

## Monitor der Entwicklung der Geburtenhäufigkeit in Deutschland: Schätzung von monatlichen und jährlichen zusammengefassten Geburtenziffern auf der Grundlage vorläufiger monatlicher Daten

Gabriele Doblhammer, Nadja Milewski, Frederik Peters

**Zusammenfassung:** Dieser Beitrag stellt eine Methode zur Schätzung von Indikatoren der Geburtenhäufigkeit vor für den Fall, dass keine aktuelle und kurzfristige Geburtenstatistik verfügbar ist. Für Deutschland schlagen wir einen Satz einfacher Methoden vor, der die Errechnung der monatlichen (*mTFR*) und der jährlichen zusammengefassten Geburtenziffern (TFR) auf der Grundlage vorläufiger Monatsdaten, einschließlich eines Konfidenzintervalls, ermöglicht. Die Methode zur Schätzung der aktuellsten Geburtenziffern lässt sich dann anwenden, wenn keine Angaben zur Altersstruktur und zur Anzahl der Frauen im Gebäralter vorliegen. Die in diesem Beitrag vorgestellten Methoden eignen sich zur Berechnung monatlicher Geburtenindikatoren, wobei minimale Anforderungen an die Datenqualität und den statistischen Aufwand gestellt werden. Darüber hinaus regen wir einen Ansatz an, der die jährliche TFR auf der Grundlage der vorläufigen monatlichen Angaben des ersten Halbjahres vorausberechnet.

**Schlagwörter:** Monitoring der demografischen Entwicklung · Deutschland · Monatswerte der zusammengefassten Geburtenziffer · Konfidenzintervall · zusammengefasste Geburtenziffer · TFR

### 1 Einleitung

Trotz des steigenden Interesses – sowohl seitens der Demografen als auch der Öffentlichkeit – an kurzfristigen Trends und Veränderungen der Geburtenmuster in Deutschland stehen zurzeit nur begrenzte aktuelle Informationen zur Geburtenstatistik zur Verfügung. Dafür gibt es zwei Hauptgründe: Zum einen erhalten Wissenschaftler Angaben zu den Geburtenzahlen nur zeitverzögert. Zum anderen sind die Möglichkeiten zur Schätzung demografischer Kennzahlen auf der Grundlage von Monatsdaten bisher kaum erforscht.

Dieser Beitrag stellt einen neuen Ansatz zur zeitnahen Schätzung kurzfristiger Entwicklungen der Geburtenziffer in Deutschland vor. Die Betrachtung jüngster de-

mografischer Entwicklungen ist im gesellschaftlichen Kontext vor allem dann interessant, wenn zum Beispiel neue familienpolitische Maßnahmen eingeführt wurden oder ein plötzlicher sozialer Umbruch aufgetreten ist. Der Schwerpunkt dieses Beitrags liegt jedoch auf den methodischen Aspekten der vorgeschlagenen Strategie für die Betrachtung demografischer Entwicklungen. Auf eine theoretische, historische, politische und soziologische Einbettung des Fertilitätsverhaltens wird verzichtet, stattdessen wird der methodische Ansatz detailliert dargestellt. Wir liefern methodische Ansätze, die es uns ermöglichen, monatliche Geburtenziffern zu berechnen sowie aktuelle Indikatoren des Fertilitätsverhaltens auf der Grundlage der aggregierten monatlichen Statistik zu schätzen.

Ziel und Ansatz dieser Studie wurden durch die jüngsten Berechnungen monatlicher Geburtenziffern von *Sobotka et al.* (2005) inspiriert. Jedoch ist es nicht möglich, die in der österreichischen Studie verwendeten Methoden und Indikatoren für Deutschland anzuwenden, da diese Berechnungen qualitativ hochwertige Daten erfordern, etwa paritätsspezifische Daten, die für Deutschland (wie auch für viele andere Länder) nicht zur Verfügung stehen. Aus diesem Grund schlagen wir vor, eine monatliche Geburtenziffer zu konstruieren, die als Grundlage für eine relativ zeitnahe Schätzung der zusammengefassten Geburtenziffer (*total fertility rate*, TFR) dient.

Der Beitrag gliedert sich wie folgt: Zunächst werden Merkmale und Grenzen der Fertilitätsdaten in Deutschland beschrieben. Danach wird die Literatur zu vier Ansätzen zusammengefasst, die in den vergangenen Jahren formuliert wurden, um ähnliche Datenprobleme zu lösen. Im Anschluss an eine Übersicht über die unterschiedlichen in Deutschland vorliegenden Datenquellen, die Angaben zu den Geburtenzahlen enthalten (Abschnitt 3), werden unsere Methoden zur Berechnung einer monatlichen TFR, inklusive Konfidenzintervallen, beschrieben (Abschnitt 4). Auch befasst sich der vierte Abschnitt mit der Schätzung der jährlichen TFR auf der Grundlage von Monatsdaten sowie mit der Vorausberechnung der jährlichen TFR ab dem Zeitpunkt, an dem die Daten für die ersten sechs Monate eines Jahres vorliegen. Der fünfte Teil beinhaltet eine Evaluation der Methode. Der Beitrag schließt mit einer Diskussion und Reflexion.

## 2 Hintergrund

### 2.1 Motivation

Für die Analyse der saisonalen Geburtenmuster (z.B. *Lam/Miron* 1991, *Doblhammer et al.* 2000) sowie für Studien im wachsenden Bereich der Lebensverlaufsfor-schung werden eher monatliche als jährliche Daten benötigt. Die Auswirkungen von Wirtschaftskrisen, Reformen im Wohlfahrtsstaat oder Gesetzesänderungen auf die Geburtenhäufigkeit lassen sich nur dann hinreichend beobachten und analysieren, wenn aktuelle und detaillierte Daten zur Verfügung stehen. Daten zum Fertilitäts-verhalten, die fundiert und international vergleichbar sind, werden jedoch meist mit zeitlicher Verzögerung in Jahresintervallen veröffentlicht.

In Deutschland wird die zusammengefasste Geburtenziffer (TFR) für ein bestimmtes Jahr im Allgemeinen im Spätsommer des darauffolgenden Jahres berechnet und veröffentlicht. Detailliertere demografische Daten, wie z.B. das Alter der Frauen bei der Geburt der Kinder oder regionale Verteilungen, werden sogar noch später zur Verfügung gestellt. Ein weiteres Defizit der deutschen Geburtenstatistik ist der Mangel an Angaben zur unterjährigen Dynamik. Für wissenschaftliche oder öffentliche Zwecke werden, hauptsächlich aufgrund datenschutzrechtlicher Einschränkungen, keine Monatsdaten zur Anzahl der Geburten pro Alterskohorte der Mütter veröffentlicht. Infolgedessen stehen Forscher, die an kurzfristigen Entwicklungen der Geburtenzahlen interessiert sind, vor dem Problem der Nichtverfügbarkeit aktuellerer und disaggregierter Daten.

Wie auch in den meisten anderen Ländern, die eine nationale Statistik führen, ist die monatliche Gesamtzahl der Geburten der einzige kurzfristige Indikator, der für Deutschland zurzeit zur Verfügung steht (*Sobotka et al.* 2005). Diese Gesamtzahl der Geburten wird vom Statistischen Bundesamt mit einer zeitlichen Verzögerung von etwa drei Monaten veröffentlicht. Sowohl Medienvertreter als auch Politiker neigen dazu, diese rohe Zahl häufig zu zitieren. Wie jede andere unverfeinerte Zahl in der Bevölkerungsforschung weist diese Zahl mehrere gravierende Unzulänglichkeiten auf, welche von der Öffentlichkeit meist außer Acht gelassen werden: da keine Standardisierung durchgeführt wird, sind Deutungen und Vergleiche im Zeitverlauf und nach Ländern sehr begrenzt. Ohne Angaben zur Anzahl der potenziellen Mütter im gebärfähigen Alter sowie zur Altersstruktur der Frauen, die in einem bestimmten Monat ein Kind bekommen haben, ist die Zahl der Geburten für Forschungszwecke praktisch nutzlos. Kurzfristige Trends und Veränderungen im Geburtenverhalten – d.h. die unterjährige Dynamik – können auf der Grundlage der zurzeit verfügbaren Geburtenzahlen nicht ermittelt werden.

Für diese Probleme soll hier eine Lösung angeboten werden, und zwar in Form einer standardisierten monatlichen Ziffer, die laufend aktualisiert werden kann und die den Forschern sowie der Öffentlichkeit mit wenig Zeitverzug zur Verfügung gestellt wird. Wir nennen dies den „Geburtenmonitor“. Eine zentrale Herausforderung bei der Entwicklung dieses Monitors ist es, das rechte Maß zwischen demografischer Genauigkeit – und dem damit einhergehenden Bedarf an komplexen Methoden – und einem hohen Grad an Zugänglichkeit zu finden. Zusätzlich wird versucht, die Besonderheiten der deutschen Situation zu berücksichtigen, indem die unterschiedlichen Geburtenhäufigkeiten in den östlichen und in den westlichen Bundesländern berücksichtigt und getrennte Ziffern für die beiden Regionen berechnet werden.

Dabei sind zwei Schwierigkeiten zu meistern: Zunächst müssen geeignete Daten beschafft werden; danach muss das methodische Problem gelöst werden, eine Ziffer zu berechnen, die für das unbekannte Alter der Mütter bei der Geburt sowie für die unbekannte, in einem bestimmten Monat potenziell betroffene Bevölkerung standardisiert ist.

## 2.2 Bisherige Forschungsansätze

### *Monatliche Geburtenziffern*

Vor der Beschreibung unseres Ansatzes werden frühere Vorhaben, die auf ähnliche Weise versucht haben, kurzfristige Trends in der Geburtenziffer zu schätzen, zusammengefasst. Während mehrerer Jahrzehnte des vergangenen Jahrhunderts wurden Geburtenziffern ausschließlich auf der Grundlage jährlicher Daten berechnet, obwohl auch monatliche Geburtenziffern veröffentlicht wurden (*Calot/Nadot* 1977). Diese beiden demografischen Quellen wurden erstmals im Jahr 1977 in Frankreich von *Calot* und *Nadot* (1977) miteinander verbunden. Obwohl sie monatliche Geburtendaten verwendeten, war ihr erklärtes Ziel, die erwartete Anzahl der Geburten für das jeweilige Jahr zu schätzen.

Die erste Methode für die Betrachtung monatlicher Geburtenziffern wurde vier Jahre später eingeführt (*Calot* 1981)<sup>1</sup>. Im Gegensatz zu den von *Calot* und *Nadot* im Jahre 1977 entwickelten Ansätzen verwendete die neue Methode nur eine Datenquelle zu monatlichen Geburten und wurde gleichzeitig für Frankreich, Deutschland sowie England und Wales angewendet (*Calot* 1981). Aufgrund mangelnder altersspezifischer Angaben zu den Geburten und zur Anzahl der Frauen im gebärfähigen Alter führte *Calot* eine detaillierte Untersuchung vom Verhältnis zwischen der jährlichen Gesamtzahl der Geburten und der zusammengefassten Geburtenziffer durch. Er trennte die beiden Kennzahlen, um die mittlere Größe der weiblichen Bevölkerung im Reproduktionsalter zu berechnen. Um eine geschätzte monatliche TFR des aktuellsten Jahres zu berechnen, wurden die TFR und die Bevölkerungszahlen des aktuellsten Betrachtungsjahres verwendet sowie um saisonale Abweichungen und um die unterschiedlichen Monatslängen und die Verteilung der Wochentage pro Monat bereinigt (*Calot* 1981). Um die Genauigkeit seiner Methode zu bewerten, analysierte *Calot* eventuelle Fehler aufgrund von Änderungen in der weiblichen Bevölkerung und der altersspezifischen Geburtenziffern jeweils separat. Die Analyse zeigte, dass die Abweichung pro Kalenderjahr von 1971 bis 1983 weniger als zwei Prozent betrug. Diese Fehler wurden hauptsächlich der Migration sowie Änderungen im mittleren Alter bei der Geburt zugeschrieben (*Calot* 1981).

Diese Methode kann als „historischer Ansatz“ bezeichnet werden, da er heute nicht angewendet wird, obwohl es weitreichende Pläne gab, ein internationales Beobachtungssystem der monatlichen Geburtenziffer zu etablieren<sup>2</sup> (*Höhn* 1981). Über die Gründe, warum sich die *Calot*-Methode nicht durchsetzte, lässt sich nur spekulieren: Zum einen war die Grundlage der Methode – d.h. das Verhältnis zwischen den zusammengefassten Kennzahlen TFR und Gesamtanzahl der Geburten, ausgedrückt als mittlere Generationengröße – möglicherweise zu unkonventionell,

<sup>1</sup> Dieser Beitrag, später als die „*Calot*-Methode“ bezeichnet, wurde im selben Jahr von *Höhn* übersetzt und auf Deutsch veröffentlicht (1981).

<sup>2</sup> Neben England und Wales hatten Frankreich, Deutschland, Ungarn, die Niederlande, die Schweiz, Spanien und Portugal vor, die Methode nach *Calot* anzuwenden (*Höhn* 1981).

um in der Praxis des bundesstatistischen Berechnungssystems verwendet zu werden. Zum anderen berechnete *Calot* den Fehler seiner geschätzten mittleren Generationengröße, unterließ es aber, die vorläufigen Geburtenzahlen mit den später veröffentlichten endgültigen Zahlen abzugleichen. Ein weiteres Problem betrifft die Einbeziehung der Wochentagskoeffizienten, um für die unterschiedliche Anzahl der Wochentage und Wochenendtage in jedem Monat zu kontrollieren.<sup>3</sup> Obwohl durch diese Heterogenität eine Verzerrung entsteht, stehen die nötigen Angaben der Tageszahlen in vielen Ländern nicht zur Verfügung, und der vermiedene Fehler ist so klein, dass die Einbindung einer weiteren Datenquelle und Berechnungsmethode in keinem Verhältnis zu den Vorteilen stünde.

