

## Tempo-Effekte in der Mortalität: ein Wegweiser für Skeptiker\*

Griffith Feeney

**Zusammenfassung:** Die Idee von Tempo-Effekten in der Mortalität basiert unmittelbar auf der Idee der Tempo-Effekte in der Fertilität, die auf den von Norman B. Ryder vor einem halben Jahrhundert publizierten Arbeiten aufbaut und nunmehr weithin bekannt und akzeptiert ist. Angesichts der Tatsache, dass sich die Ansätze im Wesentlichen gleichen, ist es verwunderlich, dass Tempo-Effekte in der Mortalität erst vor kurzem thematisiert wurden und bis heute noch nicht allgemein anerkannt sind. Eine mögliche Erklärung dafür könnte sein, dass die Auswirkungen von Tempo-Effekten in der Mortalität scheinbar im Widerspruch zu den etablierten Modellierungs- und Analyseverfahren für Sterblichkeits- und Bevölkerungsdynamiken stehen. In diesem Beitrag wird ein diskreter Ansatz zur Beschreibung und Analyse von Tempo-Effekten in der Mortalität entwickelt. Der diskrete Ansatz ist zwar mathematisch wenig anspruchsvoll, dafür aber sehr überzeugend. Er wird in diesem Beitrag zum Beispiel für die Bestimmung altersspezifischer Tempo-Effekte verwendet. Der Schwerpunkt des Beitrags liegt auf der Messung der Lebensdauer empirischer Bevölkerungen. Dabei wird gezeigt, dass jede empirische Bevölkerung durch eine angemessen konstruierte Modellpopulation approximiert werden kann.

**Schlagwörter:** Mortalität · Periodensterblichkeit · Sterberate · Sterbeziffer · Tempo-Effekt · Tempo-Verzerrung · Tempo-Bereinigung · Tempo-Effekte in der Mortalität · Bongaarts – Feeney

### 1 Einführung

Tempo-Effekte in der Mortalität sind mittlerweile in mehreren Publikationen beschrieben worden (*Bongaarts/Feeney* 2002, 2003, 2006; *Bongaarts* 2005; *Feeney* 2006). Der Ansatz basiert unmittelbar auf der Idee der Tempo-Effekte in der Ferti-

---

\* Der Beitrag ist die Übersetzung einer überarbeiteten Version des gleichnamigen Arbeitspapiers, das im Jahr 2003 im Internet unter [www.gfeeney.com](http://www.gfeeney.com) veröffentlicht wurde.

lität, die auf den von *Norman B. Ryder* (1956, 1964) vor einem halben Jahrhundert publizierten Arbeiten aufbaut und nunmehr weithin bekannt und akzeptiert ist. Verweise auf jüngere diesbezügliche Arbeiten sind bei *Bongaarts* und *Feeney* (1998) sowie *Zeng Yi* und *Land* (2002) zu finden.

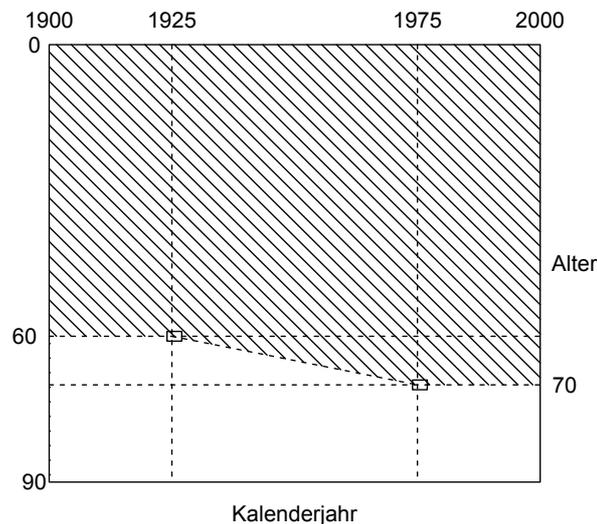
Angesichts der Tatsache, dass sich die Ansätze im Wesentlichen gleichen, könnte man sich darüber wundern, dass Tempo-Effekte in der Mortalität erst vor kurzem thematisiert wurden und (laut Gesprächen mit Fachkollegen und -kolleginnen) bis heute auch noch nicht allgemein anerkannt sind (siehe auch *Wachter* 2005, *Goldstein* 2006, *Guillot* 2006). Nur in wenigen Beiträgen wurden tempo-bereinigte Mortalitätsindikatoren verwendet, um internationale Unterschiede in der Lebenserwartung zu analysieren (*Luy* 2006; *Luy/Wegner* 2009). Eine mögliche Erklärung dafür könnte sein, dass die Auswirkungen von Tempo-Effekten in der Mortalität scheinbar im Widerspruch zu den etablierten Modellierungs- und Analyseverfahren für Sterblichkeits- und Bevölkerungsdynamiken stehen (siehe auch *Vaupel* 2002, 2005).

In diesem Beitrag wird ein diskreter Ansatz zur Beschreibung und Analyse von Tempo-Effekten in der Mortalität entwickelt. Die kontinuierliche Betrachtung durch *Bongaarts* und *Feeney* (1998, 2002, 2003, 2006) führt leicht zu einer komplizierten Beschreibung einer Idee, die im Grunde genommen relativ einfach ist. Der diskrete Ansatz ist zwar mathematisch wenig anspruchsvoll, dafür aber sehr überzeugend. Er wird in diesem Beitrag zum Beispiel für die Bestimmung altersspezifischer Tempo-Effekte verwendet, die bisher in kontinuierlicher Betrachtung noch nicht aufgezeigt werden konnten (ein ähnliches Beispiel findet sich bei *Horiuchi* 2005).

Der Schwerpunkt dieser Arbeit liegt auf der Messung der Lebensdauer empirischer Bevölkerungen. Es ist jedoch von Vorteil, zunächst mit der Untersuchung von zwei einfachen Modellpopulationen zu beginnen. Die Relevanz dieser Modelle für empirische Populationen wird in Abschnitt 5 behandelt. Dort wird aufgezeigt, dass jede empirische Bevölkerung durch eine angemessen konstruierte Modellpopulation approximiert werden kann.

