

Tempo-Effekte und ihre Bedeutung für die demografische Analyse

Marc Luy

Zusammenfassung: Demografische Perioden-Indikatoren wie die zusammengefasste Geburtenziffer oder die Lebenserwartung sind seit mehr als einem Jahrhundert weit bekannt, und bis vor wenigen Jahren wurde ihre Nützlichkeit kaum in Frage gestellt. Dies änderte sich jedoch mit einer Reihe von Veröffentlichungen von Bongaarts und Feeney (BF), in welchen die Autoren darlegen, dass diese Kennziffern unpassende Indikatoren für die Beschreibung gegenwärtiger demografischer Verhältnisse sind, wenn sich das durchschnittliche Gebär- bzw. Sterbealter verändert. Daher schlugen BF für derartige Situationen alternative tempobereinigte Indikatoren vor, die für die demografische Analyse sehr nützlich sein können. Die immer noch existierende Skepsis gegenüber dem BF-Ansatz und vor allem die allgemeine Ablehnung der Tempo-Bereinigung im Bereich der Mortalität wurzeln in einer Reihe von Missverständnissen und Fehlinterpretationen. Dieser Beitrag beschreibt systematisch die hinter den Tempo-Effekten stehende Idee, wie Tempo-Effekte die konventionellen demografischen Kennziffern verzerren können und zeigt, wie die vorgeschlagenen Verfahren der Tempo-Bereinigung diese Idee approximieren, veranschaulicht anhand empirischer Daten für Westdeutschland. Ebenso werden die gegen den Tempo-Ansatz hervorgebrachten Kritikpunkte zusammengefasst und dabei wird versucht, den Tempo-Ansatz in die richtige Perspektive zu rücken. Insgesamt soll der Beitrag zu einem besseren Verständnis dessen beitragen, was Tempo-Effekte und Tempo-Bereinigung tatsächlich sind und wann sie als Alternative oder Ergänzung zu den herkömmlich verwendeten konventionellen demografischen Indikatoren eingesetzt werden sollten.

Schlagwörter: Tempo-Effekte · Tempo-Bereinigung · Bongaarts – Feeney ·
Periodenanalyse · Zusammengefasste Geburtenziffer ·
Lebenserwartung

1 Einleitung

Die Hauptaufgabe der formalen Demografie besteht in der Herleitung von Indikatoren zur Zusammenfassung demografischer Verhältnisse. Obwohl Demografen bis heute bereits eine Vielzahl derartiger Indikatoren mit völlig unterschiedlichen Eigenschaften entwickelt haben und immer noch entwickeln, beschränken sich die meisten Nutzer demografischer Daten auf einige wenige Kennziffern. Im Bereich der Fertilität ist der am häufigsten verwendete Indikator die zusammengefasste Geburtenziffer (aufgrund ihrer englischsprachigen Bezeichnung „Total Fertility Rate“ mit „TFR“ abgekürzt), die gewöhnlich als „durchschnittliche Kinderzahl pro Frau“ interpretiert wird, und im Bereich der Mortalität ist die herkömmlichste Kennziffer die „durchschnittliche Lebenserwartung“ (LE) bei Geburt oder in einem höheren Alter, wie z.B. Alter 20, wenn das Interesse der Erwachsenensterblichkeit gilt oder Alter 65, wenn man sich für die Anzahl der Lebensjahre im Rentenalter interessiert.

Diese Indikatoren sind seit mehr als einem Jahrhundert weit verbreitet und bekannt, und bis vor Kurzem wurde ihre Nützlichkeit kaum in Frage gestellt. Dies änderte sich jedoch mit einer Veröffentlichung von *Bongaarts* und *Feeney* (1998), in welcher die Autoren argumentieren, dass die TFR ein unpassender Indikator für die gegenwärtigen Fertilitätsverhältnisse ist, wenn sich das durchschnittliche Gebäralter verändert, und vorschlagen, in derartigen Situationen als Alternative die „tempobereinigte“ TFR* zu verwenden (die Sternsignatur wird in diesem Beitrag als Symbol für tempobereinigte Raten oder Indikatoren verwendet). Vier Jahre später erweiterten *Bongaarts* und *Feeney* (BF) ihren „Tempo-Ansatz“ auf die Analyse der Mortalität (*Bongaarts/Feeney* 2002), und weitere vier Jahre später verallgemeinerten sie ihren Ansatz für jegliche Art demografischer Ereignisse (*Bongaarts/Feeney* 2006). Während die Tempo-Bereinigung im Bereich der Fertilitäts-Analyse mittlerweile weite Verbreitung erfährt, ist sie im Bereich der Mortalitäts-Analyse weit weniger akzeptiert und bis heute nur selten in empirischen Arbeiten angewendet worden.

Die unter Demografen unterschiedliche Behandlung der Tempo-Bereinigung in der Fertilität und der Mortalität ist irrational, da die Grundidee hinter dem Tempo-Ansatz unabhängig ist von der Art des demografischen Ereignisses. Wie die gesamte Diskussion um den Tempo-Ansatz wurzelt die Ablehnung der Tempo-Bereinigung in der Mortalität sowie die immer noch unter vielen Wissenschaftlern und Nutzern demografischer Daten existierende allgemeine Skepsis gegenüber der Tempo-Bereinigung in einer Reihe von Missverständnissen und Fehlinterpretationen. Diese Verwirrung wurde noch durch den Umstand verstärkt, dass sich die Diskussion um die Ausgangspublikationen von BF fast ausschließlich auf technische Aspekte der vorgeschlagenen tempobereinigten Indikatoren konzentrierte. Viele Demografen und aus anderen Disziplinen stammende Nutzer demografischer Kennziffern konnten dieser komplexen methodischen Diskussion nicht folgen und betrachteten die Tempo-Bereinigung in der Konsequenz skeptisch oder ablehnend, ohne den Tempo-Ansatz selbst richtig verstanden zu haben. Das richtige Verständnis der Grundidee von BF ist jedoch für jeden sehr wichtig, der an demografischen Verhältnissen und Prozessen interessiert ist.

Aus diesem Grund besteht das vorrangige Ziel dieses Beitrags in der systematischen Beschreibung der hinter den Tempo-Effekten stehenden Idee, wie Tempo-Effekte die konventionellen demografischen Kennziffern verzerren können und wie die vorgeschlagenen Verfahren der Bereinigung diese Idee approximieren. Es ist sehr wichtig darauf hinzuweisen, dass die BF-Indikatoren tatsächlich nur Approximationen sind, da eine perfekte statistische Umsetzung der Tempo-Bereinigung einen Detailliertheitsgrad an Daten erfordern würde, der in der empirischen Praxis i.d.R. so nicht existiert. Der Beitrag richtet sich vor allem an Leser, die noch nie oder bereits etwas von Tempo-Bereinigung gehört haben oder die in der komplexen Diskussion um die Tempo-Bereinigung die Verfolgung des Ansatzes aufgegeben haben. Allerdings beinhaltet der Aufsatz auch einige neue Gedanken und Perspektiven, die dazu beitragen könnten, die Richtung der unter Experten geführten Diskussion zu verändern. In dem Beitrag wird auf komplexe mathematische Herleitungen und theoretische Modelle verzichtet. Stattdessen werden die wichtigen Aspekte bezüglich Tempo-Effekte und Tempo-Bereinigung mit Hilfe empirischer Daten für Westdeutschland veranschaulicht. Da der Tempo-Ansatz in der deutschsprachigen Literatur bislang noch kaum thematisiert wurde, ist es das vorrangige Ziel dieses Aufsatzes, diesen neuen demografischen Ansatz auch in diesem Kontext einzuführen.

Um zum richtigen Ausgangspunkt für Überlegungen zu Tempo-Effekten zu gelangen und um die gängigen Missverständnisse zu vermeiden, beginnt der Beitrag mit einer kurzen Systematisierung der grundlegendsten demografischen Konzepte und Indikatoren, wie dem grundsätzlichen Unterschied zwischen Perioden- und Kohortenbetrachtung (Abschnitt 2). Auf dieser Basis wird anschließend der Grundgedanke hinter dem Tempo-Ansatz von BF beschrieben (Abschnitt 3) und erläutert, wie dieser im Perioden-Kohorten-Kontext eingeordnet werden muss (Abschnitt 4). Im fünften Abschnitt werden dann die tempobereinigten Indikatoren mit anderen alternativen Kennziffern verglichen, die bis zu einem bestimmten Grad mit den BF-Maßen verwandt sind, sich von diesen aber konzeptionell unterscheiden. Nachdem die tempobereinigten Indikatoren von diesen anderen Messkonzepten getrennt wurden, werden in Abschnitt 6 die gegen den Tempo-Ansatz hervorgebrachten Kritikpunkte zusammengefasst. Dabei wird versucht, den BF-Ansatz in die richtige Perspektive zu rücken, jedoch ohne zu verbergen, dass einige der kritisierenden Argumente durchaus im Grundsatz gerechtfertigt sind. Allerdings wird in diesem Abschnitt des Beitrags auch gezeigt, dass diese Aspekte ausschließlich die technische Umsetzung der Tempo-Bereinigung betreffen und nicht den eigentlich dahinterstehenden Gedanken. Abschließend werden die wichtigsten Punkte des Beitrags noch einmal zusammengefasst und mit den Ausführungen anderer Demografen verbunden, die entweder für oder gegen die Tempo-Bereinigung argumentiert haben. Insgesamt soll diese Abhandlung zu einem besseren Verständnis dessen beitragen, was Tempo-Effekte und Tempo-Bereinigung tatsächlich sind und wann sie als Alternative oder Zusatz zu den herkömmlich verwendeten konventionellen demografischen Indikatoren eingesetzt werden sollten.

2 Grundlegende demografische Konzepte und Indikatoren

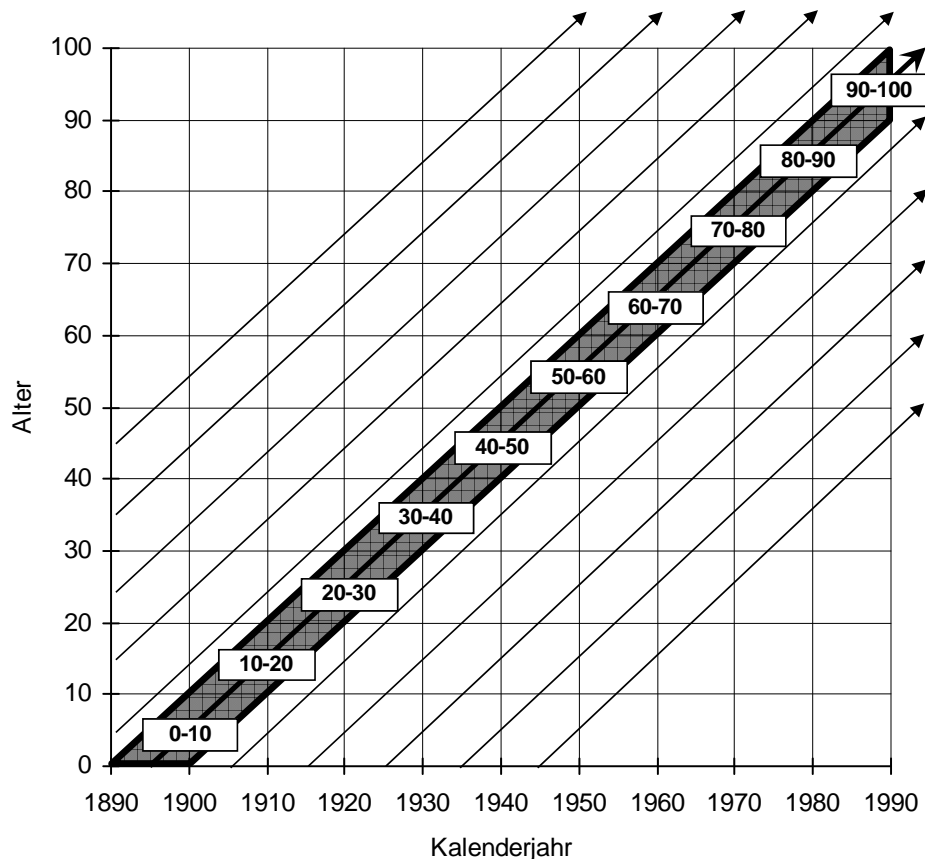
Die gängigsten demografischen Kennziffern wie die TFR oder die LE basieren auf „demografischen Ereignis-Raten“.¹ Demografische Ereignis-Raten werden konstruiert, indem die Ereignisse (Geburten, Sterbefälle, Eheschließungen, Scheidungen, etc.), die sich in einer definierten Risikopopulation (Mitglieder einer spezifischen Kohorte oder gleichzeitig lebende Personen mit spezifischen Charakteristika) ereignet haben, auf die von der selben Population verlebten Risikojahre (mit dem gleichen zeitlichen Bezug) bezogen werden.² Die TFR basiert auf altersspezifischen Fertilitäts-Raten, also der Anzahl an Geburten von Frauen im Alter x geteilt durch die von Frauen im Alter x gelebten Risikojahre. Die TFR ergibt sich durch Aufsummierung dieser altersspezifischen Fertilitäts-Raten über alle reproduktiven Altersstufen (in der Regel die Alter 15 bis 49). Die LE basiert auf altersspezifischen Sterberaten, also der Anzahl der Sterbefälle von Frauen oder Männern im Alter x geteilt durch die entsprechenden gelebten Risikojahre, welche in altersspezifische Sterbewahrscheinlichkeiten übersetzt werden. Diese Sterbewahrscheinlichkeiten werden schließlich zu einer Survival-Funktion (Sterbetafel) verknüpft, aus welcher die LE abgeleitet werden kann.

Es gibt zwei Dimensionen, in denen demografische Indikatoren berechnet werden: die Kohorten- und die Perioden-Dimension. Die Berechnung der Kennziffern, wie TFR oder LE, erfolgt in beiden Dimensionen identisch. Im Fall von Kohorten-Indikatoren beziehen sich die Raten auf spezifische Geburtsjahrgänge und im Fall von Perioden-Indikatoren auf spezifische Kalenderjahre (oder Perioden mit mehr als einem Kalenderjahr). Die Abbildungen 1 und 2 veranschaulichen den Unterschied zwischen Kohorten- und Perioden-Perspektive mit Hilfe des Lexis-Diagramms für zehn zusammengefasste Geburtsjahrgänge bzw. einen Beobachtungszeitraum von zehn Kalenderjahren. Die Kalenderjahre sind dabei auf der x -Achse und das Alter

¹ In diesem Beitrag wird der allgemeine Begriff „demografische Ereignis-Rate“ verwendet, um zur Vereinfachung eine Trennung zwischen „Raten erster Art“ (die auch als „Risiken“ oder „Expositions-Raten“ bezeichnet werden) und „Raten zweiter Art“ (die man auch als „Konditionale Raten“ oder „Häufigkeits-Raten“ bezeichnet) zu umgehen. In der Praxis werden beide Arten von Raten verwendet. Raten erster Art kommen bei der Mortalitäts-Analyse zum Einsatz, da der Nenner der Sterberaten (der alle Personen beinhaltet, die in einem bestimmten Jahr oder in einer bestimmten Periode leben) Personen repräsentiert, die tatsächlich dem Risiko der Erfahrung des Ereignisses ausgesetzt sind. Raten zweiter Art werden typischerweise bei der Fertilitäts-Analyse verwendet. Der Nenner der altersspezifischen Fertilitäts-Raten (die auch noch zusätzlich nach Parität aufgeteilt werden können) beinhaltet alle Frauen im reproduktiven Alter, und zwar völlig unabhängig davon, ob sie tatsächlich zur Risikobevölkerung gehören, die eine Erstgeburt, Zweitgeburt, usw. erfahren können (eine detaillierte Beschreibung der Charakteristiken von Raten erster und zweiter Art ist bei *Bongaarts/Feeney 2006* zu finden). Für die meisten der in diesem Beitrag dargelegten Aspekte ist die Unterscheidung zwischen Raten erster und zweiter Art nicht wirklich erforderlich. Allerdings besitzen Raten erster und zweiter Art unterschiedliche Eigenschaften bezüglich der Tempo-Bereinigung. Auf diesen Umstand wird in Abschnitt 3 noch einmal zurückgekommen (Fußnote 8).