Heute gibt es zwei Ansätze, die verwendet werden, um monatliche Geburtenziffern zu berechnen und zu veröffentlichen, die hier als „aktuelle Ansätze“ bezeichnet werden. Die erste Methode wurde vom *Office for National Statistics in England and Wales* (ONS 2009) mit dem Ziel entwickelt und angewandt, monatliche Geburtenziffern für vergangene Jahre zu berechnen, aber nicht für das laufende Jahr. Entsprechend findet keine Schätzung der Geburten oder Verwendung vorläufiger Daten statt, sondern es wird eine Bereinigung für saisonale Abweichungen durchgeführt. Saisonale Abweichungen werden durch die Anwendung der X-11-Algorithmus-Methode ausgeschlossen. Der Nenner für jede monatliche Ziffer wird durch lineare Interpolation zwischen zwei bekannten Mittjahresbevölkerungen berechnet (ONS 2009).

Der zweite, jüngere Ansatz ist der als „Geburtenbarometer“ bezeichnete Fertilitätsmonitor des Vienna Institute of Demography (VID). Dieser Ansatz, der die einzige Methode zur Berechnung der monatlichen TFR auf der Grundlage vorläufiger und neuester Daten darstellt, wurde von *Sobotka et al.* beschrieben (2005) und wird hier „Sobotka-Ansatz“ genannt. Diese Autoren haben eine innovative, komplexe Methode entwickelt, die grundsätzlich von jenen der Vorgänger abweicht. Sie berechnen die zusammengefasste Geburtenziffer separat für jede Parität. In Verbindung mit einem Nenner – bestehend aus der Anzahl der weiblichen Bevölkerung im reproduktionsfähigen Alter – wird dann auf der Grundlage von Paritätsprogressionsraten (PPR) eine durchschnittliche Periodenparität (PAP) berechnet. Demnach wird die daraus resultierende Geburtenziffer nach Alter und Parität standardisiert und nicht durch Tempo-Effekte beeinträchtigt. Die Ähnlichkeit dieser Methode mit früheren Ansätzen liegt in der Anpassung an saisonale und kalendarische Faktoren. Darüber hinaus wurde das Problem der instabilen Enden in geglätteten Zeitreihen durch die Verwendung von Auto regressive-Moving Average-Modellen (ARIMA), in Verbindung mit der Box-Jenkins-Methode (*Sobotka* 2005), gelöst.

Während es *Sobotka et al.* gelungen ist, ein qualitativ hochwertiges System zur Beobachtung der Geburtenhäufigkeit in Österreich zu etablieren, stehen Demografen, die die Sobotka-Methode anwenden wollen, um in anderen Ländern ein System zum Geburtenmonitoring zu etablieren, vor einem Problem: Um diesen Ansatz an-

<sup>3</sup> Sonntags und samstags ist die Anzahl der Geburten um bis zu 20 Prozent niedriger als während der Woche (*Höhn* 1981).

zuwenden, werden disaggregierte Einzeldaten benötigt. Komplette Daten zur Rangfolge der Geburt, zum Datum der vorherigen Geburt und zur jährlichen alters- und paritätsspezifischen Verteilung der Frauen, die potenziell von einer Geburt einer bestimmten Parität betroffen sind, sowie zu den täglichen Geburten stehen nur sehr selten zur Verfügung. Damit ist es nur eingeschränkt möglich, die österreichische Methode auf andere Länder anzuwenden, und so ist die ursprüngliche Vorstellung *Calots* (1981), einen Indikator zu konstruieren, der internationale Vergleiche zulässt, bis heute noch nicht in vollem Umfang verwirklicht worden. Zusammenfassend lässt sich sagen, dass historische und neuere Ansätze entwickelt wurden, um das monatliche Geburtenverhalten zu beobachten und zu schätzen. Von den Ansätzen, die vorläufige Daten verwenden, ist nur die von *Sobotka et al.* entwickelte Methode heute noch im Einsatz. Die meisten Versuche, einen übersichtlichen, leicht zu berechnenden Indikator bereitzustellen, sind gescheitert. Auf der Grundlage der Lehren aus dem Scheitern der Calot-Methode sollten Übersichtlichkeit und leichte Berechnung als grundlegende Anforderungen an einen Indikator gestellt werden, der mehr als nur ein paar Jahre Bestand hat.

### *Jährliche Geburtenziffern*

Bisher ist keine Methode zur Schätzung einer jährlichen TFR auf der Grundlage von vorläufigen Monatsdaten entwickelt worden. Es gab nur die erwähnten Versuche, die jährliche Anzahl der Geburten zu berechnen (*Calot/Nadot* 1977).

*Calot* und *Nadot* schlugen ein Verfahren zur Vorausschätzung der Anzahl der Geburten im laufenden Jahr vor. Um eine solche kurzfristige Vorausberechnung durchzuführen, werden zwei Datenquellen zu monatlichen Geburten verwendet. Die erste Quelle enthält eine vorläufige Anzahl der Geburten auf der Grundlage einer Handauszählung der Geburtsurkunden und wird mit einer Verzögerung von mindestens drei Monaten veröffentlicht. Die zweite Datenquelle ist noch aktueller: Sie besteht aus einer ausgewählten Anzahl der Geburten in bestimmten französischen Städten, die einen Monat nach der Geburt veröffentlicht wurden. Um die Gesamtanzahl der jährlichen Geburten zu schätzen, wurde eine lineare Hochrechnungsmethode auf der Grundlage des Verhältnisses der beiden Quellen zueinander und eines saisonalen Abweichungsfaktors angewandt (*Calot/Nadot* 1977).

Laut der eigenen Bewertung der Autoren hängt der mittlere quadratische Fehler dieser Hochrechnung vom Abstand des Monats zur Vorausberechnung und der Menge der im Vorjahr zur Verfügung stehenden vorläufigen Daten ab. Da dieser Fehler normalverteilt ist, konnte ein 95-Prozent-Konfidenzintervall berechnet werden (*Calot/Nadot* 1977).

Obwohl ihr Ansatz recht gut zu funktionieren schien, wendeten ihn die Autoren nicht in einem regelmäßigen Bericht an. Zudem hat man sich nicht darum bemüht, anstelle der Anzahl der Geburten die zusammengefasste Geburtenziffer zu berechnen.

### 3 Daten

Für Deutschland existieren vier unterschiedliche Arten von Geburtendaten (vgl. Tab. 1); drei davon enthalten Angaben zum Geburtsmonat. Diese Datensätze unterscheiden sich im Hinblick auf regionale Aufteilung, zeitlichen Bezug und zeitliche Verzögerung der Veröffentlichung, und jeder Datensatz hat seine eigenen Grenzen. Zuerst beinhaltet die neueste Quelle, genannt *N1* (verwendet werden hier die Namen der Datensätze, wie sie von den Statistischen Ämtern vergeben werden), die Anzahl der Geburten, die vom Statistischen Bundesamt etwa drei Monate, nachdem die Anzahl der Geburten von den Standesämtern und den Statistischen Ämtern der Bundesländer vorgelegt wurden, zur Verfügung gestellt werden. Hier ist wichtig anzumerken, dass das Datum der Meldung nicht unbedingt mit dem Geburtsdatum übereinstimmt. Vor allem ist hierbei zu beachten, dass Geburten, die sich Ende Dezember ereignen, oft erst nach dem 1. Januar des Folgejahres durch die Standesämter gemeldet werden.

Zweitens fügen die Statistischen Ämter der Bundesländer, nachdem die Geburten von den Standesämtern an die Landesämter gemeldet wurden, den Wohnort der Eltern in die Statistik ein und kontrollieren die Daten auf Plausibilität. Das Ergebnis dieses Verfahrens ist in der vorläufigen Statistik *N10* aggregiert, die auch die Variable „Bundesland“ enthält. Wenngleich dieser Angaben enthält, liegt ein großes

**Tab. 1:** Arten der monatlichen Geburtendaten in Deutschland

Datenquelle	Datenart	Regionale Tiefe	Alter der Mutter bei der Geburt	Zeitlicher Bezug	Verzögerung der Veröffentlichung durch das Statistische Bundesamt	Andere Eigenschaften
<i>N1</i>	Aggregierte Anzahl der Geburten	Gesamtdeutschland	Nein	Monat	> 3 Monate	Datum der Anmeldung beim Standesamt
<i>N10</i>	Aggregierte Anzahl der Geburten	Bundesland	Nein	Monat	> 6 Monate	Wohnort, Geburtsdatum, ohne die implausiblen Fälle
<i>N30a</i>	Aggregierte Anzahl der Geburten	Kreis	Ja	Jahr	> 9 Monate	Wohnort, Geburtsdatum, einschl. implausibler Fälle
<i>N30suf</i>	Individualdaten	Kreis	Ja	Monat	> 12 Monate	Wohnort, Geburtsdatum, einschl. implausibler Fälle

Problem des Datensatzes darin, dass sämtliche implausiblen Fälle zunächst ausgeschlossen werden und diese erst viel später, nach Aufklärung jedes Einzelfalles, in die Statistik einfließen. So fehlt jeden Monat systematisch eine beträchtliche Anzahl von Geburten. Es ist wichtig, anzumerken, dass diejenigen Fälle, die aufgrund der mangelnden Plausibilität aus *N10* ausgeschlossen werden, auch nicht zu einem späteren Zeitpunkt in *N10* einfließen, sondern später nur in den Enddatensatz *N30* aufgenommen werden.

Drittens stellt die *N30*-Statistik des Statistischen Bundesamtes auf Anfrage aggregierte Geburtenziffern zur Verfügung; diese enthalten auch Angaben zum Alter der Mütter in Einjahresaltersstufen, den Wohnort der Mütter und die bereinigten implausiblen Fälle. Diese Zahlen werden erst nach Ablauf eines weiteren Jahres veröffentlicht und erscheinen ohne monatliche oder regionale Angaben. Um diese Quelle vom vierten Datensatz zu unterscheiden, wird sie hier *N30a* genannt, wobei „a“ für aggregierte Daten steht.

Viertens stehen die disaggregierten Daten aus *N30* mit einer Verzögerung von etwa einem Jahr beim Forschungsdatenzentrum des Statistischen Bundesamts oder bei den Statistischen Landesämtern zur Verfügung, wobei diese Daten nur auf einen offiziellen Antrag hin eingesehen werden können. Dieser Datensatz für Forschungszwecke wird hier als *N30suf* (scientific use file) bezeichnet. Diese Daten enthalten monatliche Angaben, zusammen mit dem Alter der Mutter, sowie eine regionale Untergliederung aller Einzelfälle auf Kreisebene.

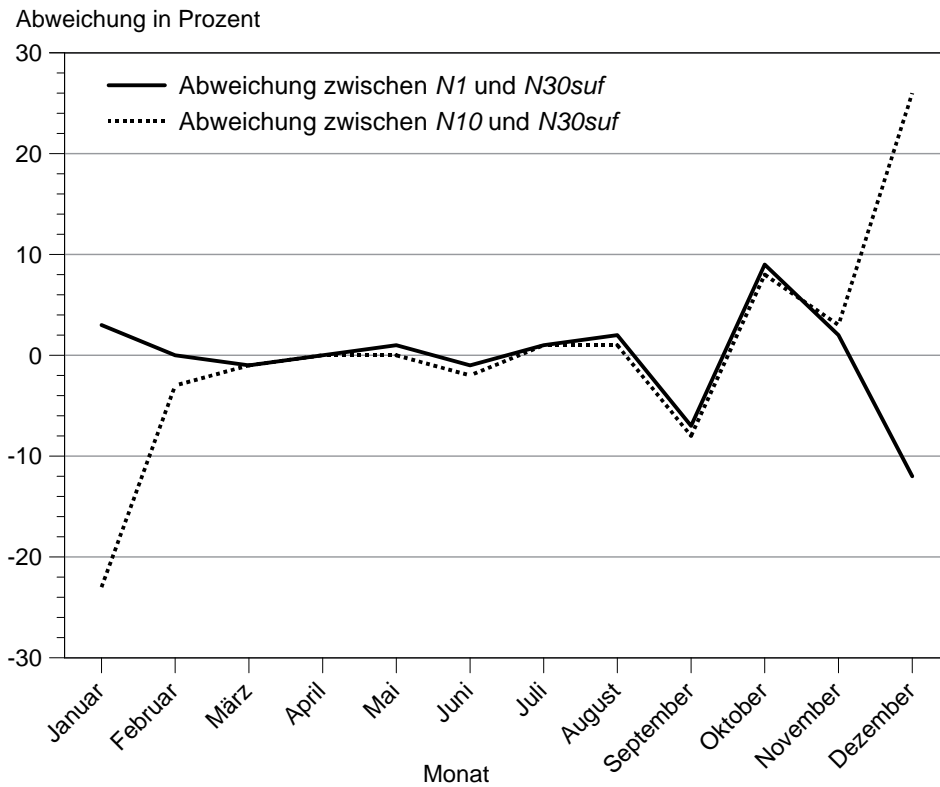
Abbildung 1 zeigt die Abweichungen jeder vorläufigen Datenquelle (*N1* und *N10*) vom offiziellen Endergebnis *N30suf* für die Gesamtanzahl der 2007 geborenen Kinder. Der niedrigere Genauigkeitsgrad der später veröffentlichten Statistik *N10* ist ein unerwarteter Befund. Während *N1* in einem bestimmten Monat nicht mehr als 10 % von *N30suf* abweicht, weicht *N10* langfristig um etwa  $-/+25\%$  ab, vor allem im Januar und im Dezember. Die Ursache dieses paradoxen Phänomens liegt in einer kumulativen Wirkung der Berücksichtigung derjenigen Fälle, die zunächst für implausibel gehalten und erst später in *N30suf* aufgenommen wurden.

