

Schätzung der tempobereinigten Geburtenziffer für West- und Ostdeutschland, 1955-2008

Marc Luy, Olga Pöttsch

Zusammenfassung: In diesem Beitrag präsentieren wir Schätzungen für die tempobereinigte zusammengefasste Geburtenziffer in West- und Ostdeutschland von 1955 bis 2008. Um trotz der fehlenden Daten aus der amtlichen Statistik sowohl für Westdeutschland als auch für die neuen Bundesländer ab 1990 die für die Tempobereinigung der zusammengefassten Geburtenziffer (TFR) erforderliche paritätsspezifische Aufteilung der Geburtenzahlen vorzunehmen, haben wir auf die uns bekannten alternativen Quellen zurückgegriffen, welche die Zuordnung der Geburten zu den einzelnen Ordnungszahlen ermöglichen. Das kombinierte Bild aus konventioneller TFR und tempobereinigter TFR* erbringt für die in diesem Beitrag nur oberflächlich analysierten Trends der Periodenfertilität in West- und Ostdeutschland interessante Erkenntnisse, vor allem bezüglich der West-Ost-Differenzen und des enormen Ausmaßes von Tempoeffekten in Ostdeutschland während der 1990er Jahre. Im Vergleich zu entsprechenden Daten für andere Staaten zeigt die geschätzte tempobereinigte TFR* einen plausiblen Verlauf. Allerdings dürfen die Schätzungen der tempobereinigten Geburtenziffern nicht mit Ergebnissen der amtlichen Statistik verwechselt oder als ihnen gleichwertig angesehen werden.

Schlagwörter: Deutschland · Fertilität · Geburtenentwicklung · Tempobereinigung · Tempobereinigte TFR · Bongaarts – Feeney · Zusammengefasste Geburtenziffer · Ost-West-Vergleich · Parität · Biologische Geburtenfolge · Durchschnittliches Gebäralter

1 Einleitung

Die in West- und Ostdeutschland über viele Dekaden hinweg unterschiedliche Entwicklung der Fertilitätsverhältnisse ist wohl der am häufigsten untersuchte Aspekt der ost-west-deutschen Differenzen demografischer Gegebenheiten. Vor allem die Veränderungen der Fertilität in Ostdeutschland wurden in den letzten Jahren in der bevölkerungswissenschaftlichen Fachliteratur vielfach behandelt (siehe z.B.

Dorbritz 1992; Menning 1995; Witte/Wagner 1995; Conrad et al. 1996; Beck-Gernsheim 1997; Dorbritz 1997; Sackmann 1999; Lechner 2001; Sobotka 2002; Kreyenfeld 2003; Kreyenfeld 2009) und als Hauptcharakteristikum des so genannten „demografischen Schocks“ der Bevölkerung in den neuen Bundesländern nach der Wende angesehen (*Eberstadt 1994*). Das Niveau der Fertilität und ihre zeitlichen Veränderungen gewinnen vor allem dadurch an Bedeutung, dass sie langfristig die stärkste Auswirkung auf die Altersstruktur einer Bevölkerung haben (*Luy 2009*). Deswegen werden in jüngerer Zeit auch zunehmend die Determinanten der Fertilität bzw. der Kinderlosigkeit im Kontext der spezifischen Rahmenbedingungen in West- und Ostdeutschland intensiv analysiert (z.B. *Dorbritz/Schwarz 1996; Hank 2002; Dornseiff/Sackmann 2003; Hank/Kreyenfeld 2003; Hank et al. 2004; Butterwege et al. 2005; Eckhard 2006; Boehnke 2007; Bernardi/Keim 2007; Bernardi et al. 2008; Arránz Becker et al. 2010; Pöttsch 2010*).

Für die meisten politisch und gesellschaftlich relevanten Fragestellungen sind primär die absoluten Geburtenzahlen von zentralem Interesse. Schließlich bestimmen vor allem diese die zukünftige Anzahl von Kindergartenkindern, Schülern, Studenten, Erwerbspersonen oder Rentnern, auch wenn die Zahl der genannten Bevölkerungsgruppen in unterschiedlicher Weise zusätzlich von Mortalität und Migration determiniert wird. Die demografische Fertilitätsforschung untersucht dagegen in erster Linie die relativen Geburtenhäufigkeiten, um auf diesem Weg Veränderungen in den Fertilitätsverhältnissen bzw. Unterschiede zwischen Bevölkerungen zu beschreiben und die sie bestimmenden bzw. beeinflussenden Faktoren identifizieren zu können. Die hierfür im Bereich der Periodenanalyse – also der Beschreibung der Fertilitätsverhältnisse in einem bestimmten Kalenderjahr – am häufigsten verwendete demografische Maßzahl ist die zusammengefasste Geburtenziffer, die in Anlehnung an ihre englischsprachige Bezeichnung „Total Fertility Rate“ mit „TFR“ abgekürzt und häufig als „durchschnittliche Kinderzahl“ interpretiert wird. Allerdings ist es in der Periodenbetrachtung generell schwierig, derartigen Maßzahlen eine konkrete Bedeutung zu geben. Hierfür ist eigentlich nur die Kohorten-Betrachtung geeignet, in der die Geburtenhäufigkeit eines tatsächlichen Geburtsjahrgangs von Jahr zu Jahr im Längsschnitt analysiert wird. In der Periodenanalyse werden dagegen die Fertilitätsverhältnisse eines bestimmten Kalenderjahres anhand der altersspezifischen Geburtenziffern aller Frauen abgebildet, die im betrachteten Jahr zwischen 15 und 49 Jahre alt waren. Durch Addition der altersspezifischen Geburtenziffern zur zusammengefassten Geburtenziffer wird eine hypothetische Kohorte konstruiert, die die gegenwärtigen Fertilitätsverhältnisse repräsentieren soll (zum Problem der Verwendung der Perioden-TFR für politik- und gesellschaftsrelevante Fragen siehe *Sobotka und Lutz 2010*).

Die in der Kohorten-Betrachtung ermittelten oder rekonstruierten tatsächlichen Geburtenzahlen von Frauen eines bestimmten Geburtsjahrgangs können von bestimmten Perioden- und Generationeneffekten beeinflusst sein, die hier in der Regel aber nicht als störend angesehen werden, sondern als kausale Determinanten der Kohortenfertilität zentraler Gegenstand der Untersuchungen sind. In der Periodenanalyse verfolgt man dagegen das Ziel, die „reinen“ Fertilitätsverhältnisse eines bestimmten Kalenderjahrs darzustellen, die allein das gegenwärtige Fertilitätsniveau

– das so genannte „Geburten-Quantum“ – ohne den Einfluss struktureller Störfaktoren wiedergeben. Ein klassischer derartiger Störfaktor ist die Altersstruktur einer Bevölkerung, die erhebliche Auswirkungen auf die Geburtenzahlen haben kann. Deshalb werden demografische Periodenmaße wie die TFR als altersstandardisierte Größen berechnet (obwohl Kohortenmaße in der Regel ebenfalls altersstandardisiert berechnet werden, können hier keine vergleichbaren Altersstruktureffekte auftreten).

Am Ende der 1990er Jahre griffen *Bongaarts* und *Feeney* (1998) das bereits spätestens seit *Hajnal* (1947) bekannte Phänomen auf, dass auch während eines Kalenderjahres erfolgende Veränderungen im durchschnittlichen Gebäralter die Höhe der Fertilitätsraten und damit die TFR beeinflussen. *Bongaarts* und *Feeney* (1998) bezeichneten diesen Einfluss auf die TFR als „Tempoeffekt“ und schlugen vor, die zusammengefasste Geburtenziffer zusätzlich zur Altersstandardisierung auch um diese Tempoeffekte zu bereinigen. Die wesentliche Idee des Ansatzes von *Bongaarts* und *Feeney* besteht darin, dass auch die Tempoeffekte ein struktureller Störfaktor sind, wenn mit der zusammengefassten Geburtenziffer das reine Quantum der gegenwärtigen Fertilitätsverhältnisse dargestellt werden soll. Schließlich führt eine Erhöhung des durchschnittlichen Gebäralters während des Beobachtungsjahres zu einer Tempoeffekt-bedingten Reduktion der Geburtenziffern, und eine Reduktion des durchschnittlichen Gebäralters zu einer Tempoeffekt-bedingten Erhöhung der Geburtenziffern. Wenngleich die Existenz derartiger Tempoeffekte in der Perioden-TFR in der demografischen Fachliteratur nicht bezweifelt wird, gehen doch die Meinungen bezüglich der Notwendigkeit der Tempobereinigung zum Teil auseinander. Dennoch hat sich die zusätzliche Verwendung der tempobereinigten zusammengefassten Geburtenziffer, die mit TFR* symbolisiert wird, in der demografischen Fertilitätsforschung in den letzten Jahren mehr und mehr zum Standard entwickelt. Dies zeigt sich an der zunehmenden Zahl an Veröffentlichungen, die Fertilitätsentwicklungen und -unterschiede nicht nur auf Basis der konventionellen TFR, sondern auch anhand der TFR* analysieren (z.B. *Lesthaeghe/Willems* 1999; *Philipov/Kohler* 2001; *Goldstein et al.* 2003; *Sobotka* 2003, 2004a, 2004b; *Frejka/Sobotka* 2008; *Goldstein et al.* 2009). Auch in dem vom Vienna Institute of Demography der Österreichischen Akademie der Wissenschaften alle zwei Jahre herausgegebenen „European Demographic Datasheet“ (im Internet abrufbar unter <http://www.oeaw.ac.at/vid/datasheet/index.html>) gehört die TFR* zum Standardrepertoire der dort zusammengestellten demografischen Indizes.

In den meisten der genannten Veröffentlichungen fehlen jedoch Angaben zur tempobereinigten TFR* für einige europäische Staaten. Dazu gehört auch Deutschland. Für die Berechnung der tempobereinigten TFR* sind die Geburtenzahlen nach einzelnen Paritäten erforderlich. Für das vereinigte Deutschland und das frühere Bundesgebiet lagen solche Angaben aufgrund der gesetzlichen Regelungen bis 2009 nicht vor. Vor 2009 wurde die Parität ausschließlich bei Geburten von verheirateten Müttern erfasst, wobei sich die Ordnungszahl (auch als Geburtenfolge bezeichnet) allein auf die Kinder der Frau aus der gegenwärtigen Ehe bezog (einschließlich vorehelicher Kinder mit dem aktuellen Ehemann). Die vorehelichen Kinder mit anderen Vätern als dem jetzigen Ehemann der Mutter sowie Kinder aus früheren Ehen wur-

den hierbei nicht berücksichtigt. Erst nach der Ergänzung des Bevölkerungsstatistikgesetzes (*BGBI* 2007) war für das Jahr 2009 erstmals ein deutschlandweiter Nachweis der sogenannten biologischen Geburtenfolge unabhängig vom Familienstand der Mutter möglich (siehe *Statistisches Bundesamt* 2010).

Für die neuen Bundesländer stehen für den Zeitraum vor 1989 die Daten der ehemaligen DDR zur Verfügung. Diese umfassen alle Geburten in der für die Tempobereinigung benötigten Weise nach Parität und Geburtsjahr der Mutter. Nach der Wiedervereinigung wurde die Geburtenstatistik allerdings auch in den neuen Bundesländern nach dem Bundesbevölkerungsstatistikgesetz durchgeführt, so dass für den Zeitraum von 1989 bis 2008 auch für Ostdeutschland keine amtlichen Angaben zur Aufteilung der Geburten nach biologischer Parität vorliegen.

Das Ziel dieses Beitrags besteht darin, Schätzungen für die TFR* in West- und Ostdeutschland von der Mitte der 1950er Jahre bis zur Gegenwart zu präsentieren und damit eine der Lücken in der internationalen Fertilitätsforschung (zumindest teilweise) zu schließen. Um trotz der fehlenden Daten aus der amtlichen Statistik sowohl für Westdeutschland als auch für die neuen Bundesländer ab 1990 die für die Tempobereinigung der TFR erforderliche paritätsspezifische Aufteilung der Geburtenzahlen vorzunehmen, haben wir auf verschiedene alternative Quellen zurückgegriffen. Diese beinhalten zwar für unterschiedliche Zeiträume Schätzungen der alters- und paritätsspezifischen Geburtenzahlen, sie basieren jedoch zum Teil auf sehr kleinen und bezüglich der Repräsentativität für die Gesamtpopulation unsicheren Bevölkerungsstichproben. Angesichts des üblichen Bildungs- und Familienbias in Umfragedaten ist auch nicht auszuschließen, dass einige dieser Datenquellen zu systematischen Verzerrungen bei der Schätzung der Paritäten-Anteile und des Gebäralters führen. Eine zusätzliche Unschärfe kommt dadurch hinzu, dass sich die verwendeten Daten teilweise auf unterschiedliche Abgrenzungen des reproduktiven Alters beziehen. Obwohl sich die daraus abgeleiteten tempobereinigten Geburtenziffern im Vergleich zu entsprechenden Schätzungen für andere Länder mit bestmöglichen Datengrundlagen als recht plausibel darstellen, dürfen die in diesem Beitrag für Deutschland erstellten Schätzungen nicht mit Ergebnissen der amtlichen Statistik verwechselt oder als ihnen gleichwertig angesehen werden.

Im folgenden Abschnitt werden die Methoden und vor allem die Daten, die unseren Schätzungen der TFR* für Deutschland zugrunde liegen, detailliert beschrieben. Danach werden die Ergebnisse für West- und Ostdeutschland sowohl im innerdeutschen als auch im internationalen Vergleich präsentiert. Abschließend fassen wir die wichtigsten Aspekte des Beitrags noch einmal zusammen, wobei wir auch kurz auf interpretatorische und methodische Aspekte der tempobereinigten zusammengefassten Geburtenziffer eingehen. Diese sind zwar genauso wenig Gegenstand dieses Beitrags wie die detaillierte Analyse der Fertilitätstrends in West- und Ostdeutschland. Dennoch sollten die Vor- und Nachteile der tempobereinigten TFR* für diejenigen, die die in der demografischen Fachliteratur geführte Diskussion um die Tempobereinigung nicht oder nur am Rande verfolgt haben, zumindest kurz zusammengefasst werden.

2 Daten und Methoden

Die konventionelle und jährlich von der amtlichen Statistik veröffentlichte zusammengefasste Geburtenziffer TFR berechnet sich aus der Summe der altersspezifischen Fertilitätsziffern $f(x)$, die aus dem Quotienten aller Geburten von Frauen im Alter x , $B(x)$, und der Gesamtzahl der Frauen im Alter x , $P(x)$, ermittelt werden:

$$\text{TFR} = \sum_{\alpha}^{\beta} f(x) = \sum_{\alpha}^{\beta} \frac{B(x)}{P(x)}. \quad (1)$$

Da sich in diesem Beitrag alle Maße auf Perioden beziehen, wird in den Formeln aus Gründen der Vereinfachung auf die zusätzliche Signatur für das Kalenderjahr soweit wie möglich verzichtet. Die Parameter α und β repräsentieren das jüngste und höchste Alter der reproduktiven Lebensphase von Frauen, die für die Berechnung der TFR in der Regel auf die Alter 15 und 49 festgelegt werden. Bei der Aufsummierung der altersspezifischen Fertilitätsziffern erhalten diese in der TFR alle dasselbe Gewicht, so dass die TFR – wie bereits in der Einleitung erwähnt – in erster Linie ein altersstandardisiertes Fertilitätsmaß darstellt.

