Frauen bezüglich Krebs gesamt in Deutschland (log. Skalierung)

te (\hat{M}_{it}^R) im nächsten Schritt zur Modellierung der Inzidenz der Referenzregion verwendet (B). Im dritten Schritt wird die bundesdeutsche Mortalität analysiert, um zu geglätteten Werten \hat{M}_{it}^U zu gelangen (A). Die über alle Krebserkrankungen (Index I) summierten Werte \hat{M}_{it}^U repräsentieren Glättungen für Krebs gesamt, die zur Schätzung der bundesdeutschen Krebsinzidenz führen, wenn sie in die Modellgleichung (B) eingesetzt werden.

Polynomiale Trends lassen sich relativ flexibel an Daten über einen Beobachtungszeitraum anpassen. Es besteht jedoch die Gefahr, dass bei feineren Alters-

klassengliederungen und den damit verbundenen geringeren Fallzahlen im Zeitintervall die Modelle bei Trendextrapolationen über einen längeren Zeitraum zu Instabilitäten neigen. In den Analysen mit überwiegend 5-Jahres-Altersgruppen zeigt sich ein solches Verhalten teilweise in den unteren Altersklassen. Daher wird hier eine gröbere Altersklassengliederung (0–34 Jahre, 35–44 Jahre, 45–54 Jahre ..., 85 Jahre und älter) verwendet.

Der Polynomgrad in den letztlich gewählten Modellen wird durch die Datelage bestimmt, indem, ausgehend von einem maximalen Polynomgrad von 2, suk-

zessive auf Vereinfachungen wie lineare und konstante Trends geprüft wird. Parallel dazu werden die Modelle mittels des Modellauswahlkriteriums AIC verglichen, um ein geeignetes Modell zu finden. Bei der hier untersuchten ICD-Gruppe Krebs gesamt führen sowohl in den Inzidenz- als auch den Mortalitätsanalysen quadratische Polynome zu adäquaten Modellen, d. h. zu Modellen mit minimalen AIC-Werten bzw. guter Anpassung. Die geschätzten Modelle für die Inzidenz- und Mortalitätsentwicklungen werden mit den Bevölkerungsprognosen des Statistischen Bundesamtes [1] kombiniert, um damit Vorhersagen für Erkrankungs- und Sterbezahlen bis zum Jahr 2020 zu treffen. Sämtliche Berechnungen wurden mit dem Statistik-Software-Paket GLIM durchgeführt [10].

Ergebnisse

Die Entwicklung der altersspezifischen Mortalitätsraten bei Männern und Frauen in Deutschland ab 1980 ist in **Abb. 2** dargestellt. In den 1980er-Jahren zeigen die Mortalitätsraten bei beiden Geschlechtern in den oberen Altersklassen überwiegend einen konstanten Verlauf bzw. steigen leicht an und sind ab den 1990er-Jahren rückläufig. Bei den Jüngeren ist der Rückgang der Raten tendenziell schon ab den 1980er-Jahren zu beobachten. Bei der hier gewählten logarithmischen Skalierung zeigen die bis 2002 angepassten und darüber hinaus bis 2020 extrapolierten Raten die für Parabeln typischen Verläufe. Nur die Mortalitätsraten der Frauen im Alter zwischen 45 und 54 Jahren weisen einen eher kubischen Verlauf auf, der daraus resultiert, dass für die Modellierung die Daten zusätzlich nach den häufigsten Krebserkrankungen gegliedert sind. Dabei wird nicht nur für jede Altersklasse, sondern auch für jede Krebslokalisierung ein eigener, maximal quadratischer Trendverlauf geschätzt. Durch die Aggregation aller lokalisationspezifischen quadratischen Trends resultiert in der Altersklasse 45 bis 54 Jahre ein für ein Polynom zweiten Grades untypischer Verlauf.

■ **Tabelle 1** zeigt lokalisationspezifisch für beide Geschlechter die Entwicklung der Zahl der Krebssterbefälle zwischen 1980 und 2020, wobei nach 2002 4

Tabelle 1

Entwicklung der Zahl der Krebssterbefälle bei quadratischen und konstanten Trends in den Varianten 1 und 9 bezüglich der häufigsten Krebskrankheiten in Deutschland