## 2 Der einfachste Fall

Im Folgenden wird der Ansatz der Tempo-Effekte in der Mortalität mithilfe des Lexis-Diagramms veranschaulicht. Das Lexis-Diagramm ist ein nützliches Hilfsmittel, um Zusammenhänge zwischen kohorten- und periodenbezogenen Ereignissen und diesbezüglich verlebter Risikozeit darzustellen (siehe *Preston et al.* 2001: 31ff). In Abbildung 1a sind die Perioden (d.h. die Kalenderjahre) für den Zeitraum der Jahre 1900 bis 2000 auf der x-Achse dargestellt. Das Alter ist auf der y-Achse abgetragen, wobei es im Diagramm von oben nach unten zunehmend angeordnet ist. Die diagonalen Linien stellen die Lebenslinien von Geburtskohorten dar, deren Mitglieder die demografischen Ereignisse erfahren. In der Abbildung ist jedes Kalenderjahr in einzelne Zeitintervalle von 0,2 Jahren unterteilt. Zur besseren Veranschaulichung werden in der Grafik nicht alle, sondern nur ausgewählte Kohortenlinien dargestellt. Wir betrachten nun eine geschlossene Bevölkerung ohne Wanderungen, in der (1) alle Geburten in der Mitte der einzelnen Zeitintervalle stattfinden und (2) sich alle

**Abb. 1a:** Lexis-Diagramm einer einfachen Modellbevölkerung

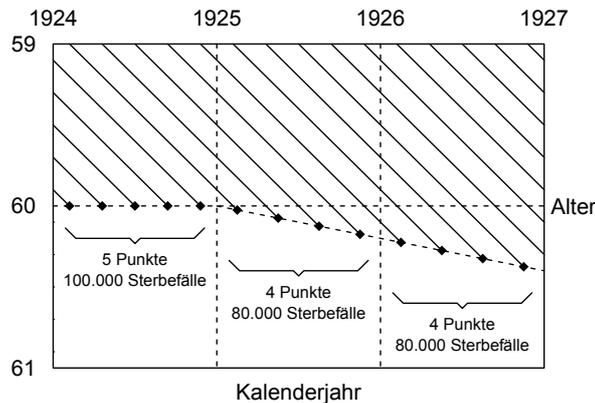
Quelle: eigene Darstellung

Sterbefälle einer Kohorte in einem spezifischen exakten Alter ereignen. In Abbildung 1a liegt das Sterbealter bis 1925 konstant bei exakt 60 Jahren, steigt dann von 1925 bis 1975 jährlich linear um 0,2 Jahre an und liegt ab 1975 konstant bei genau 70 Jahren.

Selbst wenn alle Kohortenlinien eingezeichnet wären, würde das Lexis-Diagramm keine vollständige Abbildung der Bevölkerung darstellen, da jede Kohortenlinie mehrere Personen umfasst und sich die Anzahl der Personen von Kohorte zu Kohorte unterscheiden könnte. Die Anzahl der Individuen innerhalb der einzelnen Kohorten müsste gesondert spezifiziert werden. Tempo-Effekte in der Mortalität könnten auch ohne Annahmen zu der Anzahl an Personen in den verschiedenen Kohorten abgeleitet werden. Es ist jedoch einfacher, wenn alle Kohorten dieselbe Anzahl von Personen umfassen.

Abbildung 1b zeigt den Ausschnitt des Lexis-Diagramms aus Abbildung 1a um das Alter 60 und das Jahr 1925. In diesem Ausschnitt werden die Kohortenlinien vollständig in den 0,2-Jahresintervallen dargestellt. Nehmen wir an, dass jede Kohortenlinie 20.000 Geborene repräsentiert, so dass pro Jahr genau 100.000 Geburten stattfinden. Im Laufe des Jahres 1924, in dem die Lebensdauer konstant ist, ereignen sich 100.000 Sterbefälle, während in den Jahren 1925 und 1926, in denen die Lebenszeit steigt, nur 80.000 Personen pro Jahr versterben. Dieser Rückgang in der Anzahl der jährlichen Sterbefälle ist auf die gestiegene Lebensdauer zurückzuführen. Da jede Kohorte etwas länger als die vorherige Kohorte lebt, sind die Intervalle zwischen den Sterbezeitpunkten länger als die Intervalle zwischen den Geburtszeitpunkten. Die Sterbefälle der fünf Kohorten, die im Laufe des Jahres 1925 ein Alter von 60 Jahren erreichen, verteilen sich nun über einen Zeitraum von mehr als einem

**Abb. 1b:** Lexis-Diagramm, Ausschnitt, Bereich um das Jahr 1925 und die Altersstufe 60



Quelle: eigene Darstellung

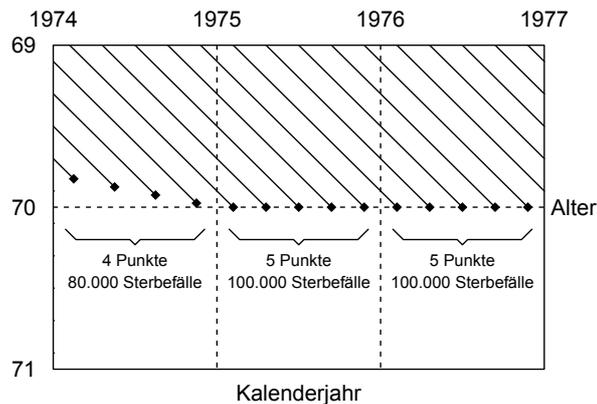
Jahr. Die Sterbefälle der letzten der fünf dargestellten Kohortenlinien werden in das Jahr 1926 „verschoben“.

Dieser Rückgang in der Anzahl der jährlichen Sterbefälle ist nur vorübergehend, weil er endet, sobald (falls) die Lebensdauer nicht weiter steigt (theoretisch ist es jedoch auch vorstellbar, dass die Lebensdauer ewig ansteigen wird). Das Ende des Anstiegs der Lebensdauer ist in Abbildung 1c dargestellt, die den Ausschnitt des Lexis-Diagramms der Abbildung 1a um das Alter 70 und das Jahr 1975 aufzeigt.

Während des Jahres 1974 steigt die Lebensdauer immer noch an. Deshalb sind die Intervalle zwischen den Sterbezeitpunkten weiterhin länger als die Abstände zwischen den Geburtszeitpunkten, wodurch sich auch in diesem Jahr nur 80.000 Sterbefälle ereignen. In den Jahren 1975 und 1976 steigt das Sterbealter jedoch nicht weiter an und die Anzahl der Sterbefälle erhöht sich wieder auf 100.000 pro Jahr.

Unterschiedliche Gesamtheiten von Personen in den jeweiligen Geburtsjahrgängen würden dieses einfache Modell im Detail verändern, ohne jedoch die eigentliche Aussage zu beeinflussen. Angenommen, die jährlichen Geburten würden exponentiell zunehmen, wie dies z.B. in einer stabilen Bevölkerung der Fall sein könnte, dann würde die Anzahl der Geburten im letzten Viertel des Jahrhunderts deutlich höher als im ersten Viertel des Jahrhunderts ausfallen und auch die Gesamtheit der Sterbefälle würde sich vor 1925 und nach 1975 kontinuierlich verändern. Allerdings würde sich die Anzahl der Sterbefälle zwischen 1924 und 1925 stark reduzieren und von 1974 bis 1975 deutlich erhöhen.

Betrachten wir nun die Entwicklung der rohen Sterbeziffer dieser Modellbevölkerung. Vor 1925 werden jedes Jahr 6.000.000 Personenjahre verlebt: 100.000 Personenjahre von Personen im Alter von 0, 1, ..., 59. Ab 1975 verlebt die Bevölkerung jährlich 7.000.000 Personenjahre.

