

Tempo-Effekte in der Periodensterberate bei alternativen Berechnungsverfahren

Christian Wegner

Zusammenfassung: Die Frage, ob Tempoeffekte die Messung der Periodensterblichkeit verzerren oder nicht, wird kontrovers in der aktuellen demografischen Literatur diskutiert. Nur wenige Beiträge erläutern jedoch das grundlegende Phänomen des Tempoeffekts, dass nämlich die Periodensterberate ansteigen kann, obwohl die Sterblichkeit der gerade lebenden Kohorten gesunken ist. Darüber hinaus konzentrieren sich alle existierenden Arbeiten lediglich auf eines von drei Verfahren zur Berechnung der Sterberate. Dieser Artikel setzt sich zentral mit den Fragen auseinander, ob auch andere Berechnungsmethoden für die Periodensterberate von Tempoeffekten in der Logik von Bongaarts und Feeney betroffen sind und ob allein durch die Wahl eines bestimmten Verfahrens das Ausmaß des Tempoeffekts minimiert werden kann. Die Analysen zeigen, dass alle Typen der Sterberate von Tempoeffekten betroffen sind und die Wahl des Verfahrens den Einfluss von Tempoeffekten nicht eliminiert. Allerdings muss bei den drei Berechnungsverfahren zwischen zwei Arten von Tempoeffekten unterschieden werden, die sowohl theoretisch als auch mithilfe empirischer Daten aufgezeigt werden können.

Schlagwörter: Tempoeffekte · Sterberate · Periodensterblichkeit · Sterbeziffernverfahren · Sterbejahrverfahren · Geburtsjahrverfahren · Tempo-bereinigte Lebenserwartung

1 Einleitung

Die bisher geführte Diskussion um Tempoeffekte in der Periodensterblichkeit orientiert sich im Wesentlichen an der Frage, ob sie Indikatoren wie die Lebenserwartung oder andere Maße beeinflussen und die tatsächlich vorherrschenden Sterblichkeitsbedingungen dadurch verzerrt wiedergegeben werden (*Bongaarts/Feeney 2002; Vaupel 2002; Wilmoth 2005; Bongaarts/Feeney 2008b; Guillot 2008; Rodríguez 2008; Vaupel 2008; Wachter 2008; Bongaarts/Feeney 2010*). Nur wenige Beiträge setzen sich explizit mit dem unerwarteten und sonderbaren Phänomen

auseinander, dass der Trend in der Periodensterberate schwankt, obwohl sich die Überlebensbedingungen der gegenwärtig lebenden Kohorten stetig verbessert haben (Feeney 2010; Horiuchi 2008; Luy 2008; Luy/Wegner 2009). Nach der Logik von Bongaarts und Feeney (2002, 2008a, 2008b) werden diese Fluktuationen in den Sterberaten durch Tempoeffekte verursacht. Sie gehen einher mit einer temporären Veränderung in der Gesamtheit der Sterbefälle innerhalb einer Periode, in der sich die Mortalitätsbedingungen verändern. Obwohl der eigentümliche Trend der Periodenraten die Basis der Überlegungen und methodischen Arbeiten von Bongaarts und Feeney ist, sind grundlegende Fragen zu den Tempoeffekten bis zum gegenwärtigen Zeitpunkt unbeantwortet geblieben.

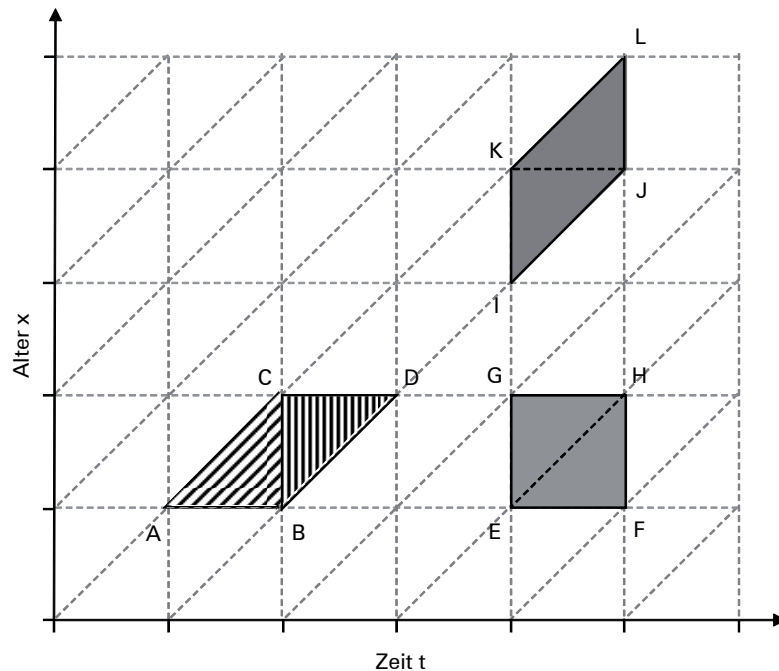
Ein Defizit in der vorhandenen Literatur ist die Erforschung des Zusammenhangs zwischen der Berechnungsart der Sterberate und dem Auftreten von Tempoeffekten. Die bisherigen Arbeiten analysieren lediglich die Ursache von Tempoeffekten im sogenannten Sterbeziffernverfahren. Allerdings existieren in der Mortalitätsforschung noch zwei weitere Verfahren zur Berechnung der Periodensterberate, das Sterbejahr- und das Geburtsjahrverfahren. Dabei stellt sich die Frage, ob auch diese beiden Methoden von Tempoeffekten betroffen sind, sofern sich die Sterblichkeitsverhältnisse in einer Periode verändern. Allen drei Verfahren liegen unterschiedliche Gesamtheiten von Sterbefällen zugrunde, die sich aus der Überschneidung von Alters-, Zeit- und Geburtsintervallen ergeben. In der Folge wirken sich Veränderungen der Mortalitätsverhältnisse unterschiedlich auf die jeweilige Berechnungsart aus. Deshalb kann angenommen werden, dass sich auch die Ursachen von Tempoeffekten unterscheiden. Aufgrund der verschiedenen Eigenschaften der jeweiligen Berechnungsmethoden schließt sich eine zweite wichtige Fragestellung an: Verändert sich durch die Wahl des Sterberatentyps das Ausmaß des vorherrschenden Tempoeffekts?

Zur Beantwortung dieser Fragen werden im ersten Teil dieses Beitrags die unterschiedlichen Berechnungsarten der Sterberate aufgezeigt. Der zweite Teil leitet die Tempoeffekte in der Logik von Bongaarts und Feeney mithilfe des Lexis-Diagramms grafisch her und erläutert deren Auswirkung anhand modellierter Gesamtheiten von lebenden Personen und Verstorbenen. Eine allgemeine Typisierung der Tempoeffekte unabhängig von den Modellannahmen wird im dritten Abschnitt vorgenommen. Abschließend werden die Auswirkungen unterschiedlicher Typen von Sterberaten und die daraus resultierenden Unterschiede in den Tempoeffekten mithilfe empirischer Mortalitätsdaten für 26 Länder präsentiert.

2 Berechnungsverfahren der Sterberaten

In der demographischen Mortalitätsforschung werden drei Berechnungsarten der Sterberaten unterschieden. Die Verfahren sind durch die Gesamtheiten der Sterbefälle charakterisiert, die sich durch die Überschneidung von Alters-, Zeit- und Geburtsintervallen ergeben. Mithilfe des Lexis-Diagramms in Abbildung 1 lassen sich alle drei Intervalle grafisch darstellen. Die Abszisse des Diagramms enthält die fortschreitende Kalenderzeit, während auf der Ordinate das Alter abgetragen

Abb. 1: Grund- und Hauptgesamtheiten der Sterbefälle und Gesamtheiten der lebenden Personen



Quelle: basierend auf Caselli/Vallin (2006)

ist (Feichtinger 1973: 18-25). Die Geborenen eines Jahres sowie deren demographisch-relevanten Ereignisse lassen sich dann diagonal zum Alter und der Kalenderzeit abbilden. Durch die Schnittmenge von Alters-, Zeit- und Geburtsintervallen lassen sich zwei Grundgesamtheiten von Ereignissen extrahieren (Becker 1874), die im Lexis-Diagramm durch rechtwinklige Dreiecke gekennzeichnet sind.

Die 1. Grundgesamtheit der Sterbefälle umfasst die Anzahl der Individuen eines Geburtsjahres c , die im Alter x des Jahres t verstorben sind. Diese Grundgesamtheit ist in der Abbildung 1 durch die Fläche ABC gekennzeichnet (vgl. auch Tab. 1.1). Neben der 1. Grundgesamtheit enthält auch die 2. Grundgesamtheit alle Personen derselben Kohorte c , die im Alter x , allerdings im darauf folgenden Jahr $t+1$ verstorben sind. In der Abbildung 1 wird sie durch die Fläche BCD präsentiert.

Die Katheten der einzelnen Dreiecke enthalten zwei unterschiedliche Gesamtheiten von lebenden Personen. Individuen, die das Alter x in einem Jahr t erlebt haben, bilden die Gesamtheit der gleichaltrig lebenden Personen (Linie AB in Abb. 1). Alle Personen, die innerhalb der Altersstufe x den Beginn des Jahres $t+1$ erlebt haben, können als Gesamtheit der gleichzeitig lebenden Personen (Linie BC in Abb. 1) zusammengefasst werden. Im Gegensatz zu den Grundgesamtheiten fassen die Ge-

Tab. 1: Gesamtheiten der Sterbefälle und lebenden Personen und Berechnungsarten der Sterberate

1.1 Ereignisse und Zustände		<i>Lexis-Diagramm in Abbildung 1</i>
${}^I D(x, c)$	1. Grundgesamtheit	Fläche ABC
${}^{II} D(x, c)$	2. Grundgesamtheit	Fläche BCD
${}^I P(x)$	Gleichaltrig lebende Personen	Linie AB
${}^x P(t+1)$	Gleichzeitig lebende Personen	Linie BC
1.2 Hauptgesamtheiten der Sterbefälle		
$D(x, t)$	3. Hauptgesamtheit	Fläche EFGH
$D(c, t)$	2. Hauptgesamtheit	Fläche IJKL
$D(c, x)$	1. Hauptgesamtheit	Fläche ABCD
1.3 Sterberaten		
${}^I m(x, t)$	$= \frac{D(x, t)}{0.5 \cdot [{}^x P(t) + {}^x P(t+1)]}$	Sterberate Typ I (Sterbeziffernverfahren)
${}^{II} m(c, t)$	$= \frac{D(c, t)}{0.5 \cdot [{}^{x-1} P(t) + {}^x P(t+1)]}$	Sterberate Typ II (Sterbejahrverfahren)
${}^{III} m(c, x)$	$= \frac{D(c, x)}{{}^x P(t+1)}$	Sterberate Typ III (Geburtsjahrverfahren)

Quelle: basierend auf *Becker* (1874) und *Caselli/Vallin* (2006)

samtheiten der lebenden Personen jeweils die Anzahl von Zuständen zu einem bestimmten Zeitpunkt oder in einem bestimmten Alter zusammen (vgl. Tab. 1.1).

Die Grundgesamtheiten der Sterbefälle und die Gesamtheiten der lebenden Personen bilden die Basis der drei unterschiedlichen Berechnungsverfahren der Sterberate. Dabei lassen sich aus der Anordnung der Grundgesamtheiten drei Hauptgesamtheiten der Sterbefälle bestimmen, die den Zähler der jeweiligen Sterberate bilden (*Becker* 1874). Der Nenner der Rate ist die Anzahl der gelebten Personenjahre innerhalb eines bestimmten Zeitintervalls, die mithilfe der Gesamtheiten der gelebten Personen geschätzt werden (*Feichtinger* 1973: 55-56).