Lokalisation (ICD-9)	Trendmodell	Beobachtet		Extrapoliert			
		1980	2002	2010		2020	
				Variante 1	Variante 9	Variante 1	Variante 9
<i>Männer</i>							
• Magen (151)	quadr. konst.	11.915	6612	5182 8218	5244 8319	3275 9612	3431 10.113
• Darm (153–154)	quadr. konst.	11.990	14.014	13.462 16.824	13.613 17.028	10.644 19.725	11.071 20.730
• Lunge (162)	quadr. konst.	26.674	28.742	27.499 34.671	27.764 35.001	22.278 39.021	23.166 40.580
• Prostata (185)	quadr. konst.	8818	11.422	9883 14.432	10.043 14.673	6291 18.116	6667 19.354
• Krebs gesamt (140–208 o. 173)	quadr. konst.	95.763	109.342	101.672 132.008	102.797 133.517	78.915 152.724	82.259 160.132
<i>Frauen</i>							
• Magen (151)	quadr. konst.	10.961	5776	4284 6560	4319 6615	2712 7309	2793 7534
• Darm (153–154)	quadr. konst.	15.696	14.854	11.323 16.549	11.418 16.686	6599 18.591	6801 19.153
• Lunge (162)	quadr. konst.	4762	10.390	13.770 10.972	13.847 11.032	19.695 11.882	20.148 12.147
• Brust (174)	quadr. konst.	14.780	17.780	14.818 19.187	14.918 19.309	10.785 20.891	11.086 21.424
• Krebs gesamt (140–208 o. 173)	quadr. konst.	96.501	99.678	88.591 108.704	89.216 109.483	74.313 119.892	76.234 123.156

mögliche Verläufe aufgezeigt werden. Die oberen Werte zeigen jeweils die Entwicklungen unter der Annahme, dass die über den Beobachtungszeitraum von 1980–2002 modellierten quadratischen Trends sich auch zukünftig so fortsetzen. Dabei wird zwischen den Varianten 1 und 9 der Bevölkerungsvorausschätzungen des Statistischen Bundesamtes unterschieden, die die maximale Spannweite der vorausgerechneten Bevölkerungszahl beschreiben [1]. Variante 1 beinhaltet die niedrigsten Annahmen für Zuwanderung und Lebenserwartung. Im Gegensatz dazu unterstellt die Variante 9 die höchsten Wanderungsüberschüsse und stärksten Zuwächse in der Lebenserwartung mit der Konsequenz, dass die Modellrechnungen zu ca. 4 Mio. Personen mehr führen als in der Variante 1 bei einem gleichzeitig geringfügig niedrigerem Anteil Älterer. Vom Statistischen Bundesamt werden die beiden Varianten 1 und 9 hinsichtlich der absoluten Größe der Wohnbevölkerung als Extreme der Bevölkerungsvorausrechnungen angesehen. Hinsichtlich des epidemio-

logisch ebenso relevanten Anteils Älterer an der Bevölkerung sind sie es nicht.

In der jeweiligen zweiten Zeile der **■ Tabelle 1** (kursiv) ist die Entwicklung der Krebssterbefälle aufgeführt unter der Annahme, dass die zuletzt beobachteten Mortalitätsraten in Zukunft unverändert bleiben (konstante Raten), wobei auch hier zwischen den Varianten 1 und 9 differenziert wird.

Unter der Annahme, dass der in den letzten Jahren zu beobachtende Rückgang in den Mortalitätsraten auch zukünftig anhält, wird sich die Zahl der an Krebs Sterbenden bis 2020 deutlich reduzieren. Die rückläufige Entwicklung der zukünftigen Sterbefälle ist nicht nur bei Krebs gesamt zu beobachten, sondern betrifft alle in **■ Tabelle 1** aufgeführten Krebskrankheiten mit Ausnahme von Lungenkrebs bei Frauen. Bei Letzterem ist bis 2020 eine dramatische Zunahme der jährlichen Sterbefälle zu erwarten auf rund das Doppelte des heutigen Wertes. Diese absehbar ungünstige Entwicklung ließe sich jedoch rein hypothetisch abwenden, wenn es

gelänge, die gegenwärtigen altersspezifischen Mortalitätsraten bis 2020 einzufrieren, wie das in der Prognose unter der Annahme konstanter Mortalitätsraten geschehen ist. In diesem Fall würde die Zahl der Todesfälle durch Lungenkrebs bei Frauen in Folge des zunehmenden Anteils Älterer in der Bevölkerung nur leicht ansteigen.

Bei allen anderen in **■ Tabelle 1** aufgeführten Krebserkrankungen würden konstante Mortalitätsraten zu einer höheren absoluten Zahl krebsbedingter Todesfälle bis 2020 führen als bei Fortsetzung des derzeitigen rückläufigen Trends der Krebsmortalität.