Die Idee der Tempobereinigung der TFR besteht nun darin, zusätzlich zur Altersstruktur auch Verschiebungseffekte auszuschalten, die sich in einem Kalenderjahr dann ergeben, wenn sich in seinem Verlauf das durchschnittliche Gebäralter der Frauen verändert (siehe hierzu *Bongaarts/Feeney* 1998, 2006, 2010). Diese Veränderungen können bei den einzelnen Paritäten durchaus in unterschiedlicher Richtung verlaufen. Da die einzelnen Paritäten ein unterschiedliches Gewicht an der gesamten TFR haben, wird die Tempobereinigung der TFR nach der Methode von *Bongaarts* und *Feeney* (1998) paritätsspezifisch durchgeführt. Dafür benötigt man zunächst die Aufteilung der TFR in die jeweiligen Ordnungszahlen. Die TFR für eine Parität i ergibt sich dabei aus der Summe der alters- und paritätsspezifischen Fertilitätsziffern $f(x)_i$, welche sich von den altersspezifischen Fertilitätsziffern aus Formel (1) dadurch unterscheiden, dass sie im Zähler nicht alle Geburten x -jähriger Frauen beinhalten, sondern nur die Geburten der jeweiligen Parität i , $B(x)_i$:

$$\text{TFR}_i = \sum_{\alpha}^{\beta} f(x)_i = \sum_{\alpha}^{\beta} \frac{B(x)_i}{P(x)}. \quad (2)$$

Es ist zu beachten, dass die auf diese Weise ermittelten alters- und paritätsspezifischen Geburtenziffern $f(x)_i$ keine Wahrscheinlichkeit (oder ein mit ihr verwandtes Maß) darstellen, die den Übergang von einer Parität i zur nächsten Parität $i+1$ beschreibt. Hierfür dürften sich im Nenner der Ziffern nicht alle x -jährigen Frauen befinden, sondern nur diejenigen, die auch tatsächlich der Risikopopulation angehören, deren Mitglieder ein Kind der Ordnungszahl i gebären können (z.B. kinderlose Frauen bei der Berechnung für die Parität 1). Vielmehr repräsentieren die alters- und paritätsspezifischen Fertilitätsziffern aus Formel (2) die Elemente einer rein forma-

len paritätsspezifischen Aufteilung der TFR. Unterteilt man nämlich die altersspezifischen Geburtenzahlen $B(x)$ aus Formel (1) in die üblicherweise verwendeten Paritäten $B(x)_1$ (Erstgeburten), $B(x)_2$ (Zweitgeburten), $B(x)_3$ (Drittgeburten) und $B(x)_{4+}$ (vierte und weitere Kinder) ergibt sich:

$$\text{TFR} = \sum_{\alpha}^{\beta} \frac{B(x)_1 + B(x)_2 + B(x)_3 + B(x)_{4+}}{P(x)}, \quad (3)$$

was sich umformulieren lässt zu

$$\text{TFR} = \sum_{\alpha}^{\beta} \frac{B(x)_1}{P(x)} + \sum_{\alpha}^{\beta} \frac{B(x)_2}{P(x)} + \sum_{\alpha}^{\beta} \frac{B(x)_3}{P(x)} + \sum_{\alpha}^{\beta} \frac{B(x)_{4+}}{P(x)}, \quad (4)$$

so dass gilt

$$\text{TFR} = \sum_{i=1}^{4+} \text{TFR}_i. \quad (5)$$

Die eigentliche Tempobereinigung wird bei dem von *Bongaarts* und *Feeney* (1998) vorgeschlagenen Verfahren für die paritätsspezifischen TFR_i durchgeführt. Hierfür werden die einzelnen TFR_i dividiert durch die von Eins subtrahierte jährliche Veränderung des durchschnittlichen Gebäralters der Parität i , r_i , so dass sich die tempobereinigte paritätsspezifische TFR_i^* ergibt aus

$$\text{TFR}_i^* = \frac{\text{TFR}_i}{1 - r_i}. \quad (6)$$

Dabei lässt sich die Veränderung des durchschnittlichen Gebäralters der Parität i schätzen aus der halbierten Differenz der durchschnittlichen paritätsspezifischen Gebäralter, MAB_i , während des Folgejahres und des vorausgegangenen Jahres (siehe *Bongaarts/Feeney* 1998). Bezeichnet man das betrachtete Kalenderjahr mit t , dann resultiert der Schätzwert für $r_i(t)$ aus der Berechnung

$$r_i(t) = \frac{\text{MAB}_i(t+1) - \text{MAB}_i(t-1)}{2}. \quad (7)$$

Die durchschnittlichen paritätsspezifischen Gebäralter MAB_i wurden ebenfalls altersstandardisiert ermittelt aus den alters- und paritätsspezifischen Geburtenziffern durch

$$MAB_i = \frac{\sum_{\alpha}^{\beta} (x + 0,5) \cdot f(x)_i}{\sum_{\alpha}^{\beta} f(x)_i} . \quad (8)$$

Gemäß der mit den Formeln (3), (4) und (5) erläuterten Zusammenhänge ergibt sich die gesamte tempobereinigte Geburtenziffer TFR^* schließlich aus der Summe der einzelnen tempobereinigten paritätsspezifischen TFR_i^* :

$$TFR^* = \sum_{i=1}^{4+} TFR_i^* . \quad (9)$$

Die Tempobereinigung der zusammengefassten Geburtenziffer erfordert also die paritätsspezifische Aufteilung der Geburtenzahl nach dem Alter der Mütter. Die amtliche Statistik der DDR erfasste alle Geburten nach Parität und Geburtsjahr der Mutter, so dass die tempobereinigte TFR^* für Ostdeutschland für den Zeitraum 1955 bis 1987 direkt aus diesen Daten geschätzt werden kann. Für das frühere Bundesgebiet, die neuen Bundesländer seit der Wiedervereinigung im Jahr 1990 und Gesamtdeutschland liegen die amtlichen Daten zur biologischen Geburtenfolge allerdings – wie in der Einleitung erwähnt – erst ab 2009 vor. Um dennoch sowohl für Westdeutschland als auch für die neuen Bundesländer ab 1990 die für die Tempobereinigung der TFR erforderliche paritätsspezifische Aufteilung der Geburtenzahlen vorzunehmen, musste daher auf andere Quellen zurückgegriffen werden:

- *Birg et al.* (1990) lieferten eine Schätzung für die paritätsspezifische Aufteilung der Geburten in der Bundesrepublik Deutschland für die Jahre 1958 bis 1985. Grundlage der Schätzungen waren die im Jahr 1986 im Rahmen des von der DFG geförderten Forschungsprojekts „Arbeitsmarktdynamik, Familienentwicklung und generatives Verhalten“ erhobenen Familienbiografien von 793 Frauen und 783 Männern der Geburtsjahrgänge 1950 und 1955 aus Düsseldorf, Hannover, Bochum, Gelsenkirchen, Gronau, Ahaus, Vreden und Leer. Die Familienbiografien beinhalten für jedes geborene Kind sowohl die tatsächliche Ordnungsnummer als auch die Ordnungsnummer nach der damaligen Zählkonvention der amtlichen Statistik. Aus den entsprechenden (mit Hilfe linearer Regression für die Einzelalter der Mütter gewonnenen) relativen Häufigkeiten wurden sowohl die paritätsspezifischen ehelichen Geburten als auch die in der amtlichen Statistik nicht paritätsspezifisch erfassten außerehelichen Geburten in eine Schätzung der biologischen Paritäten nach Einzelalter der Mutter überführt. Dabei wurden für alle Jahre von 1958

bis 1985 die identischen aus der Projektstichprobe erhaltenen paritätsspezifischen Aufteilungen der ehelich und nicht ehelich geborenen Kinder zu Grunde gelegt.

- *Kreyenfeld* (2002) kombinierte die amtlichen Geburtenzahlen für Westdeutschland der Jahre 1985 bis 1995 mit aus dem Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) ermittelten paritätsspezifischen Häufigkeiten in ähnlicher Weise wie *Birg et al.* (1990). Allerdings wurden hier nur die außerehelichen Geburten der zusammengefassten SOEP-Stichproben für Westdeutschland und für Ausländer (insgesamt 211 Fälle) mithilfe eines zeitvariablen multinomialen Logitmodells auf die jeweiligen Ordnungsziffern aufgeteilt. Durch Verwendung eines zeitvariablen Modells unterscheiden sich die geschätzten altersspezifischen Paritätsverteilungen – im Gegensatz zu den Schätzungen von *Birg et al.* (1990) – leicht von Jahr zu Jahr. Bei den ehelichen Geburten wurde die Geburtenfolge der miteinander verheirateten Eltern aus der amtlichen Statistik übernommen.
- Für die Jahre 1995 bis 1999 (Westdeutschland) bzw. 2000 (Ostdeutschland) konnte auf die von Dr. Manfred Voigt (Universität Greifswald) zusammengetragenen und freundlicherweise zur Verfügung gestellten Daten der Perinatalerhebung zurückgegriffen werden. Diese wird seit den 1980er Jahren flächendeckend direkt in den bundesdeutschen Geburtskliniken mit dem Ziel, die Qualität der Perinatalmedizin zu verbessern, durchgeführt. Seit 1995 ist die Teilnahme an der bis 2000 landeszentral ausgewerteten Erhebung für alle Kliniken verpflichtend (siehe *Goerke/Lack* 2000; *Kreyenfeld et al.* 2010). Im Gegensatz zur amtlichen Statistik werden in der Perinatalerhebung die Ordnungszahlen für alle Geburten einer Frau erfasst. Aufgrund von Ziel und Erhebungsweise beinhaltet die Perinatalerhebung jedoch ausschließlich in Kliniken erfolgte Geburten, was in Deutschland allerdings auf die große Mehrzahl aller Entbindungen zutrifft. An der von Voigt durchgeführten deutschlandweiten Zusammenführung der Perinatalerhebungen beteiligten sich alle Bundesländer mit Ausnahme Baden-Württembergs. Trotz der gerade eingeführten Teilnahmepflicht für alle Krankenhäuser beinhaltet der Datensatz für die Jahre 1995 bis 1997 mit insgesamt 1.656.339 Geburten nur ca. 70 % aller in Deutschland registrierten Geburten. Für die einzelnen Kalenderjahre belaufen sich die Anteile auf rund 65 % im Jahr 1995, 78 % im Jahr 1996 und 66 % im Jahr 1997. Das Vorliegen der Daten auf Bundesländerebene erlaubte es jedoch, die Schätzung der paritätsspezifischen Geburtenzahlen nach dem Alter der Mütter für die alten und neuen Länder getrennt durchzuführen. Hierfür verwendeten wir die absoluten Zahlen ohne zusätzliche Glättung. Da Berlin in den zur Verfügung gestellten Daten – wie in der amtlichen Statistik ab 2000 – nur als Gesamteinheit erfasst ist, wurden die Geburten aus der Hauptstadt bei den Schätzungen nicht berücksichtigt.

- *Kreyenfeld et al. (2010)* verwendeten ebenfalls die bereits erwähnten Daten der Perinatalerhebung, die seit Beginn des 21. Jahrhunderts von der Bundesgeschäftsstelle Qualitätssicherung für das gesamte Bundesgebiet zusammengestellt werden, zur Schätzung paritätsspezifischer Geburtenzahlen für die Jahre 2001 bis 2008. Allerdings sind auch diese Daten erst ab 2004 nahezu vollständig. In den Jahren zuvor fehlen sowohl einige Krankenhäuser als auch gesamte Bundesländer, wie z.B. im Jahr 2001 Hessen, Schleswig-Holstein und das Saarland. Die Autoren geben die Zahl der im gesamten Zeitraum 2001 bis 2008 erfassten (und verwertbaren) Geburten mit 4.978.381 an, was 89 % aller in diesen Jahren in Deutschland registrierten Geburten entspricht. In den Jahren 2001, 2002 und 2003 liegen die Anteile jedoch nur zwischen 62 und 85 %. *Kreyenfeld et al. (2010)* stellen die aus diesen Daten abgeleiteten paritätsspezifischen Geburtenzahlen getrennt für die alten und neuen Bundesländer zur Verfügung, wobei Berlin vollständig den neuen Bundesländern zugeordnet ist. Wie die Daten aus der Perinatalerhebung der Jahre 1995 bis 1999 bzw. 2000 (siehe oben) basieren auch die von *Kreyenfeld et al. (2010)* verwendeten Daten allein auf in Krankenhäusern erfolgten Geburten. Aus Angaben der Gesundheitsberichterstattung des Bundes sowie den Statistiken der Gesellschaft für Qualität in der außerklinischen Geburtshilfe e.V. (QUAG) rekonstruierten die Autoren, dass zwischen 2001 und 2008 etwa ein bis zwei Prozent aller Geburten außerhalb von Krankenhäusern stattfanden. Obwohl es sich hierbei überwiegend um Geburten höherer Parität handelt, führt ihre Berücksichtigung nur zu vernachlässigbaren Veränderungen der aus den Daten der Perinatalerhebung abgeleiteten Paritätsaufteilung (siehe *Kreyenfeld et al. 2010*).
- Um die aus den bisher genannten Datenquellen entstehende Lücke des Jahres 2000 in den westdeutschen Daten zu schließen, haben wir für den Zeitraum 1998 bis 2002 auch die paritätsspezifischen Geburtenzahlen der amtlichen Statistik ausgewertet. Wie bereits diskutiert, beinhalten diese nur Geburten der gegenwärtig miteinander verheirateten Eltern, einschließlich ihrer gemeinsamen vorehelichen Kinder. Für die Güte der auf Basis dieser Daten ermittelten TFR* sind deshalb vor allem Abweichungen relevant, die zwischen dem durchschnittlichen Gebäralter der Frauen nach der biologischen Geburtenfolge einerseits und nach der Geburtenfolge in der bestehenden Ehe andererseits bestehen. Aus den neuen Daten der amtlichen Statistik für das Jahr 2009 ist ersichtlich, dass die Höhe dieser Abweichungen stark vom Anteil der außerehelichen Geburten abhängt (*Statistisches Bundesamt 2010*). In Westdeutschland betrug 2009 die Differenz zwischen dem Alter der Mütter bei der ersten Geburt in der bestehenden Ehe und dem Alter der Mütter bei der ersten Geburt in ihrem Leben 0,9 Jahre. Der Anteil der außerehelichen Erstgeburten lag hier bei 36 %. Bei den zweiten und weiteren Geburten war der Anteil der außerehelichen Geburten deutlich geringer, zwischen 17 % und 19 %, und die Altersdifferenz betrug lediglich 0,3 Jahre. Auch der Einfluss der Wiederverheiratungen war offensichtlich gering: 93 %

der Erstgeburten in der bestehenden Ehe waren 2009 auch die ersten Geburten im Leben der Mutter. Bei den zweiten und weiteren Geburten war die Übereinstimmung zwischen biologischer und ehelicher Geburtenfolge noch höher. Da der Anteil der Geburten der nicht verheirateten Frauen an allen Lebendgeborenen in den Jahren 1998 bis 2002 in Westdeutschland für alle Geburten zwischen 16 % und 21 % lag (*Statistisches Bundesamt 2008*, Tab. 1.1.1 bis 1.1.3), stellen hier die Angaben zur ehelichen Geburtenfolge eine relativ gute Schätzgrundlage für die TFR* dar. In den neuen Bundesländern ist die Ausgangssituation eine andere, so dass die Angaben der amtlichen Statistik zur ehelichen Geburtenfolge hier nicht verwendet werden könnten. Der Anteil der außerehelichen Geburten übersteigt den entsprechenden Anteil in Westdeutschland deutlich. Bei der Erstgeburt betrug er 2009 74 %, bei den zweiten und weiteren Geburten weit über 40 %. Der Unterschied zwischen dem Alter bei der ersten Geburt im Leben der Frau und dem Alter bei der ersten Geburt in der bestehenden Ehe betrug 2,3 Jahre. Bei den zweiten und weiteren Geburten lag die Altersdifferenz bei 0,9 bzw. 0,8 Jahren. Außerdem war hier jede fünfte Frau bei der Geburt des ersten Kindes in der bestehenden Ehe bereits vorher Mutter. Auch im Zeitraum zwischen 1998 und 2002 war der Anteil der außerehelichen Geburten in den neuen Bundesländern mehr als doppelt so hoch wie im Westen und er nahm schneller zu: von 47 % im Jahr 1998 auf 55 % im Jahr 2002.