Das gängigste Verfahren zur Berechnung der Sterberate in der amtlichen Statistik ist das *Sterbeziffernverfahren*, das auch als *Typ I-Verfahren* bezeichnet wird (*Flaschmäpfer* 1962: 342-391; *Wunsch/Termote* 1978: 85-87; *Caselli/Vallin* 2006: 61-63). Das deutsche Statistische Bundesamt verwendet diese Berechnungsmethode seit der allgemeinen Sterbetafel von 1970/72 (*Statistisches Bundesamt* 2006). Der Ausgangspunkt der Berechnung ist die 3. Hauptgesamtheit der Sterbefälle, die sich durch die Überschneidung eines Alters- und Jahresintervalls ergibt (Fläche EFGH in Abb. 1). Dabei setzt sich die Gesamtheit der Sterbefälle aus der 1. Grundgesamtheit einer Kohorte c und der 2. Grundgesamtheit des vorangegangenen Geburtsjahres

$c-1$ im Alter x des Jahres t zusammen (Tab. 1.2). Die Sterberate Typ I $^I m(x,t)$ ergibt sich dann als Quotient der 3. Hauptgesamtheit zu den gelebten Personenjahren des Alters x im Jahre t (Tab. 1.3). Als Schätzwert der gelebten Personenjahre wird der Durchschnitt der gleichzeitig lebenden Personen zum Beginn (Gerade EG) und zum Ende (Gerade FH) des Jahres t verwendet.

Die amtliche Statistik in Frankreich verwendet zur Bestimmung der Sterblichkeitsverhältnisse eines Jahres die *Typ II-Methode*, die in der deutschsprachigen Literatur auch als *Sterbejahrverfahren nach Böckh* bekannt ist (Flaskämper 1962: 364-365; Wunsch/Termote 1978: 85-87; Caselli/Vallin 2006: 61-63). Die Typ II-Sterberate basiert auf der 2. Hauptgesamtheit der Sterbefälle, die sich durch die Überschneidung eines Geburtsjahrganges und eines Jahresintervalls bestimmt (Fläche IJKL in Abb. 1). Die Hauptgesamtheit setzt sich aus der ersten Grundgesamtheit der Kohorte c im Alter x und der zweiten Grundgesamtheit der gleichen Kohorte des vorangegangenen Alters $x-1$ zusammen (Tab. 1.2). Der Vergleich zu der Typ I-Sterberate zeigt, dass das Sterbejahrverfahren die Gesamtheiten der Sterbefälle einer Kohorte innerhalb eines Jahres t berücksichtigt. Dadurch wird jedoch keine eindeutige Altersklassifizierung der Gesamtheiten der Sterbefälle ermöglicht, weil sich die verstorbenen Personen über zwei Altersstufen erstrecken. Die Anzahl der gelebten Personenjahre innerhalb der 2. Hauptgesamtheit wird aus dem Durchschnitt der gleichzeitig lebenden Individuen zum Beginn und zum Ende des betrachteten Zeitraumes t geschätzt. Im Gegensatz zum Sterbeziffernverfahren befinden sich jedoch die lebenden Personen zum Beginn des Jahres im vorangegangenen Alter $x-1$ (Gerade IK in Abb. 1), während sich zum Jahresende die überlebenden Personen im Alter x (Gerade JL in Abb. 1) befinden. Die Sterberate Typ II $^{II} m(c,t)$ berechnet sich dann aus den Quotienten der 2. Hauptgesamtheit der Sterbefälle zu den gelebten Personenjahren (Tab. 1.3).

Die letzte Methode führt zur *Typ III-Sterberate*, die auch als *Geburtsjahrverfahren* bezeichnet wird und zur Berechnung der ersten allgemeinen Sterbetafel des Deutschen Reiches 1871/81 verwendet wurde (Becker 1874: 38-45; Wunsch/Termote 1978: 85-87; Caselli/Vallin 2006: 61-63). Die Sterberate mittels des Geburtsjahrverfahrens zu bestimmen, ist eine selten genutzte Methode in der Periodenanalyse. Aufgrund der Charakteristik dieses Verfahrens ist die Anwendung vor allem in der Kohortenanalyse ein Standardverfahren (Caselli/Vallin 2006). Die Sterberate Typ III $^{III} m(c,x)$ nutzt die Gesamtheit der Sterbefälle, die sich durch die Überschneidung eines Geburtsjahrganges und eines Altersintervalls ergeben. Diese Fläche wird als 1. Hauptgesamtheit bezeichnet und setzt sich aus der 1. und 2. Grundgesamtheit einer Kohorte c im Alter x zusammen (Fläche ABCD in Abb. 1). Diese Hauptgesamtheit umfasst nicht die Sterbefälle eines Jahres, sondern erstreckt sich über zwei Perioden t und $t+1$. Zur Berechnung der Sterberate Typ III wird als Näherungswert der gelebten Personenjahre die Gesamtheit der gleichzeitig lebenden Personen im Alter x zum Beginn des Jahres $t+1$ zugrunde gelegt (Gerade BC in Abb. 1).

3 Tempoeffekte in den Berechnungsverfahren der Sterberate

Die Existenz und die Ursachen von Tempoeffekten in den einzelnen Berechnungsverfahren der Sterberate werden im Folgenden durch einen modellierten Rückgang der Sterblichkeit analysiert. Mit dem Lexis-Diagramm werden die Prozesse grafisch hergeleitet und erläutert. Die Art der Modellierung orientiert sich dabei an den in der Literatur bereits für die Beschreibung von Tempoeffekten verwendeten diskreten Modellen (*Feeney* 2010; *Luy* 2008). Obwohl alle diese Modelle vereinfachte Annahmen unterstellen, lassen sie sich jederzeit an eine reale Bevölkerung anpassen, ohne die grundlegenden Aussagen zu den Tempoeffekten zu verändern. Außerdem werden andere Verzerrungen, wie Heterogenität oder Selektion, in den Modellen ausgeschlossen.

Der Ausgangspunkt des hier verwendeten Modells ist eine Bevölkerung, in der keine Wanderung stattfindet und bei der eine jährlich konstante Anzahl von Geburten über das jeweilige Geburtsjahr gleich verteilt ist. Es wird weiter angenommen, dass Personen nur in einem bestimmten Alter x sterben, während im vorangegangenen Alter $x-1$ und der nachfolgenden Altersstufe $x+1$ keine Sterblichkeit stattfindet. Innerhalb der Altersstufe x sind die Sterbefälle gleichmäßig auf fünf verschiedene Sterbezeitpunkte im Abstand von 0,2 Jahren verteilt. Bis zum Beginn des Jahres t wird eine konstante Sterblichkeit angenommen, die derart modelliert ist, dass eine stationäre Bevölkerung vorliegt. Der Rückgang der Sterblichkeit wird durch ein linear ansteigendes Sterbealter um 0,2 Jahre in der Periode t modelliert. Im darauffolgenden Jahr $t+1$ verweilt das Sterbealter konstant auf dem neuen höheren Niveau. Die Sterblichkeitsverhältnisse verändern sich nicht mehr, sind aber im Vergleich zum Ausgangsniveau gesunken. Die Modellannahmen konstruieren also die Situation, dass eine Bevölkerung mit konstanten Sterblichkeitsverhältnissen bis zum Beginn des Jahres t einen Rückgang der Mortalität im Jahr t erfährt. Ab dem Jahr $t+1$ bleibt die Sterblichkeit dann wieder konstant auf einem neuen Niveau. Zu keiner Zeit gibt es einen gegenläufigen mortalitätserhöhenden Effekt. Mithilfe modellierter Gesamtheiten von lebenden Personen und Verstorbenen wird zudem der Trend der Sterberate dargestellt. Hierzu wird beim konstanten Ausgangsniveau angenommen, dass 1000 Personen exakt das Alter x erleben. Innerhalb der betrachteten Altersstufe versterben 100 Personen, die gleichmäßig auf die fünf Sterbezeitpunkte verteilt sind.

3.1 Tempoeffekt im Sterbeziffernverfahren (Typ I-Verfahren)

Das Lexis-Diagramm in Abbildung 2a zeigt die 3. Hauptgesamtheit der Sterbefälle im Alter x für die Zeiträume $t-1$ bis $t+1$. Aufgrund der Modellannahmen herrschen bis zum Beginn des Jahres t konstante Sterblichkeitsbedingungen. Die Sterbefälle im Jahr $t-1$ verteilen sich auf fünf Sterbezeitpunkte, die durch senkrecht verlaufende Linien innerhalb der 3. Hauptgesamtheit der Sterbefälle im Alter x gekennzeichnet sind. In der Abbildung 2a sind sie jeweils durch Nummerierung $a1$ bis $a5$ hervorgehoben.

Abb. 2a: Rückgang der Sterblichkeit im Sterbeziffernverfahren und der daraus resultierende Tempoeffekt

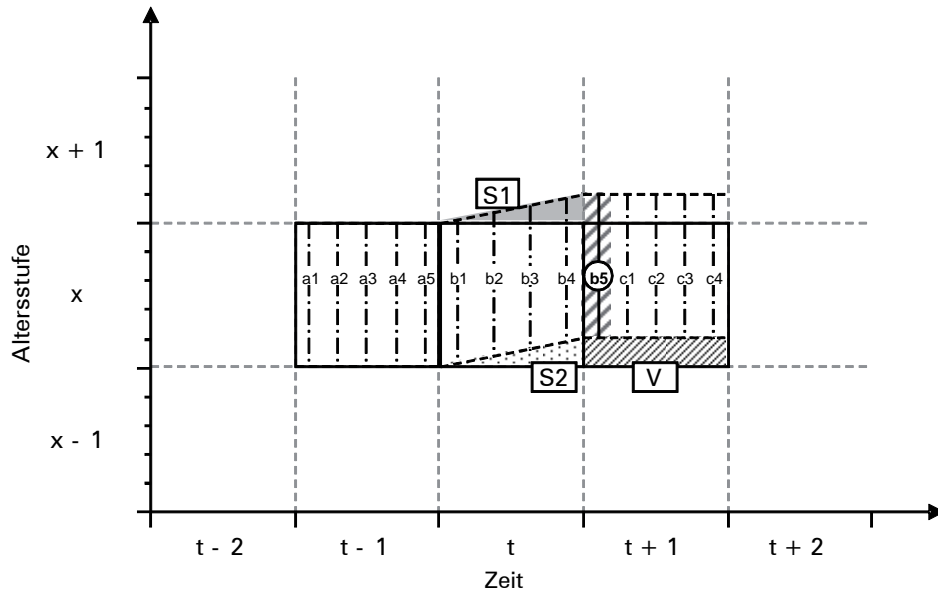
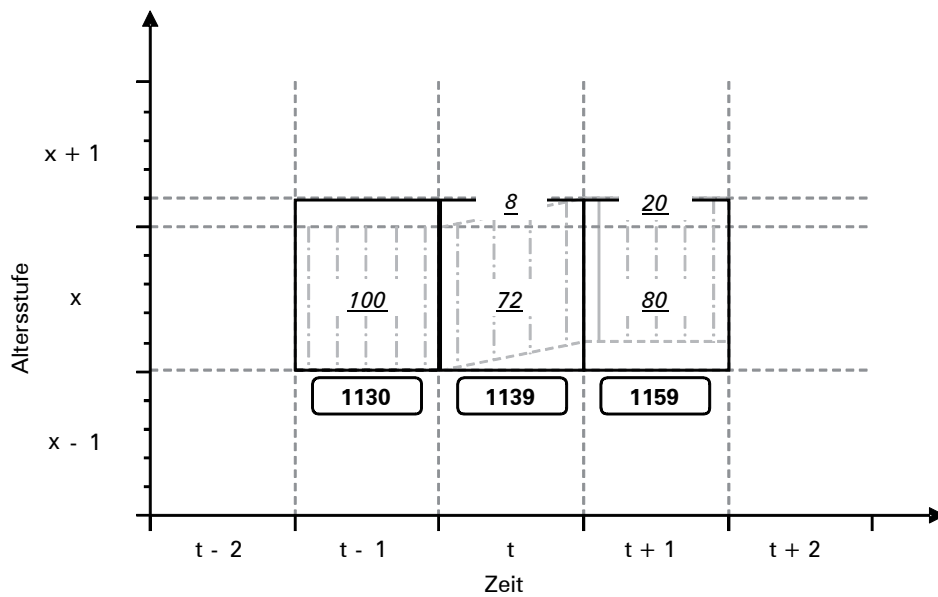


Abb. 2b: Rückgang der Sterblichkeit im Sterbeziffernverfahren und der Trend in den gelebten Personenzahlen und der Anzahl der Verstorbenen¹



¹ Die gelebten Personenzahlen sind umrandet und die Anzahl der Sterbefälle unterstrichen.

