

Demographische Vorausschätzungen - Grenzen und Möglichkeiten, Methoden und Ziele: Vorträge auf der gemeinsamen Sitzung des Arbeitskreises "Bevölkerungswissenschaftliche Methoden" der Deutschen Gesellschaft für Bevölkerungswissenschaft und des Ausschusses für Regionalstatistik der Deutschen Statistischen Gesellschaft im Rahmen der Statistischen Woche in Nürnberg am 26./27. September 2000

Veröffentlichungsversion / Published Version
Sammelwerk / collection

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung (BIB). (2002). *Demographische Vorausschätzungen - Grenzen und Möglichkeiten, Methoden und Ziele: Vorträge auf der gemeinsamen Sitzung des Arbeitskreises "Bevölkerungswissenschaftliche Methoden" der Deutschen Gesellschaft für Bevölkerungswissenschaft und des Ausschusses für Regionalstatistik der Deutschen Statistischen Gesellschaft im Rahmen der Statistischen Woche in Nürnberg am 26./27. September 2000* (Materialien zur Bevölkerungswissenschaft, 104). Wiesbaden. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-334028>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

Demographische Vorausschätzungen - Grenzen und Möglichkeiten, Methoden und Ziele -

**Vorträge auf der gemeinsamen Sitzung des
Arbeitskreises "Bevölkerungswissenschaft-
liche Methoden" der Deutschen Gesellschaft
für Bevölkerungswissenschaft und des
Ausschusses für Regionalstatistik der
Deutschen Statistischen Gesellschaft im
Rahmen der Statistischen Woche
in Nürnberg am 26./27. September 2000**

**2002
Heft 104**

ISSN
0178-918X

BiB

**Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung
beim Statistischen Bundesamt · 65180 Wiesbaden**

Vorwort

Der vorliegende Band enthält eine Reihe von überarbeiteten Vorträgen, die auf einer gemeinsamen Sitzung des Arbeitskreises "Bevölkerungswissenschaftliche Methoden" der Deutschen Gesellschaft für Demographie und des Ausschusses für Regionalstatistik der Deutschen Statistischen Gesellschaft im Rahmen der Statistischen Woche 2000 in Nürnberg gehalten wurden. Die Sitzung war dem Thema "Demographische Vorausschätzungen - Grenzen und Möglichkeiten, Methoden und Ziele - gewidmet.

Bevölkerungsvorausschätzungen zählen zu den wichtigsten und zugleich umstrittensten Aufgabebereichen der Demographie. Die Bedeutung von Vorausschätzungen für Politik, Gesellschaft und Ökonomie steht außer Zweifel. Langfristige und weitreichende Planungen in ökonomischen Zusammenhängen oder kostspielige Infrastrukturplanungen im Rahmen der Raum- und Regionalpolitik benötigen präzise Vorhersagen der Bevölkerungsentwicklung. Inwieweit können aber die heute zur Verfügung stehenden Verfahren und Methoden den Ansprüchen an exakte Vorhersagen gerecht werden?

Jede Vorausschätzung bzw. die ihr zugrundeliegende Annahmensetzung verlangt eine umfassende Analyse und Beurteilung der aktuellen und historischen demographischen Tatbestände. Der Sachverhalt, dass in diesem Zusammenhang „nur“ drei demographische Prozesse zu betrachten sind, darf nicht den Blick dafür versperren, dass eine Reihe von schwer zu überschauenden Einflussfaktoren und wechselseitigen Abhängigkeiten die Entwicklungen dieser Prozesse steuert. „Um ein fundiertes Urteil über die demographische Entwicklung zu gewinnen, muss“ nach H. Birg „eine Vielzahl von Informationen verarbeitet werden, wobei das Risiko eines Fehlurteils groß ist. Niemand ist dazu in der Lage, wirklich alle Auswirkungen der demographischen Entwicklung zu überblicken und ihre Ursachen ganz zu erfassen. Die Komplexität des zu bewertenden Sachverhalts übersteigt die Bewertungskompetenz jedes Menschen, auch die Fachwissenschaftler auf dem Gebiet der Demographie bilden hier keine Ausnahme. Dabei wird die Urteilsbildung unnötig erschwert, wenn Zweifel bestehen, ob der in Frage stehende Sachverhalt überhaupt richtig erfasst wurde. Deshalb liegt einer der wichtigsten Zwecke demographischer Vorausberechnungen darin, möglichst treffsichere Aussagen über die zukünftige Entwicklung zu gewinnen.“ (Birg, H., Die demographische Zeitenwende, München 2001, S. 83)

Bevölkerungsvorausschätzungen bilden einen außerordentlich vielfältigen Themenkomplex. Es gibt nicht die Bevölkerungsvorausschätzung schlechthin. Mit jeder Vorausschätzung soll eine bestimmte Frage beantwortet werden, z.B. nach der Entwicklung der Zahl der hochbetagten Menschen, nach der Zahl der zu erwartenden Schüler oder nach der räumlichen Verteilung der Bevölkerung. Jede Vorausschätzung fokussiert im allgemeinen auf einen bestimmten demographischen Aspekt. Während manche Vorausschätzungen eine möglichst genaue Schätzung der Bevölkerungszahl zu einem

zukünftigen Zeitpunkt zum Ziel haben, handelt es sich bei anderen Vorausschätzungen um Wenn-dann-Analysen mit Modellcharakter. Die erste Gruppe von Vorausschätzungen bezeichnet Feichtinger als "Vorhersagen", die zweite Gruppe als "Bevölkerungsprojektionen". (Feichtinger, G., Bevölkerungsstatistik, Berlin 1973, S. 140)

Im Hinblick auf die unterschiedlichen Fragestellungen und hinsichtlich der verschiedenen Methoden bilden Bevölkerungsvorausschätzungen ein sehr vielfältiges Bild. Die in diesem Band zusammengefassten Arbeiten sollen einen Eindruck und zugleich einen Überblick über diesen Themenkomplex bieten. Die Beiträge können selbstverständlich nicht das gesamte Spektrum des Themenkomplexes Bevölkerungsvorausschätzungen abdecken, sie dienen vielmehr dazu, beispielhaft die verschiedenen Aufgabenstellungen, die methodischen Probleme, Lösungsvorschläge und neuere Ansätze sowie Ergebnisse aktueller Vorausschätzungen darzustellen.

Die Sitzung bot die seltene Gelegenheit zu einem Gedankenaustausch zwischen Prognoseakteuren aus ganz verschiedenen Arbeitsfeldern, aus der Amtlichen Statistik, aus verschiedenen Forschungsinstituten, aus Verbänden und Universitäten. Für diese Möglichkeit und den für eine solche Veranstaltung erforderlichen organisatorischen Rahmen sei an dieser Stelle den Veranstaltern der Statistischen Woche, der Deutschen Statistischen Gesellschaft und dem Verband Deutscher Städtestatistiker, ganz herzlich gedankt. Ein besonderer Dank gilt natürlich all jenen Referentinnen und Referenten, die sich die Mühe gemacht haben, ihren Vortrag für diese Veröffentlichung nochmals extra aufzubereiten. Außerdem möchten wir uns beim Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung bedanken, das sich freundlicherweise bereit erklärte, die Vorträge in die Reihe der Materialien zur Bevölkerungswissenschaft aufzunehmen, und damit überhaupt erst die Möglichkeit bot, die auf der Sitzung behandelten Themen zu dokumentieren und einem größeren Interessentenkreis zugänglich zu machen.

Der Vorstand des Arbeitskreises "Bevölkerungswissenschaftliche Methoden" der Deutschen Gesellschaft für Demographie e.V.

Dr. E.-Jürgen Flöthmann
Dr. Rembrandt Scholz
Karla Gärtner

Inhaltsverzeichnis

Manfred Bretz:	
Treffsicherheit von Bevölkerungsvorausberechnungen	1
Lawrence R. Carter und Alexia Prskawetz	
Examining Structural Shifts in Mortality Using the Lee-Carter Method	39
Johann Fuchs	
Schätzung und Projektion des Erwerbspersonenpotenzials nach dem IAB-Konzept	55
Gert Hullen	
Modellrechnungen der Lebensformen, Haushalts- und Familienstrukturen	79
Karl Schwarz	
Aus langjährigen Erfahrungen mit Bevölkerungsvorausschätzungen	107
Bettina Sommer	
Entwicklung der Bevölkerung Deutschlands bis 2050 – Annahmen und Ergebnisse der 9. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung im Überblick	113
Uwe Tovote	
Die regionalisierte Wohnungsprognose für Niedersachsen bis 2015	123
Anschriften der Autoren	139

Treffsicherheit von Bevölkerungsvorausberechnungen

Gliederung

1. Einführung
 2. Vergleich prognostizierte Verläufe mit tatsächlichen Verläufen
 - 2.1 In eigener Regie durchgeführte Rechnung mit Basisjahr 1951
 - 2.2 In eigener Regie durchgeführte Rechnung mit Basisjahr 1962
 - 2.3 Dritte „Koordinierte“ mit Basisjahr 1969
 - 2.4 Auftragsrechnung für BMI mit Basisjahr 1978 (Deutsche) bzw. 1979 (Ausländer)
 - 2.5 Auftragsrechnung für BMI mit Basisjahr 1984
 - 2.6 Achte „Koordinierte“ mit Basisjahr 1992
 3. Der Altenquotient in Vorausberechnung und Realität
 4. Schlussbemerkung
- Anhang: Schaubilder, Übersicht

1. Einführung

Die Treffsicherheit von Bevölkerungsvorausberechnungen soll an Beispielen aus dem Statistischen Bundesamt demonstriert werden. Das Statistische Bundesamt ist auf diesem Gebiet seit etwa einem halben Jahrhundert tätig. Die erste Rechnung ging vom Basisjahr 1951 aus. Die letzte stützte sich auf das Basisjahr 1997.

Die ersten Rechnungen wurden ausschließlich in eigener Regie vorgenommen. Hieran schlossen sich Modelle an, die mit den Statistischen Ländern koordiniert wurden. Die erste „Koordinierte“ hatte das Basisjahr 1965, die letzte schloss sich an das Jahr 1997 an.

Seit dem Basisjahr 1978 wurden parallel oder auch zeitlich versetzt sog. Auftragsrechnungen für die interministerielle Arbeitsgruppe „Bevölkerungsfragen“ beim BMI durchgeführt.

Koordinierte Rechnungen und Auftragsrechnungen unterschieden sich im wesentlichen durch ihre Differenzierung. Während die „Koordinierten“ entsprechend ihrer Anlage Länderergebnisse erbrachten, waren die Auftragsrechnungen nur auf das frühere Bundesgebiet insgesamt bezogen (nach der Wiedervereinigung zum einen auf das frühere Bundesgebiet und zum andern auf das Gebiet der neuen Bundesländer einschl. Ostberlin). Dafür wurde bei den Auf-

tragsrechnungen – anders als bei den „Koordinierten“ – generell nach Deutschen und Ausländern unterschieden.