Tabelle 1 fasst die verwendeten Datenquellen noch einmal im Überblick zusammen. Nach unserer Kenntnis beinhalten diese die einzigen für die deutsche Bevölkerung existierenden Daten, welche die für die Tempobereinigung erforderliche Unterteilung der Geburten in Erstgeburten (Parität 1), Zweitgeburten (Parität 2), Drittgeburten (Parität 3) und Geburten höherer Ordnung (Parität 4+) für die Jahre 1955 bis 2008 liefern. Da sich die Geburtenzahlen in den verwendeten Datenquellen zum Teil von der Gesamtzahl der in West- bzw. Ostdeutschland registrierten Geburten unterscheiden, wurde die aus den Datenquellen ermittelte relative paritätsspezifische Aufteilung der Geburten auf die vom Statistischen Bundesamt veröffentlichte Gesamtzahl in West- und Ostdeutschland übertragen. Formal lässt sich dieses Vorgehen zur Schätzung der alters- und paritätsspezifischen Geburtenzahl $B(x)_i$ in der Weise

$$B(x)_i = B(x) \cdot \frac{B'(x)_i}{B'(x)} \quad (10)$$

darstellen. Dabei bezeichnen $B(x)$ die amtliche Gesamtzahl an Geburten x -jähriger Frauen und $B'(x)_i$ bzw. $B'(x)$ die aus der jeweiligen Datenquelle ermittelte Anzahl an Geburten der Parität i von x -jährigen Frauen sowie die entsprechende Gesamtgeburtenzahl. Aus den so abgeleiteten alters- und paritätsspezifischen Geburtenzahlen und den vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten Angaben zur Zahl lebender Frauen in den Altersstufen 15 bis 49 konnten die alters- und paritätsspezifischen Geburtenziffern für Einzelalter der Mütter berechnet werden, die schließlich

Tab. 1: Verwendete Datenquellen für die Schätzung alters- und paritäts-spezifischer Geburtenziffern

(a) Westdeutschland (früheres Bundesgebiet/alte Bundesländer)		
Datenquelle	Verwendeter Zeitraum	Basis der Paritätsaufteilung
Birg et al. (1990)	1958 - 1985	Eheliche und außereheliche Geburten aus der Stichprobe des Projekts „Arbeitsmarktdynamik, Familienentwicklung und generatives Verhalten“, Alter 15-49
Kreyenfeld (2002)	1985 - 1995	Außereheliche Geburten aus der Stichprobe des SOEP, eheliche Geburten der amtlichen Statistik, Alter 15-45
Perinataldaten	1995 - 1999	In der Perinatalerhebung erfasste Geburten in den alten Ländern ohne Baden-Württemberg und Berlin-West, Alter 15-49
Amtliche Geburtenstatistik	1998 - 2002	Geburten aus der gegenwärtigen Ehe (ab 2001 ohne Berlin-West), Alter 15-49
Kreyenfeld et al. (2010)	2001 - 2008	In der Perinatalerhebung erfasste Geburten in den alten Ländern ohne Berlin-West, Alter 15-44
Amtliche Geburtenstatistik	2009	Alle Geburten (ohne Berlin-West), Alter 15-49
(b) Ostdeutschland (DDR/neue Bundesländer)		
Datenquelle	Verwendeter Zeitraum	Basis der Paritätsaufteilung
Amtliche Geburtenstatistik der DDR	1954 - 1988	Alle Geburten, Alter 15-45
Perinataldaten	1995 - 2000	In der Perinatalerhebung erfasste Geburten in den neuen Ländern ohne Berlin-Ost, Alter 15-49
Kreyenfeld et al. (2010)	2001 - 2008	In der Perinatalerhebung erfasste Geburten in den neuen Ländern einschließlich Berlin-West, Alter 15-44
Amtliche Geburtenstatistik	2009	Alle Geburten (ohne Berlin-Ost), Alter 15-49

sowohl die Bestimmung der paritätsspezifischen TFR_i aus Formel (2) als auch die Schätzung der paritätsspezifischen Gebäralter MAB_i aus Formel (8) ermöglichten. Die tempobereinigten zusammengefassten Geburtenziffern TFR^* wurden letztlich wie in Formel (9) dargestellt berechnet, wobei für die Paritäten 1, 2 und 3 die anhand von Formel (6) ermittelten tempobereinigten TFR_1^* , TFR_2^* und TFR_3^* verwendet

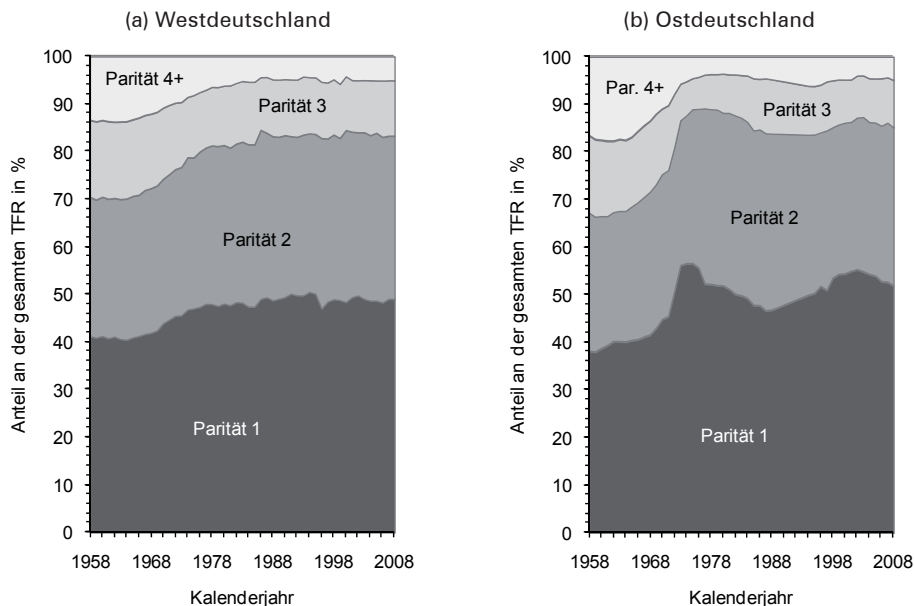
wurden, für die Parität 4+ jedoch, wie von *Sobotka* (2004a) zur Reduktion von Zufallsschwankungen empfohlen, die konventionelle TFR_{4+} .

3 Ergebnisse

Für die Schätzung der tempobereinigten zusammengefassten Geburtenziffer wurden in einem ersten Schritt die vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten Gesamtgeburtenzahlen nach Alter der Mutter für West- und Ostdeutschland auf Basis der aus den verschiedenen Quellen rekonstruierten Paritätsverteilungen in die einzelnen Ordnungsziffern aufgeteilt. Aus diesen paritätsspezifischen Geburtenzahlen konnte die konventionelle zusammengefasste Geburtenziffer TFR – wie im vorangehenden Abschnitt beschrieben – in die Paritäten 1, 2, 3 und 4+ zerlegt werden. Die entsprechenden Schätzungen für TFR_1 , TFR_2 , TFR_3 und TFR_{4+} sind für alle Kalenderjahre mit Angabe der jeweiligen Datenquelle in Anhang 1 zusammengestellt.

Abbildung 1 zeigt die aus diesen Daten ermittelte relative Aufteilung der konventionellen TFR in die paritätsspezifischen TFR_i von 1958 bis 2008. Obwohl die zeitlichen Verläufe der paritätsspezifischen Anteile der TFR interessante Unterschiede zwischen West- und Ostdeutschland offenbaren, ist beiden Teilen Deutschlands gemeinsam, dass die Gesamtfertilität vor allem von den Paritäten 1 und 2 bestimmt wird. Insgesamt entfallen in dem betrachteten Zeitraum zwischen 70 % (vom Ende der 1950er bis zu den 1960er Jahren) und 80-85 % (seit den 1970er Jahren in Ost- und seit den 1980er Jahren in Westdeutschland) der Gesamtzahl der Lebendgeborenen auf die erst- und zweitgeborenen Kinder. Die Anteile der Parität 3 bleiben sowohl in West- als auch in Ostdeutschland im Wesentlichen konstant, während die Geburten vierter und höherer Ordnung seit den 1970er Jahren in beiden Teilen Deutschlands deutlich an Gewicht verloren und nur noch eine geringe Bedeutung für die Gesamtfertilität haben. Für die Tempoeffekt-Komponente in den Werten der konventionellen TFR ist daher vor allem von Bedeutung, wie sich das durchschnittliche Gebäralter von Müttern erster und zweiter Kinder in den jeweiligen Kalenderjahren verändert hat.

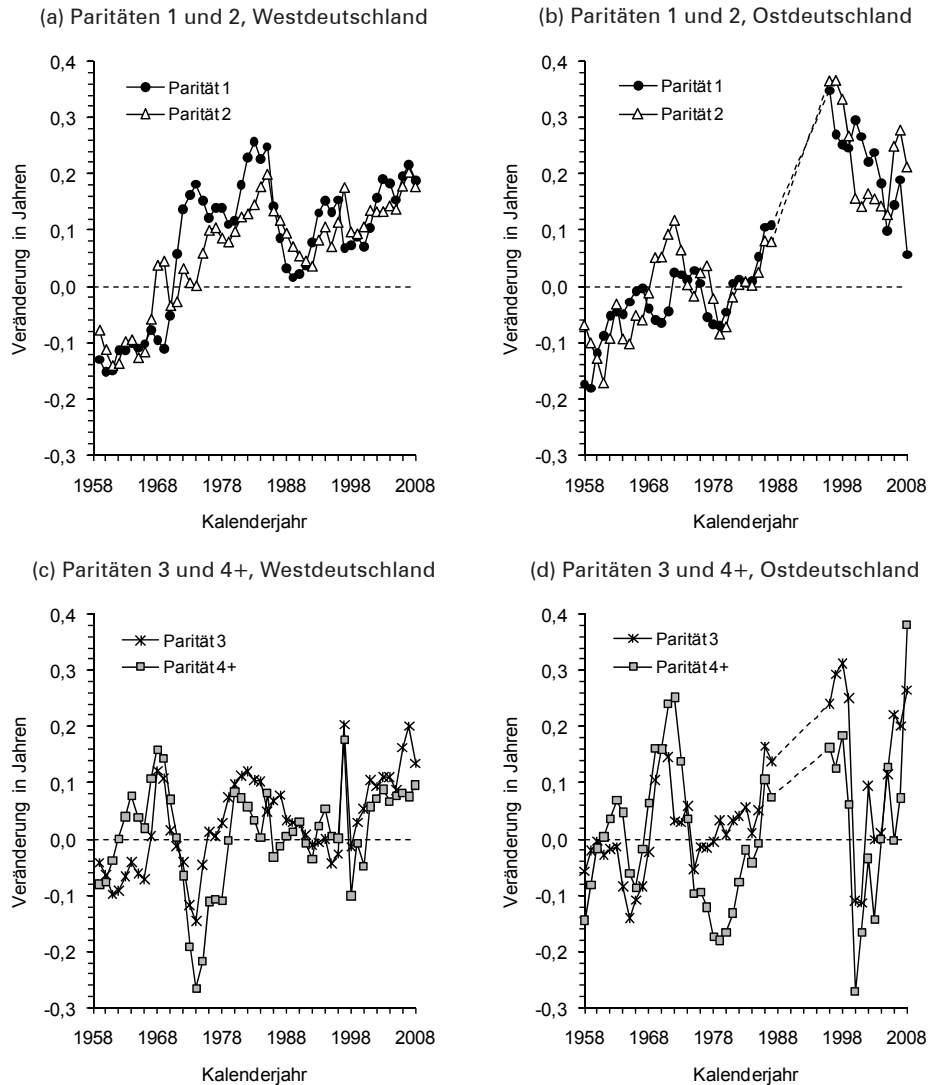
Die Abbildungen 2a bis 2d veranschaulichen die aus den alters- und paritätsspezifischen Geburtenzahlen geschätzten jährlichen Veränderungen der durchschnittlichen paritätsspezifischen Gebäralter r_i für den gleichen Betrachtungszeitraum. In Westdeutschland sind die Werte für die Parität 1 (schwarze Punkte in Abb. 2a) bis zum Beginn der 1970er Jahre ausschließlich im negativen Bereich zu finden. Das bedeutet, dass sich das durchschnittliche Alter von erstgebärenden Frauen im Verlauf dieser Jahre stetig verringert hat. Ähnliches gilt für das durchschnittliche Gebäralter der Paritäten 2 (in Abb. 2a durch weiße Dreiecke dargestellt) und 3 (Sternsignatur in Abb. 2c), so dass davon auszugehen ist, dass Tempoeffekte in den Jahren des Babybooms eine erhöhende Wirkung auf die konventionelle TFR hatten. Die Veränderungen im Durchschnittsalter der Mütter von Kindern vierter und höherer Ordnung (graue Quadrate in Abb. 2c) zeigen hingegen zwischen der Mitte der 1960er Jahre und dem Beginn der 1970er Jahre einen den Paritäten 1 und 2 gegenläufigen Trend. Aufgrund der geringen Bedeutung der Parität 4+ für die Gesamtfertilität kann dies

Abb. 1: Anteile der paritätsspezifischen TFR_i an der konventionellen zusammengefassten Geburtenziffer TFR in West- und Ostdeutschland, 1958-2008

Anmerkungen: Datengrundlage der Schätzungen für Westdeutschland für die Jahre 1958-1985 *Birg et al.* (1990), 1986-1995 *Kreyenfeld* (2002), 1996-1999 Perinatalerhebung, 2000 amtliche Statistik (ehel. Geburten), 2001-2008 *Kreyenfeld et al.* (2010); Datengrundlage der Schätzungen für Ostdeutschland der Jahre 1954-1988 amtliche Statistik der DDR, 1995-2000 Perinatalerhebung, 2001-2008 *Kreyenfeld et al.* (2010); für Ostdeutschland wurden die fehlenden Kalenderjahre 1989-1994 durch lineare Interpolierung der Werte für 1988 und 1995 hinzu geschätzt; die paritätsspezifischen TFR_i für die einzelnen Kalenderjahre sind in Anhang 1 zu finden.

allerdings nur eine unwesentliche Reduktion der durch die Paritäten 1, 2 und 3 hervorgerufenen Tempoeffekte bewirken. Von den 1970er Jahren bis zum Ende der 1990er Jahre zeigen in Westdeutschland dann alle Paritäten fast durchgehend einen jährlichen Anstieg des durchschnittlichen Gebäralters, wenn auch mit unterschiedlicher Stärke. Vor allem bei der Parität 1 liegen die jährlichen Veränderungen in den meisten Jahren oberhalb von 0,1 Jahren, mit dem Maximalwert von 0,26 im Jahr 1983. Lediglich in der zweiten Hälfte der 1980er Jahre gehen die Werte für r_1 in Richtung Null. Seit den frühen 1990er Jahren zeigt sich dann wiederum eine Vergrößerung des jährlichen Anstiegs mit insgesamt bis zur Gegenwart anhaltender zunehmender Tendenz. Bei den anderen Paritäten fanden über die gesamte Zeit sehr ähnliche Veränderungen statt. In den letzten Beobachtungsjahren liegt die jährliche Veränderung des durchschnittlichen Gebäralters bei den Paritäten 1 bis 3 zwischen 0,15 und 0,20 Jahren, so dass die TFR in Westdeutschland vor allem in den 1970er und frühen 1980er Jahren sowie seit Anfang der 1990er Jahre etwas stärker von Tempoeffekten beeinflusst ist.