Wegen dieser Problematik entschieden wir uns, die weniger genaue Quelle *N10* nur für den Vergleich zwischen Ost- und Westdeutschland zu verwenden. Für die Berechnung der Ziffer für Gesamtdeutschland ist die Datenqualität von *N1* bis zur endgültigen Veröffentlichung von *N30suf* besser geeignet. Aufgrund der systematischen Unter- bzw. Übererfassung der vorläufigen monatlichen Geburtenstatistik muss ein Gewichtungsfaktor für Januar und Dezember hinzugefügt werden, zumindest für die in *N10* enthaltenen Daten.

Da die Verzögerung der Veröffentlichung der amtlichen Statistik auch bedeutsam ist, zeigt Tabelle 2 die Daten und Arten der Bekanntgabe durch das Statistische Bundesamt im Jahr 2009. Die amtliche deutsche TFR für 2008 wurde im September 2009 veröffentlicht. Zur gleichen Zeit wurde auch die Anzahl der Geburten in *N10* und *N1* für 2009 für März (*N10*) und Juni (*N1*) aktualisiert. Das Endergebnis *N30* für 2008 wurde erst im Dezember 2009 beim Forschungsdatenzentrum des Statistischen Bundesamts zur Verfügung gestellt; bis dahin waren die vorläufigen Daten bereits für Juli 2009 und September 2009 aktualisiert worden.



**Abb. 1:** Abweichung zwischen der absoluten monatlichen Anzahl der Geburten in den Statistiken *N1* und *N10* und dem amtlichen Ergebnis *N30suf*, Deutschland, 2007 (%)



Quelle: Statistisches Bundesamt

Zusätzlich zu den Angaben über die Geburten werden Daten zur Anzahl der Mütter im gebärfähigen Alter benötigt, um demografische Ziffern zu berechnen. Die Anzahl der Mütter im gebärfähigen Alter wird durch die Bevölkerungsgröße in der Mitte des Jahres  $\bar{P}_{[15,45]}$  im Altersbereich von 15 bis 45 geschätzt. Da keine genauen monatlichen und altersspezifischen Daten für Frauen vorliegen, werden hier die amtlichen Jahreszahlen zur Wohnbevölkerung Deutschlands verwendet, was die Annahme impliziert, dass zensierte Ereignisse (Todesfall und Migration) gleichmäßig über das Kalenderjahr verteilt sind.

Analog zur jährlichen TFR wird die Bevölkerungsgröße in der Mitte des Jahres mit einer Verzögerung von mindestens 10 Monaten nach Abschluss eines Kalenderjahres durch das Statistische Bundesamt veröffentlicht. Eine einfache aktuelle

**Tab. 2:** Zeitpunkt der Bekanntgabe durch das Statistische Bundesamt für die jeweiligen Geburtendaten (Jahre 2008 und 2009)

Monat	Art der Bekanntgabe
September 2009	Amtliche TFR für Deutschland 2008 ( <i>N30a</i> )
September 2009	Anzahl der Geburten nach Bundesländern im März 2009 ( <i>N10</i> )
September 2009	Anzahl der Geburten im Juni 2009 ( <i>N1</i> )
Dezember 2009	Endergebnis für das Jahr 2008 ( <i>N30surf</i> ) wird beim Forschungsdatenzentrum des Statistischen Bundesamts zur Verfügung gestellt
Dezember 2009	Anzahl der Geburten nach Bundesländern im Juli 2009 ( <i>N10</i> )
Dezember 2009	Anzahl der Geburten für Deutschland im September 2009 ( <i>N1</i> )

Quelle: Statistisches Bundesamt

Schätzung für Kalenderjahr  $t$  kann erreicht werden, indem man die Bevölkerung der Frauen im gebärfähigen Alter aus dem Vorjahr übernimmt:

$$\bar{P}_{[15,45]}^f(t) = \bar{P}_{[14,44]}^f(t-1) \quad (1)$$

Demgemäß kann durch Migration und Todesfälle im Vorjahr eine geringfügige Verzerrung verursacht werden. Wie sich später in dem Abschnitt mit den Ergebnissen zeigen wird, stellt dies kein erhebliches Problem für Gesamtdeutschland dar, führt bei Ostdeutschland aber zu einer Verzerrung.

#### 4 Methoden

Zunächst entwickeln wir einen Ansatz für die Berechnung monatlicher Geburtenziffern auf der Grundlage der vorläufigen Daten *N1* und *N10* und bezeichnen diese als „vorläufige *mTFR*“. Anschließend wird eine vorläufige jährliche TFR geschätzt, die auf *N1* basiert und die lange vor der amtlichen Bekanntgabe zur Verfügung steht. Zudem wird die endgültige TFR auf monatlicher und jährlicher Grundlage berechnet, sobald alle endgültigen Daten eines Jahres zur Verfügung stehen; diese werden als „endgültige *mTFR* (monatlich)“ und „endgültige TFR (jährlich)“ bezeichnet.

Der Signifikanztest der Differenz zwischen den endgültigen *mTFRs* des laufenden Jahres und des Vorjahres basiert auf der Annahme, dass die Anzahl der Geburten einer Poisson-Verteilung folgt.

Abschließend wird die jährliche Gesamtgeburtenziffer vorausberechnet, sobald die vorläufigen Daten für die erste Hälfte des laufenden Jahres (Januar bis Juni) vorliegen; diese Angabe wird als „vorausberechnete jährliche TFR“ bezeichnet.

#### 4.1 Schätzung der Monatswerte der zusammengefassten Geburtenziffer (*mTFR*)

##### *Schätzung der endgültigen mTFR*

Die endgültige *mTFR* lässt sich auf der Grundlage der endgültigen Daten *N30suf* präzise errechnen. Da die Geburten, die in diese Daten einfließen, hier  $B_x^{N30suf}$  genannt, nach Monaten und dem Alter  $x$  der Mutter klassifiziert werden, und die Bevölkerung der Mütter im gebärfähigen Alter bekannt ist (aus Gleichung 1 entnommen), kann eine endgültige *mTFR* ( $m, t$ ) für Monat  $m$  und Kalenderjahr  $t$  durch (2) errechnet werden:

$$mTFR(m, t) = \sum_{x=15}^{x=45} \frac{B_x^{N30suf}(m, t)}{\bar{P}_x^f(t)} \cdot caf(m, t) \quad (2)$$

Dabei ist zu beachten, dass hier der Kalenderanpassungsfaktor *caf* ( $m, t$ ) eingeführt wird, der jeden Monat  $m$  auf 1/12 jedes Kalenderjahres  $t$  standardisiert. Der Faktor *caf* ( $m, t$ ) wird durch Division der Anzahl der Tage eines bestimmten Monats  $n(m)$  durch die Anzahl der Tage des jeweiligen Jahres  $n(t)$  berechnet. Der Term wird dann wie folgt durch 12 multipliziert, um einen leicht deutbaren Indikator zu bilden:

$$caf(m, t) = \frac{n(t)/12}{n(m)} \cdot 12 = \frac{n(t)}{n(m)} \quad (3)$$

Als Ergebnis drückt die *mTFR* ( $m, t$ ) für Monat  $m$  und Kalenderjahr  $t$  die durchschnittliche Anzahl der Kinder aus, die eine Frau bei gleichbleibender Fertilität des jeweiligen Monats  $m$  im gesamten Jahr  $t$  haben würde.

##### *Schätzung der vorläufigen mTFR*

Zur Errechnung der aktuellsten Geburtenziffern auf der Grundlage der Statistiken *N1* und *N10* (die lange vor *N30suf* zur Verfügung stehen) wird ein zusätzlicher Zwischenschritt benötigt, da hier nur die Gesamtzahl der Geburten ohne Angaben zum Alter der Mütter bei der Geburt zur Verfügung stehen.

Wir nehmen an, dass die altersspezifischen Geburtenziffern eines bestimmten Jahres  $r_x(t)$  identisch mit denen des Vorjahres<sup>4</sup> sind.

$$r_x(t) = \frac{B_x^{N30suf}(t-1)}{\bar{P}_x^f(t-1)} \quad (4)$$

<sup>4</sup> Ursprünglich waren wir dem Ansatz gefolgt, dass die erwartete relative Anzahl der Geburten pro Alter und Monat identisch mit der relativen Anzahl der Geburten pro Alter im Vorjahr ist. Bei der Bewertung der Ergebnisse verglichen wir beide Ansätze und stellten fest, dass sie zu fast gleichen Resultaten führten; Abweichungen traten erst ab der dritten Nachkommastelle auf (Peters/Milewski/Dobhammer 2009).

Anschließend kann die monatliche Anzahl der Geburten pro Alterskohorte errechnet werden, indem die Anzahl der Frauen des Vorjahres  $\bar{P}_{[x-1]}^f(t-1)$  mit der aktuellen Geburtenziffer  $r_x(t)$  multipliziert wird.

$$B_x^{const}(t) = r_x(t) \cdot \bar{P}_{[x-1]}^f(t-1) \quad (5)$$

Die sich ergebende Anzahl  $B_x^{const}(t)$  stellt die Geburten pro Alterskohorte dar, die beobachtet worden wären, wenn die altersspezifischen Geburtenziffern mit Jahr  $(t-1)$  identisch gewesen wären. Demnach kann nun die folgende Frage beantwortet werden: Wie viele Geburten wären im jeweiligen Alter beobachtet worden, wenn die TFR die gleiche wie im Vorjahr gewesen wäre und keine Veränderungen der Altersverteilung eingetreten wären?

Um die Anzahl der Geburten pro Alterskohorte zu berechnen, die der beobachteten Gesamtanzahl in den Statistiken *N1* oder *N10* entsprechen, muss ein Gewichtungsverfahren durchgeführt werden:

$$B_x^{N1}(m, t) = \frac{B_x^{const}(t)}{\sum_{x=15}^{x=45} B_x^{const}(t)} \cdot B^{N1}(m, t) \quad (6)$$

Zur Errechnung der altersspezifischen Geburten für Ost- und Westdeutschland wird in Gleichung 6 anstelle von  $B^{N1}(m, t)$   $B^{N10}(m, t)$  verwendet.

Analog zu Gleichung 2 wird der vorläufige Monatswert der zusammengefassten Geburtenziffer für Deutschland, als *mTFR* bezeichnet, durch Addition der altersspezifischen Geburtenziffern im Altersbereich 15 bis 45 berechnet:

$$mTFR(m, t) = \sum_{x=15}^{x=45} \frac{B_x^{N1}(m, t)}{\bar{P}_{[x-1]}^f(t-1)} \cdot caf(m, t) \quad (7)$$

Analog werden die zusammengefassten Geburtenziffern für Ost- und Westdeutschland wie folgt errechnet:

$$mTFR(m, t) = \sum_{x=15}^{x=45} \frac{B_x^{N10}(m, t)}{\bar{P}_{[x-1]}^f(t-1)} \cdot caf(m, t) \quad (8)$$

Da die Anzahl der Geburten in *N10* für Westdeutschland im Januar systematisch um etwa 25 % unterschätzt wird (für Ostdeutschland um 20 %) und im Dezember systematisch um ungefähr 25 % überschätzt wird (für Ostdeutschland um 20 %) (vgl. Abb. 1), wird ein Gewichtungsfaktor für diese Monate bestimmt. Dieser Faktor wird als Fehler *e* bezeichnet und beträgt für Westdeutschland 0,25 und für Ostdeutschland 0,2.

$$caf_{Januar}(t) = \frac{n(t) \cdot (1 + e)}{n(m)}$$

$$caf_{Dezember}(t) = \frac{n(t) \cdot (1 - e)}{n(m)} \quad (9)$$

### Schätzung der vorläufigen jährlichen TFR

Unser Ansatz zur Betrachtung der Entwicklungen der Geburten in Deutschland ermöglicht nicht nur die Betrachtung des monatlichen Fertilitätsverhaltens, sondern bedient auch die Nachfrage nach einer aktuellen jährlichen TFR. Die amtliche Veröffentlichung des Indikators für das Vorjahr durch das Statistische Bundesamt erfolgt normalerweise etwa im August<sup>5</sup> des Folgejahres, wohingegen die vorläufige Anzahl der Gesamtgeburten in einem Kalenderjahr  $N1$  bereits Anfang des Frühjahrs des darauffolgenden Jahres zur Verfügung steht.

Aufgrund dieser Verzögerung haben wir uns entschlossen, eine jährliche TFR zu schätzen, die auf  $N1$  basiert und die vor der amtlichen Bekanntgabe zur Verfügung gestellt werden kann. Wieder stellte sich das erhebliche Problem der fehlenden Angaben zur Altersstruktur der Mütter. Wie bei der monatlichen Geburtenhäufigkeit steht lediglich die Gesamtanzahl der Geburten für das Vorjahr zur Verfügung und die Zahl der Frauen im gebärfähigen Alter ist unbekannt.

Wie bereits bei der Errechnung der monatlichen TFR wird angenommen, dass unter den Frauen in der Reproduktionsphase während des Vorjahres weder Sterblichkeit noch Migration eingetreten ist. Die Zahl der Frauen im gebärfähigen Alter kann nach Gleichung (1) errechnet werden.

Um altersspezifische Geburtenziffern zu berechnen ohne über Angaben zur Verteilung des Alters bei der Geburt zu verfügen, wird die jeweilige Verteilung des Vorjahres verwendet. Wie bei der Schätzung vorläufiger monatlicher altersspezifischer Geburtenzahlen wird  $r_x(t)$  aus Gleichung 4 zur Schätzung jährlicher Daten verwendet, was in Gleichung 10 geschieht.

$$B_x^{const}(t) = r_x(t) \cdot \bar{P}_{[x-1]}^f(t-1) \quad (10)$$

Da  $B_x^{const}(t)$  die Anzahl der Geburten darstellt, die zu erwarten wären, wenn die Geburtenziffern gegenüber dem Vorjahr unverändert geblieben wären, gewichtet Gleichung 11 diese Anzahl um die tatsächlich beobachtete vorläufige Anzahl der Geburten.