Der extrapolierte Trend weiterhin rückläufiger altersspezifischer Mortalitätsraten bezüglich Krebs gesamt führt in der grafischen Darstellung zu abnehmenden alterstandardisierten Sterberaten (Europastandard). Die relativ höheren Mortalitätsraten der Männer weisen dabei einen stärkeren Rückgang auf als die Mortalitätsraten der Frauen (**■ Abb. 3**). Auf die Darstellung eines konstanten Mortalitätstrends als waagrechte Linie ab dem Jahr 2002 wurde hier

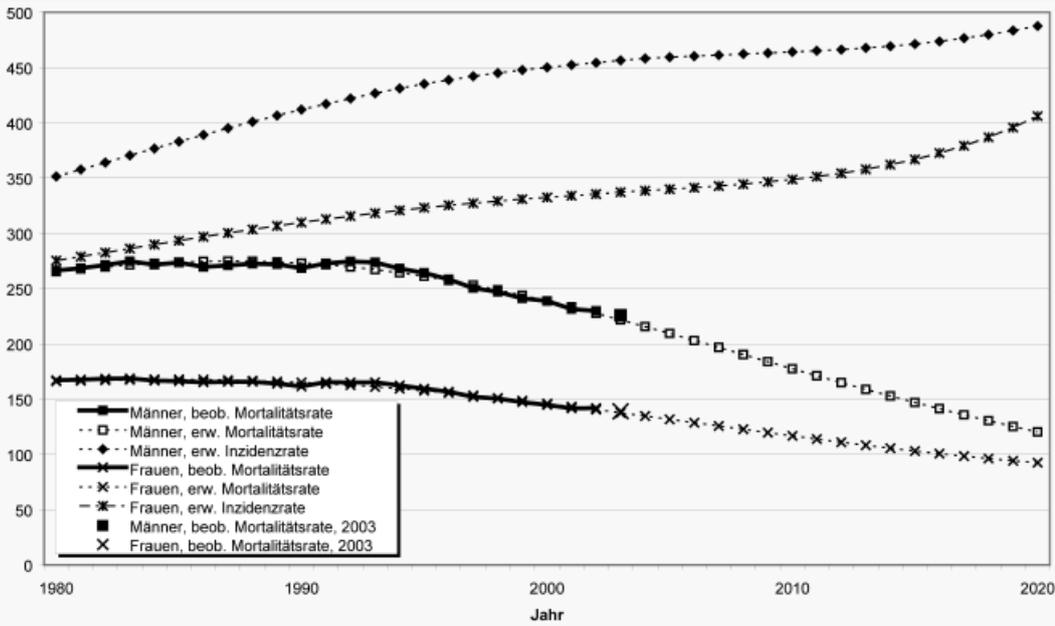


Abb. 3 Entwicklung der altersstandardisierten Raten (Standard: alte Europabevölkerung) bezüglich Krebs gesamt in Deutschland

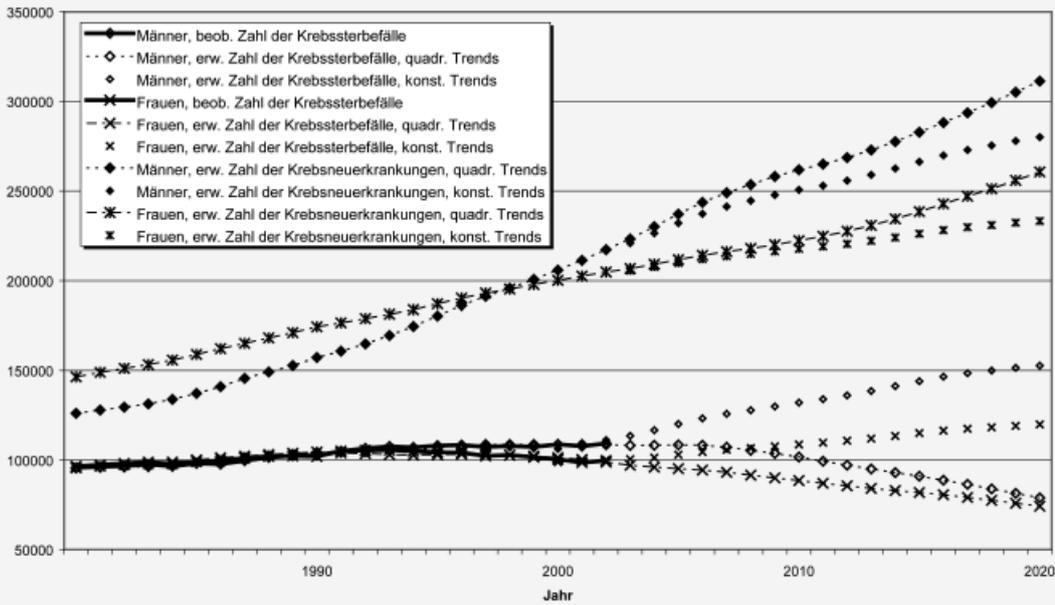


Abb. 4 Entwicklung der Zahl der Krebsneuerkrankungen (geschätzt und extrapoliert) und der Zahl der Krebssterbefälle (beobachtet, geschätzt und extrapoliert) in Deutschland