Abb. 2: Jährliche Veränderung des durchschnittlichen paritätsspezifischen Gebäralters r_i in West- und Ostdeutschland, 1958-2008



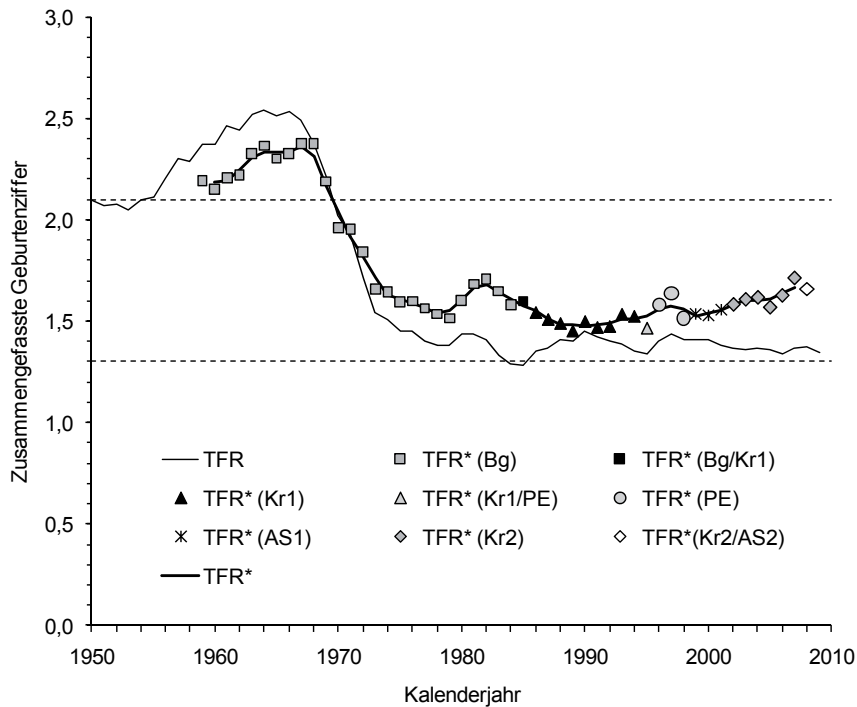
Anmerkungen: Datengrundlage der Schätzungen für Westdeutschland für die Jahre 1959-1984 *Birg et al. (1990)*, 1985 Kombination *Birg et al. (1990)/Kreyenfeld (2002)*, 1986-1994 *Kreyenfeld (2002)*, 1995 Kombination *Kreyenfeld (2002)/Perinatalerhebung*, 1996-1998 Perinatalerhebung, 1999-2001 amtliche Statistik (ehel. Geburten), 2002-2007 *Kreyenfeld et al. (2010)*, 2008 Kombination *Kreyenfeld et al. (2010)/amtliche Statistik* (alle Geburten); Datengrundlage der Schätzungen für Ostdeutschland für die Jahre 1958-1987 amtliche Statistik der DDR, 1996-1999 Perinatalerhebung, 2000-2001 Kombination Perinatalerhebung/*Kreyenfeld et al. (2010)*, 2002-2007 *Kreyenfeld et al. (2010)*, 2008 Kombination *Kreyenfeld et al. (2010)/amtliche Statistik* (alle Geburten).

In Ostdeutschland schwanken die einzelnen Werte für r_i etwa ab Mitte der 1960er bis zum Ende der 1980er Jahre bei allen Paritäten um den Wert Null (siehe Abb. 2b und 2d). Die wenigen Ausnahmen betreffen die Paritäten 2, 3 und 4+ für kurze Zeit um das Jahr 1970 und die Parität 4+ am Ende der 1970er und zu Beginn der 1980er Jahre. Insgesamt sollte die konventionelle TFR in Ostdeutschland aber kaum durch hierdurch hervorgerufene Tempoeffekte beeinflusst sein. Völlig anders stellt sich jedoch die Entwicklung seit der Wiedervereinigung dar. Leider kann die Veränderung im durchschnittlichen Gebäralter aufgrund der lückenhaften Datenlage zwischen 1987 und 1996 nicht geschätzt werden. Allerdings liegen die für die Jahre 1996 bis 2000 abgeleiteten r_i -Werte vor allem für die Paritäten 1 und 2 sehr hoch und deutlich über dem westdeutschen Niveau. Die in den Abbildungen 2b und 2d gestrichelt eingezeichneten interpolierenden Linien zwischen 1987 und 1996 sollen lediglich einen Eindruck über die enormen Veränderungen im Gebäralter ostdeutscher Mütter während der 1990er Jahre vermitteln. Sie dienen aber keiner Schätzung der r_i -Werte für die einzelnen Jahre, die vor allem in der ersten Hälfte der 1990er Jahre sogar durchaus über dem Niveau des Jahres 1996 gelegen haben könnten. Sie verdeutlichen jedoch, dass die extrem niedrige TFR Ostdeutschlands in dieser Zeit zu einem erheblichen Teil auf Tempoeffekte zurückzuführen ist. Ab dem Beginn des 21. Jahrhunderts pendelt sich die jährliche Veränderung des durchschnittlichen Gebäralters bei den Paritäten 1 und 2 im Bereich von 0,2 Jahren ein und liegt damit in etwa im Bereich des westdeutschen Niveaus. Bei den Paritäten 3 und 4+ sind die Schwankungen im Vergleich zu den Paritäten 1 und 2 größer und liegen zum großen Teil in der Nähe von Null. Allerdings spielen die Veränderungen im Gebäralter der Mütter von dritten und weiteren Kindern – wie aus Abbildung 1b ersichtlich – für das Ausmaß der Tempoeffekte nur eine marginale Rolle.

Aus den geschätzten jährlichen Veränderungen im paritätsspezifischen Gebäralter können die TFR_i für die einzelnen Ordnungsziffern nach dem von *Bongaarts* und *Feeney* (1998) vorgeschlagenen Verfahren tempobereinigt und zur gesamten tempobereinigten Geburtenziffer TFR^* zusammengefasst werden (die Werte für die TFR_i^* und die gesamte TFR^* sind für die einzelnen Kalenderjahre in Anhang 2 zu finden). Abbildung 3 zeigt die entsprechenden Schätzwerte für Westdeutschland im Vergleich zur konventionellen zusammengefassten Geburtenziffer (dünne Linie). Insgesamt fügen sich die aus den verschiedenen Datenquellen hergeleiteten Schätzwerte für die tempobereinigte TFR^* (in Abb. 3 durch unterschiedliche Symbole gekennzeichnet) zu einem schlüssigen Gesamtverlauf zusammen.

Da bei der Tempobereinigung nach dem Verfahren von *Bongaarts* und *Feeney* (1998) generell größere jährliche Schwankungen (und hier zusätzlich durch die Kombination verschiedener Datenquellen) auftreten können, erhält man robustere Ergebnisse, wenn man die tempobereinigte TFR^* als Durchschnitt von drei Kalenderjahren darstellt (siehe *Goldstein et al.* 2009). Die so ermittelten Schätzwerte für die TFR^* Westdeutschlands sind in Tabelle 2a zusammengestellt. Die dickgezeichnete schwarze Linie in Abbildung 3 repräsentiert den entsprechenden Verlauf der TFR^* , der die bereits im Zusammenhang mit der Entwicklung der jährlichen Veränderungen in den paritätsspezifischen Gebäraltern formulierten Erwartungen widerspiegelt. Von den späten 1950er bis zur Mitte der 1960er Jahre liegt die TFR^* aufgrund

Abb. 3: Schätzungen für die tempobereinigte zusammengefasste Geburtenziffer TFR* in Westdeutschland aus verschiedenen Datenquellen, 1950-2010



Anmerkungen: Die Abkürzungen in Klammern bezeichnen die jeweilige Datengrundlage für die Schätzung der TFR*, Bg = *Birg et al.* (1990), Kr1 = *Kreyenfeld* (2002), Kr2 = *Kreyenfeld et al.* (2010), PE = Perinatalerhebung, AS1 = amtliche Statistik (eheliche Geburten), Bg/Kr1 = Kombination *Birg et al.* (1990)/*Kreyenfeld* (2002), Kr1/PE = Kombination *Kreyenfeld* (2002)/Perinatalerhebung, Kr2/AS2 = Kombination *Kreyenfeld et al.* (2010)/amtliche Statistik (alle Geburten); Verlauf der TFR* ermittelt aus gleitendem Dreijahresdurchschnitt (Werte für die mittleren Kalenderjahre in Tab. 2); die paritätsspezifischen TFR_i^* für die einzelnen Kalenderjahre sind in Anhang 2 zu finden.

des damals sinkenden Gebäralters leicht unterhalb der konventionellen TFR. Dies zeigt, dass der Anstieg der TFR zu Beginn des Babybooms in den 1950er Jahren neben dem tatsächlichen Fertilitätsanstieg zu einem kleinen Teil auch durch Tempoeffekte hervorgerufen wurde. Dies konnte zum Beispiel auch für die USA bereits aufgezeigt werden (*Bongaarts/Feeney* 1998). Am Ende der 1960er und zu Beginn der 1970er Jahre treten praktisch keine Unterschiede zwischen der TFR und der TFR* auf.

Seit den frühen 1970er Jahren ist die TFR* in Westdeutschland jedoch höher als die konventionelle TFR. Während die TFR seit dem Rückgang der Fertilität von der zweiten Hälfte der 1960er bis zur Mitte der 1970er Jahre bei Werten zwischen 1,3 und 1,4 stagniert, fiel der Rückgang bei der TFR* in den 1970er Jahren geringer

Tab. 2: Schätzungen für die tempobereinigte zusammengefasste Geburtenziffer TFR* in West- und Ostdeutschland, 1950-2010 (Dreijahresdurchschnitte)

(a) Westdeutschland											
1950-1959		1960-1969		1970-1979		1980-1989		1990-1999		2000-2009	
Jahr	TFR*	Jahr	TFR*	Jahr	TFR*	Jahr	TFR*	Jahr	TFR*	Jahr	TFR*
1950	--	1960	2,18	1970	2,03	1980	1,60	1990	1,47	2000	1,54
1951	--	1961	2,19	1971	1,92	1981	1,66	1991	1,48	2001	1,56
1952	--	1962	2,25	1972	1,82	1982	1,68	1992	1,49	2002	1,58
1953	--	1963	2,30	1973	1,71	1983	1,65	1993	1,51	2003	1,60
1954	--	1964	2,33	1974	1,63	1984	1,61	1994	1,51	2004	1,60
1955	--	1965	2,33	1975	1,61	1985	1,57	1995	1,52	2005	1,61
1956	--	1966	2,34	1976	1,59	1986	1,55	1996	1,56	2006	1,64
1957	--	1967	2,36	1977	1,57	1987	1,51	1997	1,58	2007	1,67
1958	--	1968	2,31	1978	1,54	1988	1,48	1998	1,56	2008	--
1959	--	1969	2,17	1979	1,55	1989	1,48	1999	1,53	2009	--

(b) Ostdeutschland											
1950-1959		1960-1969		1970-1979		1980-1989		1990-1999		2000-2009	
Jahr	TFR*	Jahr	TFR*	Jahr	TFR*	Jahr	TFR*	Jahr	TFR*	Jahr	TFR*
1950	--	1960	2,18	1970	2,23	1980	1,83	1990	--	2000	1,53
1951	--	1961	2,24	1971	2,11	1981	1,86	1991	--	2001	1,53
1952	--	1962	2,31	1972	1,91	1982	1,85	1992	--	2002	1,53
1953	--	1963	2,35	1973	1,69	1983	1,81	1993	--	2003	1,54
1954	--	1964	2,37	1974	1,58	1984	1,79	1994	--	2004	1,52
1955	--	1965	2,35	1975	1,59	1985	1,81	1995	--	2005	1,53
1956	2,12	1966	2,32	1976	1,68	1986	1,87	1996	--	2006	1,60
1957	2,07	1967	2,29	1977	1,77	1987	--	1997	1,47	2007	1,65
1958	2,09	1968	2,26	1978	1,81	1988	--	1998	1,50	2008	--
1959	2,12	1969	2,24	1979	1,82	1989	--	1999	1,52	2009	--

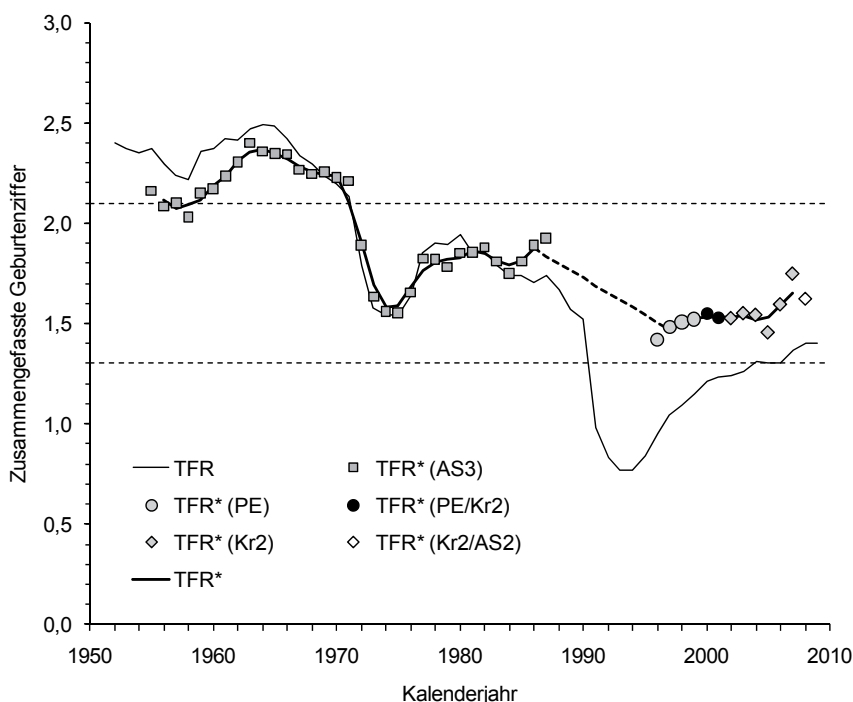
Anmerkungen: -- keine Schätzungen verfügbar; Werte für die TFR* ermittelt aus dem gleitenden Dreijahresdurchschnitt der Schätzwerte für die einzelnen Kalenderjahre (siehe Anhang 2).

aus, der dann zu Beginn der 1980er Jahre in einen kurzen Anstieg bis auf etwa 1,7 überging. Danach erfolgte ein bis zum Jahr 1990 anhaltender Rückgang der TFR*. Ab 1990 zeigt die tempobereinigte zusammengefasste Geburtenziffer einen mehr oder weniger kontinuierlichen Anstieg bis auf knapp 1,7 im letzten Beobachtungsjahr 2008. Insgesamt liegen die Werte der TFR* zwar auch deutlich entfernt vom Bestandserhaltungsniveau von 2,1 Kindern pro Frau (obere gestrichelte Linie in Abb. 3), sie sind aber – im Gegensatz zur konventionellen TFR – deutlich über der

von *Kohler et al.* (2002) mit 1,3 Kindern pro Frau definierten Grenze der „lowest-low fertility“ (untere gestrichelte Linie).