Quelle: eigene Darstellung

Der Rückgang der Sterblichkeit im Jahr t geht mit einer linearen Zunahme des Sterbealters um 0,2 Jahre pro Jahr einher. Durch die Zunahme an Lebenszeit verschieben sich die Sterbefälle diagonal zur Alters- und Zeitachse, wodurch zwei relevante Effekte auftreten:

(I) Der erste Effekt ist eine Vergrößerung des zeitlichen Abstandes zwischen den Sterbezeitpunkten (Feeney 2008; Horiuchi 2008). Unter den konstanten Bedingungen beträgt die Distanz 0,2 Jahre zwischen den Sterbepunkten $a1$ bis $a5$. Während des Anstiegs des Sterbealters vergrößert sich die Spanne ($b1$ bis $b4$) auf 0,25 Jahre. Innerhalb des Jahres mit der Mortalitätsveränderung dehnen sich somit die Sterbezeitpunkte, was unmittelbar den zweiten Effekt hervorruft.

(II) Durch die Zunahme des zeitlichen Abstands der Sterbezeitpunkte verschiebt sich der letzte Sterbezeitpunkt $b5$ (und auch die dazugehörigen Sterbefälle) in das nachfolgende Jahr $t+1$. Dadurch verringert sich die Anzahl der Sterbezeitpunkte im Jahr t von fünf auf vier und somit auch die Anzahl der in diesem Jahr verstorbenen Personen. Außerdem verursacht das ansteigende Sterbealter, dass sich einige der verschobenen Sterbefälle in der nächsthöheren Altersstufe $x+1$ ereignen (Fläche $S1$ in Abb. 2a). Allerdings werden diese verstorbenen Personen noch innerhalb des betrachteten Jahres t erfasst.

In der nachfolgenden Periode $t+1$ bleibt das Sterbealter wieder konstant auf dem neu erreichten Niveau. Die Spanne zwischen den Sterbezeitpunkten $b5$ bis $c4$ hat sich wieder von 0,25 auf 0,2 Jahre reduziert. Dadurch ist die Anzahl der Sterbezeitpunkte wieder auf das alte stationäre Niveau von fünf pro Jahr angestiegen. Allerdings zeigt die Sequenz der Sterbezeitpunkte an, dass die ehemals konstante Gesamtheit der Sterbefälle im Alter x des Jahres $t-1$ sowohl in der Zeit als auch im Alter verschoben worden ist. Im Jahr $t+1$ versterben daher zuerst die Personen, die unter den alten Mortalitätsbedingungen noch im Jahr t verstorben wären (Sterbezeitpunkt $b5$), gefolgt von den Sterbezeitpunkten $c1$ bis $c4$. Gleichzeitig verteilen sich der Sterbezeitpunkt $b5$ sowie die nachfolgenden Zeitpunkte über zwei Altersstufen. Innerhalb des betrachteten Jahres $t+1$ werden 80 % der Sterbefälle in der Altersstufe x erfasst, während sich die restlichen 20 % früh im Alter $x+1$ ereignen.

Bei der empirischen Berechnung der Sterberate für eine reale Bevölkerung würden von diesen Sterbefällen nur die im Alter x verbliebenen berücksichtigt. Allerdings würden die in einer realen Bevölkerung verschobenen Sterbefälle aus dem vorangegangenen Alter $x-1$ im Zuge des Mortalitätsrückganges (Fläche $S2$ in Abb. 2a) und im neuen stationären Niveau (Fläche V in Abb. 2a) in die Berechnung der Sterberate mit einfließen. Das bedeutet, dass nachrückende Sterbefälle im Jahr der Sterblichkeitsveränderung das Ausmaß des verschobenen Sterbezeitpunktes $b5$ minimieren oder ausgleichen können. Dies ist dann der Fall, wenn die Anzahl der Sterbefälle in der Fläche $S2$ größer ist als die Gesamtheit der Sterbefälle des Sterbezeitpunktes $b5$. Um aber erstens den Effekt verschobener Sterbefälle des vorangegangenen Alters auf die Berechnung der Sterberate zu vermeiden und zweitens gleichzeitig die gesamte Auswirkung des verschobenen Sterbezeitpunktes $b5$ im Zuge des Sterblichkeitsrückganges zu analysieren, wird in den folgenden Modellrechnungen nur die im Ausgangsniveau konstante Gesamtheit der Sterbefälle betrachtet. Hierzu muss die betrachtete Altersspanne auf x bis $x+1,2$ erweitert

werden, um die im Alter verschobenen Sterbefälle mit analysieren zu können. Da aufgrund der Modellannahmen keine Sterblichkeit in der vorangegangenen und nachfolgenden Altersstufe stattfindet, kann auf diese Weise allein der Nettoeffekt des ansteigenden Sterbealters auf die Gesamtheit der Sterbefälle des konstanten Ausgangsniveaus aufgezeigt werden.¹

In Abbildung 2b sind die gelebten Personenjahre (umrandet) und die Gesamtheiten der Verstorbenen (unterstrichen) für die Jahre $t-1$ bis $t+1$ dargestellt. Im Startjahr der Betrachtung $t-1$ beträgt die Anzahl der gelebten Personenjahre 1130.² Im Laufe des Jahres versterben 100 Personen. Die Sterberate für das Jahr $t-1$ berechnet sich aus:

$${}^I m(t-1) = \frac{100}{1130} = 0,0885$$

Der Rückgang der Sterblichkeit im Jahr t reduziert die Sterbefälle um 20 % durch die Verschiebung von Sterbefällen über die Periodengrenze. Von den 80 Sterbefällen in der Periode t ereignen sich 72 im Alter x und die restlichen 8 in der nächsten Altersstufe $x+1$. Zeitgleich steigen die gelebten Personenjahre, weil sowohl die Anzahl der gleichzeitig lebenden Personen zum Jahresende angestiegen ist als auch die Lebensdauer der Verstorbenen durch den Anstieg des Sterbealters leicht zugenommen hat. Wie aufgrund der angenommenen Reduktion der Sterblichkeit zu erwarten ist, sinkt die Sterberate im Jahr t auf:

$${}^I m(t) = \frac{80}{1139} = 0,0702$$

Im Jahr $t+1$ versterben wieder 100 Personen, weil sich die Sterbezeitpunkte auf fünf erhöht haben. Allerdings ereignen sich die Sterbefälle um 0,2 Jahre später als im Ausgangsniveau, wodurch die gelebten Personenjahre nochmals leicht ansteigen. Die Sterberate unter dem neuen konstanten Niveau beträgt:

$${}^I m(t+1) = \frac{100}{1159} = 0,0863$$

¹ Ein adäquates Modell zur Sterblichkeitsveränderung über mehrere Altersstufen und der daraus resultierende Trend der altersspezifischen Sterberaten wurde ebenfalls simuliert und führt zu identischen Tempoeffekten in der jeweiligen Periodensterberate. Auf Wunsch können die entsprechenden Modellrechnungen vom Autor zur Verfügung gestellt werden.

² Die gelebten Personenjahre berechnen sich aus den Überlebenden und der Lebensdauer der Verstorbenen im jeweiligen Intervall. Im konstanten Ausgangsniveau tragen die Überlebenden 925 Personenjahre im Alter x und nochmals 180 Jahre bis zum Alter $x+1,2$ bei. Die gelebten Personenjahre der Verstorbenen betragen 25.

Der Anstieg der Sterberate nach dem Sterbeziffernverfahren zwischen den Jahren t und $t+1$ suggeriert eine Zunahme der Sterblichkeit. In Abbildung 2a ist jedoch zu erkennen, dass ein Anstieg der Mortalität für keine der lebenden Personengesamtheit tatsächlich erfolgt ist. Gleichzeitig ist die Anzahl der gelebten Personenjahre im Zeitverlauf angestiegen. Nur die Anzahl der Sterbefälle sinkt kurzzeitig im Jahr t , was in dem Rückgang der Sterblichkeit und der damit einhergehenden Verschiebung von Sterbefällen begründet liegt. In der Logik von Bongaarts und Feeney wird das Absinken und der darauffolgende, unerwartete Anstieg der Sterberate durch einen Tempoeffekt hervorgerufen (Bongaarts/Feeney 2002: 18-19; 2008b: 35-38). Der Tempoeffekt beschreibt dabei primär das durch ein ansteigendes Sterbealter hervorgerufene überproportionale Sinken der Sterbefälle im Verhältnis zu den gelebten Personenjahren. Der Anstieg der Sterberate zwischen den Perioden t und $t+1$ ist somit nicht die Folge eines Sterblichkeitsanstiegs, sondern des kurzfristigen starken Absinkens und Wiederanstiegs der Sterbefälle im Verlauf der Sterblichkeitsveränderung zwischen den jeweiligen Periodengrenzen.

3.2 Tempoeffekt im Sterbejahrverfahren (Typ II-Verfahren)

Es stellt sich nun die Frage, ob der gleiche Effekt wie beim Sterbeziffernverfahren auch beim Sterbejahrverfahren auftritt. Bei beiden Verfahren sind die Sterbefälle innerhalb eines Jahresintervalls die Berechnungsgrundlage der Sterberate. Der Anstieg des Sterbealters verschiebt somit auch Sterbefälle der 2. Hauptgesamtheit über die Periodengrenzen. Inwieweit dieser Prozess auch einen Tempoeffekt in der Typ II-Sterberate hervorruft, wird anhand des gleichen Modells der Sterblichkeitsreduktion untersucht.

Das Lexis-Diagramm in Abbildung 3a präsentiert wieder die fünf konstanten Sterbezeitpunkte ($a1$ bis $a5$) des Jahres $t-1$. Damit alle Sterbefälle im Alter x erfasst werden, müssen in dem Jahr die Hauptgesamtheiten der Kohorten $c-2$ und $c-1$ berücksichtigt werden. Obwohl die dargestellten gestrichelten Linien der Sterbezeitpunkte jeweils nur die Hälfte der beiden 2. Hauptgesamtheiten beinhalten, können sie gedanklich erweitert werden, um alle Sterbefälle der Kohorten in den jeweiligen Jahren darzustellen. Die verkürzte Darstellung wirkt sich allerdings nicht auf die Aussagen zum Ursprung des Tempoeffekts im Sterbejahrverfahren aus.

Aufgrund des ansteigenden Sterbealters im Jahr t wird, wie beim Sterbeziffernverfahren, der Sterbezeitpunkt $b5$ in die nachfolgende Periode $t+1$ verschoben. Dadurch sinkt im Jahr t wieder kurzzeitig die Anzahl der Sterbefälle. Im darauffolgenden Jahr $t+1$ sind die Sterblichkeitsbedingungen in dem Modell wieder konstant, ereignen sich aber aufgrund des erhöhten Sterbealters um 0,2 Jahre später. Obwohl die Gesamtzahl der Sterbefälle im Jahr $t+1$ wieder identisch mit jener des konstanten Ausgangsniveaus ist, erstrecken sich nunmehr die Sterbefälle über drei Hauptgesamtheiten der Kohorten $c-1$ bis $c+1$. Diese Ausdehnung wird durch den verschobenen Sterbezeitpunkt $b5$ verursacht. Die schraffierte Fläche T1 in Abbildung 3a bezieht sich auf die Sterbefälle der Kohorte c , die unter den alten Sterblichkeitsverhältnissen im Altersintervall $[x-1/x]$ erfasst worden wären. Durch den Sterblich-

Abb. 3a: Rückgang der Sterblichkeit im Sterbejahrverfahren und der daraus resultierende Tempoeffekt¹