Für die Untersuchung zur Treffsicherheit wurden aus der langen Reihe der genannten Rechnungen folgende ausgewählt:

1. In eigener Regie durchgeführte Rechnung mit Basisjahr 1951
2. In eigener Regie durchgeführte Rechnung mit Basisjahr 1962
3. Dritte „Koordinierte“ mit Basisjahr 1969
4. Auftragsrechnung für BMI mit Basisjahr 1978 (Deutsche) bzw. 1979 (Ausländer)
5. Auftragsrechnung für BMI mit Basisjahr 1984
6. Auftragsrechnung für BMI mit Basisjahr 1989
7. Achte „Koordinierte“ mit Basisjahr 1992

Die gesamte Palette der vom Statistischen Bundesamt durchgeführten Bevölkerungsvorausrechnungen ist im Anhang, Übersicht 1, dargestellt.

Ein wichtiges Kriterium für die hier getroffene Auswahl war das Anliegen, Mindestintervalle von etwa 10 Jahren zu erreichen. Die kürzere Periodizität am Ende der Reihe erklärt sich u.a. aus dem mit der Wiedervereinigung verbundenem wirtschaftlichen und sozialen Umbruch in den neuen Bundesländern, dessen Verlauf in Bevölkerungsvorausrechnungen schwer kalkulierbar ist.

Die Untersuchung vergleicht prognostizierte Verläufe mit der tatsächlichen Entwicklung und bezieht dabei den *Bevölkerungsstand* und die Komponenten seiner Veränderung ein (*Lebendgeborene, Gestorbene, Wanderungssaldo*). Schließlich wird am Beispiel des *Altenquotienten* geprüft, welche Abweichungen zwischen den Ergebnissen der Vorausrechnungen und der tatsächlichen Altersstruktur bestehen.

Da zwischen den Bewegungsdaten mehr oder weniger starke Abhängigkeiten bestehen, z.B. ein Einfluss des *Wanderungssaldos* auf *Geborene* und *Gestorbene*, wird beim Vergleich von Vorausrechnung und tatsächlicher Entwicklung – soweit dies die Datenlage erlaubt – auch auf Maßzahlen eingegangen, die solche Einflüsse weitgehend eliminieren (*zusammengefasste Geburtenziffer (ZGZ)* bzw. *Nettoreproduktionsziffer (NRZ)* und die *Mittlere Lebenserwartung*).

Ein besonderes Problem stellte der wechselnde Gebietsstand dar. Die ersten Rechnungen beziehen sich auf das frühere Bundesgebiet ohne Saarland und Berlin. Es folgen Rechnungen für das frühere Bundesgebiet ohne Berlin (aber einschl. Saarland). Schließlich beziehen sich die Angaben auf das frühere Bundesgebiet einschließlich Westberlin. Den beiden letzten Beispielen liegt das gesamte Deutschland zugrunde. Um hieraus resultierende Fehlinterpretationen auszuschließen, wurde – soweit

das die Datenlage erlaubte – versucht, den jeweiligen Rechnungen tatsächliche Verläufe mit gleichem Gebietsstand gegenüberzustellen.

2. Vergleich prognostizierte Verläufe mit tatsächlichen Verläufen

2.1 In eigener Regie durchgeführte Rechnung mit Basisjahr 1951

Die Rechnung zu Beginn der 50er Jahre hatte eine Prognosehorizont von 30 Jahren. Sie fiel mit ihrem Start in die Zeit hoher, aber immer noch wachsender Geburtenraten und auch relativ hoher Sterblichkeit (insbesondere der Säuglingssterblichkeit) sowie niedriger Zuwanderungssalden. Diese Situation färbte auf die Annahmen der Vorausberechnung ab. Der vorausgeschätzte Bevölkerungsstand entfernte sich Jahr für Jahr mehr von der Realität. Nach 30 Jahren lag der geschätzte Bestand mit knapp 50 Millionen Menschen um 9 Millionen (16%) unter der tatsächlichen Bevölkerungszahl (Schaubild 1.1). Worin lagen die Ursachen?

Zum einen kam der Mitte der 60iger Jahre einsetzende Geburtenanstieg (von 762 Tausend im Ausgangsjahr auf ein Maximum von über eine Million gegen Mitte der 60iger Jahre) völlig unerwartet. In der Rechnung war selbst die optimistische Variante mit einer Zunahme der ehelichen Fruchtbarkeitsziffer um 10% hiervon weit entfernt. Bei dem als wahrscheinlich angenommenen Verlauf entfernte sich die angenommene Geburtenzahl zunächst immer mehr von der tatsächlichen Entwicklung und lag im Jahr 1964 um 30% unter dem tatsächlichen Wert (Schaubild 2.1).

Die ZGZ stieg im Prognosezeitraum von 2,07 auf 2,53 im Jahr 1966 an. Danach fiel sie stark ab und sank bis zum Ende des Zeithorizontes unter das Ausgangsniveau (auf 1,44). Damit entsprach die vorausgeschätzte Zahl an Geburten wieder zunehmend dem tatsächlichen Verlauf und über traf diesen sogar in den 70er Jahren.

Neben dem Anstieg der Geburtenzahl wurde auch der Rückgang der Sterblichkeit bzw. die Erhöhung der Lebenserwartung deutlich unterschätzt. Die tatsächliche Zahl der Sterbefälle entfernte sich Jahr für Jahr zunehmend von der angenommenen Entwicklung. Am Ende des Prognosezeitraumes (1981) lag die geschätzte Zahl gemäß „wahrscheinlicher Entwicklung“ mit 748 Tausend um 73 Tausend (11%, s. Schaubild 3.1) über der Realität (675 Tausend). Die Mittlere Lebenserwartung war um mehr als zwei Lebensjahre pro Jahrzehnt gestiegen (insgesamt, also in 30 Kalenderjahren, um knapp 6 Jahre bei der männlichen und sogar gut 8 Jahre bei der weiblichen Bevölkerung) während sich aus den Annahmen der Prognose bei der optimistischen Variante „nur“ ein Anstieg von insgesamt 2,4 bzw. 2,5 Jahre errechnet.

Die größte Überraschung war die ebenfalls nicht vorhergesehene Zuwanderung, ausgelöst durch die Anwerbung ausländischer Arbeitskräfte von Mitte der 50iger bis Ende der 60iger Jahre, die erst durch

den Anwerbestopp im Jahre 1973 gebremst wurde. Während im langfristigen Durchschnitt jährlich über 200 Tausend Personen per Saldo ins Land kamen, ging die „wahrscheinliche Entwicklung“ von einem ausgeglichenen Saldo aus. (Die optimistische Variante sah einen jährlichen Zuwanderungssaldo von 100 Tausend bis zum Jahr 1972 voraus, die pessimistische Variante ging von einem Abwanderungssaldo in gleicher Höhe aus (Schaubild 4.1).

2.2 In eigener Regie durchgeführte Rechnung mit Basisjahr 1962

Die Rechnung mit Basisjahr 1962 reichte bis Anfang des zweiten Jahrtausends, erstreckte sich also auf 37 Jahre. Sie wurde in einer Zeit extrem hoher Geburtenraten und einer weiter rückläufigen Sterblichkeit gemacht. Zudem hatte man schon Erfahrungen mit der Anwerbung ausländischer Arbeitskräfte und der darauf folgenden Zuwanderung gemacht. Wiederum färbte die Ausgangssituation stark auf die gemachten Annahmen ab, was den Verlauf der Geburtenrate und der Sterblichkeit betrifft. Der Mitte der 60er Jahre einsetzende drastische Geburtenrückgang mit seinem Tief Ende der 70er Jahre kam unerwartet. Das hatte zur Folge, dass die Geburtenzahl für den Zeitraum ab Mitte der 70er Jahre um etwa 50% zu hoch eingeschätzt wurde. Desgleichen fiel der Rückgang der Sterblichkeit und damit die Zunahme der Lebenserwartung deutlich stärker aus als erwartet (Schaubild 3.1). Die erwartete Zahl der Sterbefälle übertraf ab Mitte der 80er Jahre um etwa 15% bis 20% den tatsächlichen Verlauf (Schaubild 2.1). Dem schon 1962 relativ hohen Zuwanderungssaldo wurde keine lange Dauer beigegeben: Selbst bei optimistischer Sicht wurde davon ausgegangen, dass der Zuwanderungssaldo von 252 Tausend im Jahr 1962 bis zum Jahr 1965 auf 100 Tausend fällt und mit dem Jahr 1970 auf Null sinkt. Tatsächlich bewegte sich der stark schwankende Zuwanderungssaldo im gesamten Prognosezeitraum in einer Größenordnung von durchschnittlich über 200 Tausend Fällen (Schaubild 4.2). Im Ergebnis, d.h. unter Berücksichtigung aller genannten Komponenten wich der vorausgeschätzte Bevölkerungsstand jedoch nicht so dramatisch von der Realität ab: Er lag bei der mittleren Variante am Ende des Prognosezeitraumes mit 63 Millionen nur relativ knapp (2,4%) unter dem tatsächlichen Stand (65 Millionen) (Schaubild 1.1). Die optimistische Variante (einschließlich Zuwanderungen) übertraf mit 66 Millionen sogar leicht den tatsächlichen Stand. Hier wollte es der Zufall, dass die Unterschätzung der Wanderungen und der zunehmenden Lebenserwartung von der Fehleinschätzung des Geburtenrückgangs kompensiert wurde.

2.3 Dritte „Koordinierte“ mit Basisjahr 1969

Die zu Beginn der siebziger Jahre vorgenommene 3. „Koordinierte“ mit einem Prognosezeitraum von 16 Jahren lag hinsichtlich des Bevölkerungsstandes schon nach kurzer Zeit ganz erheblich über der realen Entwicklung. Am Zeithorizont (Ende 1985) lag sie mit 66 Millionen um mehr als 4 Millionen Personen (7,5%) über dem tatsächlichen Bevölkerungsstand (Schaubild 1.1). Diese Einschätzung beruhte primär auf der wiederum zu hoch angesetzten Geburtenrate, die ebenfalls zu hoch ange-

nommene Sterblichkeit übertraf. Während die ZGZ steil nach unten fiel (von 2,21 im Jahre 1969 auf 1,29 im Jahre 1984) war man in der Vorausberechnung davon ausgegangen, dass sich die seit 1964 fallende Ziffer wieder „erholen“ würde. Statt dessen setzte sich der dramatische Abstieg fort und führte zu drastischen Unterschieden zwischen vorausgeschätzter und tatsächlicher Geburtenzahl. Im Jahre 1985 lag die erwartete Geburtenzahl etwa 60% über dem geschätzten Wert (Schaubild 2.1). Ähnlich gravierend waren die Unterschiede zwischen geschätzter und tatsächlicher Sterblichkeit. Während die Vorausschätzung ausschließlich von einem Rückgang der Säuglingssterblichkeit ausging und im übrigen keine Veränderungen der Sterblichkeit annahm, stieg die Lebenserwartung im Prognosezeitraum deutlich an (um gut 4 Jahre für beide Geschlechter). Entsprechend hoch fallen die Unterschiede zwischen geschätzter und tatsächlicher Zahl der Sterbefälle aus. Die geschätzte Zahl an Gestorbenen lag in den Jahren 1984 und 1985 etwa 20% über den tatsächlichen Gegebenheiten (Schaubild 3.1). Das Wanderungsverhalten wurde demgegenüber relativ zutreffend eingeschätzt (Schaubild 4.3).