**Abb. 1c:** Lexis-Diagramm, Ausschnitt, Bereich um das Jahr 1975 und die Altersstufe 70

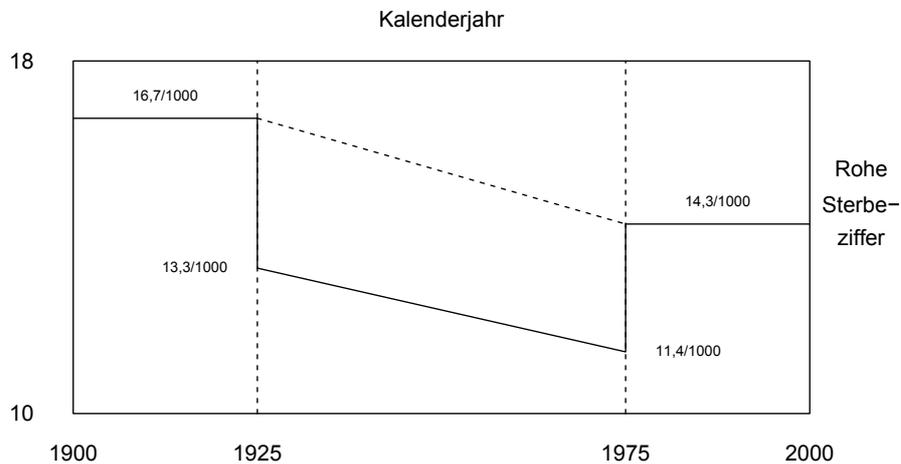
Quelle: eigene Darstellung

Die Anzahl der jährlichen Sterbefälle (Zähler der Sterbeziffer) ist mit 100.000 Verstorbenen vor und nach dem Anstieg der Lebensdauer identisch. Der Nettorückgang der rohen Sterbeziffer von 16,7 je Tausend auf 14,3 je Tausend ist folglich allein auf den Anstieg der gelebten Personennjahre (Nenner der Sterbeziffer) zurückzuführen.

Innerhalb der 50 Jahre, in denen das Sterbealter ansteigt, ist die Situation anders. Während dieses Zeitraums steigen die von der Bevölkerung gelebten jährlichen Personennjahre linear um 20.000 Personennjahre pro Jahr an, von 6.010.000 im Jahr 1925 auf 6.990.000 im Jahr 1974. Die Anzahl der jährlichen Sterbefälle liegt hingegen konstant bei 80.000 pro Jahr. Die rohe Sterbeziffer fällt im Jahr 1925 auf 13,3 je Tausend und sinkt dann weiter bis auf 11,4 je Tausend im Jahr 1974.

Diese Veränderungen sind in Abbildung 2 zusammengefasst. Die Nettoveränderung der rohen Sterbeziffer fällt relativ gering aus (Reduktion um 14 %) und ist im Verhältnis zum Anstieg der Lebensdauer (17 %) plausibel. Die Ziffer sinkt jedoch nicht, wie man vermuten könnte und durch die gepunktete Linie angedeutet wird, gleichmäßig von einem höheren auf einen niedrigeren Wert. Sie fällt stattdessen zu Beginn des Anstiegs der Lebensdauer abrupt auf einen Wert deutlich unterhalb des endgültigen Niveaus, um dann am Ende des Anstiegs der Lebensdauer abrupt auf dieses endgültige Niveau anzusteigen.

Die Nettoveränderung spiegelt den Anstieg des Nenners der Sterbeziffer wider, der unmittelbar auf eine verlängerte Lebensdauer zurückzuführen ist. Das Muster der Veränderung – der plötzliche Rückgang und der anschließende Wiederanstieg – spiegelt hauptsächlich den Abfall des Zählers der Sterbeziffer von 100.000 auf 80.000 Sterbefälle und den anschließenden Wiederanstieg auf 100.000 Sterbefälle wider. Während des Übergangs spielt der Anstieg des Nenners nur eine unwesentliche Rolle. Es ist zu beachten, dass die rohe Sterbeziffer zwischen 1925 und 1975 nicht linear sinkt, obwohl der Verlauf im Diagramm linear erscheint, da der Zähler der Ziffer konstant bleibt, der Nenner jedoch langsam linear ansteigt.

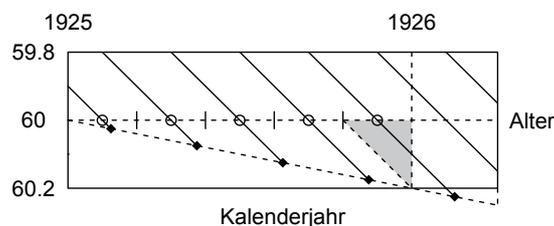
**Abb. 2:** Entwicklung der rohen Sterbeziffer mit steigender Lebensdauer

Quelle: eigene Darstellung

### 3 Formale Zusammenhänge

Bei konstanter Kohortengröße (konstantes Geburtenniveau) besteht ein einfacher Zusammenhang zwischen dem Ausmaß der Änderung des Sterbealters und der Stärke des Tempo-Effektes. Um die Art des Zusammenhangs zu analysieren, werfen wir einen genauen Blick auf Abbildung 3a, die einen detaillierten Ausschnitt aus Abbildung 1b zeigt. Durch den Anstieg des Sterbealters von jährlich 0,2 Jahren werden die Sterbefälle derjenigen, die im letzten Fünftel des Jahres 1925 (also im letzten 0,2 Jahres-Teilintervall) das Alter 60 erreichen (die senkrechten Striche markieren die 0,2 Jahresintervalle), in das Jahr 1926 verschoben.

Die Übereinstimmung der beiden Verschiebungsausmaße (0,2 Jahre) ist kein Zufall. Betrachten wir das kleine, schattierte Dreieck in Abbildung 3a. Die Länge der rechten Seite dieses Dreiecks (0,2 Jahre) stimmt mit dem jährlichen Anstieg der Lebensdauer um 0,2 Jahre überein. Die Länge der oberen Seite des Dreiecks mar-

**Abb. 3a:** Lexis-Diagramm, Ausschnitt, Darstellung des „Aufschubs“ der Sterbefälle (Intervalle von 0,2 Jahren)

Quelle: eigene Darstellung

kiert all die Personen, deren Sterbefälle in das nachfolgende Jahr 1926 verschoben werden.

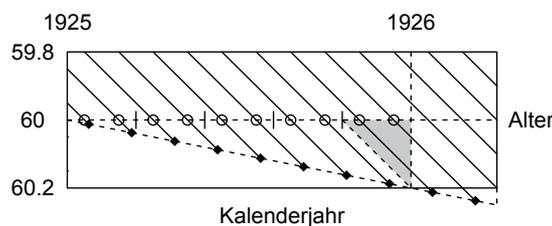
Wenn jede Kohortenlinie in der Abbildung dieselbe Anzahl von Personen repräsentiert, sind die Zeitpunkte, zu denen die Personen ein Alter von genau 60 Jahren erreichen (innerhalb der durch die Länge der Intervalle zwischen den Geburtszeitpunkten auferlegten Grenzen), einheitlich verteilt. Unter diesen Bedingungen entspricht die Länge der oberen Seite des schattierten Dreiecks dem Anteil der das Alter 60 erreichenden Personen, deren Sterbefälle durch den Anstieg der Lebensdauer in das Jahr 1926 „aufgeschoben“ werden. Wenn wir die jährliche Änderungsrate des Sterbealters mit  $r$  bezeichnen, dann wird die Gesamtheit der jährlichen Sterbefälle durch den Tempo-Effekt um einen Faktor von  $1-r$  reduziert.