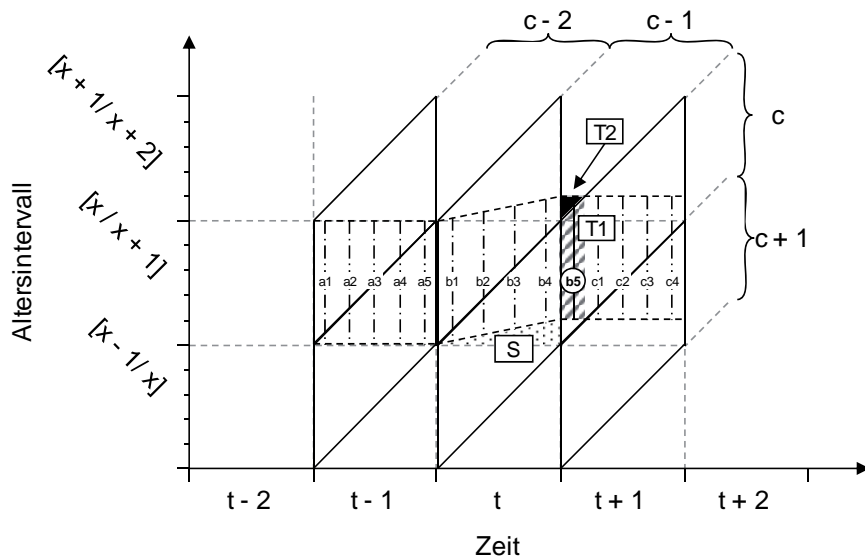
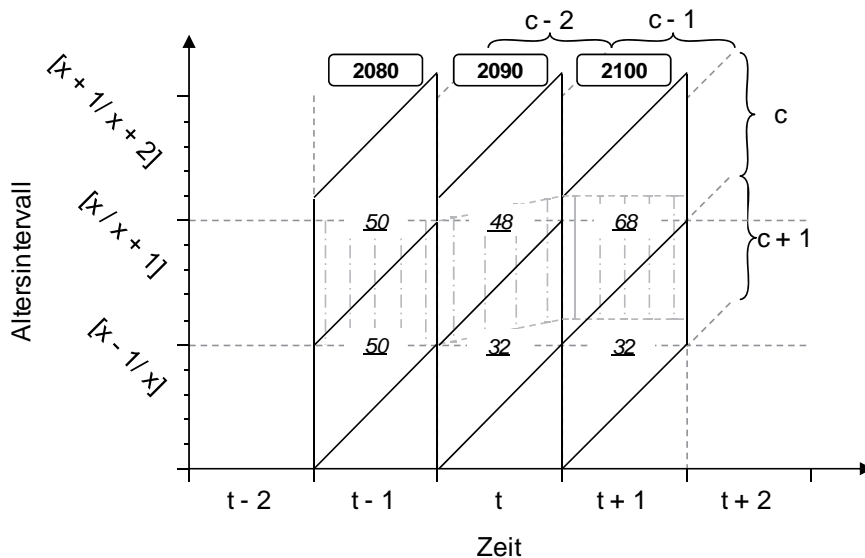


Abb. 3b: Rückgang der Sterblichkeit im Sterbejahrverfahren und der Trend in den gelebten Personenjahren und der Anzahl der Verstorbenen^{1,2}



¹ Die in Klammern gesetzten Altersintervalle beinhalten jeweils zwei Altersstufen.
² Die gelebten Personenjahre sind umrandet und die Anzahl der Sterbefälle unterstrichen.

Quelle: eigene Darstellung

keitsrückgang ereignen sich diese Sterbefälle jetzt im nachfolgenden Altersintervall $[x/x+1]$. Des Weiteren beinhaltet der verschobene Sterbezeitpunkt $b5$ auch Sterbefälle der vorangegangenen Kohorte $c-1$ (schwarze Fläche T2). Diese Sterbefälle finden nun innerhalb der nächsten Altersstufe $[x+1/x+2]$ statt. Die restlichen Sterbezeitpunkte $c1$ bis $c4$ sind vergleichbar mit den alten konstanten Zeitpunkten $a1$ bis $a4$, wobei sich die Sterbefälle um 0,2 Jahre in der Zeit und im Alter verschoben haben.

Welches Ausmaß die Erhöhung des Sterbealters auf die Typ II-Sterberate hat, wird anhand der Modellgesamtheiten in Abbildung 3b erläutert. Wie beim Sterbeziffernverfahren liegt der Fokus der Berechnung auf der Entwicklung der Sterberate basierend auf den Gesamtheiten der Sterbefälle im Ausgangsniveau. Interessant ist hierbei, dass in einer realen Bevölkerung die verschobenen Sterbefälle des Sterbezeitpunktes $b5$ nicht durch nachrückende Sterbefälle aus anderen Altersstufen im Jahr t kompensiert werden können. Die zugrundeliegende 2. Hauptgesamtheit erstreckt sich über zwei Altersstufen, so dass nachrückende Sterbefälle, die sich in das Alter x verschieben (Fläche S) noch in der betrachteten Hauptgesamtheit erfasst werden.

Um in den folgenden Modellrechnungen auch die verschobenen Sterbefälle der Fläche T2 in Abbildung 3a zu berücksichtigen, wird die gesamte Altersspanne von $x-1$ bis unter $x+2,2$ in der Berechnung betrachtet. Im Vergleich zum Sterbeziffernverfahren ist die Anzahl der gelebten Personenjahre im Sterbejahrverfahren jedoch höher, weil innerhalb der 2. Hauptgesamtheiten jeweils nur die Hälfte der Sterbefälle modelliert ist.³ Die Personen der Kohorte $c-1$ zum Beginn des Jahres $t-1$ sind somit erst dann der Sterblichkeit ausgesetzt, wenn sie das Alter x erreicht haben. Ähnlich verhält es sich mit den Personen der Kohorte $c-2$, die ab dem Alter $x+1$ keiner Mortalität unterliegen. Die Sterberate im Jahr $t-1$ ergibt sich dann aus:

$${}^{\prime\prime}m(t-1) = \frac{100}{2080} = 0,0481$$

Im Jahr t sinken die Sterbefälle durch den Anstieg des Sterbealters und die Verschiebung der Sterbefälle in die nachfolgende Periode um 20 %. Dabei sinken die Sterbefälle der Kohorte c stärker (von 50 auf 32 Sterbefälle) im Vergleich zur älteren Kohorte $c-1$ (von 50 zu 48). Gleichzeitig steigt die Anzahl der gelebten Personenjahre durch die verschobenen Sterbefälle leicht an. Die Sterberate im Jahr t beträgt:

$${}^{\prime\prime}m(t) = \frac{80}{2090} = 0,0383$$

Im nachfolgenden Jahr $t+1$ ereignen sich schließlich die durch die Mortalitätsveränderung verschobenen Sterbefälle und erhöhen somit die Gesamtzahl wieder

³ Im Ausgangsjahr tragen die Überlebenden insgesamt 2030 und die Verstorbenen 50 gelebte Personenjahre über das betrachtete Altersintervall bei.

auf das vormalige stationäre Ausgangsniveau von 100 Sterbefällen. Gleichzeitig steigt nochmals leicht die Anzahl der gelebten Personenjahre, weil nun alle Sterbefälle in dem höheren Sterbealter stattfinden. Die neue stationäre Sterberate berechnet sich als:

$${}^{\text{II}}m(t+1) = \frac{100}{2100} = 0,0476$$

Die Ergebnisse zeigen, dass die Typ II-Rate ebenfalls von einem Tempoeffekt betroffen ist, wenn sich die Mortalitätsverhältnisse innerhalb einer Periode verändern. Auch im Sterbejahrverfahren sinkt die Sterberate zwischen den Jahren $t-1$ und t ab, während sie im Übergang zum neuen stationären Niveau im Jahr $t+1$ wieder ansteigt. Im Vergleich zum Ausgangsniveau ist die Rate im neuen konstanten Niveau jedoch geringer, weil die Individuen 0,2 Jahre später versterben. Wie im Fall der Rate des Typs I ist der Anstieg der Sterberate beim Übergang zum neuen stationären Level dabei die Folge des Tempoeffekts, verursacht durch das kurzzeitige überproportionale Absinken der Sterbefälle im Verhältnis zu den gelebten Personenjahren im Jahr t . Da beide Verfahren identische Zeitgrenzen der Perioden haben, wirken die Tempoeffekte in vergleichbarer Art auf die Sterberaten.

3.3 Tempoeffekt im Geburtsjahrverfahren (Typ III-Verfahren)

Sowohl im Sterbeziffern- als auch im Sterbejahrverfahren hat die Reduktion der Sterbefälle beim Übergang zum neuen stationären Niveau einen Anstieg der Sterberate zur Folge, obwohl die Mortalität unter den lebenden Personengesamtheiten kontinuierlich gesunken ist. Der starke Rückgang wurde durch die Sterbefälle verursacht, die aufgrund des gestiegenen Sterbealters aus der betrachteten Periode t ins nächste Jahr $t+1$ verschoben wurden. Im Geburtsjahrverfahren hingegen ist die Gesamtheit der Sterbefälle nicht durch einzelne Kalenderjahre sondern durch Altersgrenzen definiert. Eine Reduzierung der 1. Hauptgesamtheit im Zuge des modellierten Mortalitätsrückganges kann somit nur durch ein Verschieben von Sterbefällen über die Altersgrenzen erfolgen.

In Abbildung 4a sind die 1. Hauptgesamtheiten der Sterbefälle im Alter x bis unter $x+1,2$ für den Zeitraum von $t-2$ bis $t+2$ aufgezeigt. Die betrachteten Sterbefälle umfassen dabei jeweils zwei Kalenderjahre. Zur Bestimmung der Periodensterblichkeit im Zeitraum $[t-2/t-1]$ benötigt man die Sterbefälle der Kohorte $c-2$ im Alter x (Fläche D in Abb. 4a) und des Geburtsjahres $c-3$ im Alter $x+1$ (Fläche E in Abb. 4a). Um die restlichen Perioden leichter voneinander unterscheiden zu können, wurden sie in den Abbildungen 4a und 4b durch abwechselnd graue Schattierungen hervorgehoben.

Die Sterbefälle der Kohorte $c-2$ bilden die letzte Gesamtheit unter dem alten konstanten Sterblichkeitsniveau. Da sich die 1. Hauptgesamtheit der Sterbefälle über die beiden Jahre $t-2$ und $t-1$ erstreckt, werden insgesamt zehn Sterbezeitpunkte (5 pro Jahr) im Abstand von 0,2 Jahren erfasst. In der Periode $[t-1/t]$ steigt das Sterbealter innerhalb der Kohorte $c-1$ im Alter x . Während die Sterbezeitpunkte $a1$ bis $a5$

Abb. 4a: Rückgang der Sterblichkeit im Geburtsjahrverfahren und der daraus resultierende Tempoeffekt¹

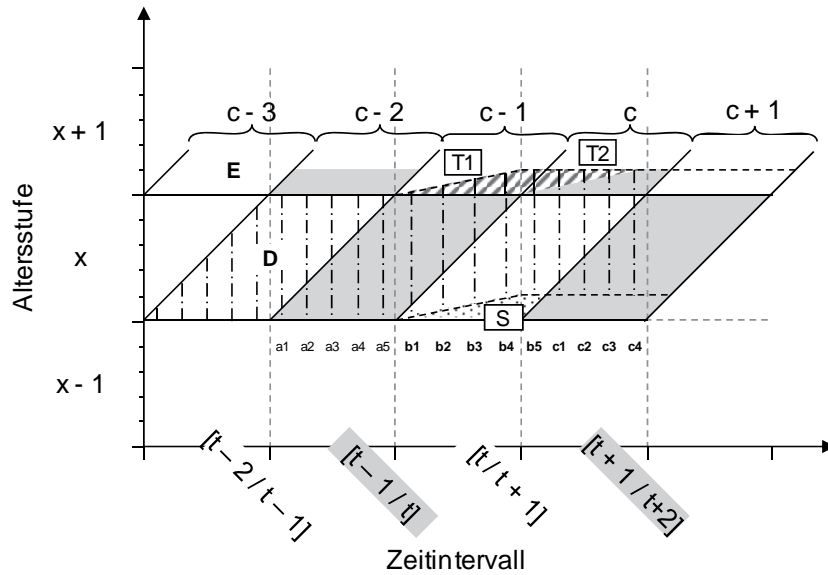
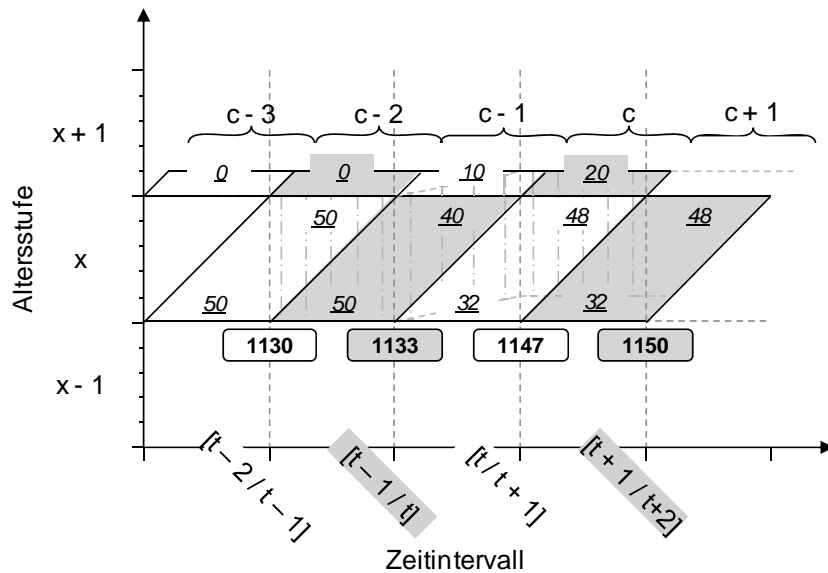


Abb. 4b: Rückgang der Sterblichkeit im Geburtsjahrverfahren und der Trend in den gelebten Personenjahren und der Anzahl der Verstorbenen^{1,2}



¹ Die in Klammern gesetzten Zeitintervalle umfassen jeweils zwei Kalenderjahre.