2.4 Auftragsrechnung für BMI mit Basisjahr 1978 (Deutsche) bzw. 1979 (Ausländer)

Die Auftragsrechnung mit Basisjahr 1978 bzw. 1979 fiel in eine Zeit mit einer auf sehr niedrigem Niveau stagnierenden Geburtenhäufigkeit, jedoch weiter abnehmender Sterblichkeit bzw. zunehmender Lebenserwartung. Das Wanderungsverhalten hielt sich nach dem Anwerbestopp im Jahre 1973 in Grenzen und war im wesentlichen durch den Familiennachzug von Ausländern geprägt. Zuzüge Deutscher hielten sich in engen Grenzen. Ausgehend von dieser Lage wurde in der „mittleren“ Variante von konstanter Geburtenhäufigkeit (Modell I) ausgegangen. Hinsichtlich der Sterblichkeit wurde angenommen, dass sich der bisherige Rückgang nicht weiter fortsetzt. Bei den Wanderungen wurde selbst im Rahmen eines hohen Zuwanderungssaldos (Modell C) nur von einem jährlichem Zuwanderungsüberschuss von 55 Tausend Personen ausgegangen. Der in der Vorausberechnung (Modell IC) geschätzte Bevölkerungsbestand deckte sich bis zur Wiedervereinigung auch weitgehend mit der tatsächlichen Bevölkerungszahl. Noch 1987 machten die beiden Werte – gerundet – 61 Millionen aus und waren nahezu deckungsgleich (Schaubild 1.2). Mit dem Fall der Mauer änderte sich dies schlagartig: Der tatsächliche Bevölkerungsstand des früheren Bundesgebietes entfernte sich zunehmend von der geschätzten Entwicklung und übertraf Ende 1999 mit 67 Millionen den erwarteten Stand um 8 Millionen Personen (12%). Betrachtet man die Ursachen dieses Verlaufs, so zeigt sich folgendes Bild: Die geschätzte Geburtenzahl lag im ersten Jahrzehnt meist über der tatsächlichen Entwicklung (1985 waren es 10%). Anschließend fiel sie zunehmend unter das tatsächliche Niveau und bewegte sich 1999 gut 20% unter den tatsächlichen Gegebenheiten, da die tatsächliche Geburtenzahl unerwartet stark anstieg. (Schaubild 2.2). Der tatsächliche Verlauf war jedoch nicht auf eine wieder zunehmende ZGZ, sondern vielmehr auf Zuwanderungseffekte (u.a. Zuzüge vieler junger Ehepaare aus dem Beitrittsgebiet) zurückzuführen. Die ZGZ betrug 1978 1,381 und lag 1998 mit 1,412 nur unwesentlich höher. Die Zahl der Sterbefälle wurde dagegen in der Vorausberechnung deutlich und in zunehmendem Maße überschätzt. Bereits 1999 wurden mit 820 Tausend Sterbefällen 135 Tausend mehr (20%) geschätzt

als tatsächlich registriert wurden (Schaubild 3.2). Dieser Unterschied dürfte primär auf den weiteren Rückgang der Sterblichkeit zurückzuführen sein. Die Lebenserwartung ist im früheren Bundesgebiet von 1978 bis 1997 (wie auch schon vorher) um durchschnittlich zwei Lebensjahre pro Jahrzehnt gestiegen, insgesamt um 4,5 Jahre für die männliche und 3,9 Jahre für die weibliche Bevölkerung. - Das Wanderungsgeschehen bewegte sich in den ersten Prognosejahren sogar unter den Erwartungen. Während von einer langfristigen durchschnittliche Zuwanderung von 55 Tausend Personen ausgegangen wurde, gab es drei Jahre lang (1983 bis 1985) sogar negative Außenwanderungssalden (Schaubild 4.4). Schließlich führten mehrere Umstände zu einem unerwarteten Zustrom in das frühere Bundesgebiet: Die plötzlich anschwellenden Zuzüge von Bewohnern der ehemaligen DDR und auch der stark anwachsende Zustrom von Aussiedlern und letztlich Asylbewerbern hatten eine einmalige Einwanderungswelle zur Folge: Der gesamte jährlich Wanderungssaldo lag für das frühere Bundesgebiet zwei Jahre lang (1990 und 1991) bei einer Million.

2.5 Auftragsrechnung für BMI mit Basisjahr 1984

Die mit Basisjahr 1984 durchgeführte Auftragsrechnung wurde unter ähnlichen Voraussetzung erstellt wie die vorangegangene und unterschied sich in ihren Annahmen im wesentlichen nur hinsichtlich der Sterblichkeit. Hier wurde ein Rückgang der für einzelne Altersjahre angesetzten Sterbewahrscheinlichkeiten auf international bereits erreichte günstigere Werte angenommen (eine Annäherung an eine sog. Minimalsterbetafel). Dies lief auf eine Zunahme der Lebenserwartung um mehr als zwei Jahre hinaus (2,6 Jahre für Jungen und 2,3 Jahre für Mädchen). Dieser Zielwert sollte im Jahr 2000 erreicht werden. Für den darauffolgenden Zeitraum wurde keine weitere Zunahme angenommen. Diese Annahme bewegte sich – soweit das bisher nachprüfbar ist - in einem näherungsweise realistischen Rahmen: Die Lebenserwartung ist von 1984 bis zum jüngsten errechneten Wert (für 1997) deutlich angestiegen (um 3,2 bzw. 3,1 Jahre für Jungen bzw. Mädchen). Ein Vergleich der geschätzten Zahl der Sterbefälle mit der tatsächlichen registrierten Zahl bestätigt dies. Die Abweichungen bewegten sich über einen längeren Zeitraum zwischen 1% und 2%. Erst ab 1997 wurde die Lebenserwartung spürbar unterschätzt. Die erwartete Zahl der Sterbefälle lag 1999 um 6,5% über der Realität (Schaubild 3.2). Die Geburtenentwicklung wurde dagegen zunehmend unterschätzt, obwohl bei der mittleren Variante – wie bei der vorausgegangenen Rechnung – von konstanten Geburtenverhältnissen ausgegangen wurde (Schaubild 2.2). 1999 lag die angenommene Zahl um 26% unter dem tatsächlichen Wert. Hier machte sich erneut die Zuwanderung geburtenstarker Jahrgänge bemerkbar, während die Geburtenhäufigkeit selbst nur unwesentlich zu dieser Entwicklung beitrug. Die ZGZ hatte in den vorausgegangenen Jahrzehnten nur leichte Schwankungen aufgewiesen und um das Basisjahr der Vorausberechnung einen Tiefpunkt (1,291) erreicht, von dem aus sie anschließend wieder leicht anstieg (auf 1,413 im Jahr 1998). - Hinsichtlich der Außenwanderung ergaben sich ähnlich Abweichungen wie bei der vorangegangenen Rechnung (Schaubild 4.5). Diese wirkten sich auch ähnlich gravierend auf die Abweichungen zwischen geschätztem und tatsächlichen Bevölkerungsbestand aus (1999 lag die für das

frühere Bundesgebiet geschätzte Bevölkerungszahl mit 61 Millionen um 9% unter dem tatsächlichen Wert (Schaubild 1.2).

2.6 Achte „Koordinierte“ mit Basisjahr 1992

Die achte Koordinierte bezog sich als erste koordinierte Vorausberechnung auf das gesamte Deutschland. Hierbei mussten wegen der unterschiedlichen demographischen Lage unterschiedliche Annahmen für West und Ost zugrunde gelegt werden, wobei jedoch von einer allmählichen Angleichung der Lebensverhältnisse ausgegangen wurde. Die Rechnung reichte bis zum Jahr 2040, hatte also einen Zeithorizont von knapp 50 Jahren. In der relativ kurzen Zeitspanne bis zum aktuellen Rand zeichnet sich jedoch schon eine Abweichung ab, die in die umgekehrte Richtung weist, wie die zuvor beschriebene mit Basisjahr 1984: Die Vorausberechnung wies in den ersten Jahren noch eine deutliche Zunahme des Bevölkerungsstandes aus, der vom tatsächlichen Verlauf nicht bestätigt wird (Schaubild 1.2). Ende 1999 lag das Ergebnis der Modellrechnung (mittlere Variante) mit 84 Millionen um mehr als eine Million (2%) über dem tatsächlichen Stand (Schaubild 1.2). Die Ursachen für diese „Überschätzung“ sind primär im plötzlichen Rückgang der Außenwanderung zu sehen. Hier wurden in der mittleren Variante – ausgehend von einem extrem hohen Ausgangsniveau von gut 600 Tausend Personen im Jahr 1993 – auf langfristig 200 Tausend zurückgehende Zuwanderungssalden angenommen. Tatsächlich hatte der Saldo in den vergangenen drei Jahren jedoch zweimal die 100 Tausend – Marke unterschritten, zeigte dann aber wieder eine aufsteigende Tendenz (Schaubild 4.6). Abweichungen zwischen angenommener und tatsächlicher Entwicklung der Lebenserwartung haben per Saldo die durch Wanderungseffekte bedingte Überschätzung der Bevölkerungszahl etwas kompensiert. Hierbei sind unterschiedliche Tendenzen in West und Ost zu berücksichtigen. Während die im Westen von 1992 bis zum Jahr 2000 angenommene Zunahme um 1,6 bzw. 1,7 Lebensjahre bis zum letzten verfügbaren tatsächlichen Stand (1997) noch nicht erreicht wurde (der bis dahin tatsächlich registrierte Zuwachs beträgt „nur“ 1,3 bzw. 1,0 Lebensjahre), hat die Lebenserwartung in den neuen Bundesländern stärker zugenommen, als bisher angenommen wurde. Die Annäherung an die Situation im Westen ist somit schneller erfolgt, als erwartet wurde. Per Saldo hatten diese Diskrepanzen zur Folge, dass die Zahl der Sterbefälle insgesamt überschätzt wurde. 1999 lag die geschätzte Zahl um etwa 50 Tausend Fälle (gut 5%) über der Zahl der registrierten Sterbefälle (Schaubild 3.2). Der Verlauf der Geburtenhäufigkeit wurde teils überschätzt, teils zu niedrig angesetzt, wobei sich die jeweiligen Abweichungen weitgehend ausglich (Schaubild 2.2).