Der in diesem Modellbeispiel gewählte Abstand zwischen den Geburten verursacht identische Intervalle von Geburtszeitpunkten und verschobenen Sterbefällen. Bei einem Intervall zwischen den Kohorten von 0,2 Jahren hätte ein leicht höherer oder etwas geringerer Anstieg der Lebensdauer keine nennenswerte Auswirkung auf die Anzahl der Sterbefälle, die auf das folgende Jahr aufgeschoben werden. Die Wahl des Intervalls von 0,2 Jahren ist daher für die Logik der Argumentation nebensächlich. Sie dient hier allein der einfacheren Illustration im Lexis-Diagramm.

In Abbildung 3b ist das Intervall zwischen den Geburtskohorten beispielsweise auf 0,1 Jahre halbiert, so dass sich die Anzahl der Kohortenlinien pro Jahr auf 10 verdoppelt. In Abbildung 3c wurde der Abstand zwischen den Kohorten noch einmal halbiert auf 0,05 Jahre und die Anzahl der Kohorten pro Jahr entsprechend auf 20 verdoppelt. Der Tempo-Effekt ist in jedem Fall  $1-r$ , und für alle Fälle gilt die gleiche Erklärung gilt wie bei dem in Abbildung 3a dargestellten Fall.

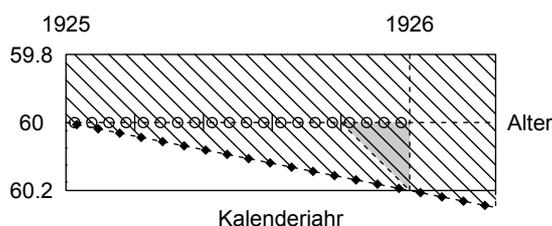
Obwohl die Beziehung  $1-r$  nur unter der Annahme von konstanten Geburtenzahlen (konstanten Kohortengrößen) zutrifft, hat die Existenz von Tempo-Effekten eine allgemeine Gültigkeit. Zur Berechnung ihres Ausmaßes muss bei einem Anstieg der Lebensdauer um 0,2 Jahre lediglich bekannt sein, wie viele Personen im letzten Fünftel des Jahres ein Alter von genau 60 Jahren erreicht haben. Daraus ergibt sich die Anzahl der Sterbefälle, die aufgrund des Tempo-Effekts in das folgende Jahr verschoben werden.

**Abb. 3b:** Lexis-Diagramm, Ausschnitt, Darstellung des „Aufschubs“ der Sterbefälle (Intervalle von 0,1 Jahren)



Quelle: eigene Darstellung

**Abb. 3c:** Lexis-Diagramm, Ausschnitt, Darstellung des „Aufschubs“ der Sterbefälle (Intervalle von 0,05 Jahren)



Quelle: eigene Darstellung

Die Logik der Argumentation hängt ebenfalls nicht davon ab, was sich vor oder nach einer Periode mit einer steigenden Lebensdauer ereignet. Wenn man nur die in den Abbildungen 3a-c dargestellten Ereignisse betrachtet, ist zu erkennen, dass (1) die Lebensdauer während dieser Periode mit einer jährlichen Rate von 0,2 Jahren angestiegen ist und (2) sich im Laufe des Jahres mehr Sterbefälle ereignet hätten (genau 20.000 unter der Annahme einer konstanten Geburtenverteilung), wenn der Anstieg der Lebensdauer nicht stattgefunden hätte. Dies ist eine einfache Folge dessen, was *Norman B. Ryder* einst als „die wichtigste Tatsache in der Demografie“ bezeichnet hat: „Wir alle werden jedes Jahr ein Jahr älter“.<sup>1</sup> Man kann das Sterbealter nicht aufschieben, ohne ebenfalls den Zeitpunkt des Todes aufzuschieben.

#### 4 Altersspezifität

Es ist bereits bekannt, dass Veränderungen der Altersverteilung im Laufe eines idealisierten demografischen Übergangs zu einem vorübergehenden Rückgang der rohen Sterbeziffer auf deutlich unterhalb ihres langfristigen Niveaus liegende Werte führen (*Feeney/Mason* 2001: 63-64). Vor diesem Hintergrund könnte man das in Abbildung 2 dargestellte Veränderungsmuster der rohen Sterbeziffern für wenig überraschend halten. Wir erläutern allerdings in diesem Abschnitt, dass derselbe Effekt auch bei den altersspezifischen Sterbeziffern auftritt.

Betrachten wir eine Bevölkerung, in der alle Geburten – wie bisher angenommen – nur in Schüben von jeweils 0,2 Jahren stattfinden. In einem Ausgangsjahr (mit unverändert konstanter Sterblichkeit) ereignen sich alle altersspezifischen Sterbefälle exakt in der Mitte der Einzelaltersstufen. Nehmen wir nun an, dass am Ende dieses Ausgangsjahres das Sterbealter innerhalb jeder Altersstufe bei allen Personen linear mit einer jährlichen Erhöhung von 0,2 Jahren zu steigen beginnt und dieser Anstieg am Ende des Jahres wieder endet, so dass das in Abbildung 4 dargestellte Muster von Lebenslinien entsteht.

<sup>1</sup> Aussage von *Norman B. Ryder* während eines Konferenzvortrags.

Weiter wollen wir annehmen, dass die Anzahl der jährlichen Geburten konstant gewesen ist, wenigstens zwischen  $(t - 1) - (x + 2)$  und  $(t + 2) - (x - 1)$ , und dass der Anteil der Sterbefälle der einzelnen Kohorten im Sterbealter  $i$  über alle Geburtsjahre konstant ist. Diese beiden Annahmen haben zur Folge, dass jeder „Punkt“ in Abbildung 4 dieselbe Anzahl von Sterbefällen repräsentiert.