² Die gelebten Personenjahre sind umrandet und die Anzahl der Sterbefälle unterstrichen.

Quelle: eigene Darstellung

noch durch das alte Mortalitätsniveau charakterisiert sind, dehnen sich die Abstände zwischen den nachfolgenden Sterbezeitpunkten b_1 bis b_5 aus, wie es bereits in den vorangegangenen Abschnitten demonstriert wurde. Die Anzahl der Sterbefälle reduziert sich jedoch nicht mehr durch die zeitliche Verschiebung des Sterbezeitpunkts b_5 , sondern durch den Altersanstieg der Sterbezeitpunkte b_1 bis b_5 . Alle Sterbefälle der Kohorte $c-1$, die in die nachfolgende Altersstufe $x+1$ verschoben werden (Fläche T1 in Abb. 4a), werden nicht mehr innerhalb der betrachteten Periode $[t-1/t]$ erfasst. Die Anzahl der verbliebenen Sterbefälle im Alter x ist dadurch um 10 % gegenüber dem konstanten Ausgangsniveau gesunken.

Im nächsten Zeitraum $[t/t+1]$ steigt das Sterbealter bis zum Anfang des Jahres $t+1$ und bleibt anschließend konstant auf dem neuen Niveau. Die 1. Grundgesamtheit der Kohorte c im Alter x ist dabei noch durch die zeitliche Verschiebung der Sterbezeitpunkte b_1 bis b_5 charakterisiert. In der 2. Grundgesamtheit herrscht hingegen schon das neue stationäre Mortalitätsniveau. Obwohl sich im Ausgangsniveau die Sterbefälle nur im Alter x ereigneten, verteilen sich jetzt die Sterbefälle der Kohorte c sowohl auf das Alter x als auch auf das nachfolgende Alter $x+1$. Zur Messung der Periodensterblichkeit innerhalb des Zeitraums t bis $t+1$ werden jedoch nur die Sterbefälle der Kohorte c im Alter x , sowie die verschobenen Sterbefälle der früheren Kohorte $c-1$ im Alter $x+1$ (Fläche T1) berücksichtigt. Die Sterbefälle der Kohorte c , die in die nachfolgende Altersstufe $x+1$ (Fläche T2) verschoben worden sind, werden erst in der nächsten Periode $[t+1/t+2]$ erfasst und zwar für die Sterblichkeit der nächsthöheren Altersstufe. Auch hier würden natürlich in einer realen Bevölkerung zusätzlich die verschobenen Sterbefälle der Kohorte c aus dem vorangegangenen Alter $x-1$ bei der Messung berücksichtigt werden (Fläche S). Die nachrückenden Sterbefälle können daher wie beim Sterbeziffernverfahren den Verschiebungseffekt der Sterbefälle (Fläche T2) verringern oder sogar kompensieren. In dem hier verwendeten Modell wird – in Analogie zu der Vorgehensweise der anderen Sterberatetypen – das Nachrücken von Sterbefällen jedoch ausgeblendet, um den Nettoeffekt des ansteigenden Sterbealters auf die Gesamtheit der Sterbefälle des konstanten Ausgangsniveaus darstellen zu können.

Die neuen stationären Mortalitätsverhältnisse können erstmals in der Periode $[t+1/t+2]$ beobachtet werden. Durch die Verbesserung der Überlebensbedingungen verteilen sich jetzt die ursprünglich in einem Alter stattfindenden Sterbefälle innerhalb einer Periode auf zwei Altersstufen und entstammen den beiden Kohorten $c+1$ und c . Der Rückgang der Sterblichkeit innerhalb des Jahres t verursacht somit eine Verschiebung von Sterbefällen in der 1. Hauptgesamtheit über die Altersgrenzen hinaus.

Ob dieser Aufschub wie bei den beiden anderen Berechnungsverfahren einen Tempoeffekt in der Sterberate verursacht, kann wiederum mithilfe der Modellgesamtheiten in Abbildung 4b getestet werden. Der Fokus der Betrachtung liegt wiederum auf der Auswirkung des gestiegenen Sterbealters auf die Gesamtheit der Sterbefälle im stationären Ausgangsniveau. Im stationären Ausgangsniveau $[t-2/t-1]$

ereignen sich 100 Sterbefälle. Die Anzahl der gelebten Personenjahre im Alter x bis $x+1,2$ beträgt 1130.⁴ Die Typ III-Sterberate berechnet sich dann aus:

$${}^{\text{III}}m(t-2/t-1) = \frac{100}{1130} = 0,0885$$

Durch die Erhöhung des Sterbealters im Zeitraum $[t-1/t]$ verringern sich die Sterbefälle im Alter x um 10 %. Die ehemals 50 Sterbefälle reduzieren sich dadurch auf 40, wobei die restlichen Sterbefälle in die nachfolgende Altersstufe $x+1$ und damit aus der Beobachtungsperiode hinaus verschoben werden. Die Anzahl der gelebten Personenjahre erhöht sich leicht um den Zugewinn an Lebenszeit aufgrund des gestiegenen Sterbealters. Die Sterberate im Zeitraum $[t-1/t]$ ist:

$${}^{\text{III}}m(t-1/t) = \frac{90}{1133} = 0,0794$$

Der Anstieg des Sterbealters wirkt sich auch auf die Sterberate im Zeitraum $[t/t+1]$ aus. Obwohl die altersverschobenen Sterbefälle der Kohorte $c-1$ (Fläche T1 in Abb. 4a) hier berücksichtigt werden, fehlen dennoch die Sterbefälle der Kohorte c , die sich in der nächsten Altersstufe ereignen (Fläche T2 in Abb. 4a). Die Anzahl der gelebten Personenjahre erhöht sich nochmals durch das gestiegene Sterbealter. Die Sterberate ergibt sich dann aus:

$${}^{\text{III}}m(t/t+1) = \frac{90}{1147} = 0,0785$$

Unter den neuen konstanten Mortalitätsverhältnissen im Jahr $[t+1/t+2]$ setzt sich die Anzahl der Sterbefälle aus den beiden Kohorten $c+1$ im Alter x und c im Alter $x+1$ zusammen. Trotz der unterschiedlichen Kohorten ist die Gesamtzahl der Verstorbenen wieder 100, die sich zu 80 % im Alter x und zu 20 % im Alter $x+1$ ereignen. Die Anzahl der gelebten Personenjahre erhöht sich leicht auf 1150. Die neue konstante Sterberate ergibt sich somit aus:

$${}^{\text{III}}m(t+1/t+2) = \frac{100}{1150} = 0,0870$$

Im Vergleich zum vorangegangenen Zeitraum steigt die Sterberate beim Übergang zum neuen stationären Niveau leicht an. Somit wird auch der Trend der Sterberate Typ III durch Tempoeffekte beeinflusst. Allerdings verursachen die verschobenen Sterbefälle über die Altersgrenzen und nicht über die Grenzen eines

⁴ Die überlebenden Personen verlebten zusammen 1080 Personenjahre, während die Verstorbenen insgesamt 50 Personenjahre zur Gesamtzahl beitragen.

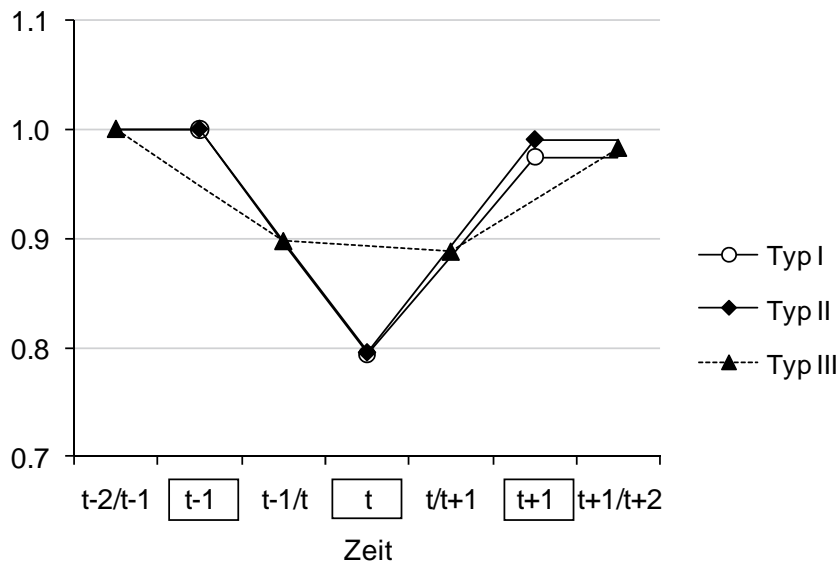
Kalenderjahres hinweg, dass der Trend der Sterberate durch das überproportionale Absinken der Sterbefälle beeinflusst wird.

3.4 Vergleich des Tempoeffekts in den drei Berechnungsverfahren

Die vorangegangenen Modellbeispiele haben gezeigt, dass bei Veränderungen in der Mortalität Tempoeffekte in allen Verfahren zur Berechnung der Periodensterberate die durch sie charakterisierte Sterblichkeitsentwicklung beeinflussen.

Abbildung 5 zeigt die relative Veränderung der Sterberaten im Zuge des linear ansteigenden Sterbealters im Vergleich zu dem konstanten Ausgangsniveau. Auf den ersten Blick ist ersichtlich, dass der relative Trend in der Typ I- und Typ II-Sterberate nahezu identisch ist. Beide Sterberaten sinken um 20 % im Jahr des Sterblichkeitsrückganges t , obwohl sich die beiden Hauptgesamtheiten und einhergehend die Niveaus der Sterberaten unterscheiden. Auch wenn in der Sterberate Typ II alle Sterbefälle der 2. Hauptgesamtheit berücksichtigt wären, wäre das relative Absinken ebenfalls identisch, weil die Anzahl der Sterbezeitpunkte im Jahr t ebenfalls um 20 % zurückgeht. Im neuen konstanten Niveau beträgt der Rückgang der Rate zum Ausgangswert weniger als zwei Prozent. Das relative Ausmaß des Tempoeffekts im Jahr t ist somit bei beiden Verfahren identisch.

Abb. 5: Trend der modellierten Sterberaten unterschieden nach der Berechnungsmethode in Relation zum konstanten Ausgangsniveau¹



¹ Die Sterberaten Typ I und Typ II beziehen sich jeweils auf die Gesamtheit der Sterbefälle innerhalb eines Jahres (umrandete Zeitangabe), während sich die Sterberate Typ III über zwei Periodenzeiträume erstreckt.

Quelle: eigene Berechnungen

Ein anderes Bild zeigt sich beim Verlauf der Typ III-Sterberate. Die Rate sinkt aufgrund des Tempoeffekts über zwei aufeinanderfolgende Perioden überproportional ab. Durch die Verteilung des Tempoeffekts auf zwei Analysezeiträume ist die Auswirkung zwar relativ gesehen etwas geringer (10 % im Zeitraum $[t-1/t]$ und 12 % im Zeitraum $[t/t+1]$) als in den beiden anderen Verfahren, erstreckt sich jedoch über zwei Beobachtungszeiträume. Im neuen stationären Niveau reduziert sich die relative Abweichung auf weniger als zwei Prozent wie bei der Typ I- und Typ II-Sterberate.

4 Tempoeffekt der 1. und 2. Art

Die im vorangegangenen Kapitel aufgezeigten Unterschiede im Niveau der Tempoeffekte zwischen den Berechnungsverfahren sind zum Teil abhängig von der gewählten Modellierung, insbesondere von dem linearen Anstieg des Sterbealters. Ein nichtlinearer Anstieg des Sterbealters im Modell würde hingegen zu abweichenden Tempoeffekten führen und somit unter Umständen einen höheren Tempoeffekt in der Typ III-Sterberate verursachen. Daher erlaubt das Modell keine allgemeingültigen Aussagen über die Höhe des Tempoeffektes in den drei Verfahren. Allerdings lassen sich anhand der Modelle Unterschiede bezüglich der Ursachen der jeweiligen Tempoeffekte aufzeigen. Tempoeffekte resultieren demnach aus zwei verschiedenen Effekten: Basierend auf den unterschiedlichen Hauptgesamtheiten in den Berechnungsverfahren verringern sich die Sterbefälle durch eine Mortalitätsreduktion aufgrund der Verschiebung von Sterbefällen entweder über die *Kalenderjahres-* oder die *Altersgrenzen*.