verzichtet. **Abbildung 3** zeigt neben den beobachteten, geglätteten und extrapolierten altersstandardisierten Krebsmortalitätsraten auch die geschätzten und extrapolierten Inzidenzraten, die ebenfalls auf die alte Europabevölkerung standardisiert sind. Unter der Annahme, dass die in der Referenzregion beobachteten, altersspezifischen Quotienten aus Inzidenz und Mortalität auch bundesweit gelten, steigt unter Berücksichtigung der extrapolierten Krebsmortalität in Deutschland die standardisierte Inzidenzrate von 2002 bei Männern um über 7% und über 20% bei Frauen auf 488 bzw. 406 bis zum Jahr 2020 an.

Verwendet man nun die Trendschätzungen für die altersspezifischen Inzidenz- und Mortalitätsraten bis zum Jahr 2020, um bei Zugrundelegung der Bevölkerungsprognosen des Statistischen Bundesamtes (Variante 1) Absolutzahlen vorherzusagen, so ergibt sich folgendes Bild:

Der Rückgang in den altersspezifischen Mortalitätsraten war in den letzten Beobachtungsjahren so stark, dass zumindest bei den Frauen die absolute Anzahl der an Krebs insgesamt Gestorbenen rückläufig ist, obwohl sich der Anteil der Älteren in der Bevölkerung erhöht hat und die Häufigkeit von bösartigen Neubildungen

bekanntermaßen stark mit dem Alter ansteigt (**Abb. 4**).

Nach den Modellrechnungen fällt die Zahl der männlichen Gestorbenen an Krebs gesamt bis zum Jahr 2020 auf rund 78.900 und die Zahl der weiblichen Gestorbenen auf ca. 74.300. Der zukünftige Rückgang der Zahl der Krebssterbefälle hängt entscheidend von weiterhin rückläufigen altersspezifischen Mortalitätsraten und damit rückläufigen Krebssterberisiken ab. Unter der alternativen Annahme, dass die Mortalitätsraten bis 2020 unverändert bleiben, würde die Zahl der Krebssterbefälle allein in Folge der weiteren Al-

terung der Bevölkerung um 40% bei Männern und 20% bei Frauen auf rund 153.000 bzw. 120.000 deutlich ansteigen.

Bei Männern wirkt sich damit der Wechsel von der Annahme konstanter zukünftiger Mortalitätsraten hin zur Annahme quadratischer Trendverläufe in den logarithmierten Raten stärker aus als bei Frauen. Dass sich die zukünftige Zahl der Gestorbenen bei Frauen weniger verändern wird als bei Männern ist schon in einer früheren Untersuchung [11] festgestellt worden. Die dort publizierten Trendextrapolationen bezüglich der Zahl der an Krebs Gestorbenen gesamt basieren auf linearen Trendverläufen und liegen zwischen den hier ermittelten Modellrechnungen mit konstanten Trends einerseits und quadratischen Trends andererseits.

Die absolute Zahl der Krebsneuerkrankungen steigt von 2002 bis zum Jahr 2020 um 43% bei Männern und 27% bei Frauen an, auf insgesamt 572.000 Krebsneuerkrankungen (■ **Abb. 4** und ■ **Tabelle 2**). Ein beträchtlicher Teil des Anstiegs der absoluten Fallzahlen ist auf den demographischen Wandel in der Bevölkerung zurückzuführen. So erhöht sich der Anteil der über 64-Jährigen in der Variante 1 der Bevölkerungsvorausschätzung des Statistischen Bundesamtes im Zeitraum von 2002–2020 von 17,3% auf 22% an. Unter der Annahme, dass die zuletzt geschätzten altersspezifischen Inzidenzraten bis zum Jahr 2020 unverändert gelten (konstante Trends in ■ **Abb. 4** bzw. ■ **Tabelle 2**), steigt allein durch die Bevölkerungsstrukturveränderungen die Zahl der Krebsneuerkrankungen bei Männern um 29% und bei Frauen um 14%.