Wir bezeichnen mit  $N_x$  die Anzahl der Personen, die im Laufe aller drei dargestellten Jahre ein exaktes Alter  $x$  erreichen, und mit  $D_x$  die Anzahl der Sterbefälle im Alter  $x$ , die sich während des ersten und dritten Kalenderjahres ereignen. Die Anzahl der Sterbefälle während des mittleren Jahres ist 20 % niedriger als  $D_x$ . Die im Alter  $x$  vom ersten bis zum dritten Jahr verlebten Personenjahre belaufen sich auf  $N_x - 0,5D_x$ ,  $N_x - 0,4D_x$  und  $N_x - 0,3D_x$ , so dass sich die altersspezifischen Sterberaten für diese drei Jahre ergeben aus:

$$\frac{D_x}{N_x - 0,5D_x}, \frac{0,8D_x}{N_x - 0,4D_x} \text{ und } \frac{D_x}{N_x - 0,3D_x}. \quad (1)$$

Die im jeweiligen Nenner abgezogenen Terme stehen für die Personenjahre, die von den im Alter  $x$  verstorbenen Personen im Alter  $x$  nicht mehr verlebt werden. Durch den Anstieg des Sterbealters verringert sich der Wert dieses Terms jedes Jahr.

Die Größen aus Formel (1) lassen sich auch wie folgt ausdrücken:

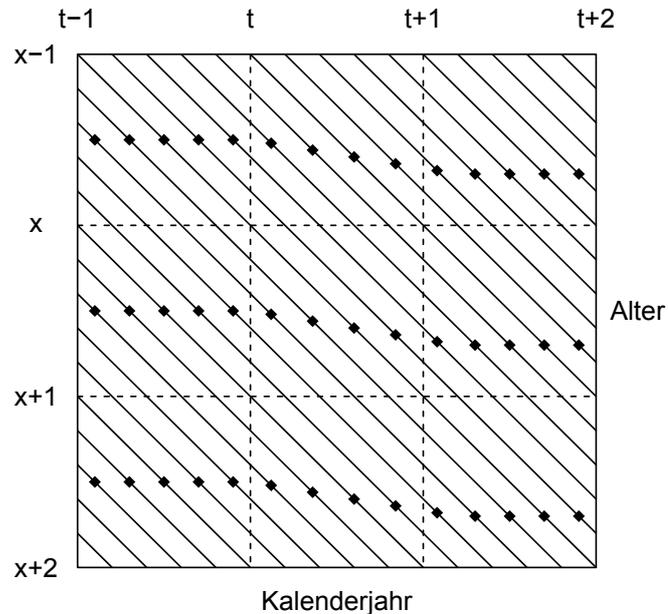
$$\frac{1}{1/q_x - 0,5}, \frac{0,8}{1/q_x - 0,4} \text{ und } \frac{1}{1/q_x - 0,3}, \quad (2)$$

wobei  $q_x$  den Quotienten  $D_x/N_x$  repräsentiert, also den Anteil der Personen an all jenen, die ein genaues Alter  $x$  erreichen und vor Erreichen des Alters  $x+1$  sterben. In einer Bevölkerung mit hoher Lebenserwartung bei Geburt bewegen sich die Werte für  $q_x$  in den jungen und mittleren Erwachsenenaltersstufen im Bereich von 0,01 bis 0,001, wodurch sich für  $1/q_x$  Werte zwischen 100 und 1.000 ergeben, so dass die im Nenner von Formel 2 vorgenommenen Subtraktionen nur geringe Auswirkungen auf den Gesamtwert der Quotienten haben.

Daraus wird ersichtlich, dass bei der angenommenen Modellpopulation die altersspezifischen Sterberaten für alle – mit Ausnahme der höchsten – Altersstufen zwischen Jahr  $t-1$  und Jahr  $t$  um etwa 20 % sinken, zwischen Jahr  $t$  und Jahr  $t+1$  jedoch um ungefähr 25 % steigen. Das Ergebnis ist lediglich wegen der leichten Differenzen in den Nennern approximativ und nicht exakt. Bei diesem temporären Rückgang der altersspezifischen Sterberaten handelt es sich um einen Tempo-Effekt. Dieser ist vor allem auf einen Abfall der Sterbefälle im Zähler der Raten und weniger auf einen Anstieg der Personenjahre in ihrem Nenner zurückzuführen.

Abbildung 4 zeigt den Fall, dass die Lebensdauer in allen drei dargestellten Altersstufen in gleichem Maße zunimmt, wobei dies wieder für die Logik der Argumentation nebensächlich ist. Wenn das Sterbealter in den drei Altersstufen in un-

**Abb. 4:** Lexis-Diagramm, Ausschnitt, Darstellung von Sterbefällen in verschiedenen Altersgruppen



Quelle: eigene Darstellung

terschiedlichem Maße steigt, wird eine unterschiedliche Anzahl von Sterbefällen verschoben und die Stärke des Tempo-Effektes variiert zwischen den einzelnen Altersstufen. Unter der Voraussetzung, dass die notwendigen Daten vorliegen, lassen sich diese Raten und die entsprechende Anzahl der aufgeschobenen Sterbefälle jedoch für jede Altersstufe genau berechnen. Im speziellen Fall von konstant verteilten Geburtenzahlen wird die Anzahl der Sterbefälle im Alter  $x$  um den Faktor  $1-r_x$  reduziert, wobei  $r_x$  für das Ausmaß des Anstiegs des Sterbealters in der Altersstufe  $x$  steht.

Das Modellbeispiel zeigt also, dass Tempo-Effekte bei altersspezifischen Sterberaten genauso wie bei den rohen Sterbeziffern im einfachsten Fall wirken, in dem sich alle Sterbefälle in jeder Kohorte in einer bestimmten Einzelaltersstufe ereignet hatten. Unter der Voraussetzung, dass ausreichend detaillierte Daten vorliegen, kann also auch eine altersspezifische Bereinigung um Tempo-Effekte erfolgen. Die Annahme einer konstanten Zunahme der Lebensdauer in Erwachsenenaltersstufen von *Bongaarts* und *Feeney* (2002, 2003) liefert eine gute Approximation für Populationen mit einer hohen Lebenserwartung. Allerdings beschränkt sich die Existenz von Tempo-Effekten nicht auf diese Annahme und sie ist auch nicht von dieser Annahme abhängig. Tempo-Effekte existieren in jeder Population und bei jedem Niveau der Lebenserwartung bei Geburt.

## 5 Approximation empirischer Populationen

Die bisherigen Modellpopulationen sind selbstverständlich rein fiktiv und sie wurden allein für den Zweck konstruiert, die Wirkung von Tempo-Effekten in der Mortalität aufzuzeigen. Lässt sich nun auf der Basis dieser Modelle die Schlussfolgerung ziehen, dass in empirischen Populationen ebenfalls Tempo-Effekte auftreten? In diesem Abschnitt wird gezeigt, dass im Prinzip jede empirische Bevölkerung durch eine Modellpopulation approximiert werden kann, die die gleichen Merkmale wie die oben beschriebenen Modellbevölkerungen aufweist. Tempo-Effekte sind in empirischen Populationen möglicherweise nicht so zu erkennen wie in Abbildung 4, doch sie treten in derselben Form auf und sie lassen sich durch die Konstruktion einer approximierenden Modellbevölkerung auf dieselbe Weise identifizieren. Die Konstruktion dieses Modells erfolgt durch die nachfolgend beschriebenen Schritte.