Der Effekt der Verschiebung von Sterbefällen über die *Kalenderjahresgrenze* (Periodengrenze) lässt sich als Tempoeffekt der 1. Art bezeichnen. Dabei reduziert sich die 1. Grundgesamtheit (Fläche ABC in Abb. 1) in einem bestimmten Alter, sofern das Sterbealter ansteigt. Das Auftreten dieses Tempoeffektes beeinflusst die Sterberatenberechnung im Sterbeziffern- und im Sterbejahrverfahren. In beiden Verfahren können sich die Gesamtheiten der Sterbefälle in einer betrachteten Periode nur dann verringern, wenn sich die Sterbefälle über die Kalenderjahresgrenzen verschoben haben. Die Gesamtheit der verschobenen Sterbefälle über alle Altersstufen ist somit identisch in beiden Berechnungsverfahren, obwohl das Niveau der beiden Sterberaten aufgrund der verschiedenen Hauptgesamtheiten unterschiedlich ist.

Die Veränderung der 2. Grundgesamtheit (Fläche BCD in Abb. 1) und der damit einhergehende Aufschub von Sterbefällen über die *Altersgrenzen* hinaus können ebenfalls Tempoeffekte verursachen, die im folgenden als Tempoeffekt der 2. Art bezeichnet werden. Diese Art wirkt sich ausschließlich im Geburtsjahrverfahren aus, weil nur in diesem Verfahren altersverschobene Sterbefälle die Gesamtheit der Periodensterbefälle beeinflussen. Im Sterbeziffern- und Sterbejahrverfahren hingegen werden die altersverschobenen Sterbefälle noch innerhalb des betrachteten Kalenderjahres in der Sterblichkeitsberechnung der nächsthöheren Altersstufe erfasst.

Beide Arten des Tempoeffekts unterscheiden sich danach, ob der Anstieg des Sterbealters – unabhängig von der Art des Anstiegs – eine Verschiebung von Sterbefällen aus einem Kalenderjahr oder einer betrachteten Altersstufe bewirkt. In der praktischen Anwendung stellt sich dabei die Frage, ob durch die Wahl des Berechnungsverfahrens der Tempoeffekt minimiert werden kann. Diese Frage kann nur anhand von zwei stark vereinfachten Szenarien beantwortet werden:

- (I) Die bislang in der Literatur behandelten Sterberatenmodelle (*Feeney* 2010; *Horiuchi* 2008; *Luy* 2008) sind so konstruiert, dass die 1. Hauptgesamtheit der Sterbefälle im Zuge der Mortalitätsveränderung konstant bleibt. Die Veränderung der Sterblichkeit verursacht hier also lediglich eine Verschiebung von Sterbefällen über die Periodengrenze, nicht aber über die Altersgrenze. Der resultierende Tempoeffekt der 1. Art hat in diesen Modellen folglich nur auf das Sterbeziffern- und Sterbejahrverfahren einen Einfluss. Der Trend der Typ III-Sterberate weist hier hingegen keinen Tempoeffekt auf. Der Rückgang dieser Sterberate wird allein durch die gestiegene Anzahl der gelebten Personenjahre verursacht, während die Gesamtheit der Sterbefälle konstant bleibt.
- (II) In einem zweiten theoretisch denkbaren Szenario bleibt die 2. Hauptgesamtheit während einer Veränderung der Sterblichkeit konstant. Eine reduzierte Mortalität kann sich in diesem Fall nur über einen Aufschub von Sterbefällen über die Altersgrenze, nicht aber über die Kalenderjahresgrenze vollziehen. Im Sterbejahrverfahren sinkt zwar die Sterberate um den Zugewinn an gelebten Personenjahren, die Anzahl der Sterbefälle bleibt jedoch unverändert. Im Sterbeziffernverfahren verändert sich ebenfalls die Anzahl der Sterbefälle in der jeweiligen Altersstufe, allerdings finden die altersverschobenen Sterbefälle noch innerhalb der betrachteten Periode statt. Die Sterberaten vom Typ I und vom Typ II würden somit keinen Tempoeffekt enthalten. Lediglich die Typ III-Sterberate zeigt hier eine Fluktuation auf, die durch den Tempoeffekt der 2. Art verursacht wird.

Letztendlich kann jedoch nur in diesen beiden Extremszenarien, in denen jeweils nur eine Art von Tempoeffekten auftritt, ein relevanter Unterschied zwischen den Tempoeffekten aufgezeigt werden. In allen anderen Fällen (Kombination der beiden Szenarien) treten immer und bei jedem Berechnungsverfahren Tempoeffekte auf, deren Stärke vom Anstieg des Sterbealters und der resultierenden Verschiebung von Sterbefällen über die Perioden- und Altersgrenze abhängt. Würden mehr Sterbefälle über eine Altersstufe als über die Periodengrenze hinweg verschoben, dann wäre der Tempoeffekt im Geburtsjahrverfahren größer als bei den beiden anderen Verfahren. Umgekehrtes trifft dann zu, wenn mehr Sterbefälle über die Kalenderjahresgrenze als über die Altersgrenze verschoben werden.

5 Ausmaß des Tempoeffekts in empirischen Daten

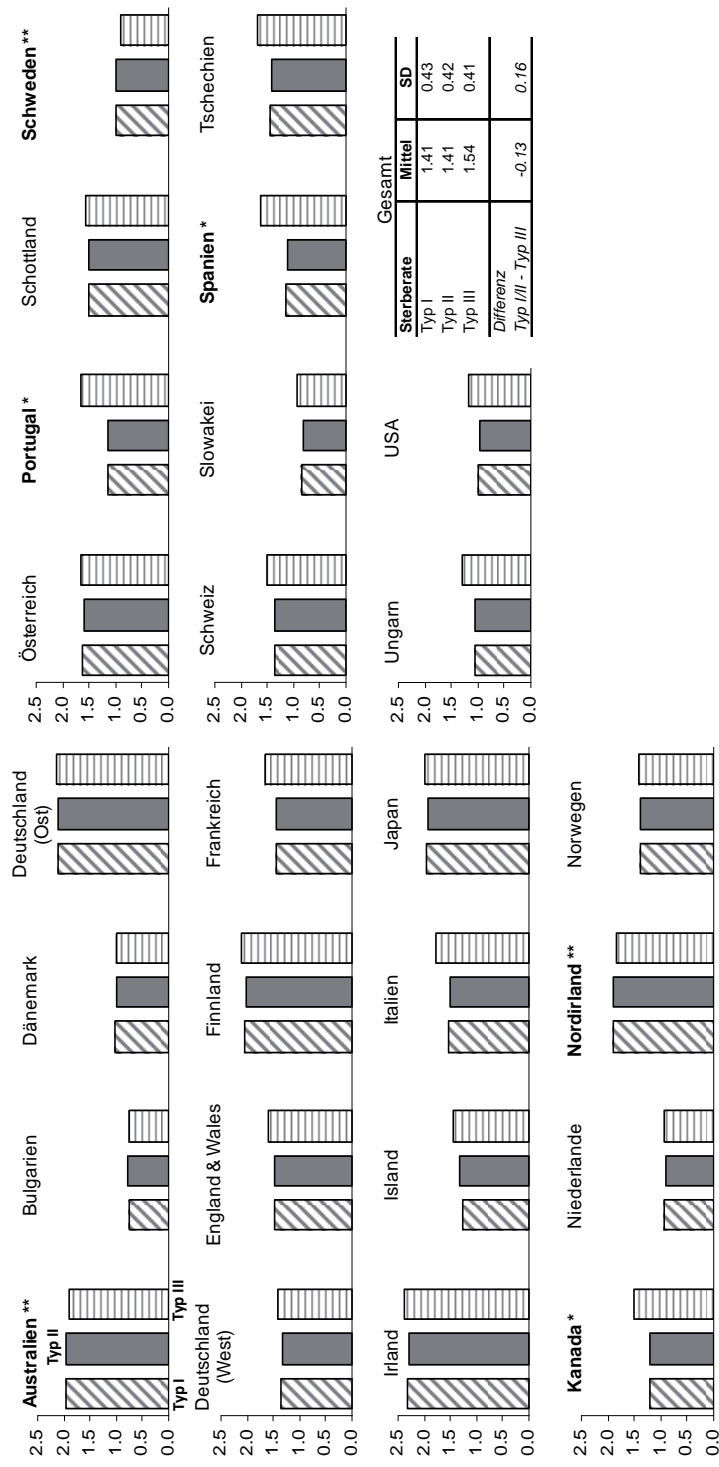
Mithilfe der Mortalitätsdaten der *Human Mortality Database (HMD 2010)* für 26 Länder werden in diesem letzten Abschnitt die Unterschiede der Tempoeffekte nach den verschiedenen Berechnungsverfahren in ihrer Auswirkung auf die Lebenserwartung analysiert. Die Daten der HMD enthalten sowohl die beiden Grundgesamtheiten von Sterbefällen als auch die Gesamtheit der gleichzeitig lebenden Personen, so dass alle drei Typen von Sterberaten berechnet werden können. Die Höhe des Tempoeffekts entspricht dabei der Differenz aus der konventionellen Lebenserwartung und der tempo-bereinigten Lebenserwartung im Alter 50, die jeweils für das Jahr 2005 geschätzt wurden. Der Grund für die Wahl der Lebenserwartung im Alter 50 ist zum einen, dass in den entwickelten Ländern heute ca. 95 % der Sterblichkeit oberhalb dieses Alters stattfindet und zum anderen, dass die Mortalitätsbedingungen den methodischen Anforderungen der für die Tempobereinigung zur Verfügung stehenden Verfahren genügen (*Bongaarts 2008*). Die Tempobereinigung wurde wie von *Bongaarts* und *Feeney* (2008b) vorgeschlagen auf der Basis der Total Mortality Rate (TMR) durchgeführt (für eine detailliertere Beschreibung siehe Anhang).

Die Höhe des Tempoeffektes (gemessen in Jahren) ist in Abbildung 6 für Frauen und in Abbildung 7 für Männer grafisch dargestellt. Die ersten beiden Balken zeigen den Tempoeffekt der 1. Art in den Sterberaten nach dem Sterbeziffern- und dem Sterbejahrverfahren (Typ I- und Typ II-Verfahren). Sowohl bei den Frauen als auch bei den Männern treten entweder keine oder nur marginale Unterschiede zwischen den beiden Verfahren auf. Im Durchschnitt beträgt der Tempoeffekt 1,41 Jahre bei den Frauen ($\pm 0,43$ Jahre) und 1,87 Jahre bei den Männern ($\pm 0,69$ Jahre). Der geringste Tempoeffekt zeigt sich in Bulgarien mit 0,01 Jahren bei den Männern und 0,76 Jahren bei den Frauen. Dieser Unterschied zu den anderen Bevölkerungen wird vermutlich durch den konstanten Trend der Lebenserwartung im Alter 50 verursacht. Diese Konstanz ist wahrscheinlich auf den Umstand zurückzuführen, dass in Bulgarien die standardisierte Sterberate bei Herz-Kreislauf-Erkrankungen bis 1996 kontinuierlich gestiegen ist, während z.B. in Ungarn, Polen und Rumänien die Sterberate konstant blieb oder gesunken ist (*Meslé 2004*). Der niedrige Tempoeffekt in Bulgarien im Jahr 2005 lässt somit vermuten, dass die Lebenserwartung nur marginal ansteigt, weil die Sterblichkeit durch Herzkrankungen nun mehr ebenfalls ein konstantes Niveau erreicht haben könnte.

Im Gegensatz dazu, treten bei ostdeutschen Frauen mit 2,11 Jahren und Männern in Irland mit 3,01 Jahren die höchsten Tempoeffekte auf. Der hohe Tempoeffekt in Ostdeutschland ist dabei die Folge der rapiden Sterblichkeitsveränderungen seit der Wiedervereinigung, die auch bei den ostdeutschen Männern zu beobachten sind (*Luy 2009*). In Irland hingegen lässt sich der starke Anstieg der männlichen Lebenserwartung und der resultierende hohe Tempoeffekt vermutlich auf den rapiden Rückgang der raucherassoziierten Sterblichkeit seit dem Beginn der 1990er Jahre zurückführen (*Peto et al. 2006*).