Diskussion

In ■ **Tabelle 1** sind die in den Jahren 2010 und 2020 zu erwartenden Krebstodesfälle in Abhängigkeit von den beiden Bevölkerungsvarianten 1 und 9 sowie unter 2 alternativen Annahmen zum weiteren Verlauf der Mortalität aufgeführt. Dem sind ergänzend die Anzahlen der erwarteten Todesfälle zu 4 häufigeren Krebskrankheiten beigefügt. Es zeigt sich, dass die Annahmen zum modellierten Trend bzw. zur vorgegebenen Konstanz der Krebsmortalitätsraten einen erheblich größeren Einfluss auf die Ergebnisse ausüben als die beiden Extre-

Tabelle 2

Entwicklung der geschätzten und extrapolierten Zahl der Krebsneuerkrankungen (insgesamt) in Deutschland						
Trendmodell	Geschätzt		Extrapoliert			
	1980	2002	2010		2020	
			Variante 1	Variante 9	Variante 1	Variante 9
<i>Männer</i>						
Quadratisch	126.087	217.204	261.865	264.388	311.395	323.219
Konstant			250.631	253.097	280.085	291.716
<i>Frauen</i>						
Quadratisch	146.464	204.790	222.261	223.592	260.628	266.873
Konstant			217.736	219.061	233.250	239.046

me der Bevölkerungsvorausberechnung. Während sich je nach den genutzten Bevölkerungszahlen in den Ergebnissen für das Jahr 2010 Unterschiede um 1% und für das Jahr 2020 solche um 3% bis höchstens 5% ergeben, kommt es unter den beiden alternativen Annahmen zur Entwicklung der Mortalitätsraten zu erheblich größeren Differenzen. Bis zum Jahr 2010 ergeben sich für Krebs gesamt im Vergleich zum fortgesetzten Trend der Mortalitätsraten bei Männern um 30%, bei Frauen um 20% höhere Zahlen unter der Annahme konstanter Mortalitätsraten seit dem Jahr 2002. Im Jahr 2020 würde die Fortsetzung des heute beobachteten Mortalitätsrends nur zu halb so vielen Todesfällen durch Krebs führen wie die unveränderte Fortschreibung der aktuellen Mortalitätsraten. Es bleibt festzuhalten, dass der Einfluss unterschiedlicher Bevölkerungsgrößen auf die Zahl zu erwartender Todesfälle an Krebs geringer ausfällt als alternative epidemiologische Annahmen über die Fortsetzung des Trends der Mortalität einerseits oder ihre Konstanz. Das rechtfertigt die in diesem Beitrag überwiegende Berücksichtigung nur einer einzigen Variante der Bevölkerungsvorausberechnungen des Statistischen Bundesamtes (Variante 1).

Die Differenz der Sterbefallzahlen unter beiden Trendmodellen zeigt zunächst die sehr erfreuliche Tendenz zum Rückgang der Krebssterberaten in Deutschland an. Dieser Trend der altersstandardisierten Mortalitätsraten ist für Frauen in Deutschland seit mehr als 30 Jahren und für Männer seit etwa 15 Jahren zu beobachten. Ausgedrückt in Prozent der Raten von 1970 ergab sich für Frauen in 32 Jahren ein jähr-

licher Rückgang von 0,75%, für Männer innerhalb einer kürzeren Zeitspanne ein Rückgang von 1,2% pro Jahr. Das erklärt den steileren Rückgang der Krebstodesfälle bei Männern im Vergleich zu Frauen. Diese längerfristige Entwicklung verleiht der Prognose Glaubwürdigkeit.

Aus dem Vergleich der Sterbefallzahlen unter den beiden alternativen Annahmen – Konstanz der Raten oder Fortsetzung des Trends – lässt sich der reine Alterseffekt ablesen. Die Zunahme des Anteils Älterer in der Bevölkerung ist die alleinige Ursache für den Anstieg der Todesfälle durch Krebs bei konstant gehaltenen altersspezifischen Mortalitätsraten. Je höher das jeweilige mittlere Sterbealter, desto erheblicher die Zunahme der Sterbefälle in einer alternden Bevölkerung. Für die Krebssterbefälle der Männer ist der Effekt ausgeprägter, weil der aktuelle Anteil Älterer auch in Folge der Kriegsgefallenen noch sehr niedrig ausfällt. Der deutlichste Alterseffekt ist von daher beim Prostatakrebs und bei Krebs von Magen und Darm der Männer erkennbar. Allein der Alterungsprozess der Bevölkerung würde unter konstant gehaltenen Sterberaten bei Frauen bis 2020 zu 20%, bei Männern zu 40% mehr Krebssterbefällen führen. Die bei Fortsetzung des modellierten Mortalitätstrends zu erwartende deutlich niedrigere Zahl von Krebstodesfällen bis 2020 sind also das Ergebnis einer Zunahme in Folge der Alterung der Bevölkerung von 20% bei Frauen und 40% bei Männern und eines Rückgangs in Folge abnehmender Sterbehäufigkeit. Die Todesfälle durch Krebskrankheiten des Magens, des Darms, der Lunge und der Prostata bei Männern bzw. der Brustdrüse bei Frauen sind bei Fortset-