- (1) „Zuweisung“ des Zeitpunkts der Geburt aller Mitglieder der Bevölkerung auf die nächste Jahres-(Unter-)Einheit von  $\Delta$  Jahren,  $\Delta > 0$ , wobei alle Geburten, die sich genau zwischen diesen beiden Zeitpunkten ereignen, der nächsten Jahres-(Unter-)Einheit zugewiesen werden.
- (2) Festlegung einer Ausgangskohorte und des Umfangs der Altersintervalle sowie Berechnung der Anteile von Sterbefällen dieser Ausgangskohorte, die sich in den jeweiligen Altersintervallen ereignen.
- (3) Definition von gleichen Anzahlen an Altersintervallen für jede nachfolgende Kohorte in der Weise, dass der Anteil von den Sterbefällen, die sich in jedem Altersintervall für die jeweilige Kohorte ereignen, mit dem Anteil von Sterbefällen innerhalb des entsprechenden Altersintervalls in der Ausgangskohorte übereinstimmt.
- (4) „Zuweisung“ des Sterbealters aller Personen in jeder Kohorte auf das durchschnittliche Sterbealter der Kohorten-Mitglieder innerhalb des jeweiligen „angepassten“ Altersintervalls.

Mithilfe dieser vier Schritte wird eine Modellpopulation definiert, die eine Approximation der empirischen Population darstellt, bei der jedoch (1) alle Geburten gebündelt in Intervallen von  $\Delta$  Jahren stattfinden, (2) alle Sterbefälle von Mitgliedern einer Kohorte sich in einer festgelegten Anzahl exakter Sterbealter ereignen (wobei die Sterbealter in der Regel zwischen unterschiedlichen Kohorten differieren) und (3) der Anteil der Gesamtzahl der Sterbefälle, die sich im  $i$ -ten Altersintervall ereignen, in allen Kohorten identisch ist. Die „angepassten“ Altersgruppen stellen dabei gewissermaßen ein vorübergehendes „Gerüst“ für die Konstruktion des Modells dar. Sie erscheinen letztlich aber nicht im Ergebnis der Berechnungen.

Stellen wir uns nun die Darstellung dieser approximierten Modellpopulation in einem Lexis-Diagramm wie in Abbildung 4 vor. Wenn sich die Lebensdauer innerhalb der empirischen Population nicht verändert, besteht das Diagramm wie in Abbildung 4 aus Kohorten-Linien und Kohorten-Sterbezeitpunkten, die sich alle auf einer horizontalen Linie befinden. Wenn die Lebensdauer ansteigt, verschieben sich einige oder alle Punktreihen in dem Diagramm nach unten auf ein höheres Sterbealter. Wenn die Lebensdauer sinkt, wandern einige oder alle Punktreihen in

dem Diagramm nach oben auf niedrigere Altersstufen. Unterschiedliche Punktreihen können sich in einem bestimmten Zeitraum auch in verschiedene Richtungen bewegen. Doch konstruktionsbedingt können sich die Punktreihen niemals überschneiden, weil die (von oben nach unten nummerierte)  $i$ -te Reihe den Sterbefällen der jeweiligen Kohorte entspricht, die sich im vorgegebenen (durchschnittlichen) Sterbealter des Altersintervalls  $i$  ereignen.

Eine auf diese Weise konstruierte Modellpopulation liefert in dreierlei Hinsicht ein komplexeres Bild als Abbildung 4. Erstens sind die Kohortengrößen nicht generell gleich, so dass die Anzahl der durch die Punkte repräsentierten Sterbefälle für das  $i$ -te Sterbealter für unterschiedliche Kohorten nicht unbedingt identisch ist. Zweitens ist der Verlauf der Punktreihe für Sterbealter  $i$  im Allgemeinen unregelmäßig. Schließlich bleiben drittens die Punktreihen bei einer Abgrenzung von Kalenderjahren und Einzelaltersstufen im Laufe der Kalenderjahre nicht zwangsläufig innerhalb eines einzigen Altersintervalls.

Der erste Unterschied zwischen einer approximierenden Modellpopulation und einer empirischen Bevölkerung verkompliziert die Ableitung allgemein gültiger Formeln. Jedoch können Tempo-Effekte anhand der oben beschriebenen Methode direkt berechnet werden, wenn die hierfür erforderlichen Daten vorliegen. Der zweite Unterschied ließe sich durch die schrittweise Linearisierung der Punktreihe minimieren. Durch den dritten Unterschied wird das Verschieben von Sterbefällen über Altersintervalle und Periodengrenzen berücksichtigt.

Diese Unterschiede zwischen empirischen Bevölkerungen und den approximierenden Modellpopulationen erschweren die empirische Berechnung von Tempo-Effekten und erfordern darüber hinaus außergewöhnlich detaillierte Daten. Sie haben jedoch keine Auswirkung auf die grundlegende Schlussfolgerung, dass eine steigende (sinkende) Lebensdauer zu einem temporären Anstieg (Rückgang) der altersspezifischen Sterberaten führt.

## 6 Diskussion

Das auf einem einzelnen Sterbealter basierende Beispiel in Abschnitt 2 zeigt wie sich Tempo-Effekte im Fall einer gleichmäßigen Zunahme der Zeit zwischen zwei Ereignissen auswirken. (Es gibt natürlich andere Arten von Tempo-Effekten, die zum Beispiel auf das temporäre Aufschieben von Geburten aufgrund von sozialen Einflussfaktoren oder einen temporären Anstieg der Sterbefallzahlen durch Krieg oder Epidemien zurückzuführen sind; die Darstellungen in diesem Beitrag lassen sich auf derartige Tempo-Effekte nicht übertragen.) Mit einer zunehmenden Lebensdauer vergrößern sich die Abstände zwischen den Sterbezeitpunkten im Vergleich zu den entsprechenden Geburtenintervallen. Die Anzahl der Sterbefälle, die sich innerhalb einer bestimmten Periode ereignen, ist daher geringer als sie wäre, wenn die Lebensdauer nicht angestiegen wäre. Ein leichter Anstieg der Lebensdauer (um jährlich 0,2 Jahre) führt zu einem deutlichen Rückgang der Anzahl der Sterbefälle (um 20 %).

Diese Beispiele verdeutlichen die Existenz von Tempo-Effekten in der Mortalität, wobei das altersspezifische Beispiel in Abschnitt 4 ihre Bedeutung illustriert. Das altersspezifische Beispiel zeigt, dass sich die Tempo-Effekte in der Mortalität bei einer Modellpopulation wie bei empirischen Bevölkerungen auch altersspezifisch im Wesentlichen auf dieselbe Weise auswirken wie bei dem Beispiel mit einem einzigen Sterbealter. Mithilfe des in Abschnitt 5 beschriebenen Verfahrens zur Approximation empirischer Populationen lässt sich dieser Sachverhalt auf jede Bevölkerung übertragen und empirisch umsetzen.