Die rechten Balken in den Abbildungen 6 und 7 repräsentieren den Tempoeffekt nach dem Geburtsjahrverfahren. In den vorangegangenen Modellrechnungen haben sich die Tempoeffekte der 1. und 2. Art quantitativ deutlich unterschieden.

Abb. 6: Tempoeffekt in der Lebenserwartung im Alter 50 unterschieden nach den Berechnungsverfahren der Sterberate, Frauen, 2005

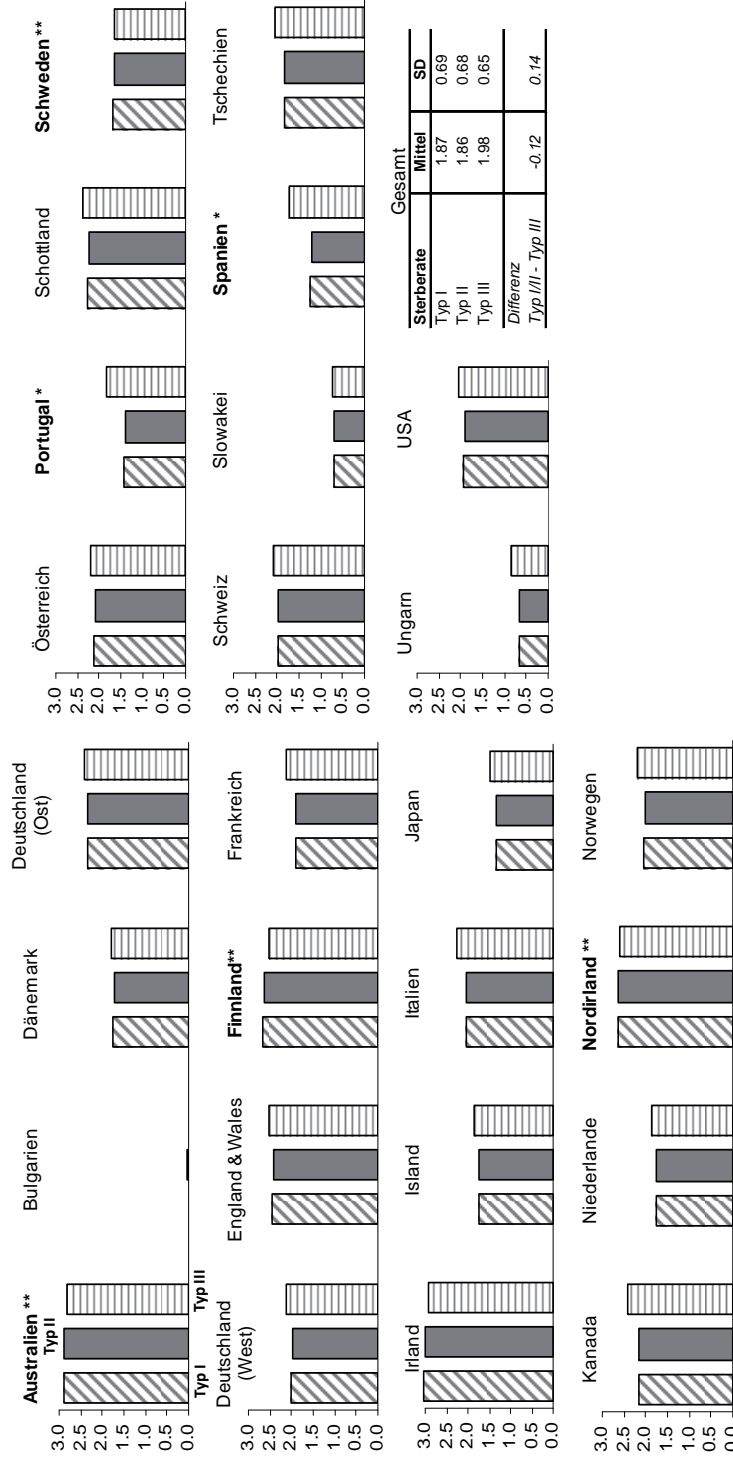


* Differenz zwischen Typ I/II und Typ III Sterberate ist kleiner als der Mittelwert – Standardabweichung

** Differenz zwischen Typ I/II und Typ III Sterberate ist größer als der Mittelwert + Standardabweichung

Daten: *Human Mortality Database*, eigene Berechnungen

Abb. 7: Tempoeffekt in der Lebenserwartung im Alter 50 unterschieden nach den Berechnungsverfahren der Sterberate, Männer, 2005



* Differenz zwischen Typ I/II und Typ III Sterberate ist kleiner als der Mittelwert – Standardabweichung

** Differenz zwischen Typ I/II und Typ III Sterberate ist größer als der Mittelwert + Standardabweichung

Daten: *Human Mortality Database*, eigene Berechnungen

In den empirischen Daten zeigen sich allerdings nur geringe Abweichungen, wobei der Tempoeffekt in der Typ III-Sterberate sogar leicht höher ist als bei den beiden anderen Sterberatentypen. Bei beiden Geschlechtern liegt die durchschnittliche Differenz zwischen den Tempoeffekten der 1. und 2. Art um den Wert von $-0,13$ Jahre ($\pm 0,16$ Jahre bei Frauen und $\pm 0,14$ Jahre bei Männern). Unterschiede, die außerhalb des mittleren Fehlers liegen, zeigen sich in Portugal ($-0,51$ Jahre bei Frauen und $-0,44$ Jahre bei Männern) und Spanien ($-0,51$ Jahre bei beiden Geschlechtern) sowie bei den kanadischen Frauen ($-0,31$ Jahre). Andererseits zeigt sich ein geringerer Tempoeffekt der 2. Art in Australien ($+0,07$ Jahre), Nordirland ($+0,05$ Jahre) und Schweden ($+0,10$ Jahre bei Frauen und $+0,03$ Jahre bei Männern) sowie zusätzlich bei Männern in Finnland ($+0,12$ Jahre) und Irland ($+0,07$ Jahre).

Die empirischen Daten erlauben also keine eindeutige Aussage darüber, ob durch die Wahl des Berechnungsverfahrens der Sterberate das Ausmaß des Tempoeffekts minimiert werden kann. Wie eingangs theoretisch beschrieben, bestimmt vielmehr die Dynamik der Sterblichkeitsveränderung in den Grundgesamtheiten das Ausmaß des jeweiligen Tempoeffekts. Somit lässt sich der leicht höhere Tempoeffekt der 2. Art auf eine stärkere Veränderung der Sterblichkeit über die Altersgrenzen zurückführen, während ein höherer Tempoeffekt der 1. Art bei stärkeren Verschiebungen von Sterbefällen über die Periodengrenze auftritt.

6 Zusammenfassung und Diskussion

In der Mortalitätsforschung ist die altersspezifische Sterberate ein wichtiges Instrument zur Analyse der Sterblichkeitsverhältnisse einer Periode und bildet zudem die Schlüsselvariable bei der Konstruktion von Sterbetafeln. In den letzten Jahren wurde in verschiedenen wissenschaftlichen Beiträgen aufgezeigt, dass die Typ I-Sterberate von Tempoeffekten betroffen ist, wenn sich die Mortalitätsbedingungen während einer Beobachtungsperiode verändern. Der vorliegende Beitrag erweitert diese Erkenntnisse und zeigt auf, dass auch die beiden anderen Berechnungsverfahren der Periodensterberate von Tempoeffekten betroffen sind.

Der Rückgang der Sterblichkeit in den Modellbeispielen bewirkt in allen drei Verfahren, dass die Sterberate zuerst absinkt und im Übergang zum neuen stationären Niveau wieder ansteigt. Die Ursache dieser Schwankung ist kein Anstieg der Sterblichkeit. Sie wird durch ein temporäres und überproportionales Absinken in der Gesamtheit der Sterbefälle verursacht, wenn sich die Sterblichkeit in der Beobachtungsperiode verändert. *Bongaarts* und *Feeney* (1998, 2002) haben für dieses Phänomen den Begriff „Tempoeffekt“ eingeführt.

Die in allen drei Verfahren aufgezeigten Tempoeffekte lassen sich in zwei Arten bezüglich ihres Ursprungs unterscheiden. Der Tempoeffekt der 1. Art wird durch die Verschiebung von Sterbefällen über die Kalenderjahresgrenze und der Tempoeffekt der 2. Art durch den Aufschub von Sterbefällen über die Altersgrenzen hervorgerufen. Die drei Berechnungsarten der Sterberate werden dabei in unterschiedlicher Weise von diesen Arten der Tempoeffekte beeinflusst. Sowohl das Sterbeziffernals auch das Sterbejahrverfahren sind vom Tempoeffekt der 1. Art und das Ge-

burtsjahrverfahren vom Tempoeffekt der 2. Art betroffen, wenn sich die Mortalität innerhalb einer Periode verändert.

Aus den dargestellten Modellen allein könnte man vermuten, dass es ausgeprägte Unterschiede im Ausmaß des Tempoeffekts bei den verschiedenen Berechnungsarten gibt. Allerdings resultierten diese in den Modellrechnungen aufgezeigten Unterschiede aus der gewählten Annahme, dass das Sterbealter linear ansteigt und einhergehend einen höheren Tempoeffekt der 1. Art verursacht. Der Sterblichkeitsrückgang in realen Bevölkerungen vollzieht sich jedoch sowohl über die Kalenderjahrs- als auch Altersgrenzen, so dass weder der Tempoeffekt der 1. Art noch jener der 2. Art den Sterblichkeitstrend allein bestimmt. Dies zeigt sich letztendlich in den empirischen Berechnungen für die ausgewählten 26 Länder. Die Tempoeffekte in der Lebenserwartung im Alter 50 für das Jahr 2005 weisen nur marginale Unterschiede zwischen den Sterberaten des Typs I und II auf der einen und des Typs III auf der anderen Seite auf. Zudem lässt sich auch keine eindeutige Aussage darüber treffen, ob entweder die Sterberate Typ III oder die beiden anderen Verfahren das Ausmaß des Tempoeffekts minimieren. Die empirischen Daten zeigen für das Geburtsjahrverfahren (Typ III-Verfahren) sowohl höhere als auch niedrigere Tempoeffekte.

Hieran schließen sich mehrere wichtige Fragen an, die in weiteren Forschungen noch eingehender untersucht werden müssen. Die bisher verfügbaren Methoden zur Bereinigung der Lebenserwartung von Tempoeffekten basieren auf der Annahme, dass sich das altersspezifische Muster der Periodensterblichkeit proportional verändert (*Bongaarts 2008; Bongaarts/Feeney 2008b*). Somit wird unterstellt, dass in allen Altersstufen Tempoeffekte auftreten und diese umso höher sind, je höher die altersspezifische Sterberate ist. Inwieweit die strikte Proportionalitätsannahme tatsächlich in einer realen Bevölkerung wiederzufinden ist oder ob unterschiedliche Tempoeffekte in den altersspezifischen Sterberaten vorhanden sind, sind zwei methodisch und empirisch relevante Fragestellungen, die durch zukünftige Untersuchungen noch beantwortet werden müssen.

Trotz der noch offenen Fragen bestätigen die Ergebnisse dieses Beitrags, dass es durchaus sinnvoll und hilfreich sein kann, die Sterberaten jeglichen Typs um den Tempoeffekt zu bereinigen, sofern sich die Mortalität während einer Beobachtungsperiode verändert. Ohne diese Bereinigung würde der Trend in den Sterberaten Veränderungen in der Periodensterblichkeit suggerieren, die in ihrem Ausmaß entweder überschätzt werden oder gar nicht vorhanden sind. Andere Artikel zeigen zudem auf, dass Unterschiede in der Periodensterblichkeit zwischen zwei Populationen stark durch Tempoeffekte beeinflusst sein können und die Verwendung von nicht tempo-bereinigten Raten zu falschen Schlussfolgerungen über die Dynamik der Sterblichkeitsentwicklung führen kann (vgl. *Luy 2008, 2009; Luy/Wegner 2009; Luy et al. 2011*). Zukünftige Analysen der Periodensterblichkeit können also durch eine zusätzliche Tempostandardisierung nur an Aussagekraft gewinnen, da sie helfen können, Veränderungen bzw. Unterschiede in der konventionellen Berechnungsweise zu verstehen. Schließlich sind Periodensterberaten und aus ihnen abgeleitete Maße wie die durchschnittliche Lebenserwartung die am häufigsten verwendeten

Indikatoren zur Beurteilung von Sterblichkeitsveränderungen bzw. von Unterschieden zwischen bestimmten Bevölkerungen und Subpopulationen.