3. Der Altenquotient in Vorausberechnung und Realität

Die bei den Komponenten der Bevölkerungsvorausberechnungen festgestellten Probleme schlagen auch in der Altersstruktur des erwarteten Bevölkerungsbestandes zu Buche. Eine Unterschätzung der Geburtenhäufigkeit reduziert je nach Zeithorizont den Anteil der jüngeren und mittleren Generation,

zu geringe Annahmen hinsichtlich der Zunahme der Lebenserwartung lassen – wenn die tatsächlichen Fortschritte überwiegend die Sterblichkeitsverhältnisse der älteren Bevölkerung betreffen - einen zu geringen Anteil dieser Bevölkerungsgruppe vermuten. Hierbei wird insbesondere der Altenquotient unterschätzt. Ausgehend von dieser Maßzahl (hier: 60jährige und Ältere je 100 Personen im Alter von 20 bis unter 60 Jahren) lässt sich sagen, dass sich insbesondere die Vorausberechnungen mit Basis 1962 und 1969 sowie die Rechnung mit Basis 1978/79 (Schaubild 5.1) signifikant unter den tatsächlichen Verhältnissen bewegten. So lag der in der Vorausberechnung mit Basis 1962 ermittelte Altenquotient für das Jahr 1998 bei 36, während er tatsächlich schon auf 40 gestiegen war. Die Vorausberechnung mit Basis 1969 führte bis zu ihrem Zeithorizont (1986) zu einem Altenquotienten von 32. Tatsächlich war er jedoch schon auf 36 angestiegen (ebenfalls Schaubild 5.1). Die Rechnung mit Basis 1978/79 ergab für 1998 einen Altenquotienten von 38 und lag somit schon relativ dicht an dem in diesem Jahr tatsächlich erreichten Quotienten von 40 (Schaubild 5.2).

Recht präzise trifft die Vorausberechnung mit Basis 1992 den tatsächlich erreichten Quotienten, da hier zumindest auf mittlere Sicht (Jahrtausendwende) eine kräftige Zunahme der Lebenserwartung angenommen wurde. Für das Jahr 1998 weist diese Rechnung einen Altenquotienten von 39 aus (gegenüber einem tatsächlichen Quotienten von 40). Die Modellrechnung mit Basis 1984 überschätzt mit einem Wert von 42 sogar den Altenquotient für das Jahr 1998, was jedoch keineswegs auf eine noch günstigere Annahme zur Sterblichkeitsentwicklung sondern vielmehr auf „Verjüngungseffekte“ unerwarteter Zuwanderungen zurückzuführen ist. Ohne diese Zuwanderungen hätte der tatsächliche Altenquotient deutlich höher gelegen.

4. Schlussbemerkung

Ein Vergleich der bei den einzelnen Vorausberechnungen zu Tage getretenen Abweichungen vom tatsächlichen Verlauf macht deutlich, dass insbesondere abrupte Änderungen schwer vorhersehbar sind. Besonders auffällig war dies bei dem Mitte der 60iger Jahre einsetzenden drastischen und anhaltenden Geburtenrückgang und den Zuwanderungsschüben in der Zeit der Anwerbung ausländischer Arbeitskräfte und nach dem Fall der eisernen Vorhangs. Das Annahmengerüst orientierte sich primär an den zu Beginn der Rechnung gegebenen Verhältnissen und setzte häufig deren Konstanz voraus.

Das seit mehr als zwei Jahrzehnten stagnierende Geburtenniveau im früheren Bundesgebiet lässt die in den letzten Vorausberechnungen angenommene Konstanz dieser Verhältnisse (mit allmählicher Angleichung der in den neuen Bundesländern noch sehr niedrigen Geburtenziffer) heutzutage realistisch erscheinen. Was Zuwanderungen aus dem Ausland anbetrifft, haben die früheren Fehleinschätzungen in den letzten hier dargestellten Vorausberechnungen (ab Basisjahr 1992) zu deutlich höheren Ansätzen geführt und sich damit den tatsächlich beobachteten Größenordnungen genähert.

Die anfängliche Neigung zu einer Konstanz gegebener Verhältnisse war auch bei den Annahmen zur Sterblichkeitsentwicklung zu beobachten. Hier wurden bei den ersten Rechnungen meist nur sehr ge-

ringfügige Verbesserungen, zum Teil (so bei der Rechnung mit Basis 1978/79) konstante Verhältnisse angenommen. In späteren Rechnungen wurde hier – in Anlehnung an den in der Realität beobachteten Trend - eine deutlicher Anstieg der Lebenserwartung angenommen, zunächst begrenzt bis zum Jahr 2000 (Vorausberechnung mit Basisjahr 1992), später eine weitere Zunahme bis zum Jahr 2030 bzw. 2050 (Vorausberechnungen mit Basisjahr 1994 bzw. 1997). (Letztere wurden im Rahmen der vorliegenden Untersuchung wegen der sehr kurzen Zeitspanne vom Startjahr bis zur Gegenwart mehr berücksichtigt.) Frühere Überlegungen einer Begrenzung dieses Anstiegs durch Erreichen einer „biologischen“ Altersgrenze mussten angesichts der tatsächlich im In- und Ausland registrierten Zuwächse wiederholt revidiert werden.

Fasst man die bei den hier dargestellten Vorausberechnungen gemachten Erfahrungen zusammen, so lässt sich folgern, dass sie in mehrfacher Hinsicht zu einer ausgewogeneren Annahmenkonzeption beigetragen haben und somit künftig eine verbesserte „Treffsicherheit“ erwarten lassen. Dennoch darf nicht übersehen werden, dass nach wie vor unvorhergesehene Ereignisse und insbesondere Trendwenden das Annahmengerüst in Frage stellen. Zu bedenken ist auch, dass Vorausberechnungen keine konjunkturellen Verläufe wiedergeben können sondern nur den erwarteten langfristigen Durchschnitt bzw. Trend aufzeigen und daher auch nur am mehrjährigen Durchschnitt der tatsächlichen Entwicklung gemessen werden dürfen.

Anhang

Schaubild 1.1: Vergleich Bevölkerungsvorausberechnungen Basis 1951, 1962 und 1969 (3. "Koordinierte") mit tatsächlicher Entwicklung
 - Bevölkerungsstand -

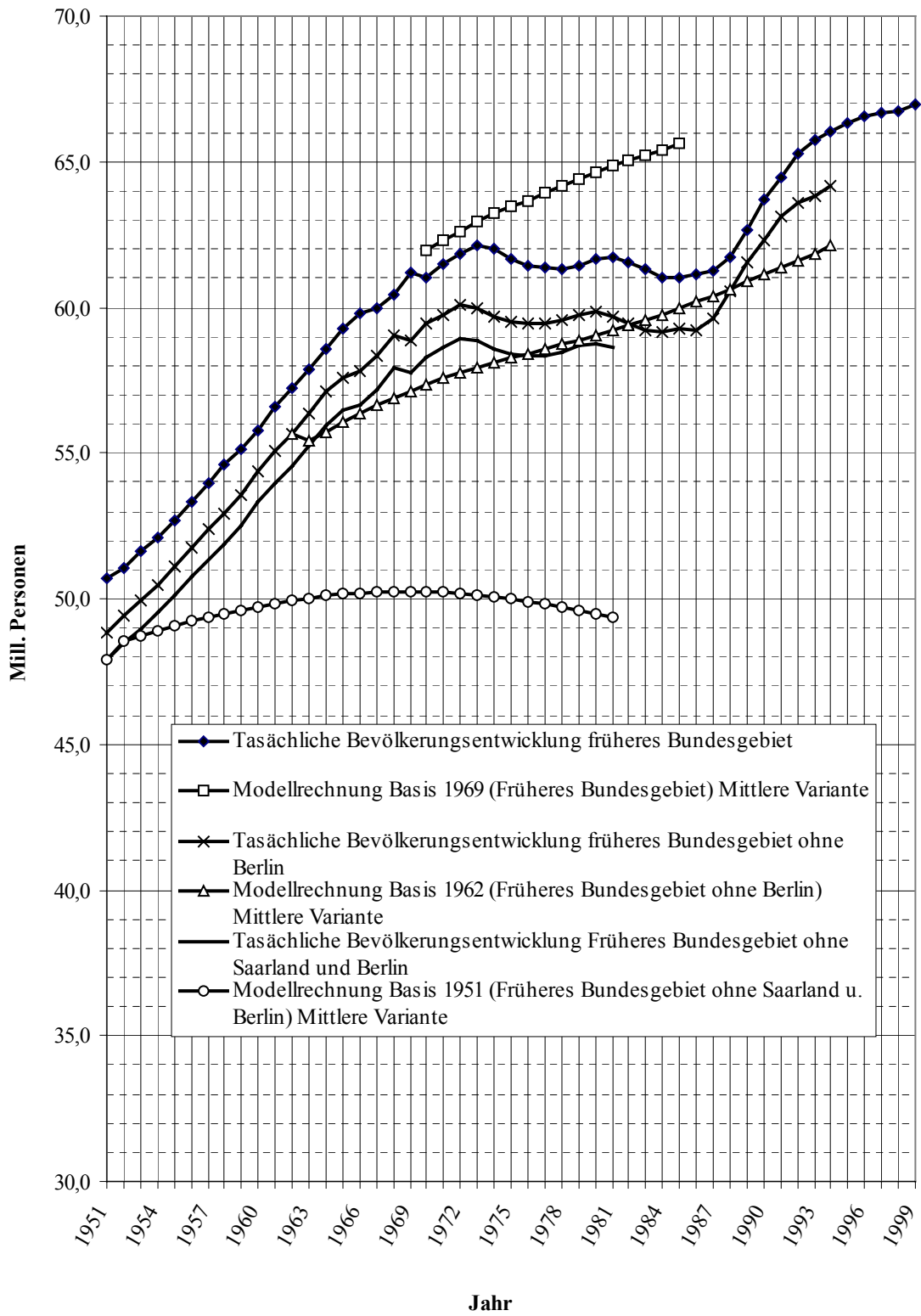
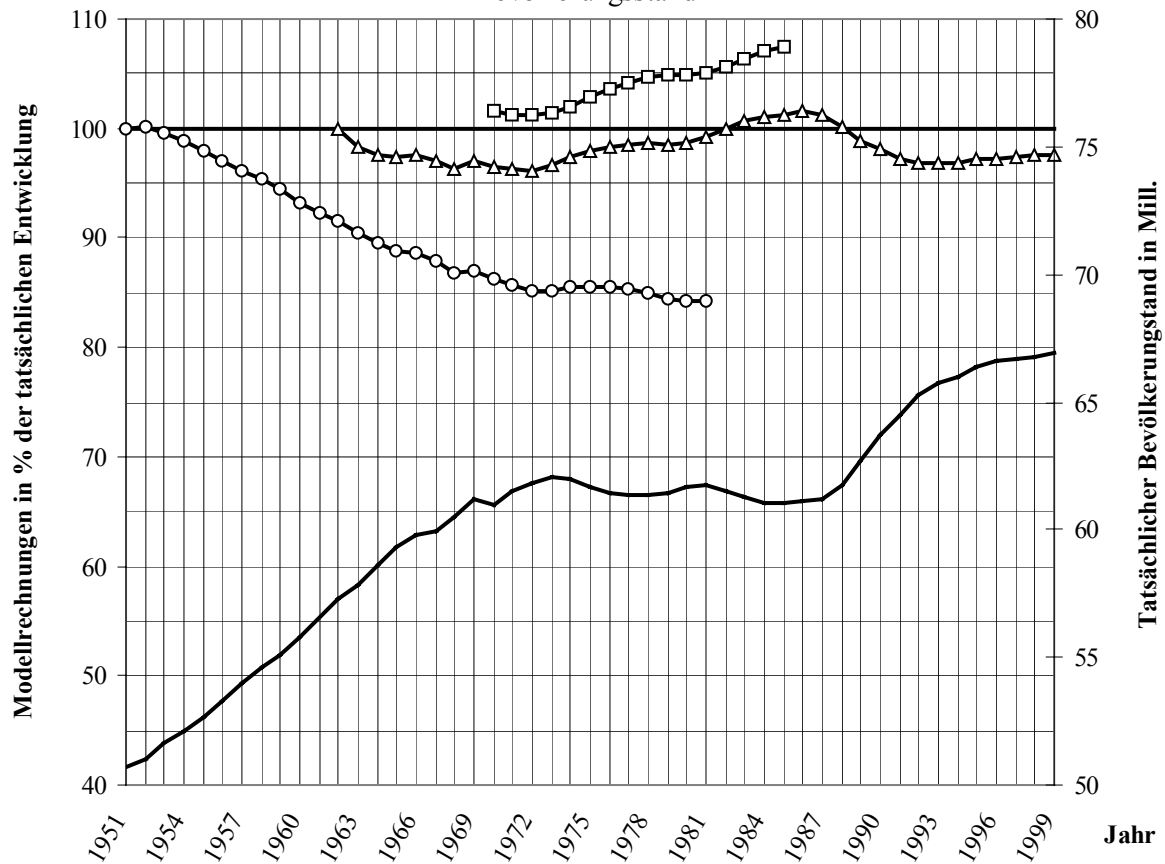