² In der empirischen Analyse werden die gelebten Risikojahre i.d.R. durch die durchschnittliche Bevölkerung approximiert (siehe z.B. *Preston et al. 2001*).

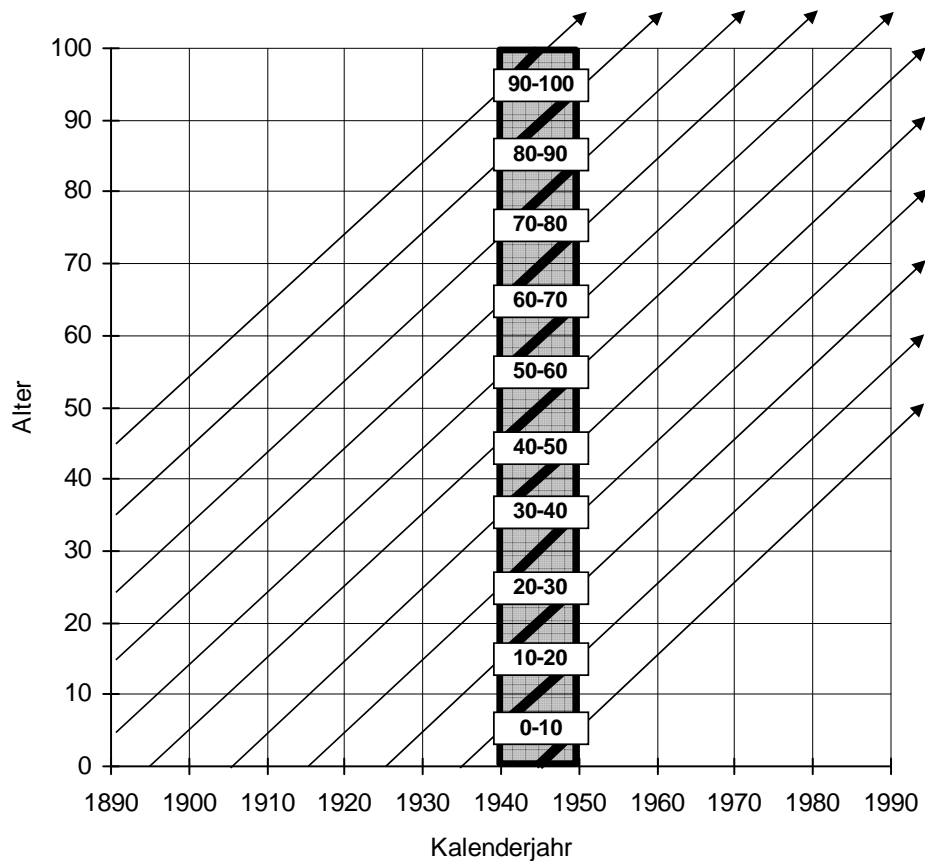
Abb. 1: Die Kohorten-Dimension im Lexis-Diagramm



Quelle: eigene Darstellung

auf der y-Achse abgetragen. Das Leben eines Individuums verläuft durch das Diagramm entlang einer diagonalen Linie, da eine Person mit jedem weiteren Kalenderjahr auch um jeweils ein Lebensjahr altert (die Pfeile veranschaulichen dabei die Richtung von Zeit und Alterung). In der Kohorten-Perspektive werden alle Personen, die in einem bestimmten Kalenderjahr (oder in einer bestimmten Periode) geboren wurden, ihr ganzes Leben lang verfolgt und alle demografischen Ereignisse sowie die gelebten Risikojahre werden entlang der entsprechenden Diagonale im Lexis-Diagramm zusammengefasst (siehe dunkelgrau gefärbte diagonale Fläche in Abb. 1, illustriert für die zwischen 1890 und 1900 geborenen Geburtsjahrgänge und 10-Jahres-Altersgruppen). Die demografischen Ereignis-Raten werden in der Kohorten-Dimension berechnet und zu Kohorten-Kennziffern zusammengefasst, wie die Kohorten-TFR (CTFR) oder die Kohorten-Lebenserwartung (CLE). Abbildung 2 veranschaulicht die Perioden-Dimension der demografischen Analyse. In der Peri-

Abb. 2: Die Perioden-Dimension im Lexis-Diagramm



Quelle: eigene Darstellung

oden-Perspektive werden alle Personen betrachtet, die in einem spezifischen Kalenderjahr (oder in einer spezifischen Periode) leben und alle von ihnen in diesem Jahr (oder in dieser Periode) gelebten Risikojahre und erfahrenen demografischen Ereignisse analysiert. Die demografischen Ereignis-Raten werden also in Querschnittsbetrachtung für die hellgrau gefärbte Fläche des Lexis-Diagramms berechnet und

zu Perioden-Kennziffern zusammengefasst, wie die Perioden-TFR (PTFR) oder die Perioden-Lebenserwartung (PLE).³

Vielen Nutzern demografischer Kennziffern ist dieser fundamentale Unterschied zwischen Kohorten- und Perioden-Dimension nicht bewusst. In den meisten Fällen interessieren sich Personen für die Erfahrungen von Kohorten. Dies wird schon aus den typischen Bezeichnungen bzw. Beschreibungen für die demografischen Indikatoren deutlich, wie die „durchschnittliche Kinderzahl pro Frau“ oder die „durchschnittliche Lebenserwartung“, die nur in der Kohorten-Dimension eine klare Bedeutung besitzen. Für Perioden berechnet sind die gleichen Indikatoren sehr schwer zu interpretieren, und selbst Demografen sind sich diesbezüglich uneinig. Der einzige Aspekt von Perioden-Indikatoren, über den sich im Prinzip alle Demografen einig sind, ist, dass sie für keine real lebende Person repräsentativ sind.⁴ Nichtsdestotrotz beziehen sich die meisten demografischen Kennziffern auf Perioden. Das ist vor allem auf den Umstand zurückzuführen, dass nur die Perioden-Dimension einen vollständigen Satz von aktuellen demografischen Ereignis-Raten liefern kann. Kohorten-Indikatoren beziehen sich naturgemäß auf vergangene Ereignisse oder benötigen eine Reihe von für die Zukunft prognostizierten (nicht beobachteten) Raten. Folglich kann die Beschreibung „gegenwärtiger demografischer Verhältnisse“ und ihrer jährlichen Veränderungen, was wohl die wichtigsten Informationen für die Mehrzahl der Nutzer demografischer Daten sind, nur auf der Perioden-Dimension basieren.

Die Versuche, die Bedeutung demografischer Perioden-Indikatoren zu definieren sehen in allen demografischen und fachverwandten Publikationen sehr ähnlich aus. So definiert beispielsweise das Statistische Bundesamt die PTFR in der Form:

„Die zusammengefasste Geburtenziffer gibt die *durchschnittliche Kinderzahl* an, die eine Frau im Laufe ihres Lebens hätte, wenn die Verhältnisse des betrachteten Jahres von ihrem 15. bis zu ihrem 49. Lebensjahr gel-

³ Es ist darauf hinzuweisen, dass in diesem Beitrag nicht die generelle Frage behandelt wird, ob TFR und LE die am besten geeigneten Indikatoren zur Beschreibung von Fertilität und Mortalität sind. So bemerkte z.B. *Ní Bhrolcháin* (1994: 117) bezüglich der Fertilitäts-Analyse: “[I]n studying period fertility, we are concerned with the description and representation of change. There appears to be something profoundly contradictory in the convention of representing change (i.e. time trends in fertility) by an index [PTFR] which is interpreted through a hypothesis of unchanging fertility conditions. [...] [W]e should be sceptical about the validity of representing the fertility of a period in a metric which is inappropriate to the phenomena that occur in a period.” *Ní Bhrolcháins* Kritik bezüglich der PTFR bezieht sich dabei vor allem auf den Umstand, dass paritätsspezifische Veränderungen in der Risikopopulation und die Dauer seit der letzten Geburt nicht berücksichtigt werden (siehe auch *Ní Bhrolcháin* 1992). Es gibt verschiedene alternative Perioden-Kennziffern für die Fertilität, die auf alters-, dauer- und paritätsspezifischen Geburtenzahlen basieren und die Fertilitätsverhältnisse unter Umständen besser wiedergeben könnten als die PTFR (siehe z.B. *Rallu/Toulemon* 1994).

⁴ Das größte Problem besteht darin, dass Perioden-Indikatoren in denselben Maßeinheiten ausgedrückt werden, die eigentlich nur für echte Kohorten Sinn machen. Wie bereits von *Ní Bhrolcháin* bezüglich der Fertilitätsanalyse ausgeführt: “[T]o use a mean family size as an indicator is to adopt a form of measurement that misrepresents what occurs in a period. Neither individual women nor the populations of which they are members acquire a mean number of children in a period” (*Ní Bhrolcháin* 1994: 117).

ten würden. Diese Kennziffer hat einen *hypothetischen Charakter*, da sie die Geburtenhäufigkeit nicht einer konkreten, sondern einer modellierten Frauengeneration abbildet. Ihr Vorteil besteht jedoch darin, dass sie zeitnah verfügbar ist und das *Geburtenniveau unabhängig von der jeweiligen Altersstruktur der Bevölkerung misst.*" (*Statistisches Bundesamt 2009: 48; Hervorhebungen nicht im Original*)

Ganz ähnlich wird die PLE definiert als:

„Die durchschnittliche Zahl von weiteren Jahren, die ein Mensch in einem bestimmten Alter nach den zum aktuellen Zeitpunkt geltenden Sterblichkeitsverhältnissen voraussichtlich noch leben könnte. Sie [die PLE] wird mit Hilfe der Sterbetafel des Statistischen Bundesamtes ermittelt, in die die aktuellen Wahrscheinlichkeiten für die einzelnen Altersjahre, im jeweiligen Alter zu sterben, eingehen. Es handelt sich um eine hypothetische Kennziffer, da sich die Sterbeverhältnisse im Laufe des weiteren Lebens ändern können.“ (*Statistisches Bundesamt 2009: 47-48; Hervorhebungen nicht im Original*)

Die hervorgehobenen Teile dieser Definitionen repräsentieren die vier typischen Eigenschaften konventioneller Perioden-Indikatoren:

1. Perioden-Indikatoren werden konstruiert, um die während eines Jahres oder einer mehrere Jahre umfassenden Periode vorherrschenden demografischen Verhältnisse wiederzugeben. Dafür beinhalten sie alle Ereignisse, die sich in dem analysierten Jahr oder der analysierten Periode ereignet haben.
2. Perioden-Indikatoren erhalten eine klar interpretierbare Bedeutung, wie die „durchschnittliche Kinderzahl“ im Fall der PFR oder die „durchschnittliche Zahl weiterer Lebensjahre“ im Fall der PLE. Diese Maßeinheiten erfüllen vor allem eine wesentliche Funktion: sie sind leicht verständlich und interpretierbar, wie eine Differenz von einem Kind pro Frau oder zehn Lebensjahren.
3. Die Populationen, auf die sich Perioden-Indikatoren beziehen, sind rein hypothetisch, da es offensichtlich ist, dass eine echte Kohorte von Menschen im Lauf ihres Lebens nicht genau die gegenwärtig vorherrschenden demografischen Ereignisraten erfahren wird, weil sich demografische Verhältnisse mit der Zeit verändern.
4. Da alle demografischen Prozesse mit dem Alter variieren, hat die Altersstruktur einer Bevölkerung einen starken Einfluss auf die Gesamtzahl der in einer Periode stattfindenden Ereignisse. Um dennoch die demografischen Verhältnisse zwischen verschiedenen Populationen oder unterschiedlichen Zeiten vergleichen zu können, werden Perioden-Indikatoren altersstandardisiert.

Um die grundlegende Idee hinter der Tempo-Bereinigung zu verstehen, ist es wichtig sich zu vergegenwärtigen, dass der Ansatz von BF nicht mehr ist als eine Erweiterung der vierten Eigenschaft von Perioden-Indikatoren. Die anderen drei Eigenschaften treffen in der gleichen Weise auf tempobereinigte Perioden-Indikatoren zu. BFs Forderung besteht also lediglich darin, nicht nur das Alter, sondern auch Tempo-Effekte als strukturelle Faktoren zu betrachten, welche die Gesamtzahl an demografischen Ereignissen während eines Jahres oder einer Periode beeinflussen. Im folgenden Abschnitt wird dies genauer beschrieben.

3 Der Tempo-Ansatz von Bongaarts und Feeney

In der Logik von BF beschreibt die Bezeichnung „Tempo-Effekt“ eine Veränderung von Perioden-Raten für demografische Ereignisse (Geburten, Sterbefälle, Heiraten, etc.), die allein aus einer während der Beobachtungsperiode stattfindenden Veränderung des Durchschnittsalters bei Eintritt des Ereignisses resultiert. Dabei führen eine Erhöhung des Durchschnittsalters zu einer tempoeffektbedingten Reduktion und die Verringerung des Durchschnittsalters zu einer tempoeffektbedingten Erhöhung der Perioden-Raten.

Da demografische Perioden-Raten mit dem Ziel berechnet werden, die Häufigkeit des betrachteten Ereignisses während der Beobachtungsperiode im Sinne „gegenwärtiger Verhältnisse“ zu quantifizieren (d.h. die Bestimmung der Häufigkeit von Ereignissen in einem gegebenen Jahr oder einer gegebenen Periode entsprechend der demografischen Verhaltensweisen bzw. Erfahrungen der gegenwärtig lebenden Personen), müssen Tempo-Effekte als ungewünschte Verzerrung angesehen werden.⁵ Dies gilt folglich auch für alle aus demografischen Perioden-Raten abgeleiteten Summenmaße, wie die PTFR oder die PLE.

Die grundsätzliche Intention von BF lässt sich wie folgt zusammenfassen: Um den wesentlichen Nutzen demografischer Perioden-Indikatoren zu erfüllen (also die Darstellung der in einem bestimmten Jahr oder einer bestimmten Periode vorherrschenden demografischen Verhältnisse), ist die Altersstandardisierung allein nicht ausreichend, da auch Tempo-Effekte Verzerrungen in Perioden-Indikatoren hervorrufen. Deswegen sollten Perioden-Indikatoren ebenso für Tempo-Effekte standardisiert (d.h. um Tempo-Effekte bereinigt) werden.

Die Rechtfertigung der Tempo-Bereinigung begründet sich durch verschiedene Paradoxa, die sich beim Vergleich der demografischen Erfahrungen der wirklichen Population mit jenen einer hypothetischen Population ergeben können, deren Eigenschaften auf konventionellen Perioden-Raten basieren. Derartige Paradoxa wurden von *Bongaarts und Feeney* (1998) für die Fertilität und von *Bongaarts und Feeney* (2002) für die Mortalität bereits anhand einfacher Modellsimulationen demonstriert. Die in diesen Veröffentlichungen dargelegten theoretischen Beispiele offenbaren, dass Veränderungen im Durchschnittsalter beim Eintritt der Ereignisse zu irreführenden Informationen durch Perioden-Raten führen können. So ist es z.B. möglich, dass Perioden-Fertilitäts-Raten sinken, obwohl die Fertilität unter allen Kohorten unverändert bleibt (*Bongaarts/Feeney* 1998) oder dass Perioden-Sterberaten ansteigen, obwohl alle Kohorten nur sinkende oder stagnierende Mortalität erfahren (*Bongaarts/Feeney* 2002; siehe auch *Horiuchi* 2005 sowie *Feeney* 2010). *Luy* (2008, 2009) erweiterte diese Modelle zur Demonstration von Tempo-Effekten

⁵ Die Aussage, dass demografische Perioden-Raten mit der Absicht berechnet werden, das Perioden-Quantum des betrachteten Ereignisses auszudrücken, gilt für jegliche Art von Perioden-Raten. So repräsentieren beispielsweise altersspezifische Fertilitäts-Raten die durchschnittliche Anzahl von Geburten je Frau in einem bestimmten Alter und die altersspezifische Sterberate gibt die durchschnittliche Anzahl an Sterbefällen von Frauen oder Männern in einer bestimmten Altersgruppe wieder.

in der Perioden-Mortalität beim Vergleich von zwei Populationen mit unterschiedlichen Mortalitäts-Levels und unterschiedlich starken Veränderungen der Mortalität. Dabei zeigte er, dass es möglich ist, dass eine Population, in der alle Kohorten eine höhere Sterblichkeit erfahren als die entsprechenden Kohorten der Vergleichspopulation, geringere Perioden-Sterberaten aufweist, wenn diese nicht um Tempo-Effekte bereinigt werden. *Luy und Wegner (2009)* führten dieses Beispiel weiter fort und zeigten, dass eine solche Situation sogar bezüglich der gesamten Lebenserwartung auftreten kann, also dass eine Population eine höhere PLE als eine Vergleichspopulation aufweisen kann, obwohl die CLE jeder einzelnen während der Beobachtungsperiode lebenden Kohorte der Bevölkerung mit der höheren PLE im Vergleich zur anderen Bevölkerung geringer ist.