Es lohnt sich, einen erneuten Blick auf Abbildung 4 und Formel (2) mit einigen Zahlen zur Größenordnung des Tempo-Effekts zu werfen. Für die weibliche Bevölkerung der USA beliefen sich die  $q_x$ -Werte für die Alter 40, 50, 60, 70 und 80 Jahre im Jahr 2000 auf 0,0015, 0,0032, 0,0080, 0,0200 und 0,0506 (*Bell/Miller* 2002; die Daten stammen aus dem Bereich der US-Sozialversicherung). Für die ersten vier dieser Altersstufen ist die Auswirkung im Nenner der Sterberate zwischen dem ersten und letzten Jahr des Modellierungszeitraums unwesentlich. So sinkt z.B. bei  $q_{70} = 0,02$  die Sterberate im Alter 70 von 0,020202 im ersten Jahr auf 0,020121 im letzten Jahr, was einem Rückgang um 0,4 % entspricht. Selbst bei  $q_{80} = 0,05$  entspricht der Rückgang nur 1,0 %. Die Veränderung des Zählers – also der Tempo-Effekt – beläuft sich hingegen auf 20 %.

Es ist schwer sich der Schlussfolgerung zu entziehen, dass altersspezifische Sterberaten schlechte Indikatoren für Veränderungen der Lebensdauer sind. Die Lebensdauer steigt bei den in diesem Beitrag verwendeten Altersgruppen im Laufe des Zeitraums von drei Jahren um 0,2 Jahre an. Die Differenz zwischen den altersspezifischen Sterberaten im ersten und letzten Jahr dieses Zeitraums schwankt und nimmt mit steigendem Alter zu, sie beläuft sich jedoch selbst im Alter 80 auf nur 1 %. Im mittleren Jahr ist die altersspezifische Sterberate jedoch 20 % niedriger als die Raten des ersten und dritten Jahres. Eine Bewertung der Lebensdauer auf Basis dieser Raten wird ihr Ziel daher offensichtlich weit verfehlen (siehe auch empirische Schätzungen der tempo-bereinigten Lebenserwartung von *Luy/Wegner* 2009). Daher können sich Tempo-Effekte deutlich auf die Analyse von Mortalitätsentwicklungen und -unterschieden auswirken, wie dies von *Luy* (2006, 2008) demonstriert wurde. Er zeigte in Bezug auf die Unterschiede in der Mortalität zwischen Ost- und Westdeutschland, dass sich das durch die tempo-bereinigte Lebenserwartung gezeichnete Bild der Differenzen von dem durch die konventionelle Lebenserwartung gezeichneten wesentlich unterscheidet. Darüber hinaus kam er zu der Schlussfolgerung, dass die tempo-bereinigten Indikatoren die auf Grundlage des selbstbeschriebenen Gesundheitszustands von West- und Ostdeutschen zu erwartende Sterblichkeitsentwicklung besser wiedergeben als die konventionellen Daten.

Die daraus resultierende Schlussfolgerung scheint klar: bei einer steigenden Lebensdauer sind die altersspezifischen Sterberaten insofern „zu niedrig“, als sie deutlich geringer sind, als es der Fall wäre, wenn die Lebensdauer nicht weiter ansteigen würde. Und bei einem sinkenden Sterbealter sind die altersspezifischen Sterbeziffern insofern „zu hoch“, als sie deutlich höher ausfallen, als es der Fall wäre, wenn sich die Lebensdauer nicht weiter reduzieren würde.

Diese Schlussfolgerung hat erhebliche Auswirkungen auf die Bevölkerungsdynamik. In der traditionellen Sichtweise signalisiert ein Stillstand der Veränderungen der altersspezifischen Sterberaten, dass sich die Lebensdauer nicht weiter verändert. Die Annahme ab diesem Zeitpunkt gleichbleibender altersspezifischer Sterberaten führt zu einer mehr oder weniger langen Periode, in der sich die Altersstruktur der Bevölkerung der Struktur der altersspezifischen Sterberisiken anpasst.

Doch wenn die altersspezifischen Sterberaten bei einer steigenden Lebensdauer „zu niedrig“ sind, ist die Annahme unlogisch, dass sie konstant bleiben, wenn die Lebensdauer nicht weiter ansteigt. Tempo-Effekte implizieren, dass sich die altersspezifischen Sterberaten *verändern*, wenn die Lebensdauer nun konstant bleibt, bzw. genau genommen, dass die Sterberaten ansteigen.

Stellen wir uns bei erneuter Betrachtung von Abbildung 4 vor, was in der Zukunft passieren würde, wenn sich die Lebensdauer nicht weiter verändert. Die offensichtliche Antwort ist, dass die zukünftigen Sterbealter identisch mit den Sterbealtern im dritten Jahr sind. Der entscheidende Punkt ist an dieser Stelle nicht, ob dies tatsächlich so eintreten wird, sondern dass dies die einzige Möglichkeit ist, die wir begründet als „keine weitere Veränderung“ der Sterblichkeit verstehen können. Dies impliziert jedoch, dass sich zumindest im Fall einer gleichmäßigen Geburtenentwicklung die Altersstruktur der Bevölkerung nicht mehr verändert, sobald die Lebensdauer nicht weiter ansteigt.

## 7 Schlussfolgerung

In der klassischen Sicht wird Mortalität *definiert* durch das Sterberisiko, das empirisch durch altersspezifische Sterberaten erfasst wird. Der Gedanke, dass diese Raten „zu niedrig“ sein können, unterläuft scheinbar die gängigen Konzepte und Methoden der Mortalitätsanalyse, die seit weit mehr als einem Jahrhundert fest etabliert sind. Das ist eine beunruhigende Vorstellung. Versuchen wir, sie in uns aufzunehmen.

Tempo-Effekte, die im Bereich der Fertilitätsanalyse seit langem anerkannt und akzeptiert sind, spielen offenbar ebenso bei Untersuchungen der Mortalität eine Rolle, und letztlich sogar bei der Analyse aller demografischen Ereignisse. Wenn dies der Fall ist, sind sie jedoch nicht nur für die allgemeine demografische Analyse relevant, sondern für alle Bereiche, die mit ähnlichen Konzepten arbeiten, wie die Biostatistik, die Materialermüdungstheorie und multivariate Risikomodelle in Ökonomie und Soziologie.

Altersspezifische Sterberaten (und Ereignis-Expositions-Raten im Allgemeinen) verkörpern das Prinzip der Risikoexposition, das wohl das grundlegendste Prinzip der traditionellen demografischen Analyse darstellt. Dafür muss schlichtweg die Anzahl von Ereignissen ins Verhältnis gesetzt werden zur Anzahl der Personen, die dem Eintritt dieses Ereignisses ausgesetzt waren und der Dauer der Periode, in der sie diese Ereignisse möglicherweise erfahren haben.