Auch bezüglich der Entwicklung der Gesamtfertilität in Ostdeutschland entsprechen die Unterschiede zwischen der konventionellen TFR und der tempobereinigten TFR* den beschriebenen Erwartungen aufgrund der geschätzten jährlichen Veränderungen der durchschnittlichen paritätsspezifischen Gebäralter. In Abbildung 4 sind die entsprechenden Schätzwerte wieder sowohl für die einzelnen Jahre als auch für den Trend der dreijährigen Durchschnittswerte dargestellt (die jeweiligen Werte sind in Tab. 2b sowie in Anhang 2 zu finden). Offensichtlich führten auch in Ostdeutschland Tempoeffekte in den 1950er Jahren zu einer leichten Erhöhung der zusammengefassten Geburtenziffer, was aus den etwas geringeren Werten der

Abb. 4: Schätzungen für die tempobereinigte zusammengefasste Geburtenziffer TFR* in Ostdeutschland aus verschiedenen Datenquellen, 1950-2010



Anmerkungen: Die Abkürzungen in Klammern bezeichnen die jeweilige Datengrundlage für die Schätzung der TFR*, AS3 = amtliche Statistik (DDR), PE = Perinatalerhebung, Kr2 = *Kreyenfeld et al.* (2010), PE/Kr2 = Kombination Perinatalerhebung/*Kreyenfeld et al.* (2010), Kr2/AS2 = Kombination *Kreyenfeld et al.* (2010)/amtliche Statistik (alle Geburten); Verlauf der TFR* ermittelt aus gleitendem Dreijahresdurchschnitt (Werte für die mittleren Kalenderjahre in Tab. 2); für die Kalenderjahre 1987-1996 (Jahre ohne Schätzwert für die TFR*) wurde der Trend durch lineare Interpolierung der Werte für 1986 und 1997 vervollständigt (gestrichelte Linie); die paritätsspezifischen TFR_i^* für die einzelnen Kalenderjahre sind in Anhang 2 zu finden.

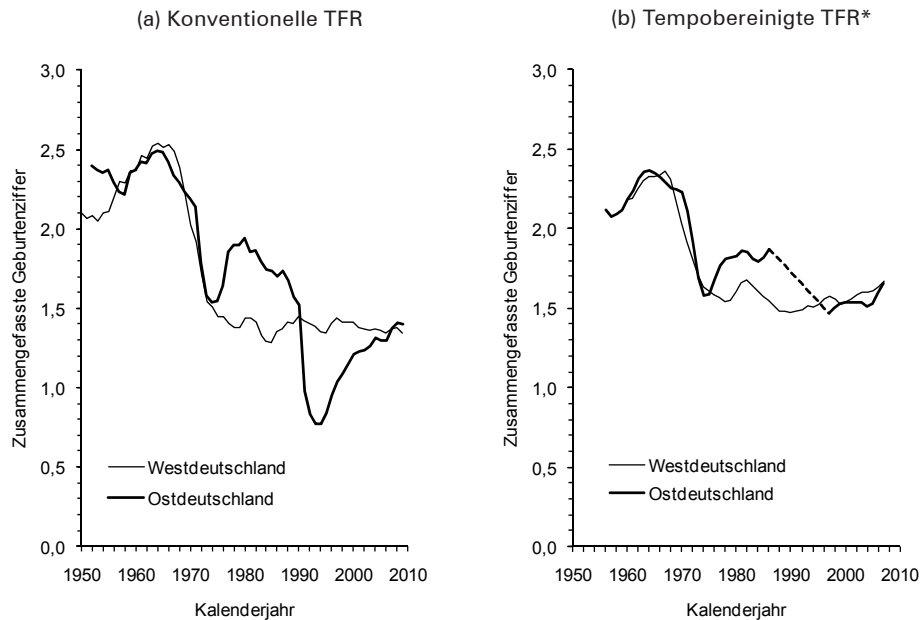
TFR* im Vergleich zur TFR deutlich wird. Ansonsten waren die jährlichen Veränderungen im durchschnittlichen Gebäralter der Mütter bis zur Mitte der 1980er Jahre zu wenig ausgeprägt, um zu bedeutenden Tempoeffekten zu führen. Folglich gibt es zwischen der TFR und TFR* in diesem Zeitabschnitt keine nennenswerten Unterschiede. Dies ändert sich jedoch in den letzten Jahren vor der Wiedervereinigung, in denen die TFR* im Vergleich zur TFR aufgrund des zunehmenden Gebäralters in Ostdeutschland in ähnlicher Weise ansteigt, wie das auch für Westdeutschland am Ende der 1970er Jahre zu beobachten ist.

Obwohl aufgrund der verfügbaren Datenquellen für die 1990er Jahre nur wenige Schätzwerte für die TFR* berechnet werden konnten, so verdeutlichen diese doch, wie stark die konventionelle TFR (und die tatsächlichen Geburtenzahlen) in Ostdeutschland von jährlichen Verschiebungen im Gebäralter tangiert wurde. Während die konventionelle TFR im Jahr 1997 bei nur 1,04 lag, beträgt der Schätzwert für die tempobereinigte TFR* immerhin 1,47. Wie bereits in Abbildung 2b sollen auch die in Abbildung 4 gestrichelten Abschnitte im Verlauf der tempobereinigten TFR* nur einen Eindruck über die Gegebenheiten in der ersten Hälfte der 1990er Jahre vermitteln. Tatsächlich könnte die TFR* in diesen Jahren auch unterhalb dieser Linie gelegen haben, was der Einzeljahresschätzwert für 1996 auch anzudeuten scheint. Von 1997 bis 2005 lag die tempobereinigte TFR* dann jedoch relativ konstant im Bereich von 1,5. Ob der in den einzelnen Schätzwerten ab 2006 sich andeutende Anstieg der TFR* einen tatsächlichen Trend wiedergibt, kann erst mit den Daten für die nächsten Jahre untersucht werden.

In Abbildung 5 sind die Entwicklungen der zusammengefassten Geburtenziffer nach der konventionellen TFR und der tempobereinigten TFR* im direkten West-Ost-Vergleich dargestellt, wobei in Abbildung 5a die konventionellen und in Abbildung 5b die tempobereinigten Verläufe zu finden sind. Interessanterweise zeigen sich in beiden Berechnungsvarianten dieselben Phasen, in denen die zusammengefasste Geburtenziffer in Ost- bzw. Westdeutschland höher liegt. Allerdings sind die Differenzen zwischen den beiden Teilen Deutschlands bei der tempobereinigten TFR* in jeder Phase geringer (und ab der zweiten Hälfte der 1990er Jahre kaum existent), wengleich an dieser Stelle erneut darauf hingewiesen werden muss, dass die gestrichelten Abschnitte im Verlauf der TFR* für Ostdeutschland keine Schätzwerte, sondern die interpolierte Verbindung zwischen den Schätzwerten für 1986 und 1997 darstellen. Ein bedeutendes Ergebnis des hier graphisch veranschaulichten West-Ost-Vergleichs nach den beiden Berechnungsvarianten der zusammengefassten Geburtenziffer ist jedoch, dass die Unterschiede zwischen den beiden Teilen Deutschlands in der Gesamtfertilität sowohl nach der konventionellen TFR als auch nach der tempobereinigten TFR* spätestens mit dem letzten Beobachtungsjahr praktisch verschwunden sind.

Abschließend zeigen die Abbildungen 6 für West- und 7 für Ostdeutschland die Entwicklung in der TFR sowie in der TFR* im Vergleich zu jeweils drei anderen west- bzw. osteuropäischen Ländern, für die entsprechende Werte aus den in der Human Fertility Database (HFD) zusammengestellten Daten berechnet werden konnten (die Berechnungen der TFR* erfolgten dabei analog zu unseren Schätzungen für West- und Ostdeutschland, d.h. aus den tempobereinigten TFR_i* für die Paritäten 1, 2 und

Abb. 5: Zusammengefasste Geburtenziffer in West- und Ostdeutschland nach der konventionellen TFR und der tempobereinigten TFR*, 1950-2010

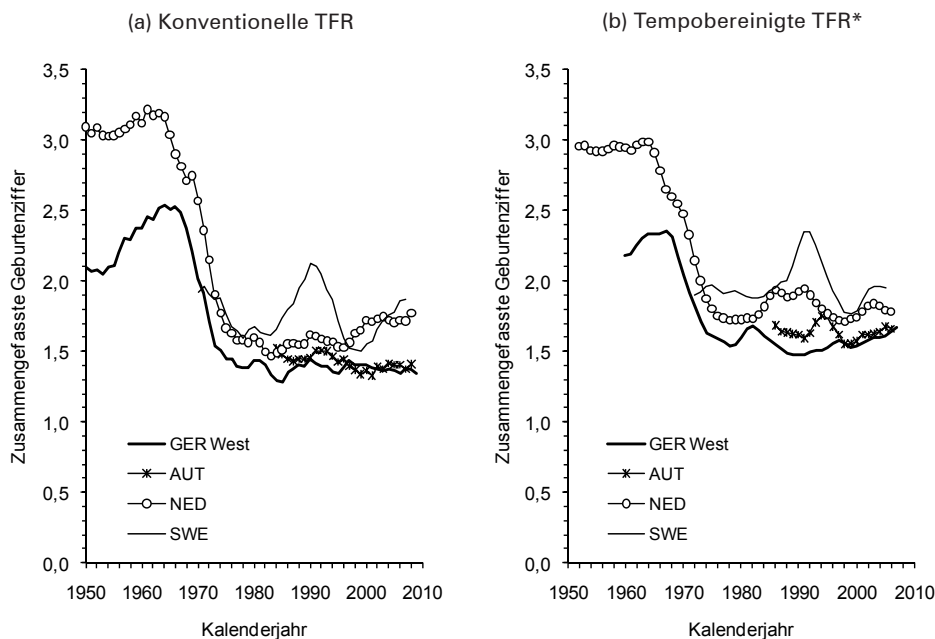


Anmerkungen: Werte für die tempobereinigte TFR* aus dem Dreijahresdurchschnitt der Schätzwerte für die einzelnen Kalenderjahre (siehe Tab. 2); für die Kalenderjahre 1987-1996 wurde der Trend für die TFR* in Ostdeutschland (Jahre ohne Schätzwert) durch lineare Interpolierung der Werte für 1986 und 1997 vervollständigt (gestrichelte Linie).

3 sowie den konventionellen TFR; für die höheren Paritäten als auch in Form von dreijährigen Durchschnittswerten). Wie bereits in Abbildung 5 geschehen, geben dabei die linken Grafiken die konventionelle TFR und die rechten die tempobereinigte TFR* wieder. Die Vergleiche ermöglichen es in etwa einzuschätzen, inwieweit die aus Datenquellen von unterschiedlicher Qualität abgeleiteten Schätzungen der TFR* für West- und Ostdeutschland als plausibel angesehen werden können, da Bevölkerungen mit vergleichbarer demografischer Entwicklung auch ähnliche Trends in den Tempoeffekten vermuten lassen. Dies ist jedoch ein eher intuitiver Gedankengang ohne wirkliche empirische Beweiskraft, vor allem vor dem Hintergrund, dass es trotz der Gemeinsamkeiten auch historische und sozialstrukturelle Unterschiede zwischen den betrachteten Ländern gibt.

Die in Abbildung 6a veranschaulichten Entwicklungen der konventionellen TFR in Westdeutschland, Österreich, den Niederlanden und Schweden spiegeln die bereits bekannte Gegebenheit wider, dass sich die Höhe der Gesamtfertilität in den alten Bundesländern am unteren Ende der Spannweite westeuropäischer Bevölkerungen befindet. Österreich ist im Bezug auf Niveau und Entwicklung der TFR seit den 1980er Jahren (ab diesem Zeitpunkt liegen Daten in der HFD vor) vergleichbar. In Schweden und in den Niederlanden hat sich die TFR in den letzten zehn Jahren, im

Abb. 6: Zusammengefasste Geburtenziffer in Westdeutschland im Vergleich zu anderen westeuropäischen Ländern nach der konventionellen TFR und der tempobereinigten TFR*, 1950-2010

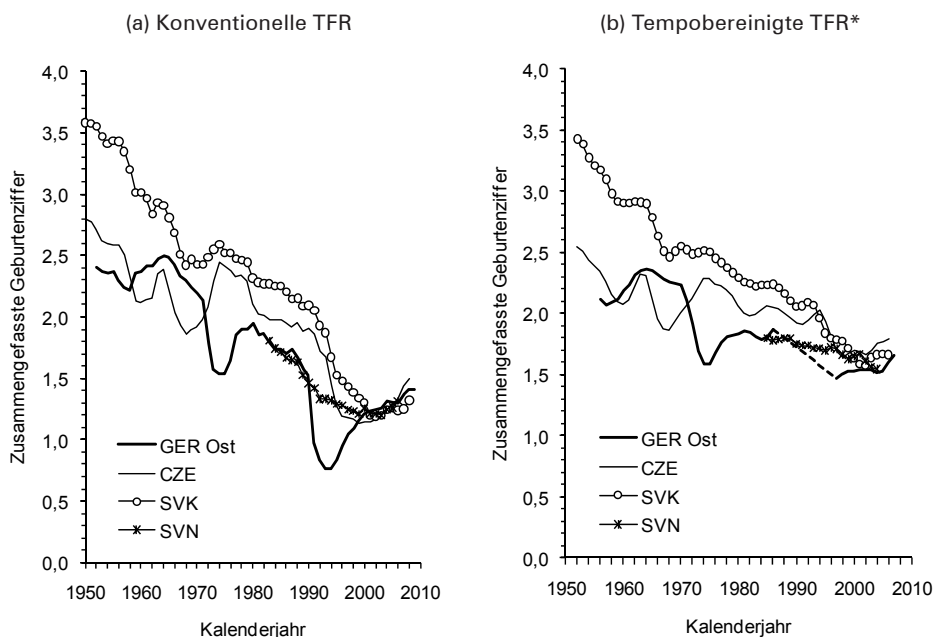


Anmerkungen: Werte für die tempobereinigte TFR* für Westdeutschland (GER West) aus dem Dreijahresdurchschnitt der Schätzwerte für die einzelnen Kalenderjahre (siehe Tab. 2); Werte für Österreich (AUT), Niederlande (NED) und Schweden (SWE) berechnet aus Daten der Human Fertility Database (HFD).