Luy (2008, 2009) sowie *Luy und Wegner (2009)* argumentierten, dass derartige Paradoxa im Widerspruch stehen zum Hauptzweck von Perioden-Indikatoren, also der Reflexion gegenwärtiger demografischer Verhältnisse. Die Ergebnisse ihrer Simulationen werfen die folgenden Fragen auf, die für eine Tempo-Bereinigung von Perioden-Indikatoren sprechen: Möchten wir es wirklich, dass die PLE eine geringere Sterblichkeit für eine Population anzeigt, in der alle Mitglieder früher sterben als in einer anderen Bevölkerung mit geringerer PLE? Und berücksichtigen all diejenigen, die Perioden-Indikatoren für demografische Verhältnisse nutzen und entsprechende Unterschiede und Trends interpretieren, dass eine solche paradoxe Situation auftreten kann?

Die Möglichkeit des Auftretens widersprüchlicher Ergebnisse zu demografischen Differenzen zwischen Bevölkerungen in Perioden- und Kohorten-Perspektive hat noch eine weitere wichtige Konsequenz für die typische Analyse von demografischen Prozessen. Wenn wir Unterschiede zwischen Bevölkerungen bezüglich ihrer demografischen Perioden-Verhältnisse identifizieren (wie eine geringere PFR oder PLE), dann versuchen wir für gewöhnlich, die Ursachen für diese Differenzen herauszufinden. Zu diesem Zweck analysieren Demografen (oder Vertreter verwandter Wissenschaftsdisziplinen), die solche Differenzen erklären möchten, die Unterschiede zwischen den betrachteten Bevölkerungen bezüglich der Faktoren, die als bedeutend für die Fertilität oder Mortalität (oder andere demografische Prozesse) vermutet werden. Allerdings betreffen derartige Faktoren allein die zu einem bestimmten Zeitpunkt real lebende Bevölkerung und nicht eine hypothetische Perioden-Population. Da sich die zu einem bestimmten Zeitpunkt real lebende Bevölkerung aus den Mitgliedern verschiedener Kohorten zusammensetzt, kann die Tatsache, dass sich demografische Verhältnisse bzw. Trends in Perioden- und Kohorten-Dimension widersprechen können, zu großen Problemen bezüglich der analysierten Kette von Ursachen und Wirkungen führen. *Luy (2006)* vermutet, dass derartige durch Tempo-Effekte hervorgerufene Perioden-Verzerrungen der Grund dafür sind, dass die Sterblichkeitsunterschiede zwischen West- und Ostdeutschland sowie ihre Entwicklung bis heute noch weitgehend unerklärt sind (siehe auch *Luy 2008, 2009*).

Jeder, der sich über die spezifischen Charakteristika von Perioden-Indikatoren im Klaren ist, ist sich auch darüber im Klaren, dass sich Perioden-Indikatoren von entsprechenden Kohorten-Indikatoren unterscheiden können. So kann (und wahr-

scheinlich auch wird) sich z.B. die gegenwärtige PLE deutlich von der CLE der gerade Neugeborenen unterscheiden, und die aktuelle PTFR kann durchaus von der durchschnittlichen Kinderzahl der Kohorten abweichen, die sich gerade in den reproduktiven Altersstufen befinden. Allerdings kann die Analyse von Perioden-Indikatoren nur dann sinnvoll sein, wenn sie die demografischen Erfahrungen der wirklichen Bevölkerung reflektieren. Aus diesem Grund sollten sich die demografischen Verhältnisse einer Kohorte in den kombinierten Perioden-Verhältnissen der Kalenderjahre widerspiegeln, in denen die Kohorte die demografischen Ereignisse erfahren hat. Empirische Daten offenbaren jedoch, dass dies nicht der Fall ist, wenn konventionelle Perioden-Indikatoren für die Lebenszeit der Kohorten zusammengefasst werden. So weisen z.B. die 1960 geborenen westdeutschen Frauen eine abgeschlossene Fertilität von 1,60 Kindern pro Frau auf (siehe *Pötzsch* 2010: 203). Während der Jahre 1975 bis 2009, in denen die Frauen des Geburtsjahrgangs 1960 die reproduktiven Altersstufen 15 bis 49 durchlebt haben, bewegte sich die PTFR jedoch nur zwischen 1,28 und 1,45 bei einem Durchschnittswert von 1,38.

Abbildung 3 zeigt die durchschnittliche Kinderzahl je Frau der westdeutschen Geburtskohorten 1943 bis 1961 nach der CTFR und Rekonstruktionen aus gewichteten Durchschnitten der konventionellen PTFR und der tempobereinigten TFR*.⁶ Es ist klar ersichtlich, dass die konventionelle PTFR keine Rekonstruktion der tatsächlichen Fertilität von Frauen erlaubt. Die Rekonstruktion mit den Werten der TFR* entspricht dagegen der tatsächlichen Fertilität der Frauen recht gut. Ähnliche Beispiele können auch für den Zusammenhang von CLE mit PLE und LE* für die 100 Kalenderjahre aufgezeigt werden, in denen die Kohorten von der Geburt bis zum Tod ihrer Mitglieder gelebt haben (siehe *Bongaarts/Feeney* 2006).

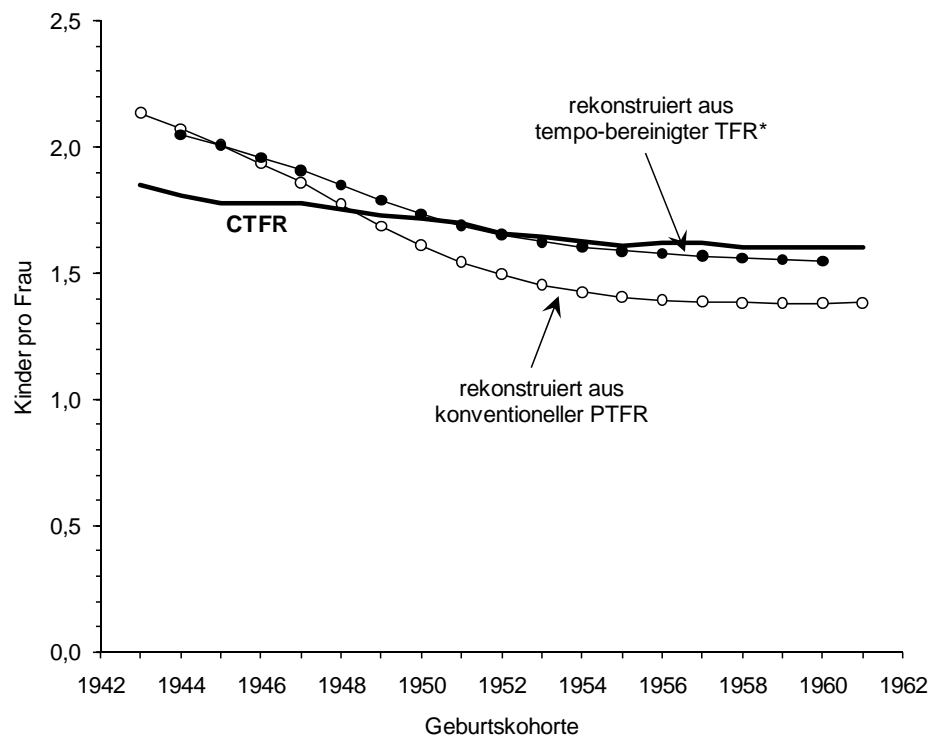
Diese Beispiele sollten helfen, die grundsätzliche Idee hinter dem Tempo-Ansatz von BF zu verstehen. Tempo-Bereinigung, also die Standardisierung von Perioden-Indikatoren für Alter und Tempo-Effekte, soll letztlich Perioden-Indikatoren liefern, die

1. einen weniger verzerrten Vergleich von Perioden-Verhältnissen zwischen Bevölkerungen oder Kalenderjahren ermöglichen und
2. sich näher an den durchschnittlichen Erfahrungen realer Kohorten befinden als konventionelle Perioden-Indikatoren.

Aufgrund von (1) ist davon auszugehen, dass tempobereinigte Perioden-Maße besser geeignete Indikatoren für die in einem bestimmten Jahr oder einer bestimmten Periode vorherrschenden demografischen Verhältnisse sind. Nichtsdestotrotz sind auch tempobereinigte Kennziffern reine Perioden-Indikatoren, die sich ebenso wie konventionelle Perioden-Indikatoren auf hypothetische Kohorten beziehen. Äquivalent zu dem, was bereits für die konventionellen Perioden-Indikatoren fest-

⁶ Die Rekonstruktionen der CTFR wurden wie folgt durchgeführt. Z.B. erlebten die Frauen des Geburtsjahrgangs 1950 ihre reproduktive Lebensphase (in etwa) in den Jahren 1965 bis 2000. Folglich wurden für die Rekonstruktion die PTFRs und TFR*s für die Jahre 1965 bis 2000 (getrennt für die einzelnen Paritäten) gemittelt, wobei die einzelnen Werte mit dem jeweiligen Anteil gewichtet wurden, der von der CTFR der Kohorte 1950 in diesem Jahr realisiert wurde.

Abb. 3: Durchschnittliche Kinderzahl der westdeutschen Frauenkohorten 1943 bis 1961 nach der Cohort Total Fertility Rate (CTFR) und Rekonstruktionen aus gewichteten Durchschnitten von PTFR und TFR*



Quelle: eigene Berechnungen; die alters- und paritätsspezifischen Fertilitäts-Raten wurden berechnet von *Luy und Pötzsch (2010)*

gehalten wurde, werden reale Kohorten auch keinen Satz von tempobereinigten Perioden-Raten durchleben. Allerdings passen wegen (2) die herkömmlichen Interpretationen von Perioden-Indikatoren, wie „durchschnittliche Kinderzahl“ oder „durchschnittliche Anzahl weiterer Lebensjahre“ besser zu tempobereinigten als zu konventionellen Kennziffern.

In empirischen Anwendungen der Tempo-Bereinigung nach BF müssen die konventionellen Perioden-Raten (PR) geteilt werden durch Eins minus die jährliche Veränderung im Durchschnittsalter bei Ereigniseintritt während der Periode P (symbolisiert mit r_p),⁷ so dass gilt

$$PR^* = \frac{PR}{1 - r_p}.$$

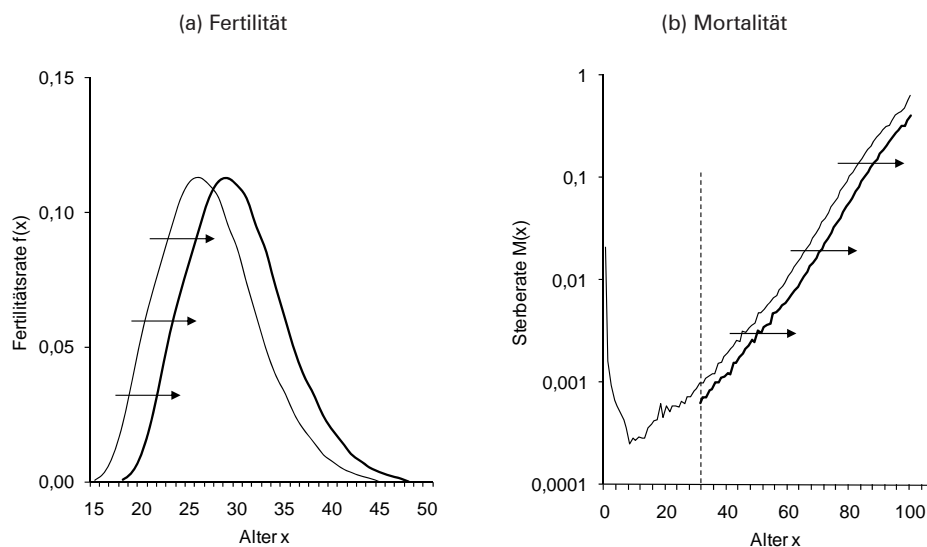
⁷ *Bongaarts und Feeney (2006)* bezeichnen den Term $(1 - r_p)$ als „Perioden-Verzerrungs-Index“ („period distortion index“).

Bei altersspezifischen Raten wie der altersspezifischen Fertilitäts-Rate $f(x)$ oder der altersspezifischen Sterberate $M(x)$ sind diese Ereignisse die Anzahl an Geburten/Sterbefällen von Müttern/Frauen und Männern im Alter x . Im Idealfall würde die Tempo-Bereinigung von altersspezifischen Raten folglich Kenntnis über die Verschiebungen innerhalb der einzelnen Alter erfordern (z.B. Veränderungen im Alter 32 von 32,3 auf 32,4).⁸ Normalerweise sind Einzelalter jedoch die kleinste Erfassungseinheit für demografische Ereignisse und die durchschnittliche Bevölkerung zur Approximation der gelebten Risikojahre. Deshalb schlugen BF vor anzunehmen, dass sich der gesamte Satz von altersspezifischen Ereignis-Raten entlang der Altersachse verschiebt, ohne dabei seine Form zu verändern, wie dies in den Abbildungen 4(a) und 4(b) für empirische Serien von $f(x)$ bzw. $M(x)$ dargestellt ist. Aus dieser Annahme folgt, dass die aus dem Gesamtsatz an altersspezifischen Fertilitäts- bzw. Sterberaten abgeleitete jährliche Veränderung des Durchschnittsalters bei Geburt/Tod ebenso für jede einzelne Altersstufe gilt. Dies bedeutet, dass das BF-Modell spezifische Kohorten-Effekte ausschließt, oder mit anderen Worten, dass das BF-Modell unterstellt, dass alle Kohorten in der gleichen Weise auf sich verändernde Perioden-Verhältnisse reagieren. Da im Fall der Mortalität angenommen werden kann, dass diese „Constant Shape Assumption“ die Wirklichkeit nur in industrialisierten Gesellschaften, in jüngeren Jahren und oberhalb von Alter 30 approximiert, sind die existierenden von BF vorgeschlagenen Verfahren für die Tempo-Bereinigung in der Mortalität (ebenso wie ihre Anwendungen) auf diese Restriktionen beschränkt. Es ist an dieser Stelle wichtig darauf hinzuweisen, dass die Annahmen von sich mit konstanter Form verschiebenden altersspezifischen Fertilitäts- bzw. Sterberaten nur approximative Lösungen sind, die es jedoch ermöglichen, tempobereinigte Varianten von Perioden-Indikatoren wie der PTFR und der PLE zu schätzen.

Die natürliche Beziehung zwischen Perioden-Verhältnissen und Kohorten-Erfahrungen und das Ziel von BF, Perioden-Indikatoren zu liefern, die sich näher an den durchschnittlichen Erfahrungen echter Kohorten befinden als konventionelle Perioden-Indikatoren, haben einige Missverständnisse über das Wesen der Tempo-Bereinigung hervorgerufen. Daher ist es hilfreich, tempobereinigte Perioden-Indikatoren von anderen speziellen demografischen Kennziffern zu trennen, die ebenfalls Perioden- und Kohorten-Dimension kombinieren.

⁸ Es ist zu beachten, dass sich diese Verschiebungen auf Durchschnittsalter beziehen, die aus Raten zweiter Art abgeleitet wurden. Im Gegensatz zu Raten erster Art sind Raten zweiter Art frei von Tempo-Effekten, da die Tempo-Verzerrung gleichermaßen in Zähler und Nenner der Raten auftritt und sich somit aufhebt (siehe *Bongaarts/Feeney* 2006). Das ist auch der Grund dafür, dass r_p für die Tempo-Bereinigung von TFR und LE unterschiedlich hergeleitet wird. Während die typischerweise verwendeten altersspezifischen Fertilitäts-Raten Raten zweiter Art sind und das aus diesen Raten ermittelte durchschnittliche Gebäralter daher direkt zur Schätzung von r_p verwendet werden kann, können die herkömmlich verwendeten Sterberaten (und aus ihnen abgeleitete Maße wie die konventionelle PLE) nicht für diesen Zweck herangezogen werden, da es sich hier um Raten erster Art handelt (siehe Fußnote 1). Bei Sterberaten zweiter Art beinhaltet der Nenner alle jemals geborenen Mitglieder der Kohorte, d.h. sowohl noch lebende als auch bereits verstorbene Personen. *Sardon* (1993, 1994a) und *Bongaarts und Feeney* (2003) haben gezeigt, dass derartige Sterberaten zweiter Art mit den herkömmlichen altersspezifischen Fertilitäts-Raten vergleichbar sind, und daher für die Schätzung des Perioden-Verzerrungs-Index ($1-r_p$) verwendet werden können.