zung der modellierten Mortalitätstrends zwar in unterschiedlichem Ausmaß, aber ebenso rückläufig wie alle Krebstodesfälle. Nur die Zahl der Todesfälle durch Lungenkrebs bei Frauen würde bei Fortsetzung des Trends der letzten Jahre nicht zurückgehen, sondern bis zum Doppelten der heutigen Sterbefallzahlen deutlich zunehmen.

Nicht die prognostizierten Todesfälle an Krebs in Deutschland, aber die weitere Entwicklung der Krebssterblichkeit bis zum Jahr 2020 lässt sich in einen internationalen Kontext stellen [12]. Es stellt sich die Frage, ob in ähnlich weit entwickelten Ländern heute schon Krebssterberaten von gleichem Ausmaß gemessen werden wie in der Prognose für das Jahr 2020. In der Tat ist dies für nahezu alle einzeln betrachteten Krebskrankheiten der Fall. So führt der Anstieg der Todesfälle durch Lungenkrebs bei Frauen zu altersstandardisierten Mortalitätsraten (Weltstandard), die immer noch niedriger ausfallen als die heutigen Lungenkrebssterberaten der Frauen in Dänemark, Großbritannien, Neuseeland, Kanada und den USA. Die Lungenkrebssterberaten der Männer in Deutschland wären in 18 Jahren von gleicher Höhe wie die aktuell in Schweden gemessenen. Beim Magenkrebs ergäben sich für beide Geschlechter Mortalitätsraten wie zurzeit in den USA. Die prognostizierten Sterberaten zum Darmkrebs der Männer würden 2010 den heutigen schwedischen und 2020 den heutigen finnischen Raten entsprechen. Für Frauen geht die Prognose zum Darmkrebs möglicherweise zu weit. Bereits im Jahr 2010 ergäben sich niedrigere Raten als unter allen zum Vergleich herangezogenen Ländern, danach wird ein weiterer deutlicher Rückgang erwartet.

Interessant sind die Prognosen zum Prostatakrebs der Männer und zum Brustkrebs der Frauen. Wenn – wie hier – nur entwickelte Länder zum Vergleich herangezogen werden, sind nur die aktuellen Mortalitätsraten in Japan und Singapur mit den für 2020 in Deutschland erwarteten Raten vergleichbar. Das Krebsrisiko japanisch stämmiger Migranten in den USA hat sich hinsichtlich des Brustkrebses etwas langsamer, hinsichtlich des Prostatakrebses etwas schneller den hohen Raten ihrer neuen Heimat angepasst. Das spricht gegen ein geringeres Risiko ausschließlich

aus ethnischen, quasi genetischen Gründen und für einen Zusammenhang mit der Lebensweise (z. B. mit der Ernährung oder der Reproduktion) [13].

Werden die Einzelaspekte der Vorhersage zur Zahl aller erwarteten Krebstodesfälle in Deutschland im Jahr 2020 zusammengefasst, so ergeben sich sowohl für Männer als auch für Frauen altersstandardisierte Krebsmortalitätsraten, die in ähnlicher Weise aus dem Rahmen des derzeit Üblichen fallen, wie die Darmkrebssterberaten der Frauen. Allerdings fällt nicht erst die für 2010 vorausgesagte Mortalitätsrate im internationalen Vergleich sehr niedrig aus. Gegenwärtig liegen bereits die gemessenen altersstandardisierten Mortalitätsraten des Jahres 2002 in Deutschland im internationalen Vergleich sehr günstig. Bei den Männern wird nur in Australien, Schweden und Finnland, bei den Frauen in Finnland, der Schweiz, Japan und Spanien eine niedrigere Krebssterblichkeit ausgewiesen.