Gegensatz zu der in Westdeutschland und Österreich zu beobachtenden Stagnation, erhöht und liegt dort gegenwärtig im Bereich von 1,8 bis 1,9. Aus Abbildung 6b geht hervor, dass sich auch die Schätzwerte für die TFR* Westdeutschlands nahe an den entsprechenden Werten für Österreich befinden, für das alters- und paritätsspezifische Geburtenzahlen direkt von der amtlichen Statistik für die Gesamtbevölkerung veröffentlicht werden. Das gilt vor allem ab Mitte der 1990er Jahre, während zuvor die Schätzungen für die österreichische TFR* einen im Vergleich zur konventionellen TFR sehr stark wirkenden An- bzw. Abstieg um das Jahr 1990 zeigen. Insgesamt fügen sich die Schätzungen für die TFR* Westdeutschlands aber weitestgehend in plausibler Weise in das Bild der westeuropäischen Bevölkerungen ein. Lediglich in den 1980er und frühen 1990er Jahren könnte die TFR* etwas zu niedrig geschätzt sein. Daneben zeigt sich für die jüngsten Jahre das interessante Ergebnis, dass die Unterschiede in der zusammengefassten Geburtenziffer zwischen Westdeutschland und Österreich auf der einen und Schweden und den Niederlanden auf der anderen Seite in der tempobereinigten Betrachtung deutlich geringer sind.

Auch für Ostdeutschland bietet sich eine der in Abbildung 7 dargestellten Bevölkerungen als Vergleichsmaßstab zur Beurteilung der tempobereinigten Schätzwerte

Abb. 7: Zusammengefasste Geburtenziffer in Ostdeutschland im Vergleich zu anderen osteuropäischen Ländern nach der konventionellen TFR und der tempobereinigten TFR*, 1950-2010



Anmerkungen: Werte für die tempobereinigte TFR* für Ostdeutschland (GER Ost) aus dem Dreijahresdurchschnitt der Schätzwerte für die einzelnen Kalenderjahre (siehe Tab. 2); für die Kalenderjahre 1987-1996 wurde der Trend für die TFR* in Ostdeutschland (Jahre ohne Schätzwert) durch lineare Interpolierung der Werte für 1986 und 1997 vervollständigt (gestrichelte Linie); Werte für die Tschechische Republik (CZE), die Slowakische Republik (SVK) und Slowenien (SVN) berechnet aus Daten der Human Fertility Database (HFD).

an. Slowenien zeigt seit etwa 1980 einen sehr ähnlichen Verlauf der konventionellen TFR wie Ostdeutschland, der sich nur in den 1990er Jahren unterscheidet, in denen sich in Slowenien keine Ostdeutschland vergleichbaren Fertilitätsveränderungen vollzogen (siehe Abb. 7a). Die beiden anderen Bevölkerungen aus der Tschechischen und der Slowakischen Republik weisen zwar bis etwa zur Mitte der 1990er Jahre eine deutlich höhere TFR auf, zeigen aber in der ersten Hälfte der 1990er Jahre ähnliche Veränderungen in der Gesamtfertilität wie die ostdeutsche Bevölkerung (allerdings ohne den Wiederanstieg nach dem Geburtentief). In Abbildung 7b ist zu erkennen, dass sich auch die Schätzwerte für die tempobereinigte TFR* für Ostdeutschland durch den Vergleich mit den drei anderen Populationen als recht glaubhaft darstellen. In den 1980er Jahren sowie seit Beginn des 21. Jahrhunderts gibt es nur geringe Unterschiede zu den Werten für Slowenien. Dagegen stimmt das im Vergleich zur konventionellen TFR deutlich geringere Ausmaß der Fertilitätsreduktion nach der TFR* in den 1990er Jahren sehr gut mit den Vergleichsbeispielen

der Tschechischen und der Slowakischen Republik überein, die in dieser Zeit in der konventionellen TFR ähnliche Einbrüche erlebten wie Ostdeutschland.

4 Diskussion

Wie bereits in der Einleitung erwähnt, lag das wesentliche Ziel der Arbeiten für diesen Beitrag in der Erstellung einer Zeitreihe von Schätzwerten für die tempobereinigte zusammengefasste Geburtenziffer für West- und Ostdeutschland. Hierfür nutzten wir verschiedene Datenquellen, aus denen alters- und paritätsspezifische Geburtenzahlen abgeleitet und darauf basierend die tempobereinigte TFR* geschätzt werden konnten. Am Ende war es möglich, für Westdeutschland eine geschlossene Zeitreihe für die Jahre 1960 bis 2007 zu erstellen. Für Ostdeutschland gelang uns das jedoch leider nicht in einer ebenso lückenlosen Weise, so dass wir für die Bevölkerung der heutigen neuen Bundesländer Schätzungen (Dreijahres-Durchschnitte) für die Jahre 1956 bis 1986 und 1997 bis 2007 anbieten können (die Einjahres-Schätzwerte umfassen die Zeiträume 1959-2008 für Westdeutschland sowie 1955-1987 und 1996-2008 für Ostdeutschland).

Obwohl die Idee des Tempo-Ansatzes von Bongaarts und Feeney (nicht nur für die Fertilität sondern auch für alle anderen demografischen Ereignisse) in dem Beitrag von *Luy* (2010) detailliert beschrieben und dabei auch auf die einzelnen Kritikpunkte eingegangen wird, wollen wir in der abschließenden Diskussion doch ein paar Hinweise zu Interpretation und Einordnung der hier präsentierten tempobereinigten Zahlenreihen geben. Gerade die Frage nach der Interpretation der tempobereinigten zusammengefassten Geburtenziffer ist jedoch nicht einfach zu beantworten und führte in der demografischen Fachliteratur bereits zu vielen Missverständnissen. Dies ist fraglos ein Vorteil der konventionellen TFR, die sich als Summe der im Kalenderjahr beobachteten altersspezifischen Geburtenziffern leichter definieren und interpretieren lässt. Um die von Bongaarts und Feeney intendierte Bedeutung der TFR* zu erläutern, empfiehlt es sich, etwas weiter ausholen.

Völlig unabhängig von der Berechnungsvariante (konventionell oder tempobereinigt) soll die zusammengefasste Geburtenziffer für eine Periode einen Querschnittsblick auf die aktuellen Fertilitätsverhältnisse einer Bevölkerung liefern. Hierfür wird der Fokus auf die Frauen begrenzt, die im betrachteten Kalenderjahr zwischen 15 und 49 Jahre alt sind und damit 35 verschiedenen Geburtsjahrgängen angehören. Ihre momentane Fertilität ist in unterschiedlichem Ausmaß von den gegenwärtigen politischen und gesellschaftlichen Rahmenbedingungen und ihrer eigenen Reproduktionsgeschichte beeinflusst. Für das bessere Verständnis eines Periodenmaßes könnte man sich vorstellen, dass aus den gegenwärtigen altersspezifischen Fertilitätsverhältnissen ein Szenario für eine hypothetische Bevölkerung konstruiert wird. In einer solchen Bevölkerung würden alle Frauen zu jeder Zeit genau diese altersspezifische Fertilität realisieren. Alle Frauenkohorten hätten dann die gleiche endgültige durchschnittliche Kinderzahl, die auch in jedem Kalenderjahr der durchschnittlichen Kinderzahl aller gerade lebenden Frauen im Alter zwischen 15 und 49

Jahren entspricht. In der Demografie wird ein solches Szenario als „stabile Bevölkerung“ bezeichnet.

Eine reale Bevölkerung, deren gegenwärtige Fertilitätsverhältnisse durch die zusammengefasste Geburtenziffer charakterisiert werden sollen, ist natürlich niemals stabil, so dass in der Logik der stabilen Bevölkerung abgeleitete Periodenwerte immer als rein hypothetische Kennziffern betrachtet werden müssen. Das dabei von Bongaarts und Feeney aufgegriffene Problem bezüglich der Charakterisierung periodenspezifischer Fertilitätsverhältnisse besteht darin, dass auch die in einem bestimmten Kalenderjahr beobachtete Anzahl an Geburten und die Zahl der im Alter von 15 bis 49 Jahren lebenden Frauen nicht aus einer stabilen Bevölkerung stammen. Stellt man sich in einem ganz einfachen Beispiel vor, dass jede Frau genau ein Kind bekommt, das von allen Frauen im exakt selben Alter geboren wird, und dass die Geburten immer gleichverteilt über das Jahr stattfinden, dann wäre auch der für ein Kalenderjahr aus den altersspezifischen Geburtenziffern abgeleitete Durchschnittswert als Indikator für die gegenwärtigen Fertilitätsverhältnisse genau ein Kind pro Frau. Würde jedoch das Alter, in dem die Frauen ihr Kind bekommen, kontinuierlich ansteigen (so dass eine Veränderung im Geburten-Timing, nicht aber im Geburten-Quantum erfolgt), dann bekämen die Frauenkohorten, die sich in einem Kalenderjahr im reproduktiven Alter befinden, ihre Kinder über einen längeren Zeitraum als ein Kalenderjahr. In diesem Fall würden zwar alle in einem bestimmten Kalenderjahr lebenden Frauen im Verlauf ihres Lebens tatsächlich nach wie vor eine Geburt realisieren, der aus den altersspezifischen Fertilitätsraten abgeleitete Durchschnittswert für dieses Jahr läge jedoch unter dem Wert Eins.

Bongaarts und Feeney geht es in ihrem Ansatz nun darum, bei der Charakterisierung der Fertilitätsverhältnisse eines bestimmten Kalenderjahres zu berücksichtigen, dass die gegenwärtigen Fertilitätsverhältnisse einer realen Bevölkerung nicht aus einer Situation stammen, in der das Gebäralter aller gerade lebenden Kohorten unverändert bleibt. Die Idee ist es daher, den zeitlichen Bezugsrahmen von Neugeborenen und Mütterkohorten (also von Zähler und Nenner der altersspezifischen Geburtenziffern) im Sinne der Messung des gegenwärtigen Geburten-Quantums gerade lebender Frauen anzupassen. Dabei bezieht sich die Anpassung lediglich auf den oben beschriebenen Ausweitungseffekt des Gebärzeitraums, der aus dem Anstieg des Gebäralters der Mütter resultiert, unter der Annahme, dass das Fertilitäts-Quantum trotz der Altersverschiebung unverändert bleibt (analog würde bei sinkendem Gebäralter eine Anpassung des Reduktionseffekts des verkürzten Gebärzeitraums erfolgen).

In einer stabilen Bevölkerung kann die zusammengefasste Geburtenziffer eines Kalenderjahres, wie oben gezeigt, als Durchschnitt der endgültigen Kinderzahlen aller gerade lebenden Frauenkohorten betrachtet werden. So gesehen lässt sich auch die konventionelle Perioden-TFR (d.h. die beobachtete zusammengefasste Geburtenziffer eines bestimmten Kalenderjahres) interpretieren als die durchschnittliche Anzahl der Kinder, welche die in der hypothetischen Bevölkerung gleichzeitig lebenden Frauenkohorten im Lauf ihrer reproduktiven Lebensphase zur Welt bringen. Die Voraussetzung ist, dass diese Frauenkohorten exakt die in der Periode beobachteten altersspezifischen Geburtenziffern realisieren, d.h. ohne Veränderungen in Ge-

burten-Quantum und Geburten-Timing. Die tempobereinigte TFR* ist in äquivalenter Weise zu interpretieren als die durchschnittliche Anzahl der Kinder, welche die gleichzeitig lebenden hypothetischen Frauenkohorten im Lauf ihrer reproduktiven Lebensphase gebären, wenn diese Frauenkohorten ebenfalls das in der Periode beobachtete, durch die altersspezifischen Geburtenziffern definierte Geburten-Quantum realisieren, allerdings mit Veränderungen im Geburten-Timing. Wenn man die Interpretation wieder auf die übliche hypothetische Frauenkohorte reduziert, dann gibt die TFR* nach der Bongaarts und Feeney-Bereinigung also nicht exakt die in der Periode beobachteten altersspezifischen Geburtenziffern wieder, sondern die den im Verlauf des betrachteten Jahres erfolgenden Veränderungen im Geburten-Timing angepassten altersspezifischen Geburtenziffern (siehe auch *Lesthaeghe/Willems* 1999).

Neben dem oben angesprochenen Geburten-Quantum und dem Geburten-Timing ist im Zusammenhang mit der Tempobereinigung nach der in dieser Arbeit verwendeten Bongaarts und Feeney-Formel auch die Altersverteilung der paritätsspezifischen Geburtenziffern der Frauen relevant. Aus Formel (6) wird ersichtlich, dass die Tempobereinigung allein auf der Veränderung des durchschnittlichen Gebäralters der einzelnen Paritäten basiert. Dadurch unterliegt der Bongaarts und Feeney-Formel letztlich die Annahme, dass die Verteilung der altersspezifischen Geburtenziffern bei den Altersverschiebungen konstant bleibt. Auf diesen Aspekt konzentrieren sich auch die methodischen Kritiken an der Tempobereinigung nach der Bongaarts und Feeney-Methode (siehe z.B. *van Imhoff/Keilman* 2000; *Kohler/Philipov* 2001; *van Imhoff* 2001; *Yi/Land* 2001). In realen Bevölkerungen gehen die Veränderungen im durchschnittlichen Gebäralter tatsächlich mit Varianzveränderungen einher, die damit ebenfalls einen Einfluss auf die in einem Kalenderjahr erfolgenden Geburtenzahlen haben. So kann der Anstieg des durchschnittlichen Gebäralters sowohl durch eine Zunahme der altersspezifischen Fertilität im höheren reproduktiven Alter als auch durch einen Rückgang der Geburtenhäufigkeit bei den jüngeren Frauen hervorgerufen werden (im ersten Fall würde das Fertilitäts-Quantum auf Dauer zunehmen, im zweiten würde es sinken). Dadurch kann es geschehen, dass sehr unterschiedliche Veränderungen in der Altersverteilung der paritätsspezifischen Geburtenziffern zu identischen Veränderungen im durchschnittlichen Gebäralter und damit zu einer identischen Tempobereinigung durch die Bongaarts und Feeney-Formel führen. Solche Fälle sind tatsächlich nicht selten und auch in der deutschen Bevölkerung während der in diesem Beitrag analysierten Kalenderjahre zu beobachten.

Theoretisch ist es möglich, die Tempobereinigung um den Effekt von Veränderungen in der Altersverteilung der paritätsspezifischen Geburtenziffern zu erweitern, wie es z.B. von *Kohler* und *Philipov* (2001) vorgeschlagen wurde. In der Praxis stößt die Machbarkeit hier jedoch aufgrund der erforderlichen Daten-Detailliertheit in den meisten Fällen an ihre Grenze. Man muss sich also darüber im Klaren sein, dass die Tempobereinigung nach der Bongaarts und Feeney-Formel lediglich eine Approximation der intendierten Anpassung der zusammengefassten Geburtenziffer darstellt (siehe hierzu ausführlich *Luy* 2010). Allerdings lassen sich dem Kritikpunkt der Nichtberücksichtigung von Varianzeffekten zwei Argumente entgegenhalten.

Das erste betrifft die relative Bedeutung von Veränderungen im durchschnittlichen Gebäralter und in der Altersverteilung der altersspezifischen Geburtenziffern für die in einem bestimmten Kalenderjahr erfolgenden Geburtenzahlen. Wie bei *Dinkel* (1989) zu findende Modellrechnungen zeigen, haben Veränderungen im durchschnittlichen Gebäralter wesentlich stärkere Auswirkungen auf die Geburtenzahlen als Veränderungen in der Varianz der Fertilitätsverteilung. Daher dürfte es nicht häufig vorkommen, dass die Nichtberücksichtigung dieser Varianzveränderungen zu einer falschen Richtung der Tempobereinigung mit der Bongaarts und Feeney-Formel führt, wenngleich ihr absolutes Ausmaß tatsächlich verzerrt sein kann. Zum Zweiten bleibt das Argument, dass die konventionelle TFR Veränderungen im Geburten-Timing in keiner Weise berücksichtigt, so dass auch *Kohler* und *Philipov* (2001) zu der Schlussfolgerung gelangen, dass eine Anpassung der zusammengefassten Geburtenziffer nach der Bongaarts und Feeney-Formel für die Analyse der Periodenfertilität hilfreicher ist, als auf die Tempobereinigung ganz zu verzichten.