<sup>5</sup> Die amtliche TFR für 2007 wurde am 20. August 2008 veröffentlicht; [www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Presse/pm/2008/08/PD08\\_\\_298\\_\\_12641,templateId=renderPrint.psml](http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Presse/pm/2008/08/PD08__298__12641,templateId=renderPrint.psml) [Zugriff: 07/14/2009]. Die amtliche TFR für 2008 wurde am 3. September 2009 veröffentlicht; [www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Presse/pm/2009/09/PD09\\_\\_327\\_\\_12641,templateId=renderPrint.psml](http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Presse/pm/2009/09/PD09__327__12641,templateId=renderPrint.psml)

$$B_x^{N1}(t) = \frac{B_x^{const}(t)}{\sum_{x=15}^{x=45} B_x^{const}(t)} \cdot B^{N1}(t) \quad (11)$$

Schließlich kann die vorläufige jährliche *TFR* für Deutschland analog zum monatlichen Verfahren errechnet werden:

$$TFR^{N1}(t) = \sum_{x=15}^{x=45} \frac{B_x^{N1}(t)}{P_{[x-1]}^f(t-1)} \quad (12)$$

Die Qualität dieser vorläufigen jährlichen *TFR* hängt erstens von der Höhe der Differenz zwischen der vorläufigen und der endgültigen Gesamtanzahl der Geburten und zweitens vom Maß der Abweichung in den altersspezifischen Verteilungen der Geburten ab. Im Allgemeinen sollten diese Beschränkungen die geschätzte *TFR* nicht stark verzerren, da die vorläufige Anzahl der Geburten *N1* gewöhnlich wenig fehlende Fälle hat und sich das Fertilitätsverhalten bezüglich des Alters von Jahr zu Jahr vermutlich nicht gravierend ändert.

#### *Signifikanztest der Differenz der TFR des aktuellen Monats im Vergleich zum jeweiligen Monat im Vorjahr*

Eines der augenfälligsten Merkmale bei der Messung der monatlichen Geburtenhäufigkeitsziffer besteht in ihrem saisonalen Muster (vgl. *Flaskämper* 1962: 258f.; *Doblhammer et al.* 2000).<sup>6</sup> Daher können erhebliche Trends in der Geburtenhäufigkeit durch Vergleiche der Monatswerte der zusammengefassten Geburtenziffer im Laufe eines Jahres nicht erkannt werden. Um Änderungen im Geburtenverhalten zu erkennen, muss daher die Geburtenziffer eines bestimmten Monats mit der Geburtenziffer im jeweiligen Vorjahresmonat verglichen werden:

$$Abweichung(m,t) = mTFR(m,t) - mTFR(m,t-1) \quad (13)$$

Ein weiterer wichtiger Aspekt, der sich bei der Betrachtung von monatlichen Zeitreihen ergibt, ist die Unterscheidung zwischen zufälligen und systematischen Abweichungen. Aufgrund des hohen Maßes an Unsicherheit der vorläufigen Daten wird auf der Basis von *N1* und *N10* keine Teststatistik für monatlich errechnete Geburtenziffern berechnet. Deshalb werden Differenzen nur auf der Basis von *N30suf* geprüft (sowohl für monatliche als auch für jährliche Daten).

<sup>6</sup> Wir entschieden uns gegen die Verwendung einer Korrektur der Saisonalität, da die genutzten vorläufigen Daten kein stabiles saisonales Muster aufweisen.

Zum Zwecke einer ersten Annäherung werden Geburten, die sich in einem bestimmten Monat für eine gegebene Anzahl von Frauen eines spezifischen Alters ereignen, als seltene Ereignisse,<sup>7</sup> und somit als Poisson-Verteilung, behandelt. Demgemäß ist die geschätzte altersspezifische Varianz von Geburten:

$$\text{Var}(ASBR_x^{N30suf}) = \frac{B_x^{N30suf}}{(\bar{P}_{[x-1]}^f)^2} \quad (14)$$

Indem Geburten in jedem Alter als stochastisch unabhängig voneinander betrachtet werden, lässt sich die Varianz für die TFR durch Addition der altersspezifischen Varianzen im Altersbereich von 15 bis 45<sup>8</sup> errechnen:

$$\text{Var}(TFR^{N30suf}) = \sum_{x=15}^{x=45} \frac{B_x^{N30suf}}{(\bar{P}_{[x-1]}^f)^2} \quad (15)$$

Mit einer ausreichend großen Anzahl von Geburten kann die Poisson-Verteilung durch die Normalverteilung approximiert werden, sodass das Konfidenzintervall der TFR durch folgende Formel berechnet wird:

$$\text{Untergrenze / Obergrenze} = TFR^{N30suf} \pm z_{0,83} \cdot \sqrt{\text{Var}(TFR^{N30suf})} \quad (16)$$

Wir folgen *Payton et al.* (2003), die zeigen, dass nicht überlappende Konfidenzintervalle, die einem  $\alpha$ -Fehler von 17 % ( $z_{0,83}=1,0$ ) entsprechen, ausreichen, um einen Signifikanztest auf der Grundlage von einem  $\alpha$ -Fehler von 0,05 zu approximieren (*Payton et al.* 2003: 5).

#### *Vorausberechnung der jährlichen TFR auf der Grundlage der ersten sechs Monate des laufenden Jahres*

Zusätzlich zur Schätzung einer vorläufigen jährlichen TFR soll die endgültige jährliche TFR auf der Grundlage der Geburten, die sich in der ersten Hälfte des laufenden Jahres ereignet haben, vorausberechnet werden. Um eine TFR für 2007 zu schätzen, wurde der Anteil der zusammengefassten vorläufigen *mTFR* bis Juni aus der später beobachteten  $TFR^{N30a}$ , wie vom Statistischen Bundesamt veröffentlicht, separat für den Zeitraum 2001-2006 nach Gleichung 17 berechnet.

<sup>7</sup> Seltene Ereignisse sind dadurch gekennzeichnet, dass die Eintrittswahrscheinlichkeit gegen Null konvergiert, während gleichzeitig die Anzahl der Versuche gegen unendlich konvergiert.

<sup>8</sup> Die Summe von Poisson-verteilten Zufallsvariablen folgt wiederum einer Poisson-Verteilung. Die Parameter dieser Verteilung ergeben sich aus der Summe der Parameter der zugrundeliegenden Poisson-verteilten Zufallsvariablen.

$$p(t) = \frac{\sum_{m=Jan}^{m=Jun} mTFR^{N1}(m,t)}{TFR^{N30a}} \quad (17)$$

Das geometrische Mittel  $\bar{p}$  dieser sechs Anteile beträgt fast genau 50 %, wie in Tabelle 5 dargestellt, und dient als Gewichtungsfaktor für die Vorausberechnung der jährlichen TFR, wie in Gleichung 18 gezeigt.

$$TFR'(t) = \bar{p}(t-1, \dots, t-6) \cdot \sum_{m=Jan}^{m=Jun} mTFR^{N1}(m,t) \quad (18)$$

## 5 Bewertung der Schätzungen der vorläufigen monatlichen und jährlichen TFRs

Für die Bewertung unseres Ansatzes werden die Daten für das Jahr 2007 verwendet; zusätzliches Material für die Jahre 2001 bis 2006 ist im Anhang dargestellt. Wir beginnen mit der Bewertung der Schätzungen der Monatswerte der zusammengefassten Geburtenziffern für Deutschland (Tab. 3A). Danach werden die vorläufigen monatlichen Schätzungen für Ost- und Westdeutschland überprüft (Tab. 3B-C). Schließlich werden die Schätzungen der vorläufigen jährlichen TFR bewertet (Tab. 4A-C) und die frühe Vorausberechnung der TFR des laufenden Jahres auf der Grundlage von Sechsmonatsdaten dargestellt (Tab. 5).

### 5.1 Monatliche Geburtenziffern

#### *Deutschland*

Tabelle 3A zeigt die Ergebnisse für die vorläufige und die endgültige  $mTFR$ . Die zweite Spalte – endgültige  $mTFR$  – enthält die endgültige Ziffer für den jeweiligen Monat zusammen mit den Konfidenzintervallen (in Spalten 3 und 4, OG: Obergrenze, UG: Untergrenze), wie sie auf der Grundlage von  $N30_{suf}$  berechnet wurden. Spalte 5 enthält unsere vorläufige  $mTFR$ , berechnet auf der Grundlage von  $N1$ . Spalte 6 zeigt die absolute Abweichung unserer Schätzung von der endgültigen  $mTFR$ .

Die Berechnungen für Gesamtdeutschland basieren auf der frühesten zur Verfügung stehenden Statistik ( $N1$ ). Bei der Verwendung von  $N1$  erscheint die größte absolute Abweichung im Dezember (-0,15), wobei vergleichbar starke Abweichungen auch im September und im Oktober 2007 festzustellen sind. Die Abweichungen sind in den Vorjahren etwas schwächer (vgl. Tab. A1a im Anhang) und treten im Januar und im April häufiger auf. Abbildung 2A stellt die durchschnittliche prozentuale Abweichung und die Spanne der prozentualen Abweichungen für die Jahre 2001 bis 2007 dar.



**Tab. 3:** Schätzungen der *mTFR* in 2007 – Konfidenzintervalle und absolute Fehler

<b>A) Deutschland</b>					
Monat	Endgültige <i>mTFR (N30suf)</i>	Konfidenzintervall		Vorläufige <i>mTFR</i> ( <i>N1</i> )	Abweichung vorläufige <i>mTFR</i> von der endgültigen <i>mTFR</i>
		OG	UG		
Januar	1,35	1,35	1,34	1,39	0,04
Februar	1,33	1,34	1,32	1,34	0,01
März	1,32	1,33	1,31	1,31	-0,01
April	1,25	1,25	1,24	1,25	0,00
Mai	1,33	1,33	1,32	1,34	0,01
Juni	1,40	1,41	1,39	1,39	-0,01
Juli	1,46	1,46	1,45	1,48	0,02
August	1,47	1,48	1,46	1,51	0,03
September	1,51	1,52	1,50	1,40	-0,11
Oktober	1,40	1,41	1,39	1,53	0,13
November	1,32	1,33	1,31	1,36	0,04
Dezember	1,29	1,30	1,29	1,14	-0,15

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage von *N1* und *N30suf*.

<b>B) Westdeutschland</b>					
Monat	Endgültige <i>mTFR (N30suf)</i>	Konfidenzintervall		Vorläufige <i>mTFR</i> ( <i>N10</i> )	Abweichung vorläufige <i>mTFR</i> von der endgültigen <i>mTFR</i>
		OG	UG		
Januar	1,37	1,38	1,36	1,31	-0,06
Februar	1,34	1,35	1,33	1,32	-0,02
März	1,33	1,34	1,32	1,32	-0,01
April	1,25	1,26	1,24	1,26	0,01
Mai	1,33	1,34	1,32	1,34	0,01
Juni	1,40	1,41	1,39	1,38	-0,02
Juli	1,45	1,46	1,44	1,46	0,01
August	1,48	1,49	1,47	1,50	0,03
September	1,50	1,51	1,49	1,40	-0,11
Oktober	1,40	1,41	1,39	1,53	0,13
November	1,33	1,34	1,32	1,37	0,04
Dezember	1,30	1,31	1,29	1,24	-0,06

Anmerkung: Januar gewichtet mit 0,75, Dezember gewichtet mit 1,25.

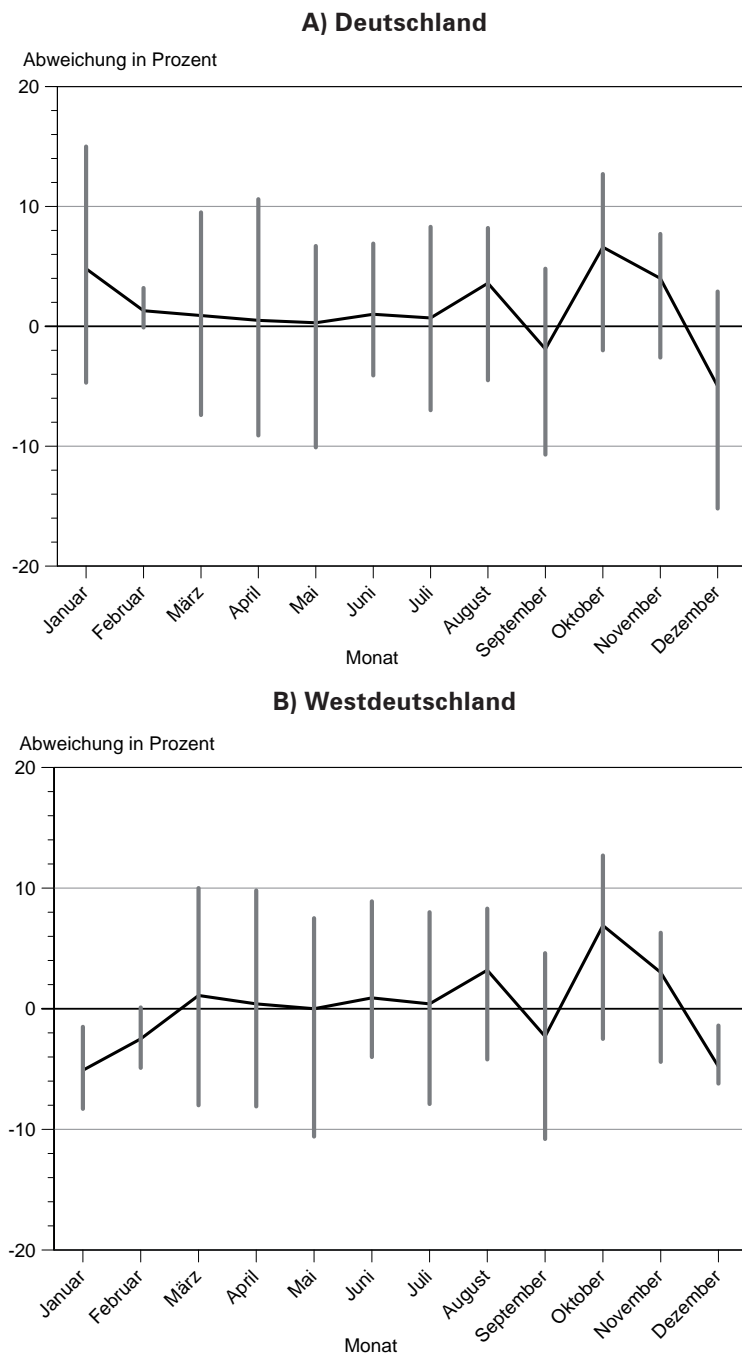
Quelle: Berechnungen auf der Grundlage von *N10* und *N30suf*.