Bei einer Interpretation der steigenden Krebsneuerkrankungsraten bei gleichzeitig sinkender Mortalität sollte beachtet werden, dass hinter dem geschätzten Anstieg sicherlich auch eine verstärkte Teilnahme an Früherkennungsmaßnahmen in der Bevölkerung steht (beispielsweise die PSA-Testung bei Männern und das Mammographiescreening bei Frauen) [3]. In Kanada und den USA geht die Einführung der PSA-Testung in den 1980er-Jahren mit einem deutlichen Anstieg der standardisierten Inzidenzraten an Prostatakrebs einher, verbunden mit einem ebenfalls deutlichen Rückgang der Raten in den 1990er-Jahren [14]. Im Saarland ist in dieser Zeit ebenfalls ein höherer Anstieg der Erkrankungsrate an Prostatakrebs bei Männern zu erkennen, der hier allerdings bis zum letzten Beobachtungsjahr anhält. Sowohl in den USA und Kanada als auch im Saarland blieben die altersstandardisierten Sterberaten der Männer an Prostatakrebs davon nahezu unbeeinflusst.

Zumindest bezüglich der Mortalität lassen sich die extrapolierten Daten mit den inzwischen vorliegenden Ergebnissen der amtlichen Todesursachenstatistik für das Jahr 2003 vergleichen. Die extrapolierte standardisierte Mortalitätsrate liegt bei Männern um 1,8% und bei Frauen um 1,0% unter der amtlichen Statistik (■ **Abb. 3**). Absolut betrachtet, star-

ben im Jahr 2003 ca. 1900 Männer und rund 850 Frauen mehr in Deutschland an Krebs, als nach den Modellrechnungen erwartet wurden. Dabei ist zu beachten, dass den Modellrechnungen als Bezugsgröße die Bevölkerungsvorausrechnungen des Statistischen Bundesamtes zugrunde liegen, die von den aktuell bestimmten Zahlen der Bevölkerungsfortschreibung geringfügig abweichen.

Die großen Differenzen in den erwarteten absoluten Fallzahlen bei unterschiedlichen Annahmen über die zukünftige Entwicklung der Krebsinzidenz- und Krebsmortalitätsrate zeigen zum einen die Unwägbarkeiten, die mit jeder Prognose über mehr als 10 Jahre verknüpft sind. Zum anderen erinnern sie jedoch auch daran, dass die Höhe des Krebsrisikos, des Krebserkrankungs- sowie des Krebssterberisikos, keine Naturkonstante darstellt. Es zeigt, wie wichtig die zukünftigen Anstrengungen bezüglich Prävention und Früherkennung für alle Akteure in den entsprechenden Bereichen des Gesundheitswesens sind, um den weiteren Rückgang der Krebsmortalität wie vorausgesagt zu erzielen. Es zeigt darüber hinaus, dass ein weiterer Anstieg der Krebsinzidenz nicht zu vermeiden ist, dass die Anzahl auftretender Krebserkrankungen nur begrenzt, nicht aber zurückgeführt werden kann. Dazu trägt wesentlich der gleichzeitig zu erwartende steigende Anteil Älterer in der Bevölkerung bei. Auch der so erfreuliche Rückgang der Krebssterbefälle muss nicht unbedingt mit rückläufigen Krebserkrankungszahlen einhergehen und wird daher auch die Versorgungseinrichtungen für Krebskranke nicht entlasten. In Zukunft werden mehr Krebsdiagnosen als heute gestellt werden, aber ihr Schrecken wird hoffentlich nachlassen, denn die Überlebenschancen werden sich gemäß dieser Prognose weiter erheblich verbessern.

Korrespondierender Autor

Dr. J. Haberland

Dachdokumentation Krebs,
Abteilung Epidemiologie und
Gesundheitsberichterstattung,
Robert Koch-Institut,
Postfach 650261, 13302 Berlin
E-Mail: haberlandj@rki.de