Abb. 4: Die „Constant Shape Assumption“ von Bongaarts und Feeney zur Schätzung altersinvarianter Veränderungen im Durchschnittsalter bei Ereigniseintritt



Quelle: eigene Darstellung

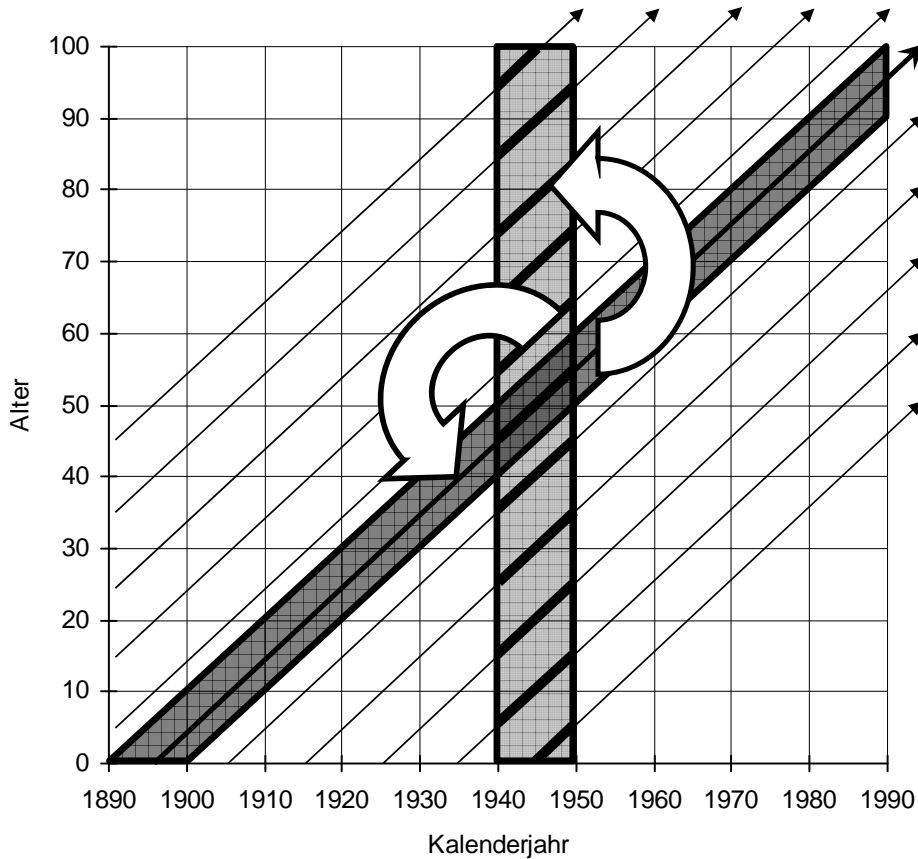
4 Einordnung des Tempo-Ansatzes zwischen Perioden- und Kohorten-Analyse

In Abschnitt 2 wurden die grundlegenden demografischen Konzepte der Perioden- und Kohorten-Analyse dargestellt. Es gibt verschiedene Ansätze, die demografische Kennziffern durch Kombination dieser beiden Dimensionen entwickeln. Auch tempobereinigte Perioden-Indikatoren beinhalten einige – allerdings nur geringe – Kohorten-Komponenten, ebenso wie andere Maße, die Perioden- und Kohorten-Dimension kombinieren. Um sowohl die Grundidee hinter dem Tempo-Ansatz als auch seine Unterschiede zu den anderen Ansätzen zu verstehen, ist es erforderlich, zwischen drei methodischen Kombinationen von Perioden- und Kohorten-Analyse zu unterscheiden:

1. Translations-Maße,
2. Querschnitts-Kohorten-Mittelwerte,
3. tempobereinigte Maße.

Translations-Maße verfolgen das Ziel, Perioden-Indikatoren in Kohorten-Indikatoren zu übersetzen und umgekehrt (siehe Abb. 5). Beispiele für Translations-Maße sind die Ansätze von *Ryder* (1964) oder *Zeng und Land* (2002) für die Fertilitäts-Analyse und die Ansätze von *Schoen und Canudas-Romo* (2005) sowie *Goldstein und Wachter* (2006) für die Analyse der Mortalität. Das Hauptmerkmal von Translations-

Abb. 5: Das Konzept von Translations-Maßen im Lexis-Diagramm



Quelle: eigene Darstellung

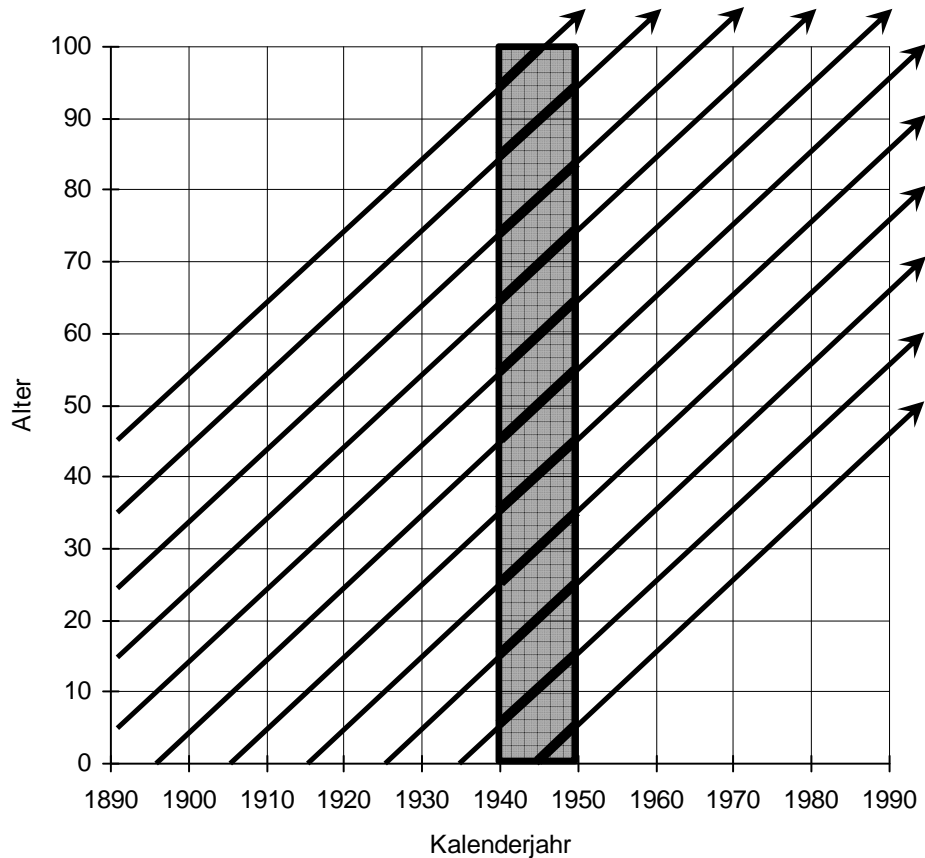
Maßen ist, dass es sich im Endergebnis entweder um aus Perioden-Raten bzw. -Indikatoren abgeleitete Kohorten-Schätzungen oder um aus Kohorten-Raten bzw. -Indikatoren abgeleitete Perioden-Schätzungen handelt. Ein Translations-Ansatz in der Richtung von Kohorten nach Perioden führt zu den sogenannten „Lagged Cohort Indices“ („verzögerte Kohorten-Kennziffern“) wie die „Lagged Cohort Fertility Rate“ (LCFR) oder die „Lagged Cohort Life Expectancy“ (LCLE). Die hinter diesen Maßen stehende Idee besteht darin, Kohorten-Schätzungen wie die CTFR oder die CLE als Indikatoren für die demografischen Verhältnisse derjenigen Periode zu verwenden, in der eine Kohorte das betreffende demografische Ereignis im Durchschnitt realisiert hat. So betrug z.B. die CTFR der Kohorte westdeutscher Frauen, die im Jahr 1943 geboren wurden, 1,85 (Kinder pro Frau) bei einem durchschnittlichen Gebäralter von 26,5 Jahren. Im „Lagged Cohort-Ansatz“ nutzt man diese CTFR zur Charakterisierung der Fertilitätsverhältnisse westdeutscher Frauen im Jahr 1969, also dem Jahr, in dem die Frauen des Geburtsjahrgangs 1943 ihre Fertilität im Durchschnitt realisiert haben ($1943 + 26,5 = 1969,5$). Ebenso kann die CLE einer spezifischen

Geburtskohorte zur Charakterisierung der Sterblichkeitsverhältnisse des Kalenderjahrs genutzt werden, das sich aus der Summe des Geburtsjahrs der Kohorte und der durchschnittlichen Lebenserwartung seiner Mitglieder ergibt (also das Kalenderjahr, in dem die Mitglieder der Kohorte im Durchschnitt verstorben sind).

Das Hauptmerkmal von Querschnitts-Kohorten-Mittelwerten besteht darin, dass sie einen Querschnitts-Mittelwert für die demografischen Erfahrungen aller in einer bestimmten Periode lebenden Kohorten produzieren. Das Konzept von Querschnitts-Kohorten-Mittelwerten ist in Abbildung 6 veranschaulicht, wobei die dick eingezeichneten Kohortenlinien illustrieren sollen, dass die Erfahrungen der vollständigen Lebenszeit aller während der grau schattierten Periode lebenden Kohorten in die Berechnung eingehen. Im Bereich der Fertilitäts-Analyse gehört zu dieser Gruppe von Kennziffern die von *Ward* und *Butz* (1980) vorgeschlagene „Average Completed Fertility“ (ACF). Die ACF basiert auf dem sogenannten „Timing Index“ (TI). Für die Bestimmung des TI benötigt man für jede während der Beobachtungs-Periode lebende Kohorte den Anteil der gesamten CTFR, der in dem/den analysierten Kalenderjahr/en realisiert wurde. Wenn die Fertilität bei allen während der Beobachtungs-Periode lebenden Kohorten konstant bleibt, dann beträgt der TI als Summe aller Anteile 1,0. Im Fall von Fertilitäts-Verschiebungen in höhere Alter wird der TI kleiner als 1,0 und im Fall von Fertilitäts-Verschiebungen in jüngere Alter wird der TI größer als 1,0. Wie von *Schoen* (2004: 806) beschrieben, misst der TI „das Ausmaß, mit dem die Kohorten-Fertilität der Frauen, die während eines Jahres t Kinder gebären, im Jahr t stattfindet“ (Übersetzung durch den Autor). Die ACF passt die PTFR durch ihre Division mit dem TI den Veränderungen im Geburten-Timing der Kohorten an. Folglich „reflektiert die ACF nicht die Fertilität einer einzelnen Kohorte, sondern sie repräsentiert den mit dem Fertilitäts-Verhalten gewichteten Durchschnitt der Fertilität aller lebenden Kohorten“ (*Schoen* 2004: 806, Übersetzung durch den Autor). Es ist offensichtlich, dass diese Berechnung nur für weit in der Vergangenheit liegende Perioden erfolgen kann, da für die Bestimmung des TI auch Kenntnis über die CTFR der jüngsten während der Beobachtungs-Periode lebenden Frauen erforderlich ist. Eine Möglichkeit, dieses Problem zu umgehen, besteht in der Annahme, dass alle noch reproduktiven Kohorten die gleiche CTFR realisieren werden wie die letzte Kohorte, die ihre Fertilität zum Zeitpunkt der Beobachtung bereits abgeschlossen hat. Dies ermöglicht die Schätzung einer „Ex-ante Completed Fertility“ (ECF) sogar für das aktuelle Kalenderjahr (siehe *Ward/Butz* 1980). Nach der hier verfolgten Klassifikationslogik gehören auch die von *Kohler* und *Ortega* (2002a, 2002b) entwickelten Indikatoren zur Gruppe der Querschnitts-Kohorten-Mittelwerte, da sie ebenfalls auf den Fertilitäts-Erfahrungen echter Kohorten basieren (siehe auch *van Imhoff* 2001).

Querschnitts-Kohorten-Mittelwerte gibt es auch für die Mortalitäts-Analyse, wie z.B. die von *Sardon* (1993, 1994a) eingeführte „Total Mortality Rate“ (TMR). Wie von *Guillot* (2006: 4) beschrieben, ist „die TMR für eine (reale oder hypothetische) Kohorte die Anzahl der über die gesamte Lebensspanne ereigneten Sterbefälle dividiert durch die Ausgangsgröße der Kohorte. In einer Sterbetafel mit der Radix Eins kann die TMR durch Addition aller altersspezifischen Sterbetafel-Sterbefälle berechnet werden. Es ist daher offensichtlich, dass die TMR für eine Kohorte, gleichgültig ob real oder hypothetisch, immer den Wert Eins annehmen muss“ (Übersetzung durch

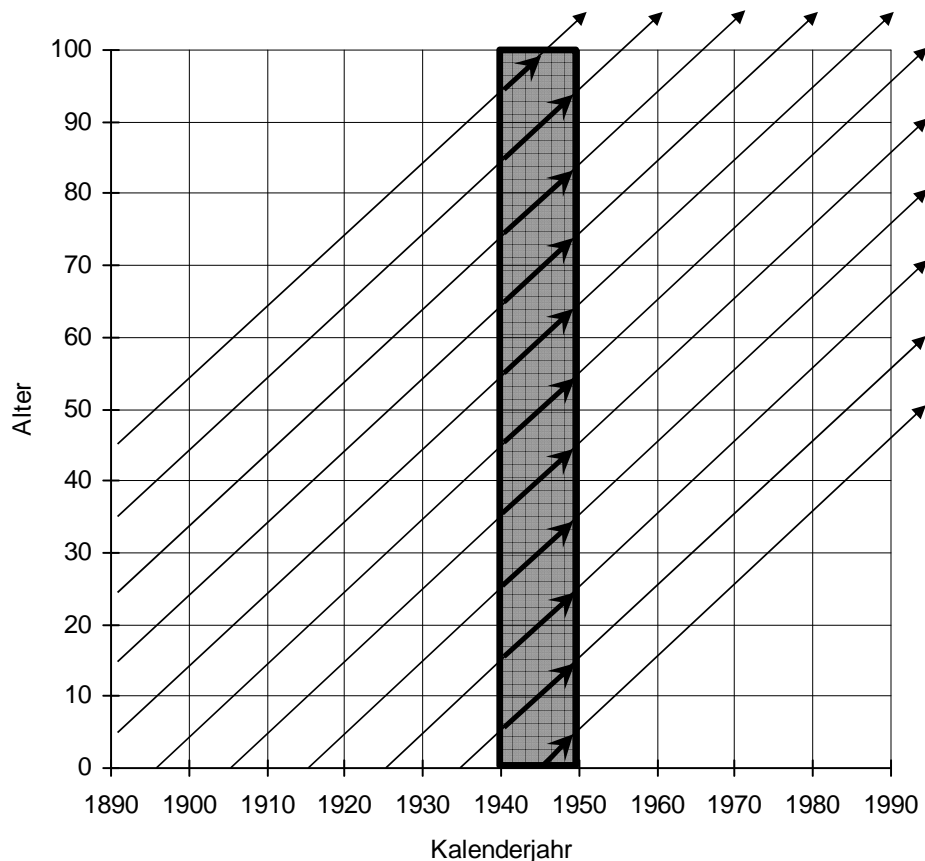
Abb. 6: Das Konzept von Querschnitts-Kohorten-Mittelwerten im Lexis-Diagramm



Quelle: eigene Darstellung

den Autor). Die TMR kann jedoch auch im Querschnitt für eine bestimmte Periode berechnet werden. Dafür ist es erforderlich, für jede in der Beobachtungs-Periode lebende Kohorte den Anteil der in dieser Periode erfolgenden (und den bis zu diesem Zeitpunkt erfolgten Migrationen angepassten) Sterbefälle zu bestimmen und diese Anteile über alle Kohorten aufzusummieren (für eine detaillierte Beschreibung siehe *Guillot 2006*). Im Prinzip kann man die TMR als Mortalitäts-Äquivalent zum TI betrachten, das ebenfalls das Ausmaß der Vollständigkeit aller im Querschnitt erfolgten Kohorten-Ereignisse wiedergibt. Wie der TI im Fall der Fertilitäts-Analyse nimmt die TMR den Wert 1,0 an, wenn die Sterblichkeit unverändert bleibt. Sobald jedoch einige oder alle gegenwärtig lebenden Kohorten eine Veränderung in den Sterblichkeits-Verhältnissen erfahren, verändert sich auch die TMR und wird größer

Abb. 7: Das Konzept von tempobereinigten Maßen im Lexis-Diagramm



Quelle: eigene Darstellung

als Eins im Fall von ansteigender Sterblichkeit und kleiner als Eins im Fall sinkender Mortalität (siehe auch *Luy/Wegner 2009*).⁹

Gemäß der hier vorgeschlagenen Klassifikation von Kennziffern gehört auch die von *Brouard (1986)* und *Guillot (2003)* eingeführte „Cross-sectional Average Length of Life“ (CAL) zu den Querschnitts-Kohorten-Mittelwerten. CAL ergibt sich aus der im Querschnitt ermittelten Summe der kohortenspezifischen Wahrscheinlichkeiten, von der Geburt aus das Alter zu erleben, das die jeweilige Kohorte in der Beobachtungsperiode erreicht (siehe auch *Guillot/Kim 2011*). Da im Fall der Sterblichkeit

⁹ Zusätzlich könnte man die Perioden-TMR auch als Äquivalent zur PTFR betrachten. Beide geben nämlich die durchschnittliche Anzahl von Perioden-Ereignissen in einer hypothetischen Kohorte wieder, die auf Basis von perioden- und altersspezifischen Indikatoren konstruiert wurde.