Letztendlich geht es in dieser Diskussion jedoch nicht darum, welches Maß besser zur Charakterisierung der Periodenfertilität geeignet ist. Man darf auch nicht vergessen, dass beide reine Periodenmaße sind und daher sowohl die TFR als auch die TFR* allein hypothetische Geburtenzahlen wiedergeben. Im Fall der konventionellen TFR basiert diese hypothetische Geburtenzahl auf den *beobachteten Geburtenhäufigkeiten* eines Kalenderjahres, und im Fall der tempobereinigten TFR* auf dem *geschätzten Geburten-Quantum* der in diesem Kalenderjahr lebenden Frauen. Dass Letzteres nicht gemessen, sondern nur modelliert werden kann, ist sicher eine Schwäche der TFR* im Vergleich zur konventionellen zusammengefassten Geburtenziffer. Letztendlich basieren die beiden Maße also auf etwas unterschiedlichen Referenzgrößen, so dass es für die Analyse der Periodenfertilität am informativsten ist, sie parallel und sich ergänzend zu betrachten, wie dies auch in eigentlich allen in der Einleitung angeführten Arbeiten getan wurde.

Nach den in diesem Beitrag präsentierten Ergebnissen kann bezüglich der Differenz zwischen den beiden Geburtenziffern – der konventionellen TFR und der tempobereinigten TFR* – konstatiert werden, dass sich unterschiedliche Phasen in der Geburtenentwicklung in West- und Ostdeutschland erkennen lassen. Bis Ende der 1960er Jahre ist die TFR* in beiden Teilen Deutschlands geringer als die TFR. Dies resultiert aus der Absenkung des durchschnittlichen Gebäralters insbesondere bei den ersten und zweiten Geburten. In den 1970er und 1980er Jahren steigt das Alter der Frauen bei der Geburt ihrer Kinder in Westdeutschland deutlich an, was sich in einer um fast 0,18 höheren tempobereinigten TFR* im Durchschnitt der Jahre 1971 bis 1987 im Vergleich zur konventionellen TFR widerspiegelt. In der ehemaligen DDR bleibt dagegen das Gebäralter in diesem Zeitraum relativ konstant, so dass sich die tempobereinigte TFR* und die konventionelle TFR nicht wesentlich unterscheiden. Seit Anfang der 1990er Jahre steigt das durchschnittliche Gebäralter der westdeutschen Frauen nach einer kurzen Phase relativer Stabilität erneut an. Dieser Entwicklung folgt die sich vergrößernde Abweichung zwischen der geschätzten TFR* und der auf amtlichen Daten basierenden TFR im früheren Bundesgebiet. In den neuen Ländern lässt sich nur vermuten, dass die Differenz zwischen den beiden Maßen in der ersten Hälfte der 1990er Jahren besonders stark ausgeprägt

war. Dafür sprechen viele Indizien, die auf einen rasanten Anstieg des Gebäralters der ostdeutschen Mütter hindeuten. Eine Vorstellung vom Ausmaß dieses Unterschieds vermitteln uns die Schätzwerte aus der zweiten Hälfte der 1990er Jahre. Der Abstand zwischen der tempobereinigten TFR* und der konventionellen TFR beträgt in den Jahren 1997 bis 1999 zwischen 0,37 und 0,43. In den Jahren 2000 bis 2007 ist die TFR* in den neuen Ländern durchschnittlich um 0,28 höher als die konventionelle TFR.

Somit erbringt das kombinierte Bild aus konventioneller TFR und tempobereinigter TFR* auch bezüglich der in diesem Beitrag nicht tiefer analysierten Trends der Periodenfertilität in West- und Ostdeutschland interessante Erkenntnisse, vor allem im Hinblick auf die West-Ost-Differenzen und das enorme Ausmaß von Tempoeffekten in Ostdeutschland während der 1990er Jahre. Seit 2009 ist es nun möglich, die Entwicklung der Fertilität in Deutschland auch anhand von tempobereinigten Geburtenziffern auf Basis paritätsspezifischer Daten für alle Geburten aus der amtlichen Statistik zu analysieren. Für die Zeit zuvor haben wir in diesem Beitrag die bestmöglichen Schätzungen zusammengestellt. Auch wenn diese Schätzungen qualitativ nicht mit den ab 2009 verfügbaren Daten der amtlichen Statistik vergleichbar sind, ermöglichen sie doch, die Bevölkerung West- und Ostdeutschlands bei künftigen Arbeiten zur internationalen Entwicklung der Periodenfertilität in tempobereinigter Betrachtung mit zu berücksichtigen.

Literatur

- Arránz Becker, Oliver; Lois, Daniel; Nauck, Bernhard* 2010: Differences in fertility patterns between East and West German women. Disentangling the roles of cultural background and of the transformation process. In: *Comparative Population Studies – Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 35,1: 7-34 [doi: 10.4232/10.CPoS-2010-02en].
- Beck-Gernsheim, Elisabeth* 1997: Geburtenrückgang und Kinderwunsch – die Erfahrung in Ostdeutschland. In: *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 22,1: 59-71.
- Bernardi, Laura; Keim, Sylvia* 2007: Anfang dreißig und noch kinderlos? Lebenswege und Familienmodelle berufstätiger Frauen aus Ost- und Westdeutschland. In: *Konietzka, Dirk; Kreyenfeld, Michaela* (Hrsg.): *Ein Leben ohne Kinder. Kinderlosigkeit in Deutschland*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften: 317-334.
- Bernardi, Laura; Klärner, Andreas; von der Lippe, Holger* 2008: Job insecurity and the timing of parenthood: a comparison between Eastern and Western Germany. In: *European Journal of Population* 24,3: 287-313 [doi:10.1007/s10680-007-9127-5].
- BGBl (Bundesgesetzblatt)* 2007: Gesetz zur Änderung des Mikrozensusgesetzes 2005 und des Bevölkerungsstatistikgesetzes vom 30. Oktober 2007. BGBl Jahrgang 2007, Teil I, Nr. 55.
- Birg, Herwig; Filip, Detlef; Flöthmann, E.-Jürgen* 1990: Paritätsspezifische Kohortenanalyse des generativen Verhaltens in der Bundesrepublik Deutschland nach dem 2. Weltkrieg. IBS-Materialien 30. Bielefeld: Institut für Bevölkerungsforschung und Sozialpolitik.

- Boehnke, Mandy* 2007: Hochschulbildung und Kinderlosigkeit: Deutsch-deutsche Unterschiede. In: *Konietzka, Dirk; Kreyenfeld, Michaela* (Hrsg.): Ein Leben ohne Kinder. Kinderlosigkeit in Deutschland. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, 295-315.
- 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* 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* 2010: When is a tempo effect a tempo distortion? In: *Genus* 66, 2: 1-15.
- Butterwege, Christoph; Klundt, Michael; Zeng, Matthias* 2005: Kinderarmut in Ost- und Westdeutschland. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Conrad, Christoph; Lechner, Michael; Welf, Werner* 1996: East German fertility after unification: crisis or adaptation? In: *Population and Development Review* 22,2: 331-358.
- Dinkel, Reiner H.* 1989: Demographie. Band 1: Bevölkerungsdynamik. München: Vahlen.
- Dorbritz, Jürgen* 1992: Nuptialität, Fertilität und familiäre Lebensformen in der sozialen Transformation – Übergang zu einer neuen Bevölkerungsweise in Ostdeutschland? In: *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 18,2: 167-196.
- Dorbritz, Jürgen* 1997: Der demographische Wandel in Ostdeutschland – Verlauf und Erklärungsansätze. In: *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 22,2/3: 239-268.
- Dorbritz, Jürgen; Schwarz, Karl* 1996: Kinderlosigkeit in Deutschland – ein Massenphänomen? Analysen zu Erscheinungsformen und Ursachen. In: *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 21,3: 231-261.
- Dornseiff, Jann-Michael; Sackmann, Reinhold* 2003: Familien-, Erwerbs- und Fertilitätsdynamiken in Ost- und Westdeutschland. In: *Bien, Walter; Marbach, Jan H.* (Hrsg.): Partnerschaft und Familiengründung. Ergebnisse der dritten Welle des Familien-Survey. Opladen: Leske+Budrich: 309-348.
- Eberstadt, Nicholas* 1994: Demographic shocks after communism: eastern Germany, 1989-93. In: *Population and Development Review* 20,1: 137-152.
- Eckhard, Jan* 2006: Kinderlosigkeit durch Partnerschaftslosigkeit. Der Wandel der Partnerschaftsbiographien und Zusammenhänge mit der Geburtenentwicklung. In: *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 31,1: 105-126.
- Frejka, Tomas; Sobotka, Tomáš* 2008: Fertility in Europe: diverse, delayed and below replacement. In: *Demographic Research* 19 (Special Issue, Childbearing trends and policies in Europe), 3: 15-46 [doi:10.4054/DemRes.2008.19.3].
- Goerke, K.; Lack, N.* 2000: Qualitätssicherung in der Geburtshilfe – Perinatalerhebung. In: *Der Gynäkologe* 33,3: 220-224 [doi: 10.1007/s001290050538].
- Goldstein, Joshua R.; Lutz, Wolfgang; Scherbov, Sergei* 2003: Long-term population decline in Europe: the relative importance of tempo effects and generational length. In: *Population and Development Review* 29,4: 699-707 [doi/10.1111/j.1728-4457.2003.00699.x].
- Goldstein, Joshua R.; Sobotka, Tomáš; Jasilioniene, Aiva* 2009: The end of "lowest-low" fertility? In: *Population and Development Review* 35, 4: 663-699.
- 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.

- Hank, Karsten* 2002: Regional social contexts and individual fertility decisions: a multi-level analysis of first and second births in Western Germany. In: *European Journal of Population* 18,3: 263-279 [doi: 10.1023/A:1019765026537].
- Hank, Karsten; Kreyenfeld, Michaela* 2003: A multilevel analysis of child care and women's fertility decisions in Western Germany. In: *Journal of Marriage and Family* 65,3: 584-596.
- Hank, Karsten; Kreyenfeld, Michaela; Spieß, C. Katharina* 2004: Kinderbetreuung und Fertilität in Deutschland. In: *Zeitschrift für Soziologie* 33,3: 228-244.
- Human Fertility Database*. Max-Planck-Institut für demografische Forschung (Deutschland) und Vienna Institute of Demography (Österreich). Abrufbar unter www.human-fertility.org (Daten-Download am 02.12.2010).
- Kohler, Hans-Peter; Billari, Francesco C.; Ortega, José A.* 2002: The emergence of low-est-low fertility in Europe during the 1990s. In: *Population and Development Review* 28,4: 641-680.
- Kohler, Hans-Peter; Philipov, Dimiter* 2001: Variance effects in the Bongaarts-Feeney formula. In: *Demography* 38,1: 1-16.
- Kreyenfeld, Michaela* 2002: Parity specific birth rates for West Germany: an attempt to combine survey data and vital statistics. In: *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 27,3: 327-357.
- Kreyenfeld, Michaela* 2003: Crises or adaption – reconsidered: a comparison of East and West German fertility patterns in the first six years after the 'Wende'. In: *European Journal of Population* 19,3: 303-329.
- Kreyenfeld, Michaela* 2009: Das zweite Kind in Ostdeutschland: Aufschub oder Verzicht? 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: 100-123.
- Kreyenfeld, Michaela; Scholz, Rembrandt; Peters, Frederik; Wlosnewski, Ines* 2010: Order-specific fertility rates for Germany. Estimates from perinatal statistics for the period 2001-2008. In: *Comparative Population Studies – Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 35,2: 207-224 [doi: 10.4232/10.CPoS-2010-06en].
- Lechner, Michael* 2001: The empirical analysis of East German fertility after unification: an update. In: *European Journal of Population* 17,1: 61-74.
- Lesthaeghe, Ron; Willems, Paul* 1999: Is low fertility a temporary phenomenon in the European Union? In: *Population and Development Review* 25,2: 211-228.
- Luy, Marc* 2009: Empirische Bestandsaufnahme der Bevölkerungsentwicklung in Ost- und Westdeutschland. In: *Schubarth, Wilfried; Speck, Karsten* (Hrsg.): *Regionale Abwanderung Jugendlicher. Theoretische Analysen, empirische Befunde und politische Gegenstrategien*. Weinheim, München: Juventa: 43-67.
- Luy, Marc* 2010: Tempo effects and their relevance in demographic analysis. In: *Comparative Population Studies – Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 35,3: 415-446 [doi 10.4232/10.CPoS-2010-11en].
- Manning, Sonja* 1995: Geburten- und Heiratsverzicht in den neuen Ländern – Abschied von der Familie? In: *Sydow, Hubert; Schlegel, Uta; Helmke, Andreas* (Hrsg.): *Chancen und Risiken im Lebenslauf: Beiträge zum gesellschaftlichen Wandel in Ostdeutschland*. Berlin: Akademie Verlag: 137-150.
- Philipov, Dimiter; Kohler, Hans-Peter* 2001: Tempo effects in the fertility decline in eastern Europe: evidence from Bulgaria, the Czech Republic, Hungary, Poland, and Russia. In: *European Journal of Population* 17,1: 37-60.

- Pötzsch, Olga* 2010: Annahmen zur Geburtenentwicklung in der 12. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung. In: *Wirtschaft und Statistik* 1/2010: 29-40.
- Sackmann, Reinhold* 1999: Ist ein Ende der Fertilitätskrise in Ostdeutschland absehbar? In: *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 24,2: 187-211.
- Sobotka, Tomáš* 2002: Comments on „The empirical analysis of East German fertility after unification: an update“. In: *European Journal of Population* 18,3: 203-208.
- Sobotka, Tomáš* 2003: Tempo-quantum and period-cohort interplay in fertility changes in Europe. Evidence from the Czech Republic, Italy, the Netherlands and Sweden. In: *Demographic Research* 8,6: 152-214 [doi: 10.4054/DemRes.2003.8.6].
- Sobotka, Tomáš* 2004a: Is lowest-low fertility in Europe explained by the postponement of childbearing? In: *Population and Development Review* 30,2: 195-220.
- Sobotka, Tomáš* 2004b: Postponement of childbearing and low fertility in Europe. Amsterdam: Dutch University Press.
- 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* 2008: Natürliche Bevölkerungsbewegung, Fachserie 1, Reihe 1.1. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- Statistisches Bundesamt* 2010: Babys in den neuen Ländern haben jüngere Mütter. Pressemitteilung vom 2. Dezember 2010 sowie Tabellen unter: <http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Navigation/Statistiken/Bevoelkerung/GeburtenSterbefaelle/Tabellen.psml>.
- 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.
- Witte, James C.; Wagner, Gert* 1995: Declining fertility in East Germany after unification: a demographic response to socioeconomic change. In: *Population and Development Review* 21,2: 387-397.
- Yi, Zeng; 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.