Literatur

1. Statistisches Bundesamt (2003) Bevölkerung Deutschlands bis 2050 – 10. koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung. Eigenverlag, Wiesbaden (<http://www.destatis.de>)
2. DIMDI (1999) Überleitungstabelle zwischen ICD-9 V 6.0 und ICD-10 V 1.3, Version 3.0, Deutsches Institut für medizinische Dokumentation und Information. Eigenverlag, Köln
3. Gesellschaft der epidemiologischen Krebsregister in Deutschland e.V. und das RKI (2006) Krebs in Deutschland, 5. überarbeitete, aktualisierte Ausgabe. Eigenverlag, Saarbrücken (<http://www.rki.de/krebs/>)
4. Osmond C (1985) Using age, period and cohort models to estimate future mortality rates. *Int J Epidemiol* 14: 124–129
5. Møller B, Fekjaer H, Hakulinen T et al. (2003) Prediction of cancer incidence in the Nordic countries: empirical comparison of different approaches. *Statistics Med* 22: 2751–2766
6. Hakulinen T, Dyba T (1994) Precision of incidence predictions based on poisson distributed observations. *Statistics Med* 13: 1513–1523
7. Colonna M, Grosclaude P, Faivre J et al. (1999) Cancer registry data based estimation of regional cancer incidence: application to breast and colorectal cancer in French administrative regions. *J Epidemiol Community Health* 53: 558–564
8. Haberland J, Bertz J, Görsch B, Schön D (2001) Krebsinzidenzschätzungen für Deutschland mittels log-linearer Modelle. *Gesundheitswesen* 63: 556–560
9. Haberland J, Schön D, Bertz J, Görsch B (2003) Vollständigkeitsschätzungen von Krebsregisterdaten in Deutschland. *Bundesgesundheitsbl Gesundheitsforsch Gesundheitsschutz* 46: 770–774
10. Francis B, Green M, Payne C (1994) The GLIM System, release 4 manual. Clarendon Press, Oxford
11. Schön D, Haberland J, Bertz J, Görsch B (2003) Weitere Entwicklung der Krebssterblichkeit in Deutschland bis zum Jahr 2010. *Bundesgesundheitsbl Gesundheitsforsch Gesundheitsschutz* 46: 68–69
12. Ferlay J, Bray F, Pisani P, Parkin DM (2004) GLOBOCAN 2002: Cancer incidence, mortality and prevalence worldwide. IARC CancerBase 5, Version 2.0, IARC Press, Lyon
13. Aitio A, Day NE, Tomatis L et al. (1990) Cancer: causes, occurrence and control, IARC Scientific Publication 100, Lyon
14. McDavid K, Lee J, Fulton JP et al. (2004) Prostate cancer incidence and mortality rates and trends in the United States and Canada. *Public Health Reports* 119: 174–186

Helmut Mittermayer, Franz Allerberger (Hrsg.)

Spektrum der Infektionskrankheiten

Spitta Verlag, ca. 300 S., 75 Abb. und Tabellen, geb. 209,- Euro, ISBN 3-934211-78-x

Der Untertitel des 2-bändigen Lehrbuches „Diagnostik, Verlauf und zeitgemäße Therapie“ gibt Hinweise auf die Zielgruppe: Behandler von Infektionskrankheiten und Laborpersonal, das sich mit der Diagnostik von Infektionskrankheiten beschäftigt.

Den Herausgebern dieses Lehrbuches ist es gelungen, eine Vielzahl von deutschsprachigen Wissenschaftlern zur Mitarbeit zu gewinnen, die ausgewiesene Spezialisten für die verschiedenen Themen sind. Im einführenden Kapitel „Allgemeine Infektiologie“ werden grundsätzliche Fragen zur Bedeutung von Infektionskrankheiten, ihrer Diagnostik und Therapie abgehandelt. Dabei nimmt die Beschreibung diagnostischer Verfahren und die Therapie einen angemessen breiten Raum ein. Insbesondere die antimikrobielle Therapie wird ausführlich dargestellt. Auf Wirkungsweise, Applikation und Nebenwirkungen sowie Resistenzentwicklung wird umfassend eingegangen.

In einem zweiten, umfangreicheren Kapitel „Krankheitserreger“ wird systematisch näher auf Viren, Prionen, Bakterien, Pilze und Parasiten wie Helminthen und Ektoparasiten eingegangen. Dieser Teil des Lehrbuches fasst wesentliche Aspekte im Hinblick auf die Erreger, ihre Verbreitung, das Krankheitsspektrum, die Diagnostik und Therapie zusammen. Dabei veranschaulichen zahlreiche Grafiken, Zeichnungen und Tabellen sowie Fotografien charakteristische Eigenschaften der Erreger.

Der zweite Band verfolgt eine andere Strategie der Darstellung von Infektionskrankheiten: Es werden klinische Krankheitsbilder vorgestellt, nach Organsystemen und Übertragungswegen differenziert, und deren mögliche Ursachen erörtert. Die Darstellung der Erkrankungen wird durch aussagekräftige Zusammenfassungen in Tabellen sowie durch Röntgen- und Endoskopieaufnahmen ergänzt. Damit werden die im ersten Band gelegten Grundlagen in eindrücklicher Weise ergänzt und gezeigt, welche Probleme teilweise bei der Dia-

gnose und Behandlung von Erkrankungen auftreten können und wie man über die Differentialdiagnose zu Lösungen kommen kann.

Insgesamt ist dieses Lehrbuch eine willkommene Informationsquelle für Kliniker und Diagnostikern, aber auch für Grundlagenforscher, die sich mit Infektionskrankheiten beschäftigen.

G. Pauli, Berlin