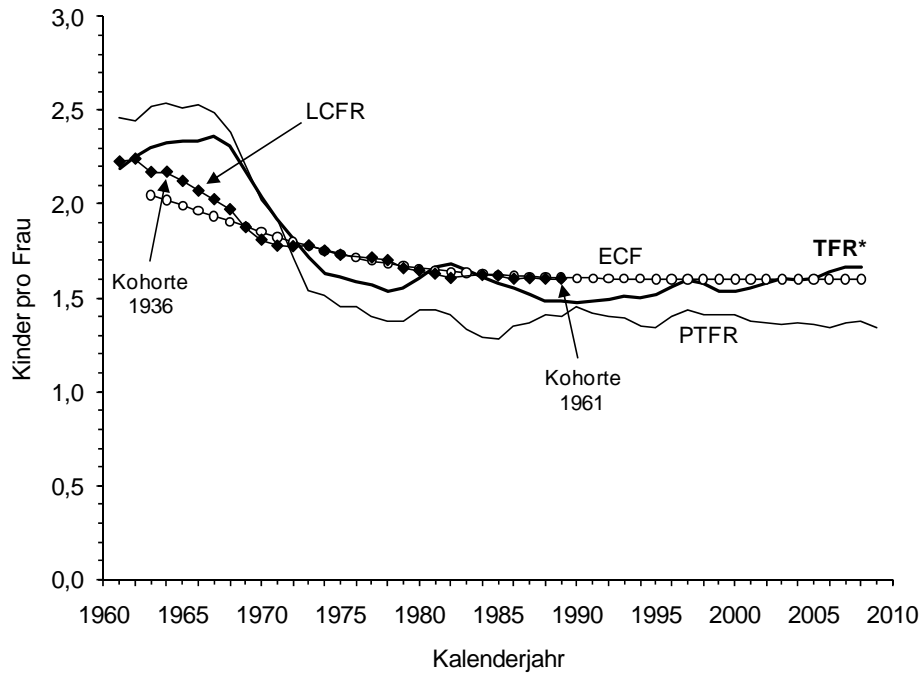
das gesamte Kohorten-Quantum immer 1,0 ist, können hier Querschnitts-Kohorten-Mittelwerte, wie die TMR und CAL, auch für die aktuelle Periode berechnet werden, ohne dabei das zukünftige Quantum vorausschätzen zu müssen, wie es beim TI und der ACF erforderlich ist.

Der TI und die TMR haben die Eigenschaft, dass sie direkt das Vorhandensein von Tempo-Effekten in einer bestimmten Periode anzeigen. Daher ist die hinter den Querschnitts-Kohorten-Mittelwerten stehende Idee in gewisser Weise verwandt mit jener der Tempo-Bereinigung von BF. Der Unterschied zu den tempobereinigten Maßen besteht jedoch darin, dass die Querschnitts-Kohorten-Mittelwerte auf den vollständigen Erfahrungen von Kohorten basieren, die dann für alle in einer Periode stattfindenden Ereignisse gemittelt werden. Wie bereits in Abschnitt 3 dieses Beitrags ausführlich dargelegt wurde, basieren Tempo-Effekte ausschließlich auf während der Beobachtungs-Periode stattfindenden Veränderungen im Durchschnittsalter bei Ereigniseintritt. Die außerhalb der Beobachtungs-Periode erfolgenden demografischen Erfahrungen der Kohorten spielen in der Logik des Tempo-Ansatzes von BF – zumindest theoretisch – keine Rolle, wie dies in Abbildung 7 grafisch illustriert wird. Die Tempo-Bereinigung von Perioden-Kennziffern wie der PTFR oder der PLE erfolgt ausschließlich auf Basis der jährlichen Veränderung im Durchschnittsalter bei Geburt bzw. Tod während der Beobachtungs-Periode. Daher stellen tempobereinigte Maße reine Perioden-Indikatoren dar, die das Perioden-Quantum dem Perioden-Tempo anpassen (wobei Perioden-Tempo hier definiert ist als die periodenspezifischen Veränderungen im Timing der Kohorten). Folglich müssen tempobereinigte Maße konzeptionell von den Querschnitts-Kohorten-Mittelwerten getrennt werden. Wie im folgenden Abschnitt gezeigt wird, unterscheiden sich ACF/ECF und die tempobereinigte TFR* jedoch nicht nur konzeptionell, sondern auch in den empirischen Werten.

5 Translations-Maße, Querschnitts-Kohorten-Mittelwerte und tempobereinigte Maße in der empirischen Anwendung

Die Unterschiede und Ähnlichkeiten zwischen Translations-Maßen, Querschnitts-Kohorten-Mittelwerten und tempobereinigten Maßen lassen sich am besten anhand empirischer Daten darstellen. Abbildung 8 zeigt die Verläufe der zusammengefassten Perioden-Geburtenziffer (PTFR), der tempobereinigten Geburtenziffer (TFR*), der Ex-ante Completed Fertility (ECF) und der Lagged Cohort Fertility Rate (LCFR) für Westdeutschland von 1960 bis 2010. Die in der Grafik dargestellte LCFR umfasst die Geburtskohorten 1933 bis 1961, die ihre Gesamt-Fertilität im Durchschnitt in den Jahren 1961 bis 1989 erreichten. Die ECF wurde unter der Annahme berechnet, dass alle zum Analysezeitpunkt noch reproduktiven Kohorten im Durchschnitt 1,60 Kinder bekommen werden, was der CTFR des Geburtsjahrgangs 1961 entspricht, deren Mitglieder im letzten Jahr mit verfügbaren Daten zur altersspezifischen Fertilität das Alter 48 erreichten. Aus diesem Grund nähert sich die ECF in den jüngsten Perioden dem Wert von 1,60 Kindern pro Frau, der mit der CTFR der um das Jahr 1960 geborenen Kohorten identisch ist und damit der LCFR der späten 1980er Jah-

Abb. 8: Zusammengefasste Perioden-Geburtenziffer (PTFR), tempobereinigte zusammengefasste Geburtenziffer (TFR*), Ex-ante Completed Fertility (ECF) und Lagged Cohort Fertility Rate (LCFR), Westdeutschland, 1960-2010



Quelle: PTFR und TFR* aus Luy und Pöttsch (2010), ECF und LCFR basieren auf eigenen Berechnungen; Anmerkung: die Berechnung der ECF basiert auf der Annahme, dass $CTFR = 1,60$ für die Kohorten der Geburtsjahre 1962 und später.

re entspricht. Allerdings liegt die ECF auch in den älteren Perioden sowohl bezüglich der Höhe der Fertilität als auch bezüglich des Verlaufs nahe an der LCFR. Dies verdeutlicht, dass die ECF als Repräsentant der Querschnitts-Kohorten-Mittelwerte tatsächlich mehr mit den Kohorten-Indikatoren verwandt ist als mit den Perioden-Maßen.

Die PTFR als herkömmlichster Indikator für die Perioden-Fertilität unterscheidet sich im Verlauf deutlich von der LCFR und zeigt mehr Fluktuationen und andere Fertilitäts-Level. Während die PTFR für Westdeutschland seit Mitte der 1970er Jahre um den Wert 1,37 schwankt, hatte keine Kohorte tatsächlich weniger als 1,60 Kinder im Durchschnitt. Der Verlauf der TFR* ist dem der PTFR ähnlicher als den Trends von ECF und LCFR. Im Level der Fertilität liegt die TFR* jedoch näher an LCFR und ECF als an der konventionellen PTFR, vor allem seit den 1970er Jahren, als LCFR und PTFR relativ konstant wurden. Dies veranschaulicht, dass die tempobereinigte TFR* in der Tat ein Indikator für die Perioden-Fertilität ist, wobei sie jedoch eher die Höhe

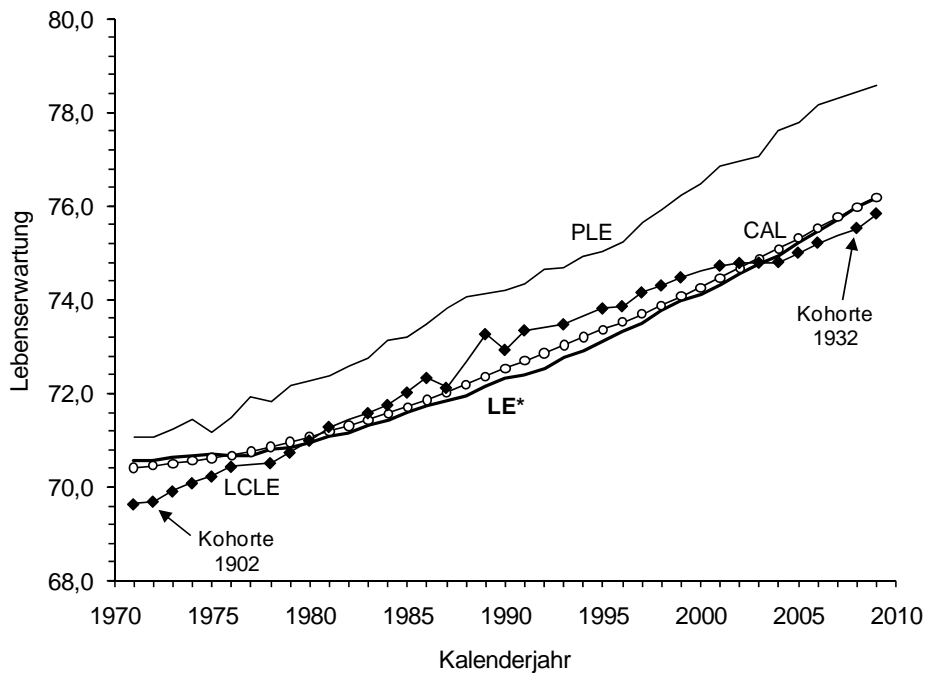
der Fertilität der wirklichen Kohorten wiedergibt als der hypothetischen Kohorten, die auf gegenwärtigen altersspezifischen Fertilitäts-Raten basieren.

Abbildung 9 zeigt die Verläufe der verschiedenen Mortalitäts-Indikatoren für westdeutsche Männer, also die konventionelle Perioden-Lebenserwartung (PLE), tempobereinigte Lebenserwartung (LE*), Cross-sectional Average Length of Life (CAL) und Lagged Cohort Life Expectancy (LCLE).¹⁰ Ähnlich dem, was sich bereits für die Fertilitäts-Indikatoren gezeigt hat, befindet sich LE* deutlich näher an den Levels für die Lebenserwartung von CAL und LCLE, was darauf hindeutet, dass das tempobereinigte Perioden-Maß die tatsächlichen Sterblichkeits-Verhältnisse der realen Kohorten besser abbildet als die konventionelle PLE. Es mag auf den ersten Blick überraschen, dass die tempobereinigte LE* niedriger ist als die konventionelle PLE, da es allgemein bekannt ist, dass die Lebenserwartung steigt und die PLE daher geringer sein wird als die CLE derjenigen, die in der gegenwärtigen Periode geboren wurden. Es ist jedoch zu beachten, dass tempobereinigte Maße nicht dazu dienen sollen, die zukünftige CLE zu schätzen, sondern allein, um die im Durchschnitt erfahrene Sterblichkeit der im betrachteten Kalenderjahr lebenden Kohorten zu beschreiben. Aus dieser Perspektive macht es durchaus Sinn, dass LE* in einer Situation sinkender Sterblichkeit geringer ist als die PLE, da Tempo-Effekte hier die altersspezifischen Sterberaten nach unten verzerren (siehe Abschnitt 3). Die in der Abbildung zu erkennende Ähnlichkeit zwischen LE* und CAL ist primär darauf zurückzuführen, dass die in den Perioden und Kohorten stattgefundenen Veränderungen in der Lebenserwartung sehr gleichmäßig und ähnlich erfolgten, was an den Verläufen von PLE und LCLE gut zu erkennen ist. Folglich waren die Tempo-Veränderungen in der Perioden-Mortalität nahezu identisch mit den entsprechenden Entwicklungen in der Kohorten-Mortalität.¹¹ Das bedeutet jedoch nicht, dass LE* und CAL auch konzeptionell übereinstimmen. In Schätzungen für Bevölkerungen, bei denen es die Datengrundlagen erlauben, diese Kennziffern für einen größeren Zeitraum zu berechnen, wird deutlich, dass sich LE* und CAL in Jahren mit instabilen und sich verändernden Sterblichkeits-Verhältnissen durchaus unterscheiden, wie von *Bongaarts* (2005) mit Daten für Schweden aufgezeigt wurde.

¹⁰ Alle in Abbildung 9 dargestellten Indikatoren wurden unter der Annahme berechnet, dass es unterhalb von Alter 30 keine Sterblichkeit gibt. Dies ist erforderlich, weil die hinter dem BF-Modell für die Tempo-Bereinigung in der Mortalität stehenden Annahmen nur ab Alter 30 gültig sind (siehe Abschnitt 3).

¹¹ Die Ähnlichkeit zwischen LCLE, CAL und LE* unter spezifischen theoretischen und empirischen Gegebenheiten wurde auch von *Bongaarts* (2005), *Bongaarts* und *Feeney* (2006), *Rodríguez* (2006), *Guillot* (2006) sowie *Guillot* und *Kim* (2011) aufgezeigt. Die Nähe von LE* zu LCLE und CAL ist zum Teil auch auf den Umstand zurückzuführen, dass die existierenden Verfahren für die Tempo-Bereinigung in der Mortalität zu gewissen Teilen vergangene Entwicklungen der PLE (im Fall der von *Bongaarts/Feeney* 2002 vorgeschlagenen indirekten Methode) oder Kohorten-Überlebensverhältnisse (im Fall der Verfahren, die Sterberaten zweiter Art verwenden) beinhalten. Daher kombinieren diese Varianten der Schätzung von LE* Eigenschaften von Querschnitts-Kohorten-Mittelwerten und tempobereinigten Maßen für die Perioden-Sterblichkeit. Dabei ist jedoch zu beachten, dass diese Verfahren lediglich Approximationen für LE* darstellen, die für gegenwärtige Bevölkerungen aus entwickelten Ländern und ab Alter 30 zulässig sind. Ein ausschließlich periodenbasiertes Verfahren zur Schätzung von LE* wurde bislang noch nicht entwickelt.