<b>C) Ostdeutschland</b>					
Monat	Endgültige <i>mTFR (N30suf)</i>	Konfidenzintervall		Vorläufige <i>mTFR</i> ( <i>N10</i> )	Abweichung vorläufige <i>mTFR</i> von der endgültigen <i>mTFR</i>
		OG	UG		
Januar	1,31	1,33	1,29	1,26	-0,05
Februar	1,30	1,32	1,28	1,25	-0,04
März	1,30	1,32	1,28	1,27	-0,03
April	1,24	1,26	1,22	1,19	-0,05
Mai	1,34	1,36	1,32	1,33	-0,01
Juni	1,44	1,46	1,42	1,37	-0,07
Juli	1,51	1,53	1,49	1,51	0,00
August	1,49	1,52	1,47	1,48	-0,01
September	1,55	1,57	1,53	1,39	-0,15
Oktober	1,39	1,41	1,37	1,44	0,05
November	1,30	1,32	1,28	1,35	0,04
Dezember	1,25	1,27	1,23	1,18	-0,08

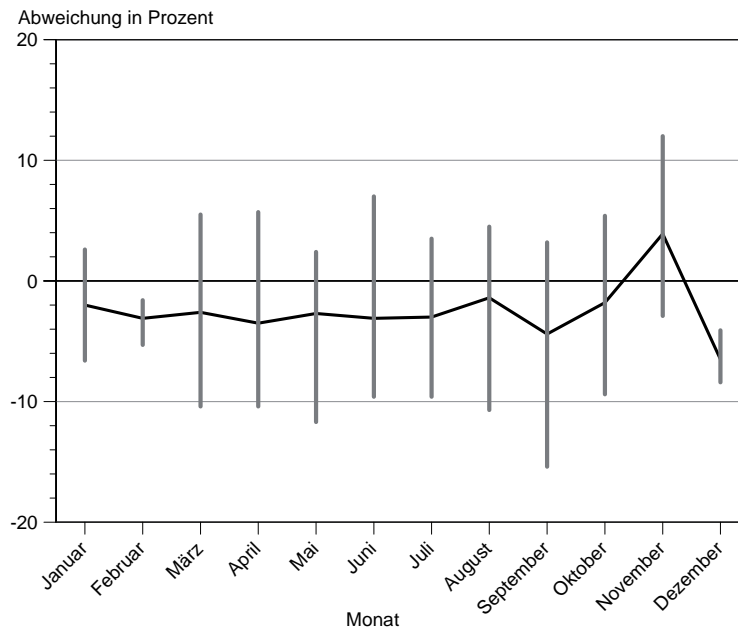
Anmerkung: Januar gewichtet mit 0,8, Dezember gewichtet mit 1,2.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage von *N10* und *N30suf*.

**Abb. 2:** Durchschnittliche prozentuale Abweichung (durchgezogene Linie) und Spanne der Abweichungen der vorläufigen *mTFR* von der endgültigen *mTFR* - Jahre 2001 bis 2007



### C) Ostdeutschland



Quelle: Berechnungen auf der Grundlage von  $N1$ ,  $N10$  und  $N30_{suf}$ .

#### West- und Ostdeutschland

Tabelle 3B stellt die Werte der  $mTFR$  für Westdeutschland dar, während Tabelle 3C die analogen Werte für Ostdeutschland zeigt.

Die Berechnungen für West- und Ostdeutschland basieren auf einer anderen Datenquelle (d.h.  $N10$ ) als die Schätzungen für Gesamtdeutschland ( $N1$ ). Es sollte angemerkt werden, dass Berlin zwar in der deutschen  $mTFR$  enthalten ist, von der westdeutschen und ostdeutschen  $mTFR$  aber ausgeschlossen ist; hier folgen wir der allgemeinen Praxis der Statistischen Ämter. Zusätzlich schließt  $N10$  implausible Fälle aus. Die deutschen Schätzungen lassen sich folglich nicht mit den Ost-West-Ergebnissen vergleichen. (Beispiel: Wir berechnen für Januar 2007 eine vorläufige deutsche  $mTFR$  von 1,39, wohingegen die Ziffer für Westdeutschland bei 1,31 und die für Ostdeutschland bei 1,26 liegt. Dies weist darauf hin, dass ein Anteil der Geburten in der regionalen  $mTFR$  fehlt.)

Dennoch ist die Abweichung unserer vorläufigen westdeutschen  $mTFR$  vom Endergebnis auf der Grundlage von  $N30_{suf}$  (Tab. 3B, Tab. A1b im Anhang) im Durchschnitt gering. Die maximale absolute Abweichung im Jahr 2007 beträgt 0,13 (im Oktober). Abbildung 2B stellt die durchschnittliche prozentuale Abweichungen und die Spanne der prozentualen Abweichungen für Westdeutschland in den Jahren 2001 bis 2007 dar. Während unsere Schätzungen für Westdeutschland positive und negative Abweichungen von der endgültigen  $mTFR$  aufweisen, zeigt sich bei Ost-

deutschland ein anderer Trend (Tab. 3C und A1c im Anhang): Hier unterschätzen wir die vorläufige *mTFR* um etwa drei Prozent bzw., in absoluten Werten, zwischen -0,15 und -0,12. Wir gehen davon aus, dass diese systematische Unterschätzung mit den Annahmen zusammenhängt, dass keine Emigration aus Ostdeutschland stattfindet und dass die Bevölkerungsstruktur des Vorjahres als Annäherung an die Bevölkerung der Frauen im gebärfähigen Alter des laufenden Jahres verwendet werden kann. Außerdem könnten die Geburtenraten tatsächlich gestiegen sein, was von unserer *mTFR* auch unterschätzt würde.

## 5.2 Jährliche Geburtenziffern

### *Schätzung*

Nachdem die vorläufigen Daten aller Monate veröffentlicht wurden, schätzen wir die vorläufige jährliche TFR. Tabelle 4 stellt die endgültige TFR (berechnet auf der Grundlage von *N30suf*; Spalte 2) und ihre Konfidenzintervalle (Spalten 3 und 4), unsere Schätzung auf der Grundlage von *N1* bzw. *N10* und ihre Abweichung von der endgültigen TFR (Spalten 5 und 6) dar.

Für Gesamtdeutschland (Tab. 4A) weichen unsere Schätzungen der vorläufigen jährlichen TFR um durchschnittlich  $+0,01$  von den endgültigen Zahlen ab, während die maximale Abweichung  $0,03$  beträgt. Die durchschnittliche Abweichung für Westdeutschland (Tab. 4B) beträgt null, wohingegen sie für Ostdeutschland  $-0,03$  beträgt (Tab. 4C).

### *Vorausberechnung der jährlichen TFR auf der Grundlage von monatlichen Ziffern*

Wir verwenden unseren dargestellten Ansatz, um die jährliche TFR des laufenden Jahres vorzuberechnen, sobald die vorläufigen Daten für die Monate Januar bis Juni vorliegen. Die Berechnungen erfolgen am Beispiel der Jahre 2007 und 2008.

Das Vorausberechnungsverfahren besteht aus drei Schritten. Auf der Grundlage der nachträglich erfassten vorläufigen Daten *N1* werden zunächst die kumulierten monatlichen Geburtenziffern für die Jahre 2001 bis 2006 geschätzt. Dann wird der Anteil der geschätzten kumulierten TFR an der endgültigen jährlichen TFR auf der Grundlage von *N30suf*, die später veröffentlicht wird, berechnet. Schließlich verwenden wir den Monat Juni als letzten Monat (Cut-off) für die Vorausberechnung, da im Zeitraum 2001 bis 2006 durchschnittlich 50 % der jährlichen TFR des jeweiligen Jahres bis Ende Juni erreicht worden waren.

Tabelle 5 zeigt dieses Verfahren zur Vorausberechnung der TFR für das Jahr 2007 auf der Grundlage der vorausgehenden fünf Jahre 2001 bis 2006 und die Vorausberechnung der TFR für 2008 auf der Grundlage der Jahre 2002 bis 2007. Wir konnten dieses Verfahren nur für die Jahre 2007 und 2008 kontrollieren, da die Methode der Datenerfassung bei *N1* im Jahr 2001 geändert wurde. Aus diesem Grund sind die Daten zu den Jahren vor 2001 nicht mit den Daten nach diesem Jahr kompatibel.

**Tab. 4:** Schätzungen der jährlichen TFR – Konfidenzintervalle und absolute Fehler für die Jahre 2001 bis 2007

<b>A) Deutschland</b>					
Jahr	Endgültige TFR ( <i>N30suf</i> )	Konfidenzintervall		Vorläufige TFR ( <i>N1</i> )	Abweichung vorläufige TFR von der endgültigen TFR
		OG	UG		
2001	1,35	1,35	1,34	1,35	0,00
2002	1,34	1,35	1,33	1,37	0,03
2003	1,34	1,35	1,33	1,37	0,03
2004	1,36	1,36	1,35	1,38	0,02
2005	1,34	1,35	1,33	1,35	0,01
2006	1,33	1,34	1,32	1,34	0,01
2007	1,37	1,38	1,36	1,37	0,00
Durchschnittliche Abweichung					0,01

 Quelle: Berechnungen auf der Grundlage von *N1* und *N30suf*.

<b>B) Westdeutschland</b>					
Jahr	Endgültige TFR ( <i>N30suf</i> )	Konfidenzintervall		Vorläufige TFR ( <i>N10</i> )	Abweichung vorläufige TFR von der endgültigen TFR
		OG	UG		
2001	1,38	1,39	1,37	1,38	0,00
2002	1,37	1,38	1,36	1,38	0,01
2003	1,36	1,37	1,35	1,36	0,00
2004	1,37	1,38	1,36	1,38	0,00
2005	1,35	1,36	1,34	1,35	0,00
2006	1,34	1,35	1,33	1,34	0,00
2007	1,37	1,38	1,36	1,37	-0,01
Durchschnittliche Abweichung					0,00

 Quelle: Berechnungen auf der Grundlage von *N10* und *N30suf*.

<b>C) Ostdeutschland</b>					
Jahr	Endgültige TFR ( <i>N30suf</i> )	Konfidenzintervall		Vorläufige TFR ( <i>N10</i> )	Abweichung vorläufige TFR von der endgültigen TFR
		OG	UG		
2001	1,23	1,25	1,21	1,20	-0,03
2002	1,24	1,26	1,22	1,21	-0,02
2003	1,26	1,28	1,24	1,24	-0,02
2004	1,31	1,33	1,29	1,29	-0,02
2005	1,30	1,32	1,28	1,27	-0,02
2006	1,30	1,32	1,28	1,28	-0,02
2007	1,37	1,39	1,35	1,34	-0,03
Durchschnittliche Abweichung					-0,03

 Quelle: Berechnungen auf der Grundlage von *N10* und *N30suf*.

**Tab. 5:** Vorausberechnung der jährlichen deutschen TFR, 2007 (auf der Grundlage der Jahre 2001 bis 2006) und 2008 (auf der Grundlage der Jahre 2002 bis 2007)

Jahr Bezugszeitraum	Vorläufige <i>mTFR</i> Januar-Juni ( <i>N1</i> )	Endgültige TFR ( <i>N30suf</i> )	Anteil der <i>mTFR</i> Januar-Juni an der endgültigen TFR in %
2001	0,676	1,346	50,3
2002	0,678	1,339	50,7
2003	0,674	1,338	50,4
2004	0,674	1,357	49,7
2005	0,667	1,338	49,9
2006	0,659	1,329	49,5
2007	0,668	1,368	48,8
2008	0,685	1,376	49,6
Geom. Mittel 2001-2006			<b>50,1</b>
Geom. Mittel 2002-2007			<b>49,8</b>
<b>Vorausberechnung TFR 2007</b>		<b>1,335</b>	
Abweichung von der endgültigen TFR		-0,034	
<b>Vorausberechnung TFR 2008</b>		<b>1,375</b>	
Abweichung von der endgültigen TFR		-0,001	

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage von *N1* und *N30suf*.

Für das Jahr 2007 beträgt die vorausberechnete jährliche TFR 1,34, was einer Unterschätzung um 0,03 der endgültigen TFR entspricht, und für welche sich, auf der Grundlage von *N30suf*, 1,37 ergab. Die Ursache für diese Unterschätzung besteht darin, dass die monatlichen Geburtenziffern von Mitte 2007 an erheblich höher sind als diejenigen im Vorjahr.