Eine Übersetzung dieses begutachteten und von den Autoren autorisierten deutschen Originaltextes ist unter dem Titel „Estimates of the Tempo-adjusted Total Fertility Rate in Western and Eastern Germany, 1955-2008“, DOI 10.4232/10.CPoS-2010-14en bzw. URN urn:nbn:de:bib-cpos-2010-14en2, auf <http://www.comparativepopulationstudies.de> verfügbar.

Eingegangen am: 20.12.2010

Angenommen am: 26.12.2010

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>

Olga Pötzsch. Statistisches Bundesamt, Gustav-Stresemann-Ring 11, 65189 Wiesbaden, Deutschland. E-Mail: olga.poetzsch@destatis.de,
URL: <http://www.destatis.de>

Anhang 1: Geschätzte Aufteilung der konventionellen zusammengefassten
Geburtenziffer TFR für West- und Ostdeutschland auf die einzelnen
paritätsspezifischen TFR_i, 1954-2009

Jahr	Westdeutschland					Ostdeutschland				
	TFR ₁	TFR ₂	TFR ₃	TFR ₄₊	TFR	TFR ₁	TFR ₂	TFR ₃	TFR ₄₊	TFR
1954	--	--	--	--	2,10	0,93	0,71	0,36	0,35	2,35
1955	--	--	--	--	2,11	0,93	0,71	0,37	0,35	2,35
1956	--	--	--	--	2,20	0,88	0,68	0,37	0,36	2,26
1957	--	--	--	--	2,30	0,85	0,66	0,36	0,36	2,21
1958	0,94	0,67	0,37	0,31	2,29	0,85	0,65	0,36	0,37	2,21
1959	0,97	0,69	0,39	0,33	2,37	0,89	0,67	0,38	0,41	2,35
1960	0,97	0,69	0,38	0,32	2,37	0,90	0,65	0,37	0,41	2,33
1961	1,00	0,72	0,40	0,34	2,46	0,95	0,66	0,38	0,43	2,40
1962	1,00	0,71	0,39	0,34	2,44	0,97	0,66	0,36	0,43	2,42
1963	1,02	0,74	0,41	0,35	2,52	0,99	0,68	0,37	0,43	2,47
1964	1,02	0,75	0,41	0,35	2,54	0,99	0,69	0,37	0,44	2,51
1965	1,02	0,75	0,40	0,34	2,51	1,00	0,70	0,36	0,42	2,48
1966	1,04	0,75	0,41	0,33	2,53	0,98	0,70	0,36	0,38	2,42
1967	1,03	0,75	0,39	0,31	2,49	0,96	0,69	0,35	0,34	2,34
1968	0,99	0,72	0,37	0,29	2,38	0,95	0,69	0,34	0,31	2,30
1969	0,93	0,67	0,34	0,26	2,21	0,96	0,68	0,33	0,27	2,24
1970	0,88	0,61	0,30	0,22	2,02	0,98	0,67	0,30	0,24	2,19
1971	0,86	0,59	0,28	0,20	1,92	0,97	0,66	0,29	0,22	2,14
1972	0,78	0,53	0,24	0,17	1,71	0,90	0,54	0,19	0,14	1,79
1973	0,70	0,48	0,21	0,15	1,54	0,88	0,48	0,12	0,09	1,58
1974	0,70	0,48	0,19	0,13	1,51	0,87	0,48	0,11	0,08	1,54
1975	0,68	0,46	0,19	0,12	1,45	0,87	0,50	0,10	0,07	1,54
1976	0,68	0,47	0,18	0,11	1,45	0,90	0,55	0,11	0,07	1,64
1977	0,67	0,46	0,17	0,10	1,40	0,96	0,68	0,13	0,07	1,85
1978	0,66	0,46	0,17	0,09	1,38	0,99	0,70	0,14	0,07	1,90
1979	0,65	0,46	0,17	0,09	1,38	0,98	0,70	0,14	0,07	1,89
1980	0,69	0,48	0,18	0,09	1,44	1,01	0,70	0,16	0,07	1,94
1981	0,69	0,48	0,19	0,09	1,44	0,95	0,69	0,15	0,07	1,85
1982	0,68	0,47	0,18	0,08	1,41	0,93	0,70	0,16	0,07	1,86
1983	0,64	0,45	0,17	0,07	1,33	0,89	0,67	0,16	0,07	1,79
1984	0,61	0,44	0,17	0,07	1,29	0,85	0,65	0,16	0,07	1,74
1985	0,61	0,44	0,17	0,07	1,28	0,83	0,64	0,19	0,08	1,73
1986	0,66	0,48	0,15	0,06	1,35	0,81	0,63	0,18	0,08	1,70
1987	0,67	0,47	0,16	0,06	1,37	0,81	0,65	0,20	0,08	1,74
1988	0,69	0,49	0,17	0,07	1,41	0,78	0,62	0,19	0,08	1,67
1989	0,69	0,48	0,17	0,07	1,40	--	--	--	--	1,57
1990	0,71	0,49	0,17	0,07	1,45	--	--	--	--	1,52
1991	0,71	0,47	0,17	0,07	1,42	--	--	--	--	0,98
1992	0,70	0,47	0,17	0,07	1,40	--	--	--	--	0,83
1993	0,69	0,47	0,17	0,06	1,39	--	--	--	--	0,77

Anhang 1 (Fortsetzung)

Jahr	Westdeutschland					Ostdeutschland				
	TFR ₁	TFR ₂	TFR ₃	TFR ₄₊	TFR	TFR ₁	TFR ₂	TFR ₃	TFR ₄₊	TFR
1994	0,68	0,45	0,16	0,06	1,35	--	--	--	--	0,77
1995	0,67	0,45	0,16	0,06	1,34	0,42	0,28	0,09	0,05	0,84
1996	0,66	0,50	0,17	0,08	1,40	0,49	0,31	0,09	0,06	0,95
1997	0,70	0,49	0,17	0,08	1,44	0,53	0,35	0,11	0,05	1,04
1998	0,69	0,49	0,16	0,07	1,41	0,58	0,35	0,11	0,05	1,09
1999	0,69	0,48	0,16	0,08	1,41	0,62	0,36	0,11	0,06	1,15
2000	0,68	0,51	0,16	0,06	1,41	0,66	0,38	0,11	0,06	1,21
2001	0,68	0,48	0,15	0,07	1,38	0,68	0,39	0,11	0,06	1,23
2002	0,68	0,47	0,15	0,07	1,37	0,69	0,40	0,11	0,05	1,24
2003	0,67	0,48	0,15	0,07	1,36	0,69	0,41	0,11	0,05	1,26
2004	0,67	0,48	0,16	0,07	1,37	0,71	0,42	0,12	0,06	1,31
2005	0,66	0,48	0,15	0,07	1,36	0,70	0,42	0,12	0,06	1,30
2006	0,65	0,47	0,16	0,07	1,34	0,69	0,43	0,13	0,06	1,30
2007	0,67	0,47	0,16	0,07	1,37	0,72	0,46	0,13	0,06	1,37
2008	0,67	0,47	0,16	0,07	1,37	0,73	0,47	0,14	0,07	1,40
2009	0,67	0,45	0,15	0,07	1,35	0,72	0,48	0,14	0,07	1,40

Anmerkungen: -- keine Schätzungen verfügbar; Datengrundlage der Schätzungen für Westdeutschland für die Jahre 1958-1985 *Birg et al.* (1990), 1986-1995 *Kreyenfeld* (2002), 1996-1999 Perinatalerhebung, 2000 amtliche Statistik (ehel. Geburten), 2001-2008 *Kreyenfeld et al.* (2010), 2009 amtliche Statistik (alle Geburten); Datengrundlage der Schätzungen für Ostdeutschland für die Jahre 1954-1988 amtliche Statistik der DDR, 1995-2000 Perinatalerhebung, 2001-2008 *Kreyenfeld et al.* (2010), 2009 amtliche Statistik (alle Geburten); Abweichungen zwischen der Summe der paritätsspezifischen TFR_i und der gesamten TFR sind auf Rundungsfehler zurückzuführen.

Anhang 2: Geschätzte Aufteilung der tempobereinigten zusammengefassten
Geburtenziffer TFR* für West- und Ostdeutschland auf die einzelnen
paritätsspezifischen TFR_i*, 1954-2009 (jährliche Werte)

Jahr	Westdeutschland					Ostdeutschland				
	TFR ₁ *	TFR ₂ *	TFR ₃ *	TFR ₄₊ *	TFR*	TFR ₁ *	TFR ₂ *	TFR ₃ *	TFR ₄₊ *	TFR*
1954	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--
1955	--	--	--	--	--	0,82	0,67	0,31	0,26	2,16
1956	--	--	--	--	--	0,81	0,60	0,32	0,27	2,08
1957	--	--	--	--	--	0,80	0,61	0,33	0,30	2,10
1958	--	--	--	--	--	0,72	0,60	0,34	0,33	2,03
1959	0,86	0,64	0,37	0,30	2,19	0,75	0,61	0,37	0,38	2,15
1960	0,84	0,62	0,36	0,30	2,15	0,81	0,58	0,37	0,40	2,17
1961	0,87	0,63	0,36	0,33	2,20	0,87	0,56	0,36	0,43	2,23
1962	0,90	0,63	0,36	0,34	2,22	0,92	0,60	0,36	0,44	2,31
1963	0,92	0,68	0,38	0,36	2,32	0,94	0,66	0,36	0,47	2,40
1964	0,93	0,69	0,40	0,38	2,37	0,95	0,63	0,34	0,46	2,35
1965	0,92	0,66	0,38	0,35	2,30	0,97	0,63	0,32	0,40	2,35
1966	0,94	0,68	0,38	0,34	2,33	0,97	0,67	0,33	0,35	2,34
1967	0,96	0,71	0,40	0,35	2,38	0,96	0,65	0,32	0,33	2,27
1968	0,91	0,75	0,43	0,35	2,37	0,92	0,68	0,33	0,33	2,24
1969	0,84	0,71	0,38	0,30	2,19	0,91	0,71	0,36	0,33	2,26
1970	0,84	0,59	0,30	0,24	1,96	0,92	0,71	0,36	0,29	2,23
1971	0,91	0,57	0,27	0,20	1,95	0,93	0,73	0,34	0,29	2,21
1972	0,90	0,55	0,23	0,16	1,84	0,92	0,62	0,20	0,19	1,88
1973	0,84	0,49	0,18	0,12	1,66	0,90	0,52	0,12	0,11	1,63
1974	0,86	0,48	0,17	0,10	1,64	0,88	0,48	0,12	0,08	1,56
1975	0,80	0,49	0,18	0,10	1,59	0,89	0,49	0,10	0,06	1,55
1976	0,78	0,52	0,19	0,10	1,60	0,91	0,56	0,11	0,06	1,65
1977	0,77	0,52	0,17	0,09	1,56	0,91	0,71	0,13	0,07	1,82
1978	0,76	0,50	0,17	0,08	1,53	0,92	0,69	0,14	0,06	1,82
1979	0,73	0,50	0,19	0,09	1,51	0,92	0,64	0,15	0,06	1,78
1980	0,78	0,53	0,20	0,10	1,60	0,96	0,66	0,16	0,06	1,85
1981	0,84	0,55	0,21	0,10	1,68	0,95	0,67	0,16	0,06	1,86
1982	0,88	0,54	0,20	0,09	1,71	0,94	0,70	0,17	0,07	1,88
1983	0,87	0,52	0,19	0,08	1,65	0,89	0,67	0,17	0,07	1,81
1984	0,79	0,54	0,18	0,07	1,58	0,86	0,65	0,17	0,07	1,74
1985	0,81	0,55	0,18	0,07	1,60	0,87	0,66	0,20	0,07	1,81
1986	0,76	0,55	0,17	0,06	1,54	0,91	0,68	0,22	0,09	1,89
1987	0,74	0,54	0,17	0,06	1,51	0,91	0,70	0,23	0,09	1,92
1988	0,71	0,54	0,17	0,07	1,49	--	--	--	--	--
1989	0,70	0,52	0,17	0,07	1,45	--	--	--	--	--
1990	0,73	0,52	0,18	0,07	1,50	--	--	--	--	--
1991	0,74	0,50	0,17	0,07	1,47	--	--	--	--	--
1992	0,76	0,48	0,17	0,06	1,47	--	--	--	--	--
1993	0,79	0,51	0,16	0,06	1,53	--	--	--	--	--

Anhang 2 (Fortsetzung)

Jahr	Westdeutschland					Ostdeutschland				
	TFR ₁ *	TFR ₂ *	TFR ₃ *	TFR ₄₊ *	TFR*	TFR ₁ *	TFR ₂ *	TFR ₃ *	TFR ₄₊ *	TFR*
1994	0,80	0,50	0,16	0,06	1,52	--	--	--	--	--
1995	0,72	0,52	0,15	0,07	1,47	--	--	--	--	--
1996	0,78	0,57	0,16	0,08	1,58	0,75	0,49	0,12	0,07	1,42
1997	0,75	0,60	0,21	0,10	1,64	0,72	0,55	0,15	0,06	1,48
1998	0,74	0,54	0,16	0,06	1,51	0,78	0,52	0,16	0,07	1,51
1999	0,75	0,56	0,16	0,06	1,53	0,83	0,49	0,14	0,06	1,52
2000	0,74	0,57	0,16	0,06	1,53	0,93	0,46	0,10	0,05	1,55
2001	0,75	0,58	0,17	0,06	1,55	0,93	0,45	0,10	0,05	1,53
2002	0,80	0,55	0,17	0,07	1,58	0,88	0,47	0,12	0,05	1,52
2003	0,82	0,55	0,17	0,07	1,61	0,90	0,48	0,11	0,05	1,55
2004	0,82	0,56	0,17	0,07	1,62	0,87	0,50	0,12	0,06	1,54
2005	0,78	0,55	0,17	0,07	1,57	0,78	0,48	0,14	0,07	1,45
2006	0,80	0,57	0,19	0,08	1,63	0,80	0,57	0,16	0,06	1,59
2007	0,85	0,59	0,20	0,08	1,71	0,89	0,63	0,16	0,07	1,75
2008	0,83	0,57	0,18	0,08	1,66	0,78	0,60	0,18	0,11	1,62
2009	--	--	--	--	--	--	--	--	--	--

Anmerkungen: -- keine Schätzungen verfügbar; Datengrundlage der Schätzungen für Westdeutschland für die Jahre 1959-1984 *Birg et al.* (1990), 1985 Kombination *Birg et al.* (1990)/*Kreyenfeld* (2002), 1986-1994 *Kreyenfeld* (2002), 1995 Kombination *Kreyenfeld* (2002)/Perinatalerhebung, 1996-1998 Perinatalerhebung, 1999-2001 amtliche Statistik (ehel. Geburten), 2002-2007 *Kreyenfeld et al.* (2010), 2008 Kombination *Kreyenfeld et al.* (2010)/amtliche Statistik (alle Geburten); Datengrundlage der Schätzungen für Ostdeutschland für die Jahre 1955-1987 amtliche Statistik der DDR, 1996-1999 Perinatalerhebung, 2000-2001 Kombination Perinatalerhebung/*Kreyenfeld et al.* (2010), 2002-2007 *Kreyenfeld et al.* (2010), 2008 Kombination *Kreyenfeld et al.* (2010)/amtliche Statistik (alle Geburten); gesamte TFR* berechnet aus $TFR_1^* + TFR_2^* + TFR_3^* + TFR_{4+}$ (siehe Abschnitt Daten und Methoden).

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)