Schaubild 1.1: Vergleich Bevölkerungsvorausberechnungen Basis 1951, 1962 und 1969 mit tatsächlicher Entwicklung
- Bevölkerungsstand -



- Modellrechnung Basis 1969 (Früheres Bundesgebiet) Mittlere Variante
- ▲— Modellrechnung Basis 1962 (Früheres Bundesgebiet ohne Berlin) Mittlere Variante
- Modellrechnung Basis 1951 (Früheres Bundesgebiet ohne Saarland u. Berlin) Mittlere Variante
- Bevölkerungstand tatsächlich (früheres Bundesgebiet)

Schaubild 1. 2: Vergleich Bevölkerungsvorausberechnungen Basis 1979/80
 (Auftragsrechnung für BMI) und 1992 (8. "Koordinierte") mit tatsächlicher
 Entwicklung
 - Bevölkerungsstand -

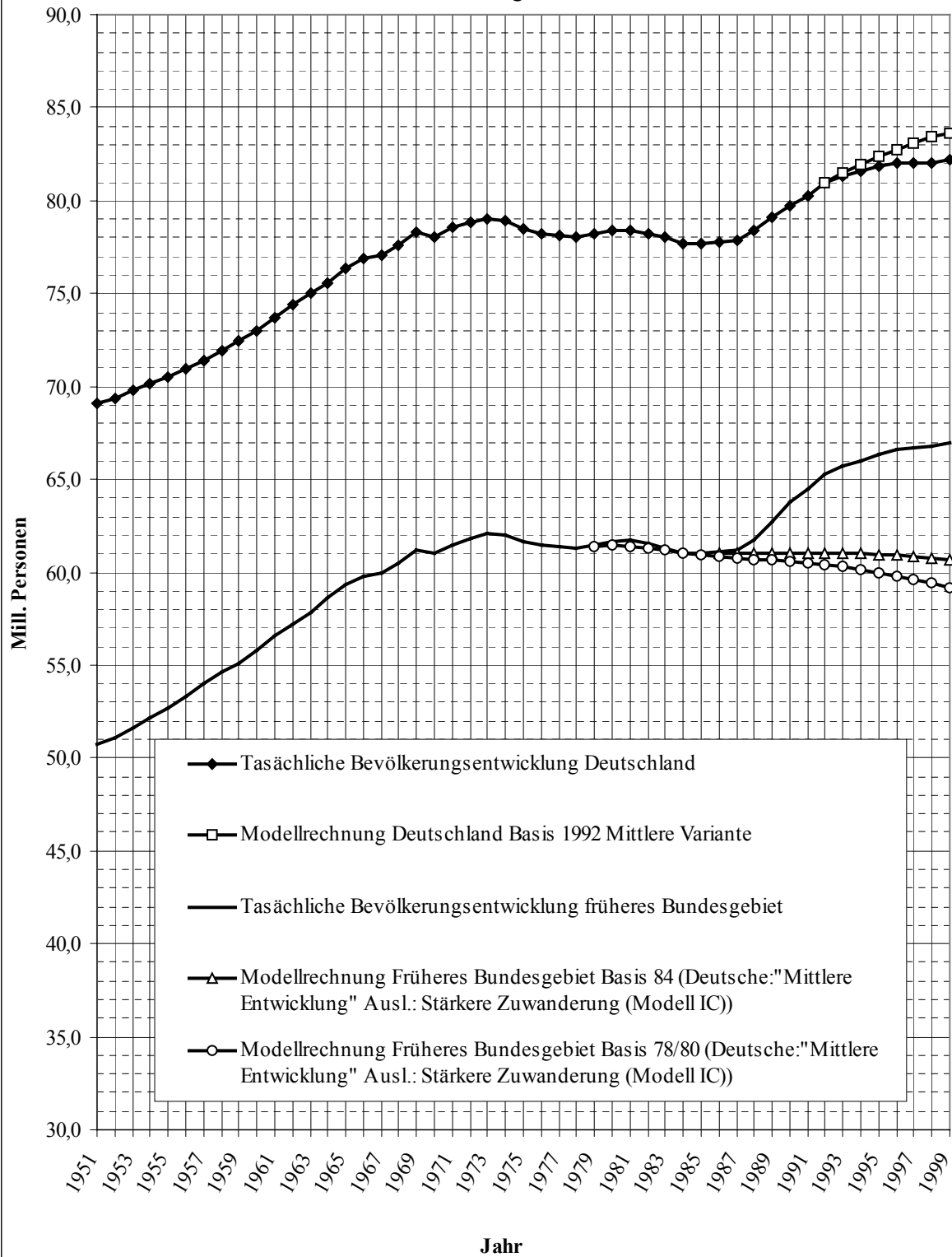
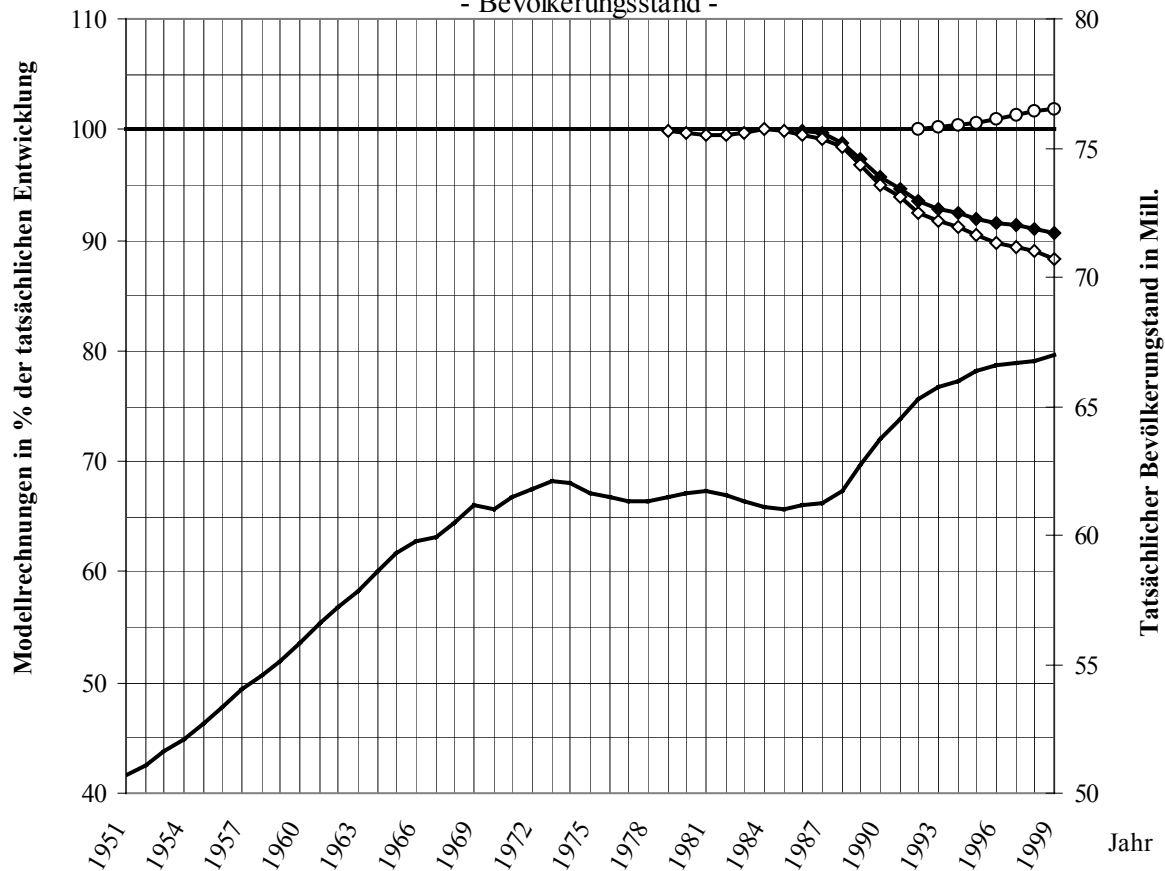


Schaubild 1.2: Vergleich Bevölkerungsvorausberechnungen Basis 1978/79, 1984 und 1992 mit tatsächlicher Entwicklung
 - Bevölkerungsstand -