Wenn wir diese einfache Methode auf die Daten für das Jahr 2008 anwenden, ergibt unsere Vorausberechnung auf der Grundlage der Geburten von Januar bis Juni eine Jahres-TFR von 1,38, was mit der endgültigen TFR Ende 2008 übereinstimmt (1,38).

## 6 Diskussion

Wir haben einen Ansatz zur Schätzung der monatlichen TFR im laufenden Jahr auf der Grundlage von vorläufigen Daten entwickelt, die das Alter der Mutter bei der Geburt nicht beinhalten. Da diese wichtigen Angaben nur für das Vorjahr zur Verfügung stehen, schätzen wir das Alter der Mutter bei der Geburt im laufenden Jahr,

indem wir die altersspezifischen Geburtenraten auf die Daten des laufenden Jahres anwenden.

Frühzeitige Angaben zur monatlichen TFR sind nicht hilfreich, wenn die vorläufigen Daten eine niedrige Qualität aufweisen. Dieser Beitrag liefert eine Übersicht über die verschiedenen Quellen, die zur Berechnung der monatlichen Geburtenziffern verwendet werden. Die Berechnung dieser Ziffern stellt eine Herausforderung dar, da die unterschiedlichen Quellen zu unterschiedlichen Zeitpunkten zur Verfügung stehen, da sich diese Quellen auf unterschiedliche regionale Einheiten beziehen und bestimmte Fälle aus bestimmten Quellen ausgeschlossen werden. Die erste vorliegende Datenquelle ist *N1*. Das Hauptproblem hier besteht darin, dass die Geburten nicht korrekt auf den Monat verteilt sind. *N10*, die Datenquelle, die als nächstes zur Verfügung steht, soll genauere Daten bereitstellen, da sie auch Angaben darüber enthält, ob sich die Geburt in Ost- oder Westdeutschland ereignet hat. Wir stellen jedoch fest, dass die Schätzungen auf der Grundlage von *N10* die am wenigsten genauen sind, da die implausiblen Fälle nicht in diese Statistik einfließen. Darüber hinaus ist der Fall Berlins problematisch. Gemäß der Praxis der Statistischen Ämter in Deutschland haben wir Berlin aus den Schätzungen auf der Grundlage der Quelle *N10* ausgeschlossen. Dies führt zu Abweichungen um bis zu 10 % von der endgültigen TFR in *N30suf*, wobei es sich zumeist natürlich um eine Unterschätzung handelt. Deshalb sind die Ergebnisse für Ost- und Westdeutschland auf der Grundlage von *N10* mit Vorsicht zu deuten. Geht es um frühzeitige Ergebnisse für Gesamtdeutschland, ist *N1* die genaueste Datenquelle. Geht es aber um einen regionalen Vergleich, kann *N10* als Ausgangspunkt dienen. Forscher, die *N10* verwenden, sollten sich aber darüber im Klaren sein, dass diese Daten erst mit sechsmonatiger Verzögerung zur Verfügung stehen und dass mit einer gewissen Unterschätzung der Geburtenziffern zu rechnen ist.

Es gibt unterschiedliche Ansätze, mit den saisonalen Schwankungen in der Fertilität umzugehen. *Sobotka et al.* (2005) entfernen diese Schwankungen mittels statistischer Verfahren, was den Vorteil hat, dass das monatliche Fertilitätsniveau auch innerhalb eines Jahres verglichen werden kann und Änderungen beurteilt werden können. Unser Ansatz belässt die saisonalen Schwankungen in den Daten und vermittelt somit den Nutzern des Geburtenmonitors das Ausmaß dieser systematischen Fluktuationen im Geburtengeschehen. Ein weiterer Grund für das Beibehalten der saisonalen Schwankungen ist die eingeschränkte Information in den vorliegenden Daten, die uns nötigt, sowohl die Altersstruktur der Mütter als auch die Anzahl der Frauen im reproduktiven Alter zu schätzen. Da wir diese geschätzten Geburtenziffern nicht noch weiter modifizieren wollten, entschlossen wir uns, jene zusammengefasste Geburtenziffer aufzuzeigen, die der aggregierten Geburtenzahl entspricht. Das Belassen der Saisonalität in den Daten hat jedoch Nachteile: die zusammengefasste Geburtenziffer eines Monats kann nicht als Prädiktor für die jährliche Geburtenziffer genommen werden, und Änderungen können jeweils nur zum selben Monat des Vorjahres interpretiert werden.

Unser Verfahren beinhaltet eine systematische Unterschätzung der Geburtenhäufigkeit in Ostdeutschland. Dies führen wir auf die Annahme zurück, dass die Bevölkerung des Vorjahres eine hinreichende Schätzung der Bevölkerung in der Mitte

des laufenden Jahres darstellt. In der Tat ist bekannt, dass dies nicht der Fall ist und dass Abwanderung in der Veränderung der zugrunde gelegten Bevölkerungsstruktur in den östlichen Bundesländern eine große Rolle spielt. Bei weiteren Verbesserungen dieses Verfahrens sollte deshalb untersucht werden, inwiefern die Migration in die Schätzungen einfließen kann.

Trotz der sich aus den Datenquellen ergebenden Problematik glauben wir, dass unser Ansatz hinreichende monatliche Geburtenziffern liefert. Uns ist dennoch bewusst, dass die Methode noch einige Unzulänglichkeiten aufweist. Für detaillierte künftige Untersuchungen werden paritätsspezifische Daten benötigt. Da diese Angaben in der deutschen Geburtenstatistik bisher fehlen, müssen andere Quellen herangezogen werden. Eine vielversprechende Quelle wäre die deutsche Perinatalstatistik, die detaillierte paritätsspezifische Angaben enthält (Kreyenfeld *et al.* 2010). Ohne die Einbeziehung paritätsspezifischer Angaben können wichtige demografische Kenngrößen, wie z.B. das mittlere Alter bei der ersten Geburt oder Korrekturen von Tempoeffekten, die im *Bongaarts-Feeney*-Ansatz berücksichtigt werden (2005), und Parity-progression ratios, wie bei *Sobotka et al.* 2005, nicht berechnet werden.

Eine weitere Unzulänglichkeit unseres Ansatzes besteht darin, dass wir bei den Geburten von einer konstanten Altersverteilung zwischen dem Vorjahr und dem laufenden Jahr ausgehen. Diese Annahme ist in Ostdeutschland besonders problematisch, da die Altersverteilung in diesem Landesteil durch hohe Abwanderungsströme beeinflusst sein könnte. Eine Lösung bestünde eventuell darin, einen Faktor einzubeziehen, der aus den Vorjahren abgeleitet wird. Da das Migrationsverhalten aber die am wenigsten prognostizierbare demografische Größe ist, erscheint die Einführung eines Anpassungsfaktors für die Migration eher problematisch. Es ist bekannt, dass die altersspezifische Verteilung der Geburten permanenten Schwankungen unterworfen ist, wobei die Veränderungsrate in bestimmten Altersgruppen relativ konstant ist. Eine einfache Lösung könnte in der Einbeziehung einer Art „Drift“ bestehen; d.h. man ginge davon aus, dass sich die jeweiligen altersspezifischen Ziffern erhöhen, wohingegen andere abnehmen. Dazu wäre eine detaillierte Zeitreihenanalyse nötig. Ein Vorteil eines solchen Verfahrens würde darin liegen, dass unterschiedliche Annahmen und Szenarien zu Abweichungen in der Altersverteilung der Geburten modelliert werden könnten. Ein Nachteil der Verwendung der Zeitreihenanalyse besteht darin, dass man ausreichend lange Zeitreihen benötigen würde. Dies ist gegenwärtig nicht möglich, da hinreichende Geburtendaten erst seit dem Jahr 2000 zur Verfügung stehen.

Unser Ansatz, die jährliche TFR des laufenden Jahres auf der Grundlage von vorläufigen Monatsdaten bis Juni vorzuberechnen, führt zu einer validen Schätzung. Das Vorausberechnungsverfahren funktioniert dann, wenn es keine systematischen Differenzen zwischen den Geburtenziffern der ersten und zweiten Hälfte des Kalenderjahres gibt. Tritt eine erhebliche Änderung ein – was zum Beispiel durch soziale Umbrüche oder einschneidende Veränderungen in der Familienpolitik der Fall sein kann – werden sich frühe Schlussfolgerungen bezüglich der jährlichen Ziffern als unrichtig erweisen, so wie es im Jahre 2007 der Fall war. Will man hingegen die kurzfristige Wirkung bestimmter Ereignisse, wie zum Beispiel die Einführung familienpolitischer Maßnahmen, auf das Geburtenverhalten beobachten, kann



die monatliche zusammengefasste Geburtenziffer verwendet werden. Zum Beispiel wurde unser Ansatz verwendet, um die Auswirkung des neuen Elterngeldes, das im Januar 2007 in Deutschland in Kraft trat, auf die Geburtenziffer zu beobachten: Da das neue Elterngeld erst Mitte 2006 angekündigt worden war, erwarteten wir, dass die Auswirkung des neuen Gesetzes erst in der amtlichen Geburtenstatistik der zweiten Hälfte 2007 sichtbar werden würde. In der Tat war von Herbst 2007 an eine signifikante Erhöhung der monatlichen Geburtenziffern im Vorjahresvergleich festzustellen. Diese systematische Änderung der Geburtenziffern führte zur Unterschätzung in der Vorausberechnung der endgültigen jährlichen TFR.

Die Anzahl der Geburten in Deutschland und die Trends in den Geburtenziffern sind für die allgemeine Öffentlichkeit von großem Interesse und spielen in der politischen Debatte eine wichtige Rolle. Angesichts des Interesses an diesem Thema wundert es, dass amtliche Daten zu Geburten erst mit erheblicher Verzögerung veröffentlicht werden und dass in vorläufigen Daten wichtige Angaben für die Berechnung von Fertilitätsindikatoren fehlen. Das führt dazu, dass systematische Änderungen in der Geburtenhäufigkeit, die durch neue politische Ansätze oder gesellschaftliche Veränderungen verursacht werden, nur mit erheblicher Verzögerung festgestellt werden können. Das in diesem Beitrag vorgestellte Berechnungsverfahren überwindet die meisten datenbedingten Grenzen der vorläufigen Statistiken und liefert frühzeitige und hinreichende Angaben zu Geburtenrends in Deutschland. Unser Ansatz kann systematische Änderungen bei den Geburtenhäufigkeiten feststellen, wie z.B. im zweiten Halbjahr 2007, und er kann mit einem hohen Maß an Genauigkeit die endgültige zusammengefasste Geburtenziffer vorausberechnen, sobald die Daten für die ersten sechs Monate vorliegen. Der „Geburtenmonitor“ ist auf der Webseite [www.rostockerzentrum.de/](http://www.rostockerzentrum.de/) implementiert und wird monatlich aktualisiert, sobald die neuesten Daten vom Statistischen Bundesamt veröffentlicht werden (vgl. Abb. A1 im Anhang).

Der besondere Dank der Autoren gilt Johannes Klotz von Statistik Austria für seinen Rat zum Projekt „*Geburtenmonitor*“, besonders bezüglich der Berechnung eines TFR-Konfidenzintervalls. Herzlich gedankt sei auch den Mitarbeitern des Max-Planck-Instituts für demografische Forschung Rostock, dem Rostocker Zentrum zur Erforschung des Demografischen Wandels und zwei anonymen Gutachtern für ihre Anmerkungen. Die Veröffentlichung auf der Webseite wird von Juliane Steinberg betreut. Wir bedanken uns bei CPoS für die sprachliche Redaktion des Beitrages.

## Literatur

- Bongaarts, John; Feeney, Griffith*, 2005: The Quantum and Tempo of Life Cycle Events. Population Council, Working Paper 207. New York: Population Council
- Calot, Gérard*, 1981: L'observation de la fécondité à court et moyen terme. In: *Population* 36,1: 9-40
- Calot, Gérard; Nadot, Robert*, 1977: Combien y aura-t-il de naissances dans l'année? In: *Population* 32 (numero special): 185-229

- Doblhammer, Gabriele; Rodgers, Joseph C.; Rau, Roland*, 2000: Seasonality of birth in Nineteenth and Twentieth Century Austria. In: *Social Biology* 47,3: 201-217
- Flaskämper, Paul*, 1962: Bevölkerungsstatistik. Mit einleitenden Ausführungen über den Gegenstand der Besonderen Sozialwissenschaftlichen Statistik überhaupt. Hamburg: Richard Meiner
- Höhn, Charlotte*, 1981: Die CALOT-Methode zur aktuellen Beurteilung von Geburtenniveau und -trend. In: *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 7,2: 231-254
- 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* 35,2: 207-224 [DOI: 10.4232/10.CPoS-2010-06en]
- Lam, David A.; Miron, Jeffrey A.*, 1991: Seasonality of births in human populations. In: *Social Biology* 38: 51-78
- Office for National Statistics*, 2009: Review of the National Statistician on births and patterns of family building in England and Wales, 2008. URL: [http://www.statistics.gov.uk/downloads/theme\\_population/FM1-37/FM1-37.pdf](http://www.statistics.gov.uk/downloads/theme_population/FM1-37/FM1-37.pdf)
- Payton, Mark E.; Greenstone, Matthew; Schenker, Nathaniel*, 2003: Overlapping confidence intervals or standard error intervals: What do they mean in terms of statistical significance? In: *Journal of Insect Science* 34,3: 34
- Peters, Frederik; Milewski, Nadja; Doblhammer, Gabriele*, 2009: The "Geburtenmonitor" – Estimating Births Rates in Germany on the Basis of Monthly Data. Discussion Paper No. 27 of the Rostock Center for the Study of Demographic Change. Rostock: RZ. URL: [http://www.rostockerzentrum.de/publikationen/rz\\_diskussionpapier\\_27.pdf](http://www.rostockerzentrum.de/publikationen/rz_diskussionpapier_27.pdf)
- Sobotka, Tomas et al.*, 2005: Monthly Estimates of the Quantum of Fertility: Towards a Fertility Monitoring System in Austria. In: *Lutz, Wolfgang; Feichtinger, Gustav* (Hrsg.): Vienna Yearbook of Population Research 2005. Vienna: Verlag der Österreichischen Akademie der Wissenschaften: 109-141 [DOI: 10.1553/populationyearbook2005s109]

---

Übersetzung des Originaltextes durch das Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung, nur zur Information. Der autorisierte englische Originalbeitrag ist unter dem Titel „Monitoring of German Fertility: Estimation of Monthly and Yearly Total Fertility Rates on the Basis of Preliminary Monthly Data“, DOI 10.4232/10.CPoS-2010-07en bzw. URN urn:nbn:de:bib-cpos-2010-07en4, auf <http://www.comparativepopulationstudies.de> verfügbar.