Der Tempo-Ansatz legt in Bezug auf die Mortalität nahe, dass die Anzahl von Ereignissen auch ins Verhältnis zu Veränderungen des Tempos dieser Ereignisse

(Alter bei Ereigniseintritt) gebracht werden muss und dass dies aus konzeptioneller Sicht ebenso grundlegend ist wie das Prinzip der Risikoexposition. Dem Prinzip der Risikoexposition wird durch die Division von Ereigniszahlen mit der zugrunde liegenden „Risikozeit des Ereigniseintritts“ gefolgt. Die Risikozeit des Ereigniseintritts wird im Nenner der Raten erfasst. Tempoänderungen führen jedoch zu einer Veränderung der Gesamtheit von Ereignissen im Zähler von Ereignis-Expositions-Raten, und eine geeignete „Bereinigung um Tempo-Effekte“ muss diese Tempoänderungen berücksichtigen. Tempo-Effekte wirken also in den Zählern der Raten.

In der traditionellen demografischen Analyse stellt die Lebensdauer eine Residualgröße dar: es handelt sich um das, was übrig bleibt, wenn sich die verschiedenen Sterberisiken ausgewirkt haben. Dies spiegelt sich in der grundlegendsten Terminologie dieses Themenbereichs wider. Wir sprechen an erster Stelle von „Mortalität“, nicht von Lebensdauer. (Man könnte diskutieren, ob es wohl anders herum sein sollte.) Sterbefälle und Sterberaten kommen an erster Stelle. Die Lebensdauer kommt erst danach, wenn die Sterberaten in eine Sterbetafel übersetzt werden.

Die mathematischen Zusammenhänge dieser Denkweise wurden vor langer Zeit entwickelt und sind allen, die in der Demografie ausgebildet wurden, sehr gut vertraut. Bei dieser Denkweise handelt es sich nichtsdestotrotz um ein *Modell*. Sie entspricht nicht der Realität. Die Wirklichkeit besteht schlichtweg aus Zahlenpaaren, die den Zeitpunkt der Geburt und den Zeitpunkt des Todes aller Personen innerhalb einer bestimmten definierten Personengruppe angeben. Das wohlbekannteste Modell ist eine äußerst nützliche Methode, um sich über die Realität Gedanken zu machen und mit Daten zur Mortalität menschlicher Bevölkerungen zu arbeiten. Es ist jedoch ebenso wenig das einzige Modell, wie die euklidische Geometrie die einzige Geometrie darstellt, und möglicherweise ist es auch nicht das einzige nützliche Modell.

Die Berücksichtigung von Tempo-Effekten legt nahe, dass eine direktere Modellierung der Lebensdauer von Nutzen sein könnte, um mathematische Modelle zu entwickeln, in denen die „Zunahme an Lebenszeit“ („increments to life“) an Stelle von „Sterberisiken“ („risks of death“) die Hauptrolle spielen (siehe *Feeney* 2006).

## Literatur

- Bell, Felicitie C.; Miller, Michael* 2002: Life Tables for the United States Social Security Area 1900-2100. In: Actuarial Study 116. Washington, DC: United States Social Security Administration. [<http://www.ssa.gov/OACT/NOTES/actstud.html>, 30.9.2003].
- Bongaarts, John* 2005: Five period measures of longevity. In: Demographic Research 13,21: 547-558 [doi: 10.4054/DemRes.2005.13.21].
- Bongaarts, John; Feeney, Griffith* 1998: On the quantum and tempo of fertility. In: Population and Development Review 24,2: 271-291 [doi: 10.2307/2807974].
- Bongaarts, John; Feeney, Griffith* 2002: How long do we live? In: Population and Development Review 28,1: 13-29 [doi: 16.1111/j.1728-4457.2002.00013.x].
- Bongaarts, John; Feeney, Griffith* 2003: Estimating mean lifetime. In: Proceedings of the National Academy of Science 100,23: 13127-13133 [doi: 10.1073/pnas.2035060100].

- Bongaarts, John; Feeney, Griffith* 2006: The quantum and tempo of life-cycle events. In: Vienna Yearbook of Population Research: 115-151 [doi: 10.1553/populationyearbook2006s115].
- Feeney, Griffith* 2006: Increments of life and mortality tempo. In: Demographic Research 14,2: 27-46 [doi: 10.4054/DemRes.2006.14.2].
- Feeney, Griffith; Mason, Andrew* 2001: Population in East Asia. In: *Mason, Andrew* (Hrsg.): Population Change and Economic Development in East Asia: Challenges Met, Opportunities Seized. Stanford, California: Stanford University Press: 61-95.
- Goldstein, Joshua R.* 2006: Found in translation? A cohort perspective on tempo-adjusted life expectancy. In: Demographic Research 14,5: 71-84 [doi: 10.4054/DemRes.2006.14.5].
- Guillot, Michel* 2006: Tempo effects in mortality: An appraisal. In: Demographic Research 14,1: 1-26 [doi: 10.4054/DemRes.2006.14.1].
- Horiuchi, Shiro* 2005: Tempo effect on age-specific death rates. In: Demographic Research 13,8: 189-200 [doi: 10.4054/DemRes.2005.13.8].
- Luy, Marc* 2006: Mortality tempo-adjustment: an empirical application. In: Demographic Research 15,21: 561-590 [doi: 10.4054/DemRes.2006.15.21].
- Luy, Marc* 2008: Mortality tempo-adjustment: theoretical considerations and an empirical application. In: *Barbi, Elisabetta; Bongaarts, John; Vaupel, James W.* (Hrsg.): How long do we live? Demographic models and reflections on tempo effects. Berlin et al.: Springer: 203-233.
- 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.
- Preston, Samuel H.; Heuveline, Patrick; Guillot, Michel* 2001: Demography. Measuring and modeling population processes. Oxford: Blackwell.
- Ryder, Norman B.* 1956: Problems of trend determination during a transition in fertility. In: Milbank Memorial Fund Quarterly 34,1: 5-21.
- Ryder, Norman B.* 1964: The process of demographic translation. In: Demography 1,1: 74-82.
- 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 7,8: 365-377 [doi: 10.4054/DemRes.2002.7.8].
- Vaupel, James W.* 2005: Lifesaving, lifetimes and lifetables. In: Demographic Research 13,24: 597-614 [doi: 10.4054/DemRes.2005.13.24].
- Wachter, Kenneth W.* 2005: Tempo and its tribulations. In: Demographic Research 13,9: 201-222 [doi: 10.4054/DemRes.2005.13.9].
- Zeng, Yi; Land, Kenneth C.* 2002: Adjusting period tempo changes with an extension of Ryder's basic translation equation. In: Demography 39,2: 269-285 [doi: 10.1353/dem.2002.0022].

---

*Übersetzung des Originaltextes durch das Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung und Dr. Marc Luy, nur zur Information. Der begutachtete und vom Autor autorisierte englische Originalbeitrag ist unter dem Titel „Mortality Tempo: A Guide for the Skeptic“, DOI 10.4232/10.CPoS-2010-12en bzw. URN urn:nbn:de:bib-cpos-2010-12en0, auf <http://www.comparativepopulationstudies.de> verfügbar.*

*Eingegangen am: 04.08.2010*

*Angenommen am: 21.09.2010*

## **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)