- Modellrechnung Deutschland Basis 1992 Mittlere Variante
- ◆— Modellrechnung Früheres Bundesgebiet Basis 84 (Deutsche: "Mittlere Entwicklung", Ausl.: Stärkere Zuwanderung (Modell IC))
- ◇— Modellrechnung Früheres Bundesgebiet Basis 78/79 (Deutsche: "Mittlere Entwicklung", Ausl.: Stärkere Zuwanderung (Modell IC))
- Bevölkungsstand tatsächlich (früheres Bundesgebiet)

Schaubild 2.1: Vergleich Bevölkerungsvorausberechnungen Basis 1951,1962 und 1969
 (3. "Koordinierte") mit tatsächlicher Entwicklung
 - Geburten -

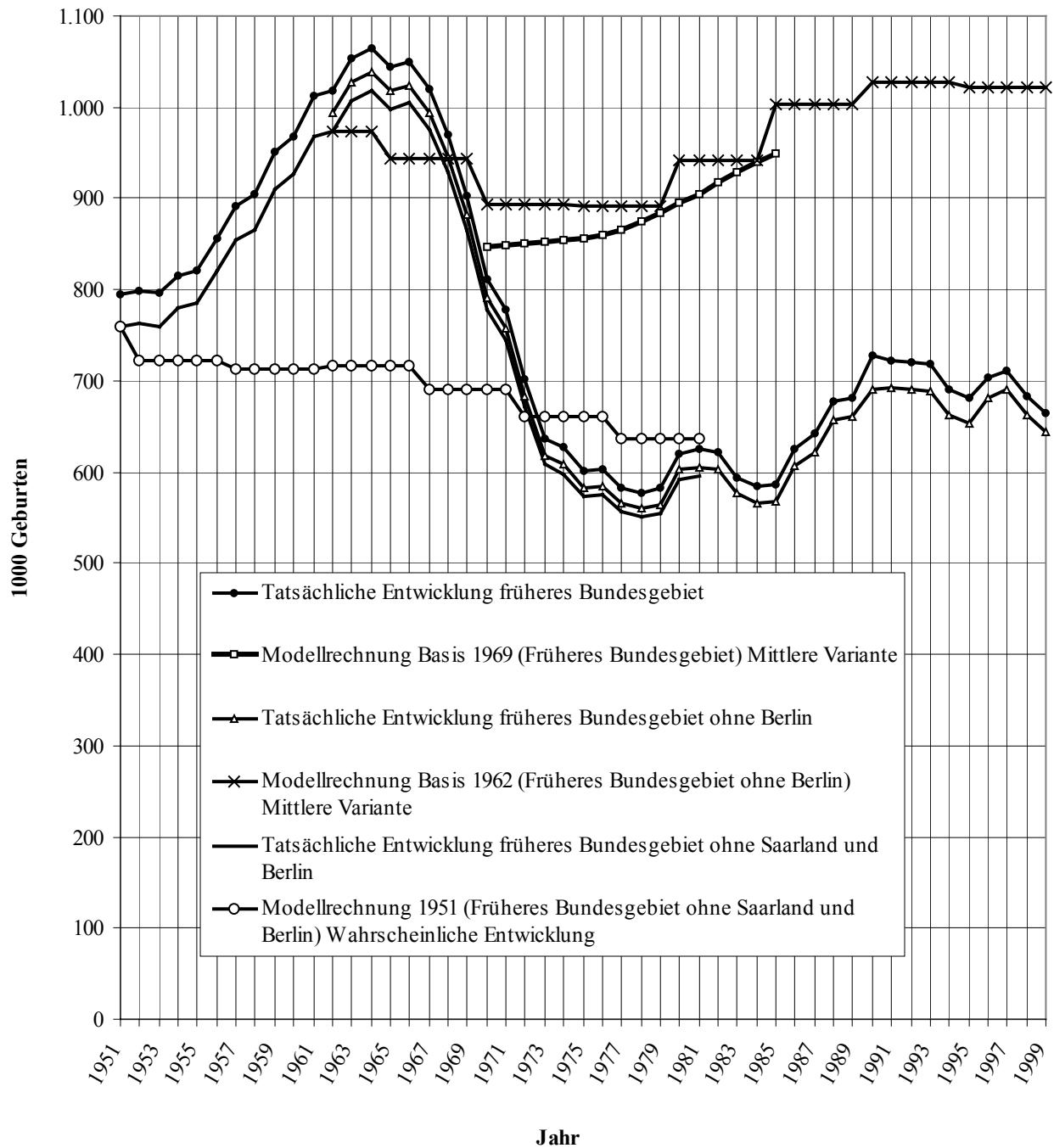
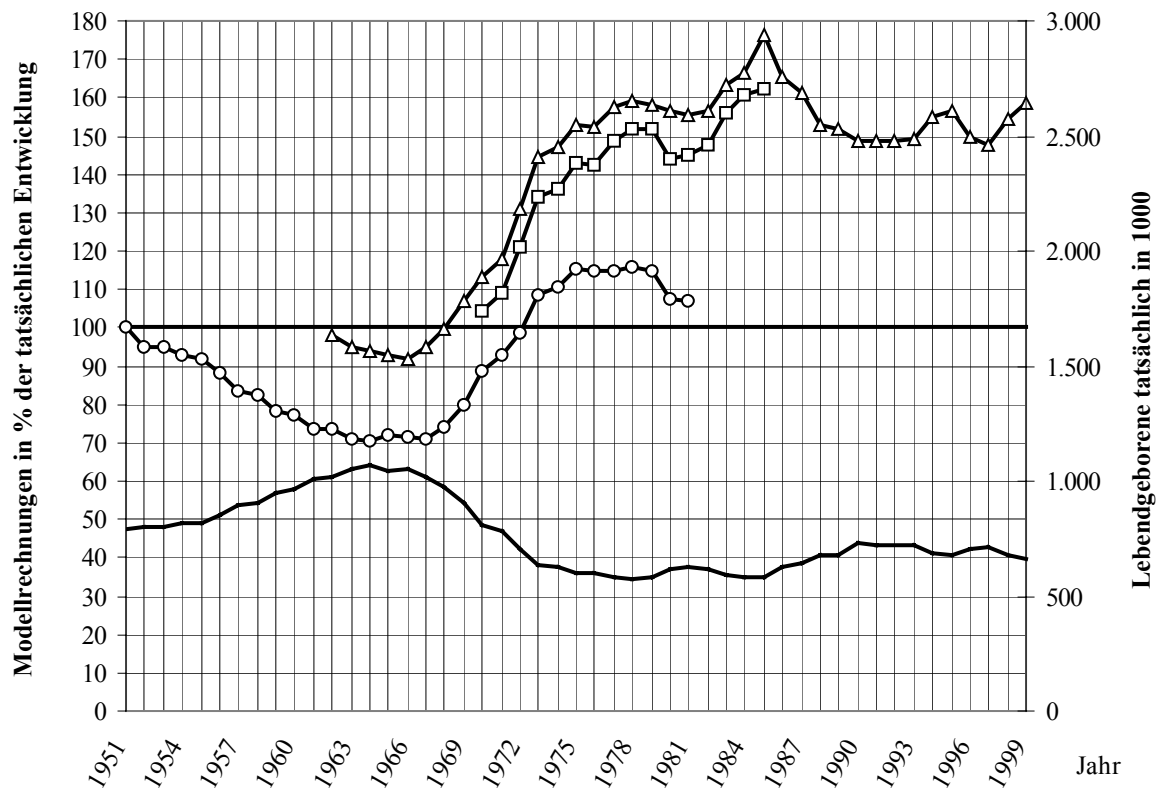


Schaubild 2.1: Vergleich Bevölkerungsvorausberechnungen Basis 1951,1962 und 1969 mit tatsächlicher Entwicklung
 - Lebendgeborene -



- Modellrechnung Basis 1969 (Früheres Bundesgebiet) Mittlere Variante
- △— Modellrechnung Basis 1962 (Früheres Bundesgebiet ohne Berlin) Mittlere Variante
- Modellrechnung 1951 (Früheres Bundesgebiet ohne Saarland und Berlin) Wahrscheinliche Entwicklung
- Tatsächliche Entwicklung früheres Bundesgebiet

Schaubild 2.2: Vergleich Bevölkerungsvorausberechnungen Basis 1979/80 (Auftragsrechnung für BMI) und 1992 (8. "Koordinierte") mit tatsächlicher Entwicklung - Geburten -

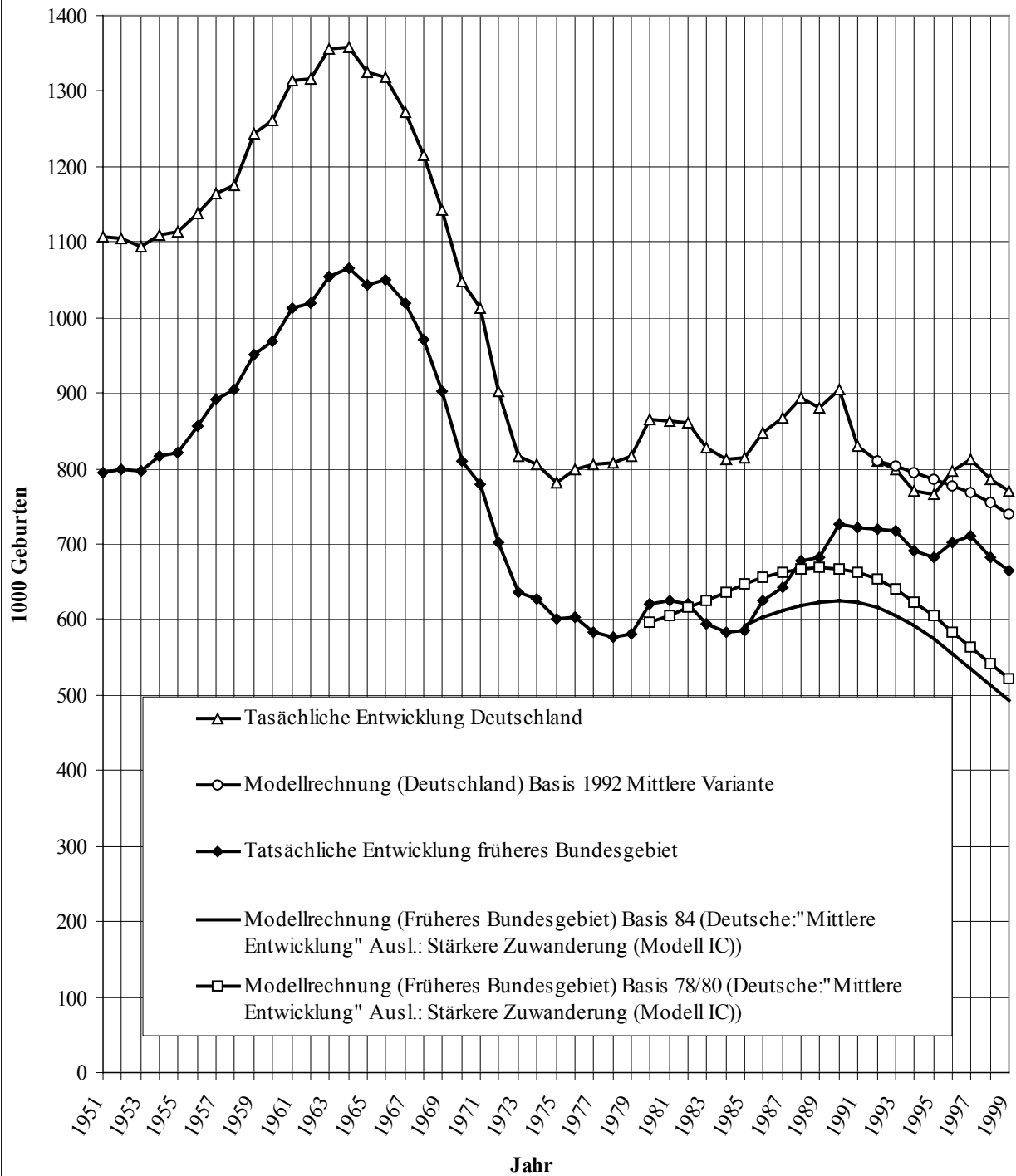


Schaubild 2.2: Vergleich Bevölkerungsvorausberechnungen Basis 1978/79, 1984 und 1992 mit tatsächlicher Entwicklung
 - Lebendgeborene -

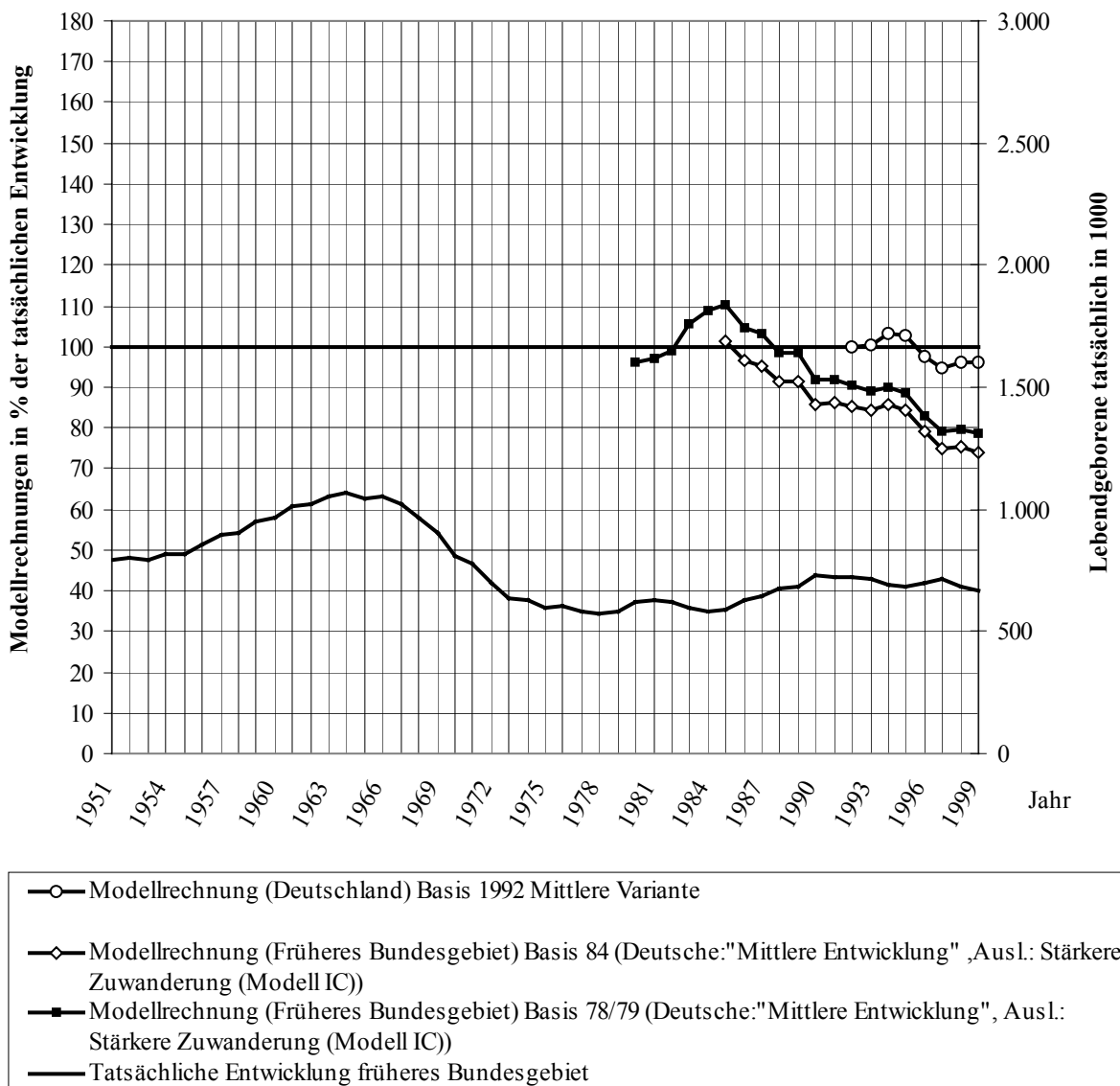


Schaubild 3.1: Vergleich Bevölkerungsvorausberechnungen Basis 1951,1962 und 1969
 (3. "Koordinierte") mit tatsächlicher Entwicklung
 - Sterbefälle -

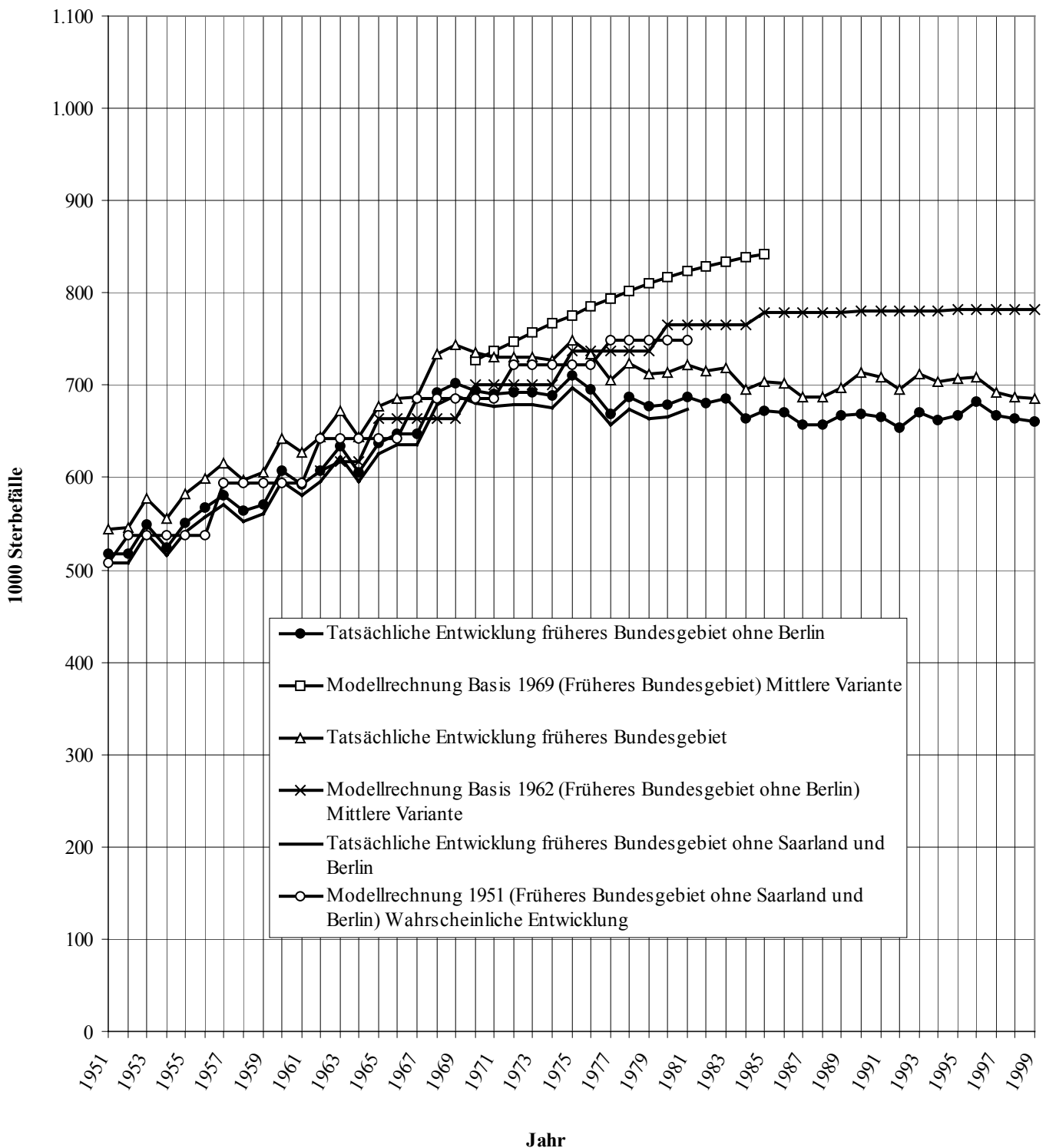


Schaubild 3.1: Vergleich Bevölkerungsvorausberechnungen Basis 1951,1962 und 1969 mit tatsächlicher Entwicklung
 - Gestorbene -

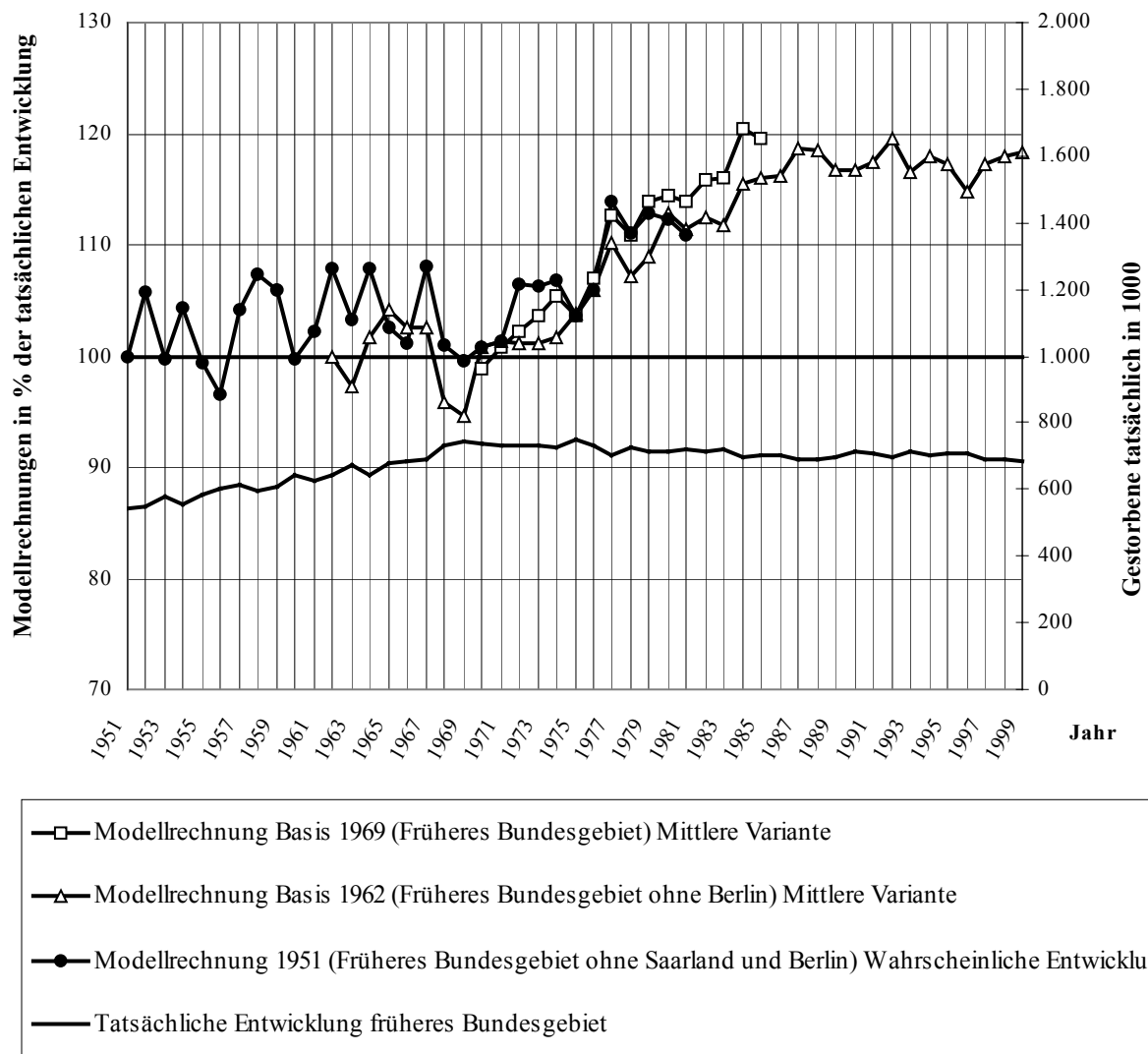


Schaubild 3.2: Vergleich Bevölkerungsvorausberechnungen Basis 1979/80 (Auftragsrechnung für BMI) und 1992 (8. "Koordinierte") mit tatsächlicher Entwicklung
 - Sterbefälle -

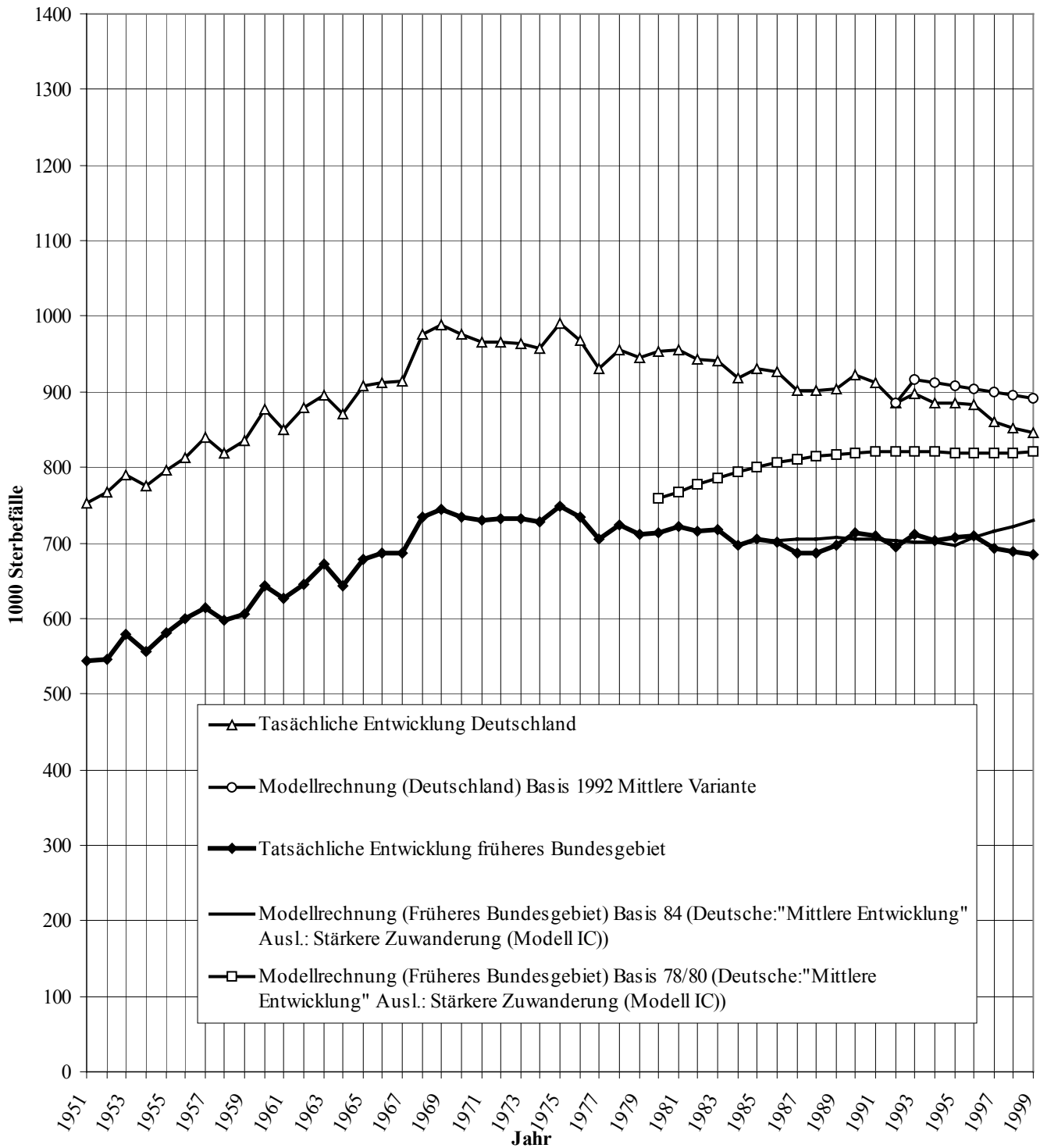


Schaubild 3.2: Vergleich Bevölkerungsvorausberechnungen Basis 1978/79, 1984 und 1992 mit tatsächlicher Entwicklung
 - Gestorbene -

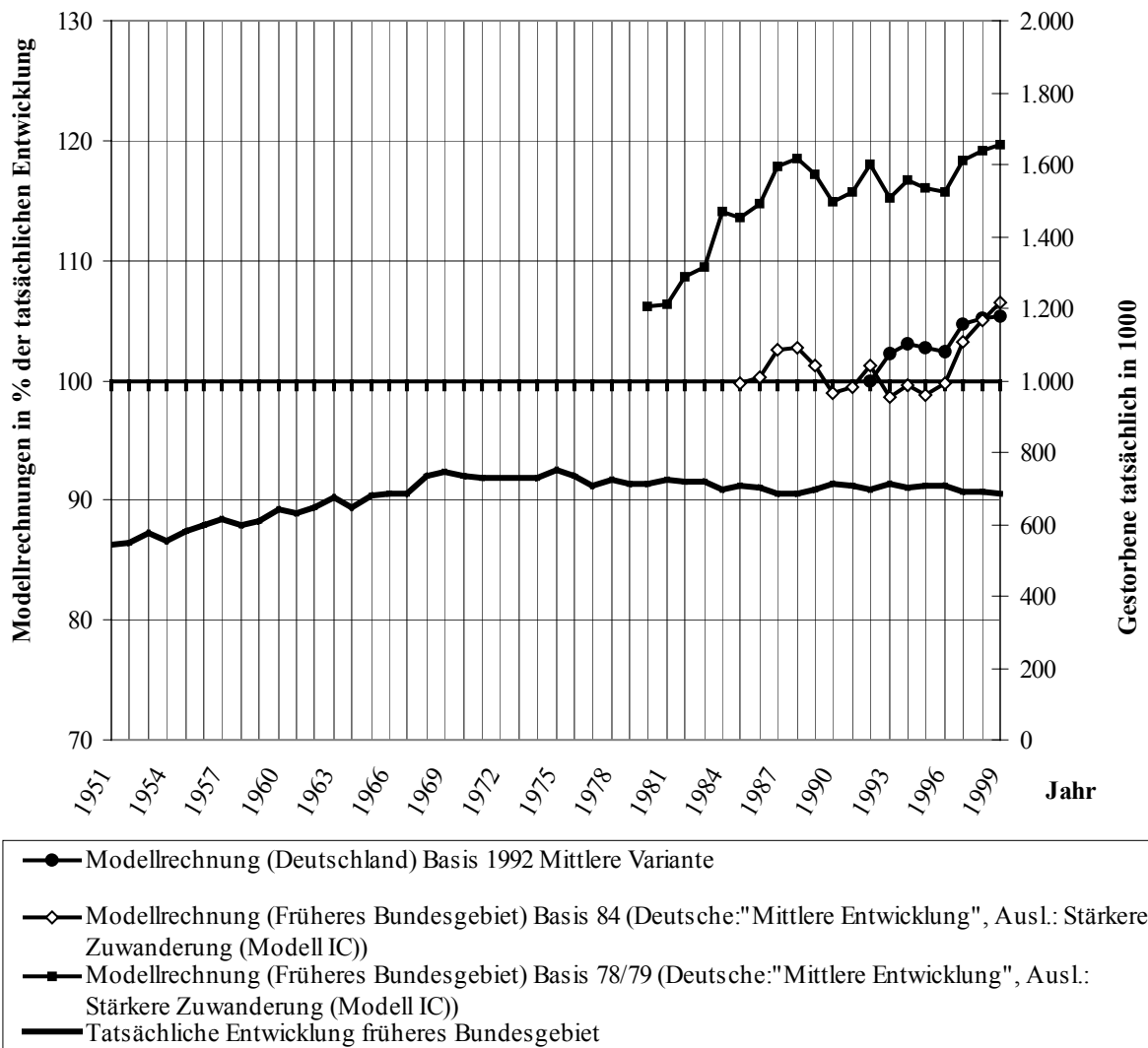


Schaubild 4.1: Vergleich Bevölkerungsvorausberechnung Basis 1951 mit tatsächlicher Entwicklung
 - Wanderungssaldo -
 - Früheres Bundesgebiet -