Dr. Nadja Milewski (✉), Prof. Dr. Gabriele Doblhammer, M. Sc. Frederik Peters.  
Rostocker Zentrum zur Erforschung des Demografischen Wandels, Konrad-Zuse-Str. 1,  
18057 Rostock.  
E-Mail: [nadja.milewski@uni-rostock.de](mailto:nadja.milewski@uni-rostock.de), [doblhammer@rostockerzentrum.de](mailto:doblhammer@rostockerzentrum.de), [peters@rostockerzentrum.de](mailto:peters@rostockerzentrum.de)

## Anhang

### Beispiel für die Schätzung der vorläufigen *mTFR* im Jahr 2007

Vorhandene Grundangaben:

Anzahl der Geburten im Alter von 20 im Jahr 2006 ( <i>N30suf</i> ):	14.256
Gesamtanzahl der Geburten im Jahr 2006 ( <i>N30suf</i> ):	672.722
Anzahl der Geburten Januar 2007 ( <i>N1</i> ):	58.875
Bevölkerung im Alter von 19 Jahren 2006:	475.857
Bevölkerung im Alter von 20 Jahren 2006:	472.189

### Schätzung für 2007:

1. Schritt: Berechnung von  $r_{20,2007}$  nach Gleichung (4)

$$r_{20}(2007) = \frac{B_{20}^{N30}(2006)}{\bar{P}_{20}^f(2006)} = \frac{14256}{472189} = \underline{\underline{0.030}}$$

→ Im Jahr 2007 liegt die altersspezifische Geburtenziffer für das Alter von 20 Jahren bei 0,030.

2. Schritt: Berechnung von  $B_{20}^{const}(2007)$  nach Gleichung (5)

$$\begin{aligned} B_{20}^{const}(2007) &= r_{20}(2007) \cdot \bar{P}_{[19]}^f(2006) \\ &= 0.030 \cdot 475857 = 14276 \end{aligned}$$

→ Wenn die altersspezifische Geburtenziffer im Alter von 20 die gleiche gewesen wäre wie im Jahre 2006, wären im Jahre 2007 von den Frauen dieses Alters 14.276 Kinder geboren worden.

3. Schritt: Berechnung von  $B_{20}^{N1}(\text{Januar}, 2007)$  nach Gleichung (6):

$$\begin{aligned} B_{20}^{N1}(\text{Januar}, 2007) &= \frac{B^{N1}(\text{Januar}, 2007)}{\sum_{x=15}^{x=45} B_x^{const}(2007)} \cdot B_{20}^{const}(2007) \\ &= \frac{58857}{662407} \cdot 14276 = \underline{\underline{1268}} \end{aligned}$$

→ Es wird geschätzt, dass sich im Januar 2007 1.268 Geburten bei Frauen im Alter von 20 Jahren ereignet haben.

4. Schritt: Berechnung von  $mASBR_{Januar}(2007)$  nach Gleichung (7) und (9):

$$\begin{aligned}
 mASBR_{Januar}(2007) &= \frac{B_{20}^{N1}(\text{Januar})}{\bar{P}_{[19]}^f(2006)} \cdot caf(\text{Januar}, 2007) \\
 &= \frac{1268}{475857} \cdot \frac{365}{31} = \underline{\underline{0.0314}}
 \end{aligned}$$

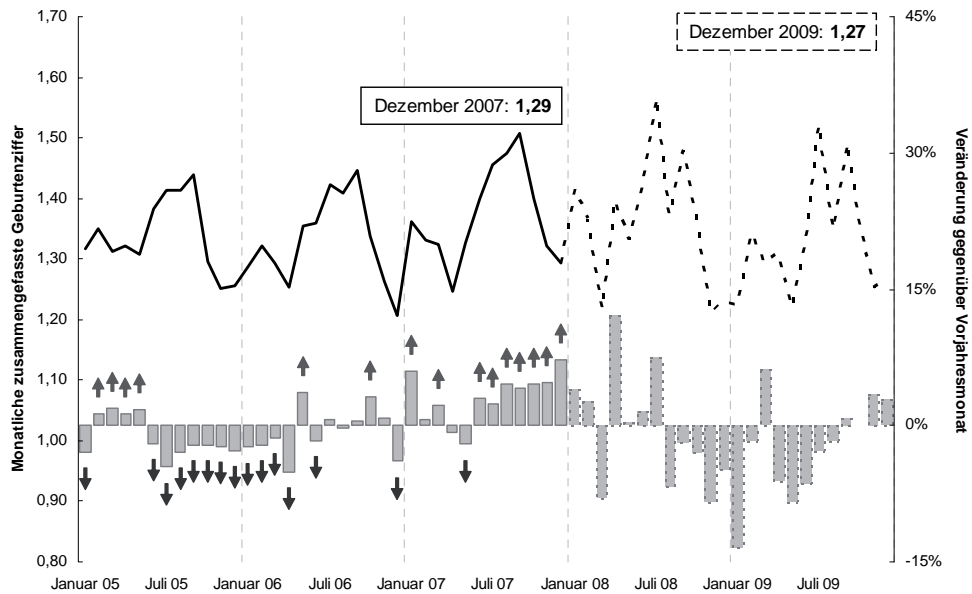
→ Im Januar 2007 werden für jede Frau im Alter von 20 Jahren 0,0314 Kinder geschätzt. Zusammengefasst über die Alterskohorten 15 bis 45 wird die monatliche zusammengefasste Geburtenziffer errechnet, die die Anzahl der Kinder angibt, die eine Frau geboren hätte, wenn die Konditionen im Januar über das ganze Jahr 2007 hinweg konstant geblieben wären.

### Online-Veröffentlichung des „Geburtenmonitor“ beim Rostocker Zentrum zur Erforschung des Demografischen Wandels

Der „Geburtenmonitor“ wird monatlich für Gesamtdeutschland sowie für die Alten und Neuen Bundesländer aktualisiert. Darüber hinaus wird eine virtuelle Pressemappe veröffentlicht, sobald die neue Schätzung der jährlichen TFR errechnet ist (vgl. [www.rostockerzentrum.de/](http://www.rostockerzentrum.de/)). Abbildung A1 zeigt ein Beispiel der Webseite, die auf Deutsch veröffentlicht wird. Die durchgezogene Linie stellt die endgültigen Daten auf der Grundlage von  $N30suf$  dar. Die vorläufigen Daten ( $N1$  und  $N10$ ) werden als gestrichelte Linie angegeben. Unter dem Liniendiagramm kennzeichnen Balken die jeweiligen Differenzen zwischen einem bestimmten Monat und dem Vorjahresmonat. Die Pfeile deuten auf signifikante Differenzen bei einem Konfidenzniveau von 95 % hin, was nur für endgültige Daten ausgeführt wird. Schließlich enthalten die beiden Kästen im oberen Bereich der Grafik die jeweils aktuelle endgültige und vorläufige monatliche TFR.

**Abb. A1:** Monatliche TFR für Deutschland, Juli 2004 – Juni 2009, wie auf der Webseite veröffentlicht

**Monatliche zusammengefasste Geburtenziffer in Deutschland  
Januar 2005 bis Dezember 2009**



Anm.: Bei gestrichelter Linie ist die Altersstruktur geschätzt sowie ein Gewichtsfaktor für Januar und Dezember enthalten

▲ Signifikante Erhöhung gegenüber Vorjahresmonat bei einem Signifikanzniveau von 95%

▼ Signifikante Verminderung gegenüber Vorjahresmonat bei einem Signifikanzniveau von 95%

Graphik: Rostocker Zentrum zur Erforschung des Demographischen Wandels / [www.zdwa.de](http://www.zdwa.de)

Daten: Statistische Ämter des Bundes und der Länder; Statistisches Bundesamt

**Tab. A1a:** Schätzungen der *mTFR* 2001 bis 2006, Deutschland – Konfidenzintervalle und absolute Fehler

2001 Monat	Endgültige <i>mTFR</i> (N30suf)	Konfidenzintervall		Vorläufige <i>mTFR</i> (N1)	Abweichung vorläufige <i>mTFR</i> von der endgültigen <i>mTFR</i>
		OG	UG		
Januar	1,38	1,39	1,37	1,41	0,03
Februar	1,33	1,33	1,32	1,35	0,02
März	1,32	1,32	1,31	1,33	0,02
April	1,31	1,32	1,30	1,27	-0,04
Mai	1,36	1,37	1,35	1,43	0,07
Juni	1,37	1,38	1,36	1,33	-0,04
Juli	1,43	1,44	1,42	1,45	0,02
August	1,42	1,42	1,41	1,46	0,05
September	1,41	1,41	1,40	1,33	-0,07
Oktober	1,32	1,33	1,31	1,44	0,12
November	1,28	1,28	1,27	1,31	0,04
Dezember	1,24	1,25	1,23	1,09	-0,15
2002 Monat	Endgültige <i>mTFR</i> (N30suf)	Konfidenzintervall		Vorläufige <i>mTFR</i> (N1)	Abweichung vorläufige <i>mTFR</i> von der endgültigen <i>mTFR</i>
		OG	UG		
Januar	1,34	1,34	1,33	1,49	0,15
Februar	1,35	1,36	1,35	1,38	0,03
März	1,33	1,34	1,32	1,26	-0,07
April	1,31	1,32	1,30	1,42	0,11
Mai	1,29	1,30	1,28	1,30	0,01
Juni	1,34	1,35	1,33	1,30	-0,04
Juli	1,43	1,43	1,42	1,51	0,08
August	1,39	1,40	1,39	1,40	0,01
September	1,44	1,45	1,43	1,44	0,00
Oktober	1,34	1,35	1,33	1,44	0,10
November	1,25	1,26	1,25	1,26	0,01
Dezember	1,26	1,27	1,25	1,19	-0,06
2003 Monat	Endgültige <i>mTFR</i> (N30suf)	Konfidenzintervall		Vorläufige <i>mTFR</i> (N1)	Abweichung vorläufige <i>mTFR</i> von der endgültigen <i>mTFR</i>
		OG	UG		
Januar	1,32	1,32	1,31	1,45	0,13
Februar	1,32	1,33	1,31	1,35	0,03
März	1,28	1,29	1,27	1,28	0,01
April	1,31	1,32	1,30	1,33	0,02
Mai	1,32	1,33	1,31	1,28	-0,04
Juni	1,36	1,37	1,36	1,39	0,02
Juli	1,47	1,48	1,46	1,54	0,07
August	1,40	1,41	1,39	1,35	-0,04
September	1,47	1,47	1,46	1,51	0,05
Oktober	1,32	1,32	1,31	1,41	0,10
November	1,24	1,25	1,23	1,22	-0,03
Dezember	1,25	1,25	1,24	1,27	0,02

2004 Monat	Endgültige <i>mTFR</i> ( <i>N30suf</i> )	Konfidenzintervall		Vorläufige <i>mTFR</i> ( <i>N1</i> )	Abweichung vorläufige <i>mTFR</i> von der endgültigen <i>mTFR</i>
		OG	UG		
Januar	1,36	1,36	1,35	1,38	0,02
Februar	1,33	1,34	1,32	1,34	0,00
März	1,29	1,29	1,28	1,38	0,10
April	1,31	1,31	1,30	1,33	0,03
Mai	1,28	1,29	1,28	1,18	-0,10
Juni	1,41	1,42	1,40	1,48	0,07
Juli	1,48	1,49	1,47	1,46	-0,02
August	1,46	1,46	1,45	1,51	0,05
September	1,47	1,48	1,46	1,51	0,04
Oktober	1,32	1,33	1,32	1,30	-0,02
November	1,28	1,29	1,27	1,36	0,08
Dezember	1,29	1,30	1,28	1,32	0,03
2005 Monat	Endgültige <i>mTFR</i> ( <i>N30suf</i> )	Konfidenzintervall		Vorläufige <i>mTFR</i> ( <i>N1</i> )	Abweichung vorläufige <i>mTFR</i> von der endgültigen <i>mTFR</i>
		OG	UG		
Januar	1,32	1,32	1,31	1,27	-0,05
Februar	1,35	1,36	1,34	1,35	0,00
März	1,31	1,32	1,30	1,31	-0,01
April	1,32	1,33	1,31	1,33	0,01
Mai	1,31	1,31	1,30	1,32	0,02
Juni	1,38	1,39	1,37	1,43	0,05
Juli	1,41	1,42	1,40	1,34	-0,07
August	1,41	1,42	1,41	1,49	0,08
September	1,44	1,45	1,43	1,43	-0,01
Oktober	1,30	1,30	1,29	1,30	0,00
November	1,25	1,26	1,24	1,33	0,07
Dezember	1,26	1,26	1,25	1,26	0,01
2006 Monat	Endgültige <i>mTFR</i> ( <i>N30suf</i> )	Konfidenzintervall		Vorläufige <i>mTFR</i> ( <i>N1</i> )	Abweichung vorläufige <i>mTFR</i> von der endgültigen <i>mTFR</i>
		OG	UG		
Januar	1,29	1,29	1,28	1,30	0,01
Februar	1,32	1,33	1,31	1,32	0,00
März	1,29	1,30	1,29	1,33	0,04
April	1,25	1,26	1,25	1,16	-0,09
Mai	1,35	1,36	1,35	1,41	0,05
Juni	1,36	1,37	1,35	1,38	0,03
Juli	1,42	1,43	1,41	1,36	-0,06
August	1,41	1,42	1,40	1,49	0,08
September	1,45	1,46	1,44	1,41	-0,04
Oktober	1,34	1,35	1,33	1,38	0,04
November	1,26	1,27	1,25	1,34	0,08
Dezember	1,21	1,21	1,20	1,16	-0,05

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage von *N1* und *N30suf*.