Literatur

- Becker, Karl* 1874: Zur Berechnung von Sterbetafeln an die Bevölkerungsstatistik zu stellende Anforderungen. Berlin: Verlag des Königlichen Statistischen Bureaus. <http://gdz.sub.uni-goettingen.de/dms/load/img/?PPN=PPN527528277>
- Bongaarts, John* 2008: Five period measures of longevity. In: *Barbie, Elisabetta; Bongaarts, John; Vaupel, James W.* (Hrsg.): How long do we live? Demographic models and reflections on tempo effects. Berlin et al.: Springer: 237-245 [doi: 10.1007/978-3-540-78520-0_12].
- Bongaarts, John; Feeney, Griffith* 1998: On the quantum and tempo of fertility. In: *Population and Development Review* 24,2: 271-291.
- Bongaarts, John; Feeney, Griffith* 2002: How long do we live? In: *Population and Development Review* 28,1: 13-29 [doi: 10.1111/j.1728-4457.2002.00013.x].
- Bongaarts, John; Feeney, Griffith* 2008a: Estimating mean lifetime. In: *Barbie, Elisabetta; Bongaarts, John; Vaupel, James W.* (Hrsg.): How long do we live? Demographic models and reflections on tempo effects. Berlin et al.: Springer: 11-27 [doi: 10.1007/978-3-540-78520-0_2].
- Bongaarts, John; Feeney, Griffith* 2008b: The quantum and tempo of life-cycle events. In: *Barbie, Elisabetta; Bongaarts, John; Vaupel, James W.* (Hrsg.): How long do we live? Demographic models and reflections on tempo effects. Berlin et al.: Springer: 29-65 [doi: 10.1007/978-3-540-78520-0_3].
- Bongaarts, John; Feeney, Griffith* 2010: When is a tempo effect a tempo distortion? In: *Genus* 66,2: 1-15 [doi: 10.4402/genus-188].
- Caselli, Graziella; Vallin, Jacques* 2006: From situation events in time to the Lexis diagram and the computing of rates. In: *Caselli, Graziella; Vallin, Jacques; Wunsch, Guillaume* (Hrsg.): *Demography: Analysis and Synthesis*. Amsterdam et al.: Elsevier Academic Press: 55-68.
- Feeney, Griffith* 2008: Increments of life and mortality tempo. In: *Barbie, Elisabetta; Bongaarts, John; Vaupel, James W.* (Hrsg.): How long do we live? Demographic models and reflections on tempo effects. Berlin et al.: Springer: 153-165 [doi: 10.1007/978-3-540-78520-0_8].
- Feeney, Griffith* 2010: Mortality Tempo: A Guide for the Skeptic. In: *Comparative Population Studies – Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 35,3: 483-496 [doi: 10.4232/10.CPoS-2010-12en].
- Feichtinger, Gustav* 1973: *Bevölkerungsstatistik*. New York: Walter de Gruyter.
- Flaskämper, Paul* 1962: *Grundriß der Sozialwissenschaftlichen Statistik*. Band 1: *Bevölkerungsstatistik*. Hamburg: Verlag von Richard Meiner.
- Guillot, Michel* 2008: Tempo effects in mortality: An appraisal. In: *Barbie, Elisabetta; Bongaarts, John; Vaupel, James W.* (Hrsg.): How long do we live? Demographic models and reflections on tempo effects. Berlin et al.: Springer: 129-152 [doi: 10.1007/978-3-540-78520-0_7].
- HMD* 2010: Human Mortality Database. URL: www.mortality.org, 02.11.2010.

- Horiuchi, Shiro* 2008: Tempo effect on age-specific death rates. In: *Barbie, Elisabeta; Bongaarts, John; Vaupel, James W.* (Hrsg.): How long do we live? Demographic models and reflections on tempo effects. Berlin et al.: Springer: 191-201 [doi: 10.1007/978-3-540-78520-0_10].
- Luy, Marc* 2008: Mortality tempo-adjustment: theoretical considerations and an empirical application. In: *Barbie, Elisabeta; Bongaarts, John; Vaupel, James W.* (Hrsg.): How long do we live? Demographic models and reflections on tempo effects. Berlin et al.: Springer: 203-233 [doi: 10.1007/978-3-540-78520-0_11].
- Luy, Marc* 2009: Der Einfluss von Tempo-Effekten auf die ost-west-deutschen Unterschiede in der Lebenserwartung. In: *Cassens, Ina; Luy, Marc; Scholz, Rembrandt* (Hrsg.): Die Bevölkerung in Ost- und Westdeutschland. Demografische, gesellschaftliche und wirtschaftliche Entwicklung seit der Wende. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften: 140-168.
- Luy, Marc; Wegner, Christian* 2009: Conventional versus tempo-adjusted life expectancy – which is the more appropriate measure for period mortality? In: *Genus* 65,2: 1-28.
- Luy, Marc; Wegner, Christian; Lutz, Wolfgang* 2011: Comparative International Trends: Europe. In: *Rogers, Richard G.; Crimmins, Eileen M.* (Hrsg.): International Handbook of Adult Mortality. Dordrecht et al.: Springer: 49-81 [doi: 10.1007/978-90-481-9996-9_3].
- Meslé, France* 2004: Mortality in Central and Eastern Europe: Long-term trends and recent upturns. In: *Demographic Research Special Collection 2, Article 3*: 45-70 [doi: 10.4054/DemRes.2004.S2.3].
- Peto, Richard et al.* 2006: Mortality from smoking in developed countries 1950-2000, 2nd edition. URL: www.ctsu.ox.ac.uk/~tobacco/index.htm.
- Rodríguez, Germán* 2008: Demographic translation and tempo effects: An accelerated failure time perspective. In: *Barbie, Elisabeta; Bongaarts, John; Vaupel, James W.* (Hrsg.): How long do we live? Demographic models and reflections on tempo effects. Berlin et al.: Springer: 69-92 [doi: 10.1007/978-3-540-78520-0_4].
- Sardon, Jean-Paul* 1994: A Period Measure of Mortality: The Example of France. In: *Population: An English Selection* 6: 131-150.
- Statistisches Bundesamt* 2006: Generationensterbetafeln für Deutschland. Modellrechnungen für die Geburtsjahrgänge 1871-2004. Wiesbaden.
- Vaupel, James W.* 2002: Life expectancy at current rates vs. current conditions: A reflection stimulated by Bongaarts and Feeney's "How long do we live?". In: *Demographic Research* 7, Article 8: 365-377 [doi: 10.4054/DemRes.2002.7.8].
- Vaupel, James W.* 2008: Lifesaving, lifetimes and lifetables. In: *Barbie, Elisabeta; Bongaarts, John; Vaupel, James W.* (Hrsg.): How long do we live? Demographic models and reflections on tempo effects. Berlin et al.: Springer: 93-107 [doi: 10.1007/978-3-540-78520-0_5].
- Wachter, Kenneth W.* 2008: Tempo and its tribulations. In: *Barbie, Elisabeta; Bongaarts, John; Vaupel, James W.* (Hrsg.): How long do we live? Demographic models and reflections on tempo effects. Berlin et al.: Springer: 109-128 [doi: 10.1007/978-3-540-78520-0_6].
- Wilmoth, John R.* 2005: On the relationship between period and cohort mortality. In: *Demographic Research* 13, Article 11: 231-280 [doi: 10.4054/DemRes.2005.13.11].
- Wunsch, Guillaume J.; Termote, Marc G.* 1978: Introduction to demographic analysis. Principles and methods. New York & London: Plenum Press.

Eine Übersetzung dieses begutachteten und vom Autor autorisierten deutschen Originaltextes durch das Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung ist unter dem Titel „Tempo Effects in Different Calculation Types of Period Death Rates“, DOI 10.4232/10.CPoS-2010-13en bzw. URN urn:nbn:de:bib-cpos-2010-13en6, auf <http://www.comparativepopulationstudies.de> verfügbar.

Eingegangen am: 05.12.2010

Angenommen am: 21.03.2011

Christian Wegner (✉). Vienna Institute of Demography der Österreichischen Akademie der Wissenschaften, Wittgenstein Centre for Demography and Global Human Capital, Wohlebengasse 12-14, 6. Stock, A-1040 Wien, Österreich.
E-Mail: christian.wegner@oeaw.ac.at
URL: www.oeaw.ac.at

Anhang – Total Mortality Rate und Tempobereinigung

Die Total Mortality Rate (TMR) ist ein selten genutztes Maß zur Charakterisierung der Sterblichkeitsbedingung eines Jahres (*Sardon 1994; Bongaarts/Feeney 2008b*). Grundlage der Berechnung sind die altersspezifischen Sterberaten der 2. Art. Sie geben den Anteil der Verstorbenen eines Geburtsjahrganges an, der im Alter x zum Zeitpunkt t verstorben ist.

$$(1) \text{ Sterberate 2. Art} \quad m(x, t)_2 = \frac{D(x, t)}{B(t-x)}$$

$D(x, t)$ Sterbefälle im Alter x des Jahres t
 $B(t-x)$ Anzahl der Geborenen vor $t-x$ Jahren

Die TMR berechnet sich dann aus der Summe der altersspezifischen Sterberaten 2. Art:

$$(2) \text{ Total Mortality Rate} \quad TMR(t) = \sum_{x=0}^{\omega} m(x, t)_2$$

Die TMR ist wie die zusammengefasste Geburtenziffer ein so genanntes „Quantum-Maß“, das die durchschnittliche Anzahl der Ereignisse pro Individuum für eine hypothetische Kohorte eines Jahres t angibt. Da jeder Mensch nur einmal versterben kann, ist der zu erwartende Wert der TMR immer Eins. Allerdings zeigt sich, dass die TMR unterhalb von Eins liegt, sofern das durchschnittliche Sterbealter während einer Beobachtungsperiode ansteigt bzw. größer als Eins ist, wenn das Sterbealter sinkt (*Bongaarts/Feeney 2008b; Luy/Wegner 2009*). Die Differenz der TMR von Eins gilt als Indikator für das Vorhandensein von Tempoeffekten. Um die konventionellen Sterberaten um den Tempoeffekt zu bereinigen, arbeiten Bongaarts und Feeney mit der Annahme, dass der Effekt in allen Altersstufen konstant ist. Die tempo-bereinigte Sterberate $m(x, t)^*$ bestimmt sich dann aus dem Verhältnis der konventionellen Sterberate zu der ermittelten TMR:

$$(3) \text{ Tempo-bereinigte Sterberate} \quad m(x, t)^* = \frac{m(x, t)}{TMR(t)}$$

Comparative Population Studies – Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft

www.comparativepopulationstudies.de

ISSN: 1869-8980 (Print) – 1869-8999 (Internet)

Published by / Herausgegeben von

Prof. Dr. Norbert F. Schneider

Layout and print: Federal Institute for
Population Research, Wiesbaden
(Germany)

Managing Editor / Redaktion

Frank Swiaczny

Copy Editor / Schlussredaktion

Dr. Evelyn Grünheid

Scientific Advisory Board / Wissenschaftlicher Beirat

Jürgen Dorbritz (Wiesbaden)
Paul Gans (Mannheim)
Johannes Huinink (Bremen)
Marc Luy (Wien)
Clara H. Mulder (Groningen)
Notburga Ott (Bochum)
Peter Preisendörfer (Mainz)

Board of Reviewers / Gutachterbeirat

Martin Abraham (Erlangen)
Laura Bernardi (Lausanne)
Hansjörg Bucher (Bonn)
Claudia Diehl (Göttingen)
Andreas Diekmann (Zürich)
Gabriele Doblhammer-Reiter (Rostock)
Henriette Engelhardt-Wölfler (Bamberg)
E.-Jürgen Flöthmann (Bielefeld)
Alexia Fürnkranz-Prskawetz (Wien)
Beat Fux (Zürich)
Joshua Goldstein (Rostock)
Karsten Hank (Mannheim)
Sonja Haug (Regensburg)
Franz-Josef Kemper (Berlin)
Michaela Kreyenfeld (Rostock)
Aart C. Liefbroer (Den Haag)
Kurt Lüscher (Konstanz)
Dimiter Philipov (Wien)
Tomáš Sobotka (Wien)
Heike Trappe (Rostock)