Abb. 9: Perioden-Lebenserwartung (PLE), tempobereinigte Lebenserwartung (LE*), Cross-sectional Average Length of Life (CAL) und Lagged Cohort Life Expectancy (LCLE) für Männer, Westdeutschland, 1970-2010 (keine Mortalität unter Alter 30)



Quelle: eigene Berechnungen; Anmerkungen: LE* wurde geschätzt mit der TMR-Methode (siehe Abschnitt 6); CAL und LCLE basieren auf Schätzungen für CLE vom *Statistischen Bundesamt* (2006) für Gesamtdeutschland, wobei die altersspezifischen Sterberaten ab 1950 mit den von *Luy* (2004, aktualisiert bis 2009) zusammengestellten Werten für Westdeutschland ersetzt wurden.

6 Kritiken am Tempo-Ansatz von Bongaarts und Feeney

Der Tempo-Ansatz von BF ist bis heute unterschiedlichen Kritikpunkten ausgesetzt. Allerdings basieren die meisten dieser Kritiken auf Überinterpretationen der tempobereinigten Perioden-Indikatoren. Dies erschwert es Demografen und Vertretern anderer Wissenschaftsdisziplinen, die grundlegende Idee der Tempo-Bereinigung zu verstehen und führt zu Vorbehalten gegenüber der empirischen Anwendung des Tempo-Ansatzes, vor allem im Bereich der Mortalitäts-Analyse. In diesem Abschnitt wird versucht, die wesentlichen Kritikpunkte zusammenzufassen und diese gegenüber dem grundlegenden Gedanken hinter dem Tempo-Ansatz von BF ins richtige Licht zu rücken. Hierfür werden im Folgenden die Inhalte der Kritiken vor allem beschreibend dargestellt und weniger im letzten Detail erklärt. Diese Details können in den jeweils angegebenen Veröffentlichungen oder in den ausführlichen Zusammenstellungen von *van Imhoff* (2001) und *Schoen* (2004) bezüglich der Tem-

po-Bereinigung im Bereich der Fertilität und bei *Barbi et al.* (2008) bezüglich der Tempo-Bereinigung in der Mortalität nachgelesen werden.

Im Bereich der Tempo-Bereinigung der Fertilität können die Kritiken zu vier Hauptargumenten zusammengefasst werden:

1. Die tempobereinigte TFR* ist ein ungeeigneter Indikator für die Kohorten-Fertilität.
2. Kohortenspezifische Veränderungen im Geburten-Timing sind in der Realität komplexer als in der BF-Formel angenommen.
3. Die tempobereinigte TFR* berücksichtigt keine Veränderungen in der Paritäts-Verteilung der weiblichen Bevölkerung.
4. Die BF-Formel basiert auf unangemessenen Fertilitäts-Indikatoren.

Aus der Sicht des Tempo-Ansatzes von BF lässt sich dem ersten Kritikpunkt ziemlich leicht begegnen, der vor allem von *van Imhoff* (2001) und *Schoen* (2004) vorgebracht wurde: die tempobereinigte TFR* soll gar kein Indikator für die Kohorten-Fertilität sein. Dies lässt sich auch auf die Kritik von *Lesthaeghe* und *Willems* (1999) erweitern, die ausführen, dass das BF-Modell nicht zur Schätzung prospektiver Fertilitäts-Raten empfohlen werden kann. Auch dies ist nicht die hinter der Tempo-Bereinigung stehende Absicht. Die tempobereinigte TFR* ist nicht mehr als ein standardisierter Indikator für die Perioden-Fertilität. Dieses Missverständnis könnte durch die ursprüngliche Veröffentlichung von *Bongaarts* und *Feeney* (1998) hervorgerufen worden sein, in der die Autoren die Kohorten-Fertilität aus Durchschnitten der PTFRs und TFR*s rekonstruierten (ebenso wie dies in Abschnitt 3 dieses Beitrags getan wurde), um so zu demonstrieren, dass die gemittelte TFR* näher an der tatsächlichen Kohorten-Fertilität liegt als die gemittelte konventionelle PTFR. Diese Durchschnitte wurden jedoch weder konzeptionell noch technisch dafür konstruiert, um die Fertilität realer Geburtsjahrgänge wiederzugeben.

Der zweite Kritikpunkt bezieht sich auf die „Constant Shape Assumption“ des BF-Modells, welches unterstellt, dass die Form der ordnungsspezifischen Altersmuster der altersspezifischen Fertilitäts-Raten während der Beobachtungs-Periode konstant bleibt und die Veränderungen im durchschnittlichen Gebäralter folglich alleinige Konsequenz von Verschiebungen des kompletten Satzes altersspezifischer Fertilitäts-Raten sind (siehe Abschnitt 3 dieses Beitrags). Dieser Aspekt wurde in einigen Veröffentlichungen aufgeworfen (*van Imhoff/Keilman* 2000; *Kim/Schoen* 2000; *Inaba* 2003; *Keilman* 2006; *Schoen* 2006) und kann tatsächlich in Fällen problematisch werden, in denen die Veränderungen im durchschnittlichen Gebäralter durch gravierende Veränderungen in der Varianz der Altersverteilung der altersspezifischen Fertilitäts-Raten verursacht werden. So haben *van Imhoff* und *Keilman* (2000) z.B. demonstriert, dass die „Constant Shape Assumption“ in empirischen Daten für die Niederlande und Norwegen nicht zutrifft. *Kohler* und *Philipov* (2001) haben jedoch aufgezeigt, dass es möglich ist, das BF-Modell um die Berücksichtigung von Varianz-Veränderungen in der Verteilung der altersspezifischen Fertilitäts-Raten zu erweitern, sofern die hierfür benötigten empirischen Daten verfügbar sind. Noch wichtiger ist die Schlussfolgerung der Autoren bezüglich dieser alternativen

Indikatoren für die tempobereinigte Perioden-Fertilität, dass „diese Erweiterungen [...] dennoch die generelle Notwendigkeit unterstützen, die zusammengefasste Geburtenziffer und verwandte Maße der Perioden-Fertilität um Tempo-Effekte zu bereinigen, um das Quantum der Fertilität in vielen Situationen niedriger Fertilitätsverhältnisse angemessen zu beschreiben“ (Kohler/Philipov 2001: 13, Übersetzung durch den Autor). Auch Zeng und Land (2001) schlugen eine Erweiterung des einfachen BF-Bereinigungsverfahrens vor. Ihre Variante der TFR* erlaubt eine konstante Formveränderung der Verteilung der altersspezifischen Fertilitäts-Raten. Dabei zeigten die Autoren, dass die mit den verschiedenen Verfahren erzielten Ergebnisse letztlich sehr ähnlich sind, was darauf hindeutet, dass die Tempo-Bereinigung bezüglich Verletzungen der Constant Shape Assumption eher unempfindlich ist. Ein weiterer alternativer Ansatz zur Lösung der Constant Shape Assumption wurde von Kohler und Ortega (2002b) präsentiert, die vorschlugen, Tempo-Bereinigung auf Expositions-Raten und „Parity Progression Ratios“ zu erweitern. Allerdings kombiniert dieses Verfahren Eigenschaften von Querschnitts-Kohorten-Mittelwerten und tempobereinigten Maßen, wie in Abschnitt 4 bereits beschrieben wurde.

Die sehr ähnliche dritte Kritik des einfachen BF-Verfahrens ist, dass es keine Veränderungen in der Paritäts-Verteilung der weiblichen Bevölkerung berücksichtigt (van Imhoff/Keilman 2000; Kohler/Ortega 2002b). Um diesem Aspekt gerecht zu werden, schlugen Bongaarts und Feeney (2006) eine Variante der ursprünglichen BF-Methode vor, die davon unabhängig in einer ähnlichen Weise bereits von Yamaguchi und Beppu (2004) entwickelt wurde. Diese tempo- und paritätsbereinigte Gesamt-Fertilität („Tempo- and Parity-adjusted Total Fertility“ TFRP*) basiert auf aus Fertilitätsafeln stammenden altersspezifischen Geburtswahrscheinlichkeiten, für die alle Frauen als Risikobevölkerung für eine Geburt der Parität i berücksichtigt werden, die diese Parität noch nicht erreicht haben (also nicht nur die Frauen mit bereits $i-1$ realisierten Geburten). Allerdings erbringen in empirischen Vergleichen der verschiedenen Verfahren die TFRP* und die einfache TFR* sehr ähnliche Ergebnisse, mit Spanien als der einzigen Ausnahme (siehe Bongaarts/Sobotka 2011). Hinzu kommt, dass die Berechnung der TFRP* sehr detaillierte Fertilitäts-Daten erfordert, die für die meisten Länder, wozu auch Deutschland gehört, nicht existieren.

Das vierte Argument, das von van Imhoff und Keilman (2000) und Keilman (2006) aufgebracht wurde, betrifft die Weise, wie die ordnungs- und altersspezifischen Fertilitäts-Raten im BF-Modell berechnet werden. Die Raten des BF-Modells ergeben sich durch Division der Anzahl der Geburten einer bestimmten Parität von x -jährigen Frauen mit der Gesamtzahl von Frauen im Alter x . Keilman (2006: 219) vertritt die Ansicht, dass derartige Raten „zusätzliche Tempo-Verzerrungen“ hervorrufen, weil die Aufsummierung dieser Raten für eine bestimmte Parität die Annahme beinhaltet, dass der Anteil kinderloser Frauen zu Beginn einer Altersgruppe identisch ist mit dem entsprechenden Anteil am Ende der vorherigen Altersstufe. Dies könnte sich in der Tat als Problem erweisen, wenn diese ordnungs- und altersspezifischen Fertilitäts-Raten zum Zweck der demografischen Translation (siehe Abschnitt 4) oder für die Analyse der Wahrscheinlichkeit verwendet werden, ein Kind einer bestimmten Ordnungszahl zu gebären. Im BF-Modell werden diese Raten jedoch ausschließlich für die Dekomposition der gesamten TFR in ihre paritätsspezifischen Komponenten

verwendet (siehe auch *Luy/Pötzsch* 2010). Diesbezüglich sind die tempobereinigte TFR* und die konventionelle PTFR identisch, da beide in diese Art von ordnungsspezifischen Komponenten aufgeteilt werden können. Folglich muss man dieses Argument, sofern man es als kritisch erachtet, in der gleichen Weise gegen die konventionelle PTFR verwenden. Die Dekomposition der altersspezifischen Fertilitäts-Raten in ihre Paritäts-Komponenten ist für die Tempo-Bereinigung erforderlich, da sich das durchschnittliche Gebäralter der verschiedenen Paritäten in unterschiedliche Richtung entwickeln könnte, und daher nur eine ordnungsspezifische Tempo-Bereinigung eine Anpassung in die falsche Richtung ausschließen kann.

Abbildung 10 illustriert, dass eine derartige Situation in empirischen Daten tatsächlich auftreten kann. Die Grafik zeigt das durchschnittliche Alter von in Westdeutschland lebenden Frauen bei Geburt von Kindern der Paritäten 1, 2, 3 und 4+ sowie für alle Geburten zusammen (dick durchgezogene Linie) für den Zeitraum 1960 bis 2010. Während der ersten Hälfte der 1970er Jahre ging das durchschnittliche Gebäralter aller Mütter leicht zurück, wobei gleichzeitig die durchschnittlichen Gebäralter der Paritäten 1 und 2 anstiegen und diejenigen der Paritäten 3 und 4+ sanken. Da Geburten erster und zweiter Ordnung ein deutlich höheres Gewicht unter allen Geburten haben als Kinder höherer Geburtenordnung (siehe *Luy/Pötzsch* 2010), kann eine alleinige Betrachtung des Gebäralters bei allen Geburten in solchen Situationen zu großen Unstimmigkeiten bei der Tempo-Bereinigung führen.

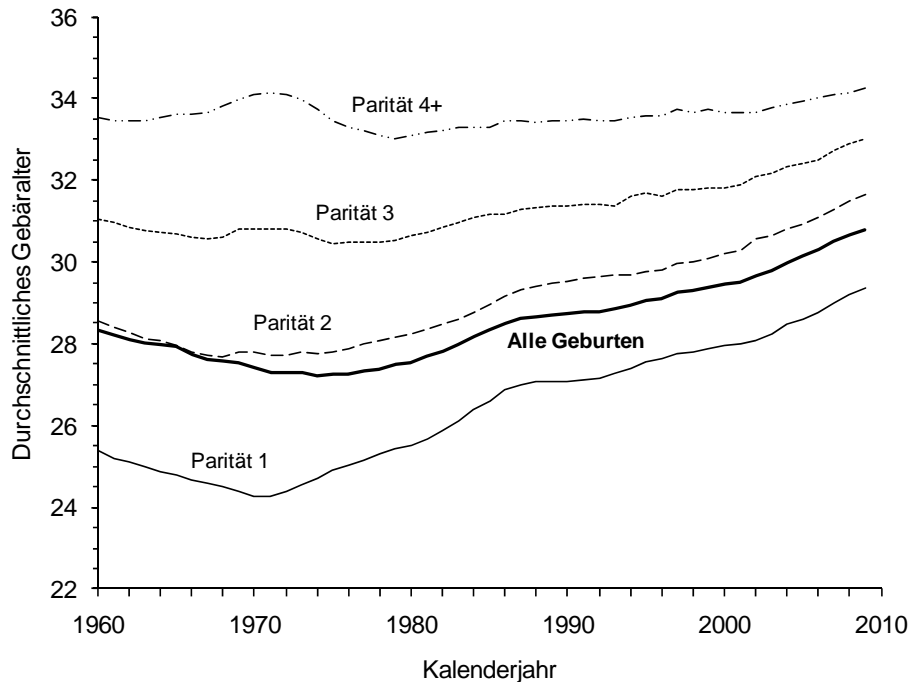
Im Bereich der Mortalitäts-Analyse ist die Tempo-Bereinigung bis heute weniger akzeptiert als in der Fertilitäts-Analyse und wurde in verschiedenen Veröffentlichungen kritisiert. Die Inhalte dieser Beiträge kann man zu zwei grundsätzlichen Kritikpunkten zusammenfassen:

1. Die tempobereinigte Lebenserwartung ist kein geeignetes Maß für die Kohorten-Lebenserwartung.
2. Tempo-Bereinigung in der Mortalität ist paradox, da die Lebenserwartung bereits selbst ein Maß für das Tempo der Mortalität ist und das Quantum der Sterblichkeit definitionsgemäß immer Eins beträgt.

Das erste Argument gegen die Tempo-Bereinigung in der Mortalität wurde z.B. von *Goldstein* (2006) vertreten, und es lässt sich in ähnlicher Weise erwidern wie der erste Kritikpunkt gegen die Tempo-Bereinigung in der Fertilität: die tempobereinigte LE* soll gar kein Indikator für die Kohorten-Lebenserwartung sein. Die tempobereinigte LE* ist nicht mehr als ein standardisierter Indikator für die Perioden-Mortalität. Darüber hinaus gehende Erwartungen wären eine Überinterpretation des BF-Modells.

Das zweite Argument, das von *Wachter* (2005), *Wilmoth* (2005) und *Rodríguez* (2006) dargelegt wurde, scheint auf den ersten Blick sehr überzeugend, ist letztlich aber die Folge eines weiteren Missverständnisses, das in den zwei Ursprungspublikationen von *Bongaarts* und *Feeney* (1998, 2002) begründet sein könnte. Seit der ersten Publikation aus dem Jahr 1998 mit dem Titel „On the quantum and tempo of fertility“ scheint die Idee der Tempo-Bereinigung fest mit dem Gedanken der Quantums-Bereinigung verbunden. Da die Tempo-Bereinigung der Lebenserwartung mit der von *Bongaarts* und *Feeney* (2002) vorgeschlagenen Methode direkt an der kon-

Abb. 10: Durchschnittliches Gebäralter für alle Geburten sowie aufgeteilt nach Parität in Westdeutschland, 1960-2010



Quelle: eigene Berechnungen mit Daten aus *Luy* und *Pötzsch* (2010)

ventionellen PLE durchgeführt wird, erscheint die Idee der Quantums-Bereinigung hier tatsächlich paradox, da das Quantum der Sterbetafel-Sterbefälle (als Basis der PLE) immer Eins beträgt. Der entscheidende Aspekt, der bei dieser Kritik übersehen wird, ist, dass Tempo-Effekte in der Logik von BF ihren Ursprung nicht in der Sterbetafel, sondern in den altersspezifischen Sterberaten haben, die wiederum auf den empirisch erfassten Sterbefällen der analysierten Bevölkerung beruhen. Wenn altersspezifische Sterberaten von Tempo-Effekten betroffen sind, dann sind es auch die Sterbewahrscheinlichkeiten, die aus den altersspezifischen Sterberaten hergeleitet werden. Folglich werden die Tempo-Effekte auf diese Weise in die Sterbetafel transportiert und beeinträchtigen so alle Parameter, die aus ihr abgeleitet werden. Der Umstand, dass die Perioden-TMR deutlich unterhalb von 1,0 liegen kann, wie von *Luy* und *Wegner* (2009) mit empirischen Daten für Westdeutschland aufgezeigt

wurde, verdeutlicht, dass empirische altersspezifische Sterberaten tatsächlich von Tempo-Effekten beeinflusst sind.¹²

Im Prinzip vermischen die Kritiken gegen den Tempo-Ansatz zwei fundamental unterschiedliche Fragen:

1. Verzerrten Tempo-Effekte die konventionellen Perioden-Indikatoren?
2. Erbringen die Bereinigungsverfahren von BF adäquate Kennziffern für tempobereinigte Perioden-Indikatoren?

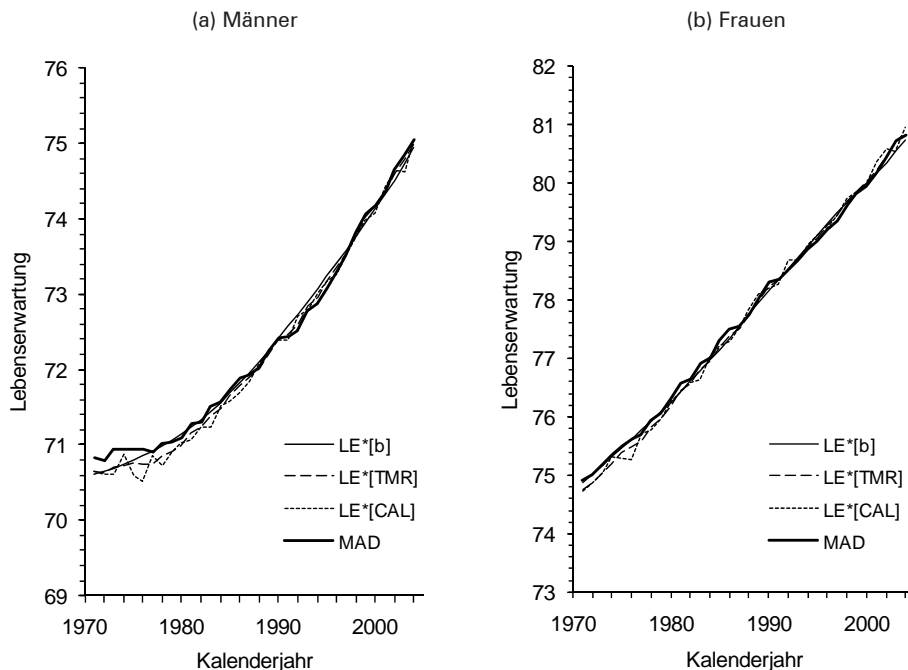
Die meisten der den BF-Ansatz kritisierenden Beiträge beantworten Frage (2) mit „nein“, und als eine Folge davon wird Frage (1) ebenfalls negativ beantwortet. Dies ist aber unlogisch, vor allem vor dem Hintergrund, dass die Existenz von Tempo-Effekten in konventionellen Perioden-Indikatoren bereits vorher von anderen Autoren unkritisiert beschrieben wurde und zwar sowohl bezüglich der Fertilität (*Hajnal* 1947) als auch der Mortalität (*Sardon* 1994b). Letztlich müssen die beiden Fragen aber voneinander getrennt werden, um dem BF-Ansatz gerecht zu begegnen. So beschreibt z.B. *Wachter* (2005) in seiner Ablehnung des Tempo-Ansatzes in der Mortalität, dass die tempobereinigte LE^* einen gewichteten Durchschnitt der vergangenen PLEs approximiert. Ganz abgesehen von der Tatsache, dass die Ähnlichkeit zwischen LE^* und einem derartigen gewichteten Durchschnitt vergangener PLEs durchaus mit dem BF-Ansatz im Einklang steht, solange die Veränderungen in der Mortalität gleichmäßig erfolgen (siehe Abschnitt 5 dieses Beitrags), sollte ein derartiges Argument nicht zu der Schlussfolgerung führen, dass die Tempo-Bereinigung im Bereich der Mortalität generell nicht gerechtfertigt ist.¹³ Mehr detaillierte Argumente gegen die Kritiken bezüglich der Tempo-Bereinigung in der Mortalitätsanalyse können bei *Luy* (2006) sowie *Bongaarts* und *Feeney* (2006) nachgelesen werden.

Mittlerweile wurden vier verschiedene Wege zur Schätzung der tempobereinigten Lebenserwartung vorgeschlagen: (1) Berechnung des sogenannten „Mean Age at Death“ (MAD), das direkt ein tempoeffektfreies Maß für die Perioden-Lebenser-

¹² Die Idee von Tempo-Effekten in der konventionellen PLE ist schwerer zu verstehen als im Fall der Fertilitäts-Analyse. Im Prinzip bereinigt auch die konventionelle Perioden-Sterbetafel Tempo-Effekte, da sie ebenfalls eine hypothetische Population mit der $TMR = 1,0$ produziert. Allerdings basiert diese „Bereinigung“ auf der Altersverteilung der altersspezifischen Sterberaten und erzeugt daher keine Anpassung der Sterblichkeitsverhältnisse im Sinne einer Standardisierung, da sich die Altersverteilung der altersspezifischen Sterberaten zwischen Bevölkerungen und Beobachtungsperioden unterscheidet (für mehr Details siehe *Luy/Wegner* 2009).

¹³ *Wachter* (2005) bezieht sich dabei auf die von *Bongaarts* und *Feeney* (2002) vorgeschlagene indirekte Methode zur Schätzung von LE^* . Wie jedoch bereits in Fußnote 11 dargelegt wurde, beinhaltet diese empirische Lösung der Tempo-Bereinigung Eigenschaften von Querschnitts-Kohorten-Mittelwerten und tempobereinigten Maßen. Daher bezieht sich Wachters Kritik prinzipiell auch auf die Querschnitts-Kohorten-Mittelwerte zur Charakterisierung der Perioden-Sterblichkeit, wie z.B. CAL. Sobald ein ausschließlich periodenbasiertes Verfahren zur Schätzung von LE^* entwickelt wird, ist diese Kritik jedoch nicht mehr haltbar.

Abb. 11: Entwicklung von LE^* nach verschiedenen Verfahren der Tempo-Bereinigung im Vergleich zur tempoeffektfreien MAD, Westdeutschland, 1970-2005



Anmerkungen: Schätzungen für die tempobereinigte Lebenserwartung zeigen Bereinigungen auf Basis von Veränderungen im „Gompertz-Parameter Beta“ ($LE^*[b]$), Veränderungen in CAL ($LE^*[CAL]$) und auf Basis der jährlichen TMR ($LE^*[TMR]$); MAD = Mean Age at Death basierend auf Sterberaten zweiter Art.

wartung darstellt,¹⁴ (2) Bereinigung auf Basis von Veränderungen im „Gompertz-Parameter Beta“ (indirekte Methode), (3) Bereinigung auf Basis von Veränderungen in CAL und (4) Bereinigung basierend auf der jährlichen TMR (siehe *Bongaarts/Feeney* 2003 für Details). Diese Verfahren basieren jedoch nicht auf unterschiedlichen theoretischen Ansätzen. Sie sind lediglich verschiedene Techniken zur Approximation der angestrebten Tempo-Bereinigung. Abbildung 11 zeigt Schätzungen für die tempobereinigte Lebenserwartung in Westdeutschland nach diesen verschiedenen methodischen Ansätzen. Dabei wird klar ersichtlich, dass die vier Verfahren lediglich alternative Wege zur Schätzung der tempobereinigten Lebenserwartung darstellen, sie also alle denselben Parameter schätzen.

¹⁴ Es ist zu beachten, dass MAD nicht das durchschnittliche Sterbealter eines bestimmten Kalenderjahrs darstellt, da die Auswirkungen von Variationen in den Kohortengrößen (also in der Anzahl der in den einzelnen Altersstufen lebenden Personen) eliminiert werden (siehe *Bongaarts/Feeney* 2006: 199).

Es besteht kein Zweifel daran, dass die existierenden Methoden zur Bereinigung von Fertilitäts- und Mortalitäts-Indikatoren immer noch einige Schwächen beinhalten und zukünftige Forschung das Ziel verfolgen sollte, diese Techniken zu verbessern. So sollte z.B. eine Möglichkeit gefunden werden, Tempo-Bereinigung altersspezifisch durchzuführen, um so die „Constant Shape Assumption“ aufgeben zu können. Letztlich kann jedoch keine der gegen den BF-Ansatz hervorgebrachten Kritiken als ernstes Argument gegen die Existenz von Tempo-Effekten angesehen werden. Die Frage ist viel mehr, wann und unter welchen Bedingungen tempobereinigte Indikatoren anstelle von oder zusätzlich zu den konventionellen Perioden-Indikatoren verwendet werden sollten.

7 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Die in diesem Beitrag erfolgte Darstellung der hinter dem Tempo-Ansatz von BF stehenden Idee begann mit dem grundlegenden Unterschied zwischen Perioden- und Kohorten-Perspektive. Dieser Unterschied erscheint auf den ersten Blick sehr klar zu sein, er wird aber immer komplexer, je mehr man sich mit den demografischen Indikatoren und ihrer Interpretation auseinandersetzt. Wie bereits von *Calot* (1994) bezüglich der Fertilitätsanalyse dargelegt, „scheint die Längsschnitt-Perspektive konzeptionell die natürlichere zu sein, allerdings bewegt sich die Welt, in der wir leben, hauptsächlich in Perioden. [...] Die Werkzeuge der statischen Analyse sind von Natur aus die gleichen für Kohorten- und Perioden-Analyse. [...] Wir bevorzugen es aber, Perioden-Quantum *unabhängig* von – und in gewisser Weise *bedingt* durch – [...] spezifischen Bevölkerungsstrukturen zu synthetisieren, um, wenn möglich, Ergebnisse in Kohorten-Ausdrücken zu erhalten, die dadurch näher am Individuum sind. Um dies zu erreichen entwickeln wir die *hypothetische Kohorte*: wir bestimmen, welche Längsschnitt-Kennziffer sich für eine Kohorte von Frauen ergeben würde, deren Fertilitäts-Verhalten in jedem einzelnen Lebensalter genau das der betrachteten Periode ist“ (*Calot* 1994: 96-97, Übersetzung durch den Autor; Hervorhebungen aus dem Original übernommen).

Um den Tempo-Ansatz von BF richtig zu verstehen, ist es zu allererst wichtig sich zu vergegenwärtigen, dass tempobereinigte Kennziffern in keiner Weise Kohorten-, sondern reine Perioden-Maße zur Beschreibung gegenwärtiger demografischer Verhältnisse sind. Die konventionellen Perioden-Indikatoren, wie die PTFR und die PLE, standardisieren für das Alter als einzige „spezifische Bevölkerungsstruktur“ in den Worten Calots. Allerdings erzeugt auch ein sich veränderndes Durchschnittsalter bei Eintritt der demografischen Ereignisse einen zusätzlichen strukturellen Effekt, der das quantitative Ergebnis der konventionellen Perioden-Indikatoren beeinflusst. Der Hauptzweck der Tempo-Bereinigung ist es daher, Indikatoren zu produzieren, die frei von dieser Mischung aus Quantums- und Tempo-Effekten sind und damit eine Schätzung der tempoeffektfreien Charakteristiken demografischer Erfahrungen ermöglichen. Diese Tempo-Quantum-Vermischung gibt es in allen Arten de-

mografischer Ereignisse und folglich in allen Arten demografischer Ereignis-Raten, also Raten der Fertilität, der Mortalität und anderer demografischer Prozesse.¹⁵

Die von BF vorgeschlagenen Indikatoren simulieren eine Perioden-Situation ohne sich verändernde Bedingungen, die zu Veränderungen im durchschnittlichen Alter bei Ereigniseintritt führen. Die Fertilität beeinflussende Gegebenheiten sind z.B. der Bildungsstand, die Arbeitsmarkt-Partizipation von Frauen, die Verfügbarkeit von Kinderbetreuungsstätten, politisch geschaffene Anreize und Hindernisse für das Bekommen von Kindern, Geschlechtergleichheit und kulturelle Normen. Die Mortalität beeinflussende Gegebenheiten sind, neben anderen, die Verfügbarkeit und Nutzung von Immunisierungs- und anderen Maßnahmen aus dem Public Health-Bereich, die Verfügbarkeit medizinischer Geräte und Techniken, Vorsorgeprogramme zur Früherkennung verschiedener Arten von Krebserkrankungen, Medikamente, die durch Reduktion des Risikos bestimmter lebensbedrohlicher Krankheiten zur Lebensverlängerung beitragen, Operationsmethoden und Verhaltensänderungen, die den Gesundheitszustand verbessern und das Leben verlängern (siehe *Bongaarts/Feeney* 2010: 7). Sich verändernde Gegebenheiten und Rahmenbedingungen sind folglich Normalität für menschliche Bevölkerungen. Deswegen ist der Tempo-Ansatz von BF für jeden relevant, der an dem Stand und der Entwicklung demografischer Prozesse in der Perioden-Perspektive interessiert ist.

Konventionelle und tempobereinigte Perioden-Indikatoren unterscheiden sich bezüglich des theoretischen Modells, das hinter der hypothetischen Kohorte steht, die zur Charakterisierung der gegenwärtigen demografischen Verhältnisse konstruiert wird. Wie von *Keilman* (1994: 112) für die Analyse der Fertilität zum Ausdruck gebracht gilt, „welcher Art auch immer die Fertilitäts-Rate ist, die wir berechnen [...], es gibt immer ein zu Grunde liegendes Modell und [...] die Berechnung einer Rate läuft letztlich immer darauf hinaus, einen Parameter in diesem Modell zu schätzen“ (Übersetzung durch den Autor). Die dabei für jeden Nutzer demografischer Indikatoren entscheidende Frage ist, welches Modell das besser geeignete ist, oder in anderen Worten ausgedrückt: Konventionelle Perioden-Indikatoren auf Basis gegenwärtiger demografischer Ereignis-Raten oder tempobereinigte Perioden-Indikatoren auf Basis der BF-Idee sich nicht verändernder Verhältnisse – welche bringen uns mehr?

Letztendlich kann diese Frage nur vor dem Hintergrund des Zwecks beantwortet werden, für den ein demografischer Perioden-Indikator verwendet wird. Da alle Perioden-Maße, wie in diesem Beitrag ausgeführt, von Natur aus rein hypothetisch sind, lässt sich nicht schlussfolgern, dass ein Modell richtig und das andere falsch ist (siehe auch *Inaba* 2007). Allerdings ist es möglich, über die Konsequenzen nachzudenken, die sich aus dem jeweiligen Modell für den berechneten Indikator ergeben und ob diese seinem Verwendungszweck gerecht werden. In den meisten Fällen dürfte das Ziel der Perioden-Analyse die Darstellung der gegenwärtigen de-

¹⁵ Dieser Beitrag konzentrierte sich ausschließlich auf Fertilität und Mortalität. Tempo-Effekte wurden jedoch auch schon für die Nuptialität beschrieben und analysiert (siehe *Winkler-Dworak/Engelhardt* 2004 und *Bongaarts/Feeney* 2006).

mografischen Verhältnisse sein, um zeitliche Entwicklungen zu untersuchen und um verschiedene Populationen miteinander zu vergleichen. Die Paradoxa, die sich zwischen den demografischen Erfahrungen der wirklich lebenden Bevölkerung und jenen einer hypothetischen Bevölkerung, deren Charakteristiken auf konventionellen Perioden-Raten basieren, ergeben können (siehe Abschnitt 3 dieses Beitrags), sprechen bei diesen Zielen für die Verwendung tempobereinigter Indikatoren, zumindest als zusätzliche Information zu den konventionellen Perioden-Kennziffern (siehe auch *Sobotka/Lutz* 2010). Konventionelle Raten geben nicht die wirklichen demografischen Gegebenheiten wieder, die in einer Population während eines Jahres mit sich verändernden Verhältnissen vorherrschen. Tempobereinigte Raten tun dies dagegen schon, zumindest besser als konventionelle Raten. Querschnitts-Kohorten-Mittelwerte reflektieren ebenfalls die realen Verhältnisse, allerdings abgeleitet aus der Kohorten-Perspektive. Darüber hinaus gibt es bei den Querschnitts-Kohorten-Mittelwerten für die Fertilität das Problem, dass sie nur für mehr als 30 Jahre in der Vergangenheit liegende Perioden berechnet werden können oder Annahmen bezüglich der abgeschlossenen Fertilität der gegenwärtig reproduktiven Kohorten benötigen. In diesem Fall stellen sie jedoch eher Kohorten-Projektionen dar, als wirkliche gegenwärtige Verhältnisse wiederzugeben.

Natürlich könnte man vor dem Hintergrund der Ausführungen dieses Beitrags auch konventionelle Perioden-Indikatoren verwenden und diese gemeinsam mit den Veränderungen im Durchschnittsalter bei Eintritt des betrachteten Ereignisses analysieren. Vor allem bezüglich der Fertilitäts-Analyse mag das als eine mögliche Alternative zur Tempo-Bereinigung erscheinen. Allerdings würde eine solche Analyse eine große demografische Expertise erfordern, um die Verbindungen zwischen den Zahlenreihen vollständig zu verstehen. Viele Nutzer demografischer Daten dürften aber nicht über ein derartiges Hintergrundwissen verfügen. Darüber hinaus sollte es für die meisten Nutzer demografischer Daten hilfreicher sein, wenn sie nur einen Indikator hätten, der einfach interpretiert werden kann. In der Mortalität wäre die Verwendung verschiedener Indikatoren zur Interpretation von Entwicklungen in der konventionellen PLE noch viel komplexer.

Wie in diesem Beitrag bereits an einigen Stellen angemerkt, stellen die existierenden Verfahren der Tempo-Bereinigung lediglich Approximationen des eigentlichen BF-Ansatzes dar und sie sind vor allem in den Fällen keine ideale Lösungen, in denen die zugrunde liegenden statistischen Annahmen, die hinter den Methoden stehen, nicht erfüllt sind. In ihrer jüngsten Publikation schrieben BF selbst, dass „das Messen von Tempo-Effekten und das Durchführen angemessener Korrekturen nur möglich ist, wenn man vereinfachende Annahmen trifft. In unseren Analysen ist hierbei die wichtigste, dass es keine Kohorten-Effekte gibt, d.h. dass alle Kohorten auf sich verändernde Perioden-Verhältnisse in der gleichen Weise reagieren. Wir haben an anderer Stelle dargelegt, dass diese Annahme in vielen gegenwärtigen Populationen in der Fertilität und der Erwachsenen-Sterblichkeit annähernd zutrifft. Wenn diese vereinfachende Annahme nicht erfüllt ist, werden die [tempobereinigten Indikatoren] von anderen Verzerrungen als Tempo-Effekten beeinflusst, wie z.B. einer Veränderung in der Paritäts-Verteilung im Fall der Fertilität. In solchen Fällen existieren Tempo-Effekte zwar immer noch, aber die Messung von Quantum und

Tempo wird schwierig. Die ursprüngliche BF-Methode zur Schätzung von Tempo-Effekten ist dann ungenau und berücksichtigt nicht diese anderen Verzerrungen. Weitere methodische Forschungsarbeiten sind nötig, um allgemeine Methoden für die Schätzung von Perioden-Quantum und -Tempo zu entwickeln“ (*Bongaarts/Feeney* 2010: 9-10, Übersetzung durch den Autor).

Das Hauptziel dieses Beitrags war die Beschreibung der hinter der Tempo-Bereinigung stehenden theoretischen Idee und die Trennung dieser von den technischen Aspekten der Tempo-Bereinigung. Weiter sollte dieser Artikel auch dabei hilfreich sein, die gegen den Tempo-Ansatz hervorgebrachten Kritikpunkte angemessen beurteilen zu können. Letztlich stehen die meisten Kritiken nicht wirklich mit der Grundidee von BF in Verbindung. Der Tempo-Ansatz selbst ist eigentlich unkompliziert und tempobereinigte Kennziffern wie TFR* oder LE* können interpretiert werden als *die TFR/LE, die in einem bestimmten Jahr zu beobachten wäre, wenn das Muster der altersspezifischen Fertilitäts-Raten (für jede Parität)/Sterberaten (d.h. ihre Verteilungsform und Lage auf der Altersachse) während des gesamten Jahres konstant geblieben wäre und sich nur die Höhe der Raten verändert hätte*. Folglich basieren tempobereinigte Indikatoren auf dem theoretischen Quantum demografischer Ereignisse, dass aufgetreten wäre, wenn sich die Verhältnisse und somit das Durchschnittsalter bei Ereigniseintritt im Beobachtungsjahr nicht verändert hätten. In den meisten praktischen Anwendungen demografischer Perioden-Indikatoren erbringen diese Standardisierungs-Kriterien Kennziffern mit nützlichen Informationen für ihren Verwendungszweck. Konventionelle Perioden-Indikatoren sind einfacher, aber diese Einfachheit birgt das Risiko, dass wichtige strukturelle Effekte, für die nicht standardisiert wird, die gewünschte Information verzerrt wiedergeben.

Literatur

- Barbi, Elisabetta; Bongaarts, John; Vaupel, James W.* (Hrsg.) 2008: How long do we live? Demographic models and reflections on tempo effects. Demographic Research Monographs 5. Leipzig: Springer.
- 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.
- 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* 2003: Estimating mean lifetime. In: Proceedings of the National Academy of Sciences 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 2006: 115-151 [doi:10.1553/populationyearbook2006s115].
- Bongaarts, John; Feeney, Griffith* 2008: Afterthoughts on the mortality tempo effect. In: *Barbi, Elisabetta; Bongaarts, John; Vaupel, James W.* (Hrsg.): How long do we live? Demographic models and reflections on tempo effects. Leipzig: Springer, 263-269.

- Bongaarts, John; Feeney, Griffith* 2010: When is a tempo effect a tempo distortion? In: *Genus* 66,2: 1-15.
- Bongaarts, John; Sobotka, Tomáš* 2011: Demographic explanations for the recent rise in Europe's fertility: analysis based on the tempo and parity adjusted total fertility rate. Manuskript zum Vortrag beim Annual Meeting of the Population Association of America 2011, Washington, D.C.
- Brouard, Nicolas* 1986: Structure et dynamique des populations. La pyramide des années à vivre, aspects nationaux et exemples régionaux. In: *Espaces, Populations, Sociétés* 2,14/15: 157-168.
- Calot, Gérard* 1994: Synthetic measures based on rates or on probabilities. In: *Population: An English Selection* 6: 95-107.
- 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].
- 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].
- Goldstein, Joshua R.; Wachter, Kenneth H.* 2006: Relationships between period and cohort life expectancy: gaps and lags. In: *Population Studies* 60,3: 257-269 [doi:10.1080/00324720600895876].
- Guillot, Michel* 2003: The cross-sectional average length of life (CAL): a cross-sectional mortality measure that reflects the experience of cohorts. In: *Population Studies* 57,1: 41-54 [doi:10.1080/0032472032000061712].
- Guillot, Michel* 2006: Tempo effects in mortality: an appraisal. In: *Demographic Research* 14,1: 1-26 [doi:10.4054/DemRes.2006.14.1].
- Guillot, Michel; Kim, Hyun S.* 2011: On the correspondence between CAL and lagged cohort life expectancy. In: *Demographic Research* 24,25: 611-632 [doi:10.4054/DemRes.2011.24.25].
- Hajnal, John* 1947: The analysis of birth statistics in the light of the recent international recovery of the birth-rate. In: *Population Studies* 1,2: 137-164.
- Horiuchi, Shiro* 2005: Tempo effect on age-specific death rates. In: *Demographic Research* 13,8: 189-200 [doi:10.4054/DemRes.2005.13.8].
- Inaba, Hisashi* 2003: Resolving a confusion in the Bongaarts and Feeney's tempo-adjusted total fertility rate. In: *Jinkogaku Kenkyu (The Journal of Population Studies)* 32: 1-7.
- Inaba, Hisashi* 2007: Effects of age shift on the tempo and quantum of non-repeatable events. In: *Mathematical Population Studies* 14,3: 131-168 [doi: 10.1080/08898480701426225].
- Keilman, Nico* 1994: "Period fertility indices" – a comment. In: *Population: An English Selection* 6: 111-115.
- Keilman, Nico* 2006: Demographic translation. From period to cohort perspective and back. In: *Caselli, Graziella; Vallin, Jacques; Wunsch, Guillaume* (Hrsg.): *Demography: analysis and synthesis. Volume I.* London: Academic Press: 215-225.
- Kim, Young J.; Schoen, Robert* 2000: On the quantum and tempo of fertility: limits to the Bongaarts-Feeney adjustment. In: *Population and Development Review* 26,3: 554-559 [doi:10.1111/j.1728-4457.2000.00554.x].

- Kohler, Hans-Peter; Ortega, José A.* 2002a: Tempo-adjusted period parity progression measures: assessing the implications of delayed childbearing for cohort fertility in Sweden, the Netherlands and Spain. In: *Demographic Research* 6,7: 145-190 [doi:10.4054/DemRes.2002.6.7].
- Kohler, Hans-Peter; Ortega, José A.* 2002b: Tempo-adjusted period parity progression measures, fertility postponement and completed cohort fertility. In: *Demographic Research* 6,6: 91-144 [doi:10.4054/DemRes.2002.6.6].
- Kohler, Hans-Peter; Philipov, Dimiter* 2001: Variance effects in the Bongaarts-Feeney formula. In: *Demography* 38,1: 1-16 [doi:10.1353/dem.2001.0004].
- Lesthaeghe, Ron; Willems, Paul* 1999: Is low fertility a temporary phenomenon in the European Union? In: *Population and Development Review* 25,2: 211-228 [doi:10.1111/j.1728-4457.1999.00211.x].
- Luy, Marc* 2004: Verschiedene Aspekte der Sterblichkeitsentwicklung in Deutschland von 1950 bis 2000. In: *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 29,1: 3-62.
- 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.* Leipzig: Springer: 203-233.
- Luy, Marc* 2009: Der Einfluss von Tempo-Effekten auf die ost-west-deutschen Unterschiede in der Lebenserwartung. In: *Cassens, Insa; Luy, Marc; Scholz, Rembrandt D.* (Hrsg.): *Die Bevölkerung in Ost- und Westdeutschland. Demografische, gesellschaftliche und wirtschaftliche Entwicklungen seit der Wende.* Wiesbaden: VS-Verlag für Sozialwissenschaften: 140-168.
- Luy, Marc; Pötzsch, Olga* 2010: Schätzung der tempobereinigten Geburtenziffer für West- und Ostdeutschland, 1955-2008. In: *Comparative Population Studies – Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 35,3: 569-604 [doi: 10.4232/10.CPoS-2010-14de].
- 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.
- Ní Bhrolcháin, Máire* 1992: Period paramount? A critique of the cohort approach to fertility. In: *Population and Development Review* 18,4: 599-629.
- Ní Bhrolcháin, Máire* 1994: Past history, synthetic indicators and period fertility. In: *Population: An English Selection* 6: 116-120.
- Pötzsch, Olga* 2010: Cohort fertility: a comparison of the results of the official birth statistics and the Microcensus survey 2008. In: *Comparative Population Studies – Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 35,1: 185-204 [doi: 10.4232/10.CPoS-2010-05en].
- Preston, Samuel H.; Heuveline, Patrick; Guillot, Michel* 2001: *Demography. Measuring and modeling population processes.* Oxford: Blackwell.
- Rallu, Jean-Louis; Toulemon, Laurent* 1994: Period fertility measures. The construction of different indices and their application to France, 1946-89. In: *Population: An English Selection* 6: 59-93.
- Rodríguez, Germán* 2006: Demographic translation and tempo effects: an accelerated failure time perspective. In: *Demographic Research* 14,6: 85-110 [doi:10.4054/DemRes.2006.14.6].
- Ryder, Norman B.* 1964: The process of demographic translation. In: *Demography* 1,1: 74-82.

- Sardon, Jean-Paul* 1993: Un indicateur conjoncturel de mortalité: l'exemple de la France. In: *Population (French Edition)* 48,2: 347-368.
- Sardon, Jean-Paul* 1994a: A period measure of mortality. The example of France. In: *Population: An English Selection* 6: 131-150.
- Sardon, Jean-Paul* 1994b: Probabilities, frequencies and events. In: *Population: An English Selection* 6: 151-157.
- Schoen, Robert* 2004: Timing effects and the interpretation of period fertility. In: *Demography* 41,4: 801-819 [doi: 10.1353/dem.2004.0036].
- Schoen, Robert* 2006: Dynamic population models. *Demographic Methods and Population Analysis* 17. Dordrecht: Springer.
- Schoen, Robert; Canudas-Romo, Vladimir* 2005: Changing mortality and average cohort life expectancy. In: *Demographic Research* 13,5: 117-142 [doi:10.4054/DemRes.2005.13.5].
- Sobotka, Tomáš; Lutz, Wolfgang* 2010: Misleading policy messages derived from the period TFR: Should we stop using it? In: *Comparative Population Studies – Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 35,3: 637-664 [doi: 10.4232/10.CPoS-2010-15en].
- Statistisches Bundesamt* 2006: Generationensterbetafeln für Deutschland. Modellrechnungen für die Geburtsjahrgänge 1871-2004. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Statistisches Bundesamt* 2009: Bevölkerung Deutschlands bis 2060. 12. koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung. Begleitmaterial zur Pressekonferenz am 18. November 2009 in Berlin. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- van Imhoff, Evert* 2001: On the impossibility of inferring cohort fertility measures from period fertility measures. In: *Demographic Research* 5,2: 23-64 [doi:10.4054/DemRes.2001.5.2].
- van Imhoff, Evert; Keilman, Nico* 2000: On the quantum and tempo of fertility: comment. In: *Population and Development Review* 26,3: 549-553.
- Wachter, Kenneth W.* 2005: Tempo and its tribulations. In: *Demographic Research* 13,9: 201-222 [doi:10.4054/DemRes.2005.13.9].
- Ward, Michael P.; Butz, William P.* 1980: Completed fertility and its timing. In: *Journal of Political Economy* 88,5: 917-940.
- Wilmoth, John R.* 2005: On the relationship between period and cohort mortality. In: *Demographic Research* 13,11: 231-280 [doi:10.4054/DemRes.2005.13.11].
- Winkler-Dworak, Maria; Engelhardt, Henriette* 2004: On the quantum and tempo of first marriages in Austria, Germany, and Switzerland: changes in mean age and variance. In: *Demographic Research* 10,9: 231-263 [doi:10.4054/DemRes.2004.10.9].
- Yamaguchi, Kazuo; Beppu, Motomi* 2004: Survival probability indices of period total fertility rate. Manuskript zum Vortrag beim Annual Meeting of the Population Association of America 2004. Boston.
- Zeng, Yi; Land, Kenneth C.* 2001: A sensitivity analysis of the Bongaarts-Feeney method for adjusting bias in observed period total fertility rates. In: *Demography* 38,1: 17-28 [doi: 10.1353/dem.2001.0010].
- 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 den Autor. Der begutachtete und vom Autor autorisierte englische Originalbeitrag ist unter dem Titel „Tempo Effects and their Relevance in Demographic Analysis“, DOI 10.4232/10.CPoS-2010-11en bzw. URN urn:nbn:de:bib-cpos-2010-11en4, auf <http://www.comparativepopulationstudies.de> verfügbar.

Eingegangen am: 04.05.2011

Angenommen am: 28.05.2011

Dr. Marc Luy (✉). Vienna Institute of Demography der Österreichischen Akademie der Wissenschaften, Wittgenstein Centre for Demography and Global Human Capital, A-1040 Wien, Österreich. E-Mail: mail@marcluy.eu
URL: <http://www.marcluy.eu>

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)