**Tab. A1b:** Schätzungen der *mTFR* 2001 bis 2006, Westdeutschland – Konfidenzintervalle und absolute Fehler

2001 Monat	Endgültige <i>mTFR</i> ( <i>N30suf</i> )	Konfidenzintervall		Vorläufige <i>mTFR</i> ( <i>N10</i> )	Abweichung vorläufige <i>mTFR</i> von der endgültigen <i>mTFR</i>
		OG	UG		
Januar	1,42	1,43	1,41	1,39	-0,03
Februar	1,36	1,37	1,35	1,34	-0,02
März	1,35	1,35	1,34	1,35	0,00
April	1,34	1,35	1,33	1,30	-0,04
Mai	1,40	1,41	1,39	1,47	0,07
Juni	1,41	1,41	1,40	1,37	-0,04
Juli	1,46	1,47	1,45	1,48	0,01
August	1,45	1,46	1,44	1,49	0,04
September	1,44	1,45	1,43	1,37	-0,07
Oktober	1,35	1,36	1,34	1,46	0,11
November	1,31	1,32	1,30	1,33	0,02
Dezember	1,27	1,28	1,26	1,21	-0,06
2002 Monat	Endgültige <i>mTFR</i> ( <i>N30suf</i> )	Konfidenzintervall		Vorläufige <i>mTFR</i> ( <i>N10</i> )	Abweichung vorläufige <i>mTFR</i> von der endgültigen <i>mTFR</i>
		OG	UG		
Januar	1,36	1,37	1,36	1,35	-0,02
Februar	1,39	1,40	1,38	1,38	-0,01
März	1,37	1,37	1,36	1,29	-0,08
April	1,34	1,35	1,34	1,44	0,10
Mai	1,32	1,32	1,31	1,32	0,00
Juni	1,37	1,38	1,36	1,33	-0,04
Juli	1,45	1,46	1,44	1,53	0,08
August	1,42	1,43	1,41	1,41	-0,01
September	1,47	1,48	1,46	1,45	-0,02
Oktober	1,37	1,38	1,36	1,49	0,12
November	1,28	1,29	1,27	1,28	0,01
Dezember	1,29	1,30	1,28	1,25	-0,04
2003 Monat	Endgültige <i>mTFR</i> ( <i>N30suf</i> )	Konfidenzintervall		Vorläufige <i>mTFR</i> ( <i>N10</i> )	Abweichung vorläufige <i>mTFR</i> von der endgültigen <i>mTFR</i>
		OG	UG		
Januar	1,35	1,36	1,34	1,31	-0,04
Februar	1,35	1,36	1,34	1,35	0,00
März	1,30	1,31	1,29	1,28	-0,02
April	1,34	1,35	1,33	1,36	0,02
Mai	1,35	1,36	1,34	1,31	-0,04
Juni	1,39	1,40	1,38	1,40	0,01
Juli	1,49	1,50	1,48	1,57	0,08
August	1,42	1,43	1,41	1,38	-0,04
September	1,48	1,49	1,47	1,52	0,04
Oktober	1,34	1,34	1,33	1,43	0,10
November	1,27	1,27	1,26	1,22	-0,04
Dezember	1,27	1,28	1,26	1,25	-0,01



2004 Monat	Endgültige <i>mTFR (N30suf)</i>	Konfidenzintervall		Vorläufige <i>mTFR</i> ( <i>N10</i> )	Abweichung vorläufige <i>mTFR</i> von der endgültigen <i>mTFR</i>
		OG	UG		
Januar	1,38	1,39	1,37	1,32	-0,06
Februar	1,35	1,36	1,34	1,30	-0,05
März	1,30	1,31	1,29	1,40	0,10
April	1,32	1,32	1,31	1,33	0,01
Mai	1,30	1,31	1,30	1,20	-0,11
Juni	1,43	1,43	1,42	1,51	0,09
Juli	1,49	1,50	1,48	1,47	-0,02
August	1,47	1,48	1,46	1,52	0,04
September	1,49	1,49	1,48	1,53	0,05
Oktober	1,34	1,35	1,33	1,32	-0,03
November	1,30	1,31	1,29	1,36	0,06
Dezember	1,31	1,32	1,30	1,25	-0,05
2005 Monat	Endgültige <i>mTFR (N30suf)</i>	Konfidenzintervall		Vorläufige <i>mTFR</i> ( <i>N10</i> )	Abweichung vorläufige <i>mTFR</i> von der endgültigen <i>mTFR</i>
		OG	UG		
Januar	1,34	1,35	1,33	1,25	-0,08
Februar	1,37	1,38	1,36	1,33	-0,03
März	1,33	1,34	1,32	1,35	0,02
April	1,34	1,35	1,33	1,35	0,01
Mai	1,32	1,33	1,32	1,33	0,01
Juni	1,40	1,40	1,39	1,44	0,04
Juli	1,42	1,43	1,41	1,34	-0,08
August	1,43	1,43	1,42	1,50	0,08
September	1,45	1,46	1,45	1,46	0,01
Oktober	1,31	1,32	1,30	1,32	0,01
November	1,26	1,27	1,25	1,32	0,06
Dezember	1,27	1,28	1,26	1,22	-0,06
2006 Monat	Endgültige <i>mTFR (N30suf)</i>	Konfidenzintervall		Vorläufige <i>mTFR</i> ( <i>N10</i> )	Abweichung vorläufige <i>mTFR</i> von der endgültigen <i>mTFR</i>
		OG	UG		
Januar	1,30	1,31	1,29	1,23	-0,07
Februar	1,34	1,35	1,33	1,30	-0,04
März	1,31	1,31	1,30	1,37	0,06
April	1,26	1,27	1,25	1,18	-0,08
Mai	1,36	1,37	1,35	1,41	0,05
Juni	1,37	1,38	1,36	1,39	0,02
Juli	1,43	1,43	1,42	1,37	-0,05
August	1,41	1,42	1,40	1,50	0,08
September	1,46	1,46	1,45	1,40	-0,06
Oktober	1,35	1,36	1,34	1,40	0,05
November	1,27	1,28	1,26	1,33	0,06
Dezember	1,21	1,22	1,21	1,16	-0,05

Anmerkung: Januar gewichtet mit 0,75, Dezember gewichtet mit 1,25.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage von *N10* und *N30suf*.

**Tab. A1c:** Schätzungen von *mTFR* in 2001 bis 2006, Ostdeutschland – Konfidenzintervalle und absolute Fehler

2001 Monat	Endgültige <i>mTFR</i> ( <i>N30suf</i> )	Konfidenzintervall		Vorläufige <i>mTFR</i> ( <i>N10</i> )	Abweichung vorläufige <i>mTFR</i> von der endgültigen <i>mTFR</i>
		OG	UG		
Januar	1,24	1,26	1,22	1,27	0,03
Februar	1,21	1,23	1,19	1,17	-0,04
März	1,21	1,23	1,19	1,16	-0,05
April	1,20	1,22	1,18	1,13	-0,07
Mai	1,25	1,27	1,23	1,27	0,02
Juni	1,24	1,26	1,22	1,16	-0,07
Juli	1,35	1,37	1,33	1,33	-0,02
August	1,30	1,32	1,28	1,27	-0,04
September	1,29	1,31	1,27	1,20	-0,09
Oktober	1,20	1,22	1,18	1,22	0,02
November	1,16	1,18	1,14	1,17	0,00
Dezember	1,11	1,13	1,10	1,03	-0,08
2002 Monat	Endgültige <i>mTFR</i> ( <i>N30suf</i> )	Konfidenzintervall		Vorläufige <i>mTFR</i> ( <i>N10</i> )	Abweichung vorläufige <i>mTFR</i> von der endgültigen <i>mTFR</i>
		OG	UG		
Januar	1,22	1,24	1,20	1,23	0,02
Februar	1,22	1,24	1,20	1,20	-0,02
März	1,21	1,23	1,19	1,11	-0,10
April	1,21	1,22	1,19	1,26	0,06
Mai	1,20	1,22	1,19	1,18	-0,03
Juni	1,24	1,25	1,22	1,14	-0,10
Juli	1,35	1,37	1,33	1,37	0,02
August	1,31	1,33	1,29	1,26	-0,05
September	1,34	1,36	1,32	1,32	-0,02
Oktober	1,24	1,25	1,22	1,25	0,02
November	1,17	1,18	1,15	1,16	0,00
Dezember	1,15	1,16	1,13	1,08	-0,06
2003 Monat	Endgültige <i>mTFR</i> ( <i>N30suf</i> )	Konfidenzintervall		Vorläufige <i>mTFR</i> ( <i>N10</i> )	Abweichung vorläufige <i>mTFR</i> von der endgültigen <i>mTFR</i>
		OG	UG		
Januar	1,18	1,20	1,16	1,20	0,01
Februar	1,20	1,22	1,18	1,18	-0,02
März	1,19	1,21	1,18	1,15	-0,04
April	1,23	1,24	1,21	1,22	0,00
Mai	1,23	1,25	1,22	1,15	-0,09
Juni	1,30	1,32	1,28	1,28	-0,01
Juli	1,42	1,44	1,40	1,46	0,03
August	1,35	1,37	1,33	1,25	-0,11
September	1,44	1,46	1,42	1,48	0,03
Oktober	1,26	1,28	1,24	1,26	0,00
November	1,16	1,18	1,14	1,13	-0,03
Dezember	1,18	1,20	1,16	1,14	-0,04

2004 Monat	Endgültige <i>mTFR (N30suf)</i>	Konfidenzintervall		Vorläufige <i>mTFR</i> ( <i>N10</i> )	Abweichung vorläufige <i>mTFR</i> von der endgültigen <i>mTFR</i>
		OG	UG		
Januar	1,29	1,31	1,27	1,24	-0,05
Februar	1,27	1,28	1,25	1,21	-0,05
März	1,25	1,27	1,23	1,30	0,06
April	1,28	1,30	1,26	1,24	-0,03
Mai	1,22	1,24	1,21	1,11	-0,12
Juni	1,37	1,39	1,35	1,44	0,07
Juli	1,47	1,50	1,45	1,41	-0,07
August	1,43	1,45	1,41	1,46	0,03
September	1,43	1,45	1,41	1,42	-0,01
Oktober	1,26	1,28	1,24	1,20	-0,06
November	1,21	1,23	1,19	1,27	0,06
Dezember	1,24	1,26	1,22	1,16	-0,08
2005 Monat	Endgültige <i>mTFR (N30suf)</i>	Konfidenzintervall		Vorläufige <i>mTFR</i> ( <i>N10</i> )	Abweichung vorläufige <i>mTFR</i> von der endgültigen <i>mTFR</i>
		OG	UG		
Januar	1,24	1,26	1,22	1,18	-0,07
Februar	1,30	1,32	1,28	1,28	-0,02
März	1,24	1,26	1,22	1,25	0,00
April	1,28	1,29	1,26	1,23	-0,04
Mai	1,25	1,27	1,23	1,26	0,01
Juni	1,36	1,38	1,34	1,33	-0,03
Juli	1,40	1,42	1,38	1,30	-0,10
August	1,38	1,41	1,36	1,43	0,05
September	1,40	1,42	1,38	1,39	-0,01
Oktober	1,25	1,27	1,23	1,15	-0,09
November	1,24	1,26	1,22	1,33	0,08
Dezember	1,20	1,22	1,18	1,15	-0,05
2006 Monat	Endgültige <i>mTFR (N30suf)</i>	Konfidenzintervall		Vorläufige <i>mTFR</i> ( <i>N10</i> )	Abweichung vorläufige <i>mTFR</i> von der endgültigen <i>mTFR</i>
		OG	UG		
Januar	1,21	1,23	1,19	1,19	-0,02
Februar	1,26	1,28	1,24	1,23	-0,02
März	1,26	1,28	1,24	1,24	-0,02
April	1,23	1,25	1,21	1,13	-0,10
Mai	1,33	1,35	1,31	1,35	0,02
Juni	1,34	1,36	1,32	1,33	0,00
Juli	1,43	1,45	1,41	1,35	-0,08
August	1,42	1,44	1,40	1,44	0,02
September	1,44	1,46	1,42	1,38	-0,06
Oktober	1,30	1,32	1,28	1,24	-0,06
November	1,23	1,25	1,21	1,35	0,12
Dezember	1,17	1,19	1,15	1,11	-0,06

Anmerkung: Januar gewichtet mit 0,8, Dezember gewichtet mit 1,2.

Quelle: Berechnungen auf der Grundlage von *N10* und *N30suf*.

**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)  
Dirk J. van de Kaa (Den Haag)  
Marc Luy (Wien)  
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)  
Hans-Peter Kohler (Philadelphia)  
Michaela Kreyenfeld (Rostock)  
Aart C. Liefbroer (Den Haag)  
Kurt Lüscher (Konstanz)  
Dimiter Philipov (Wien)  
Tomáš Sobotka (Wien)  
Heike Trappe (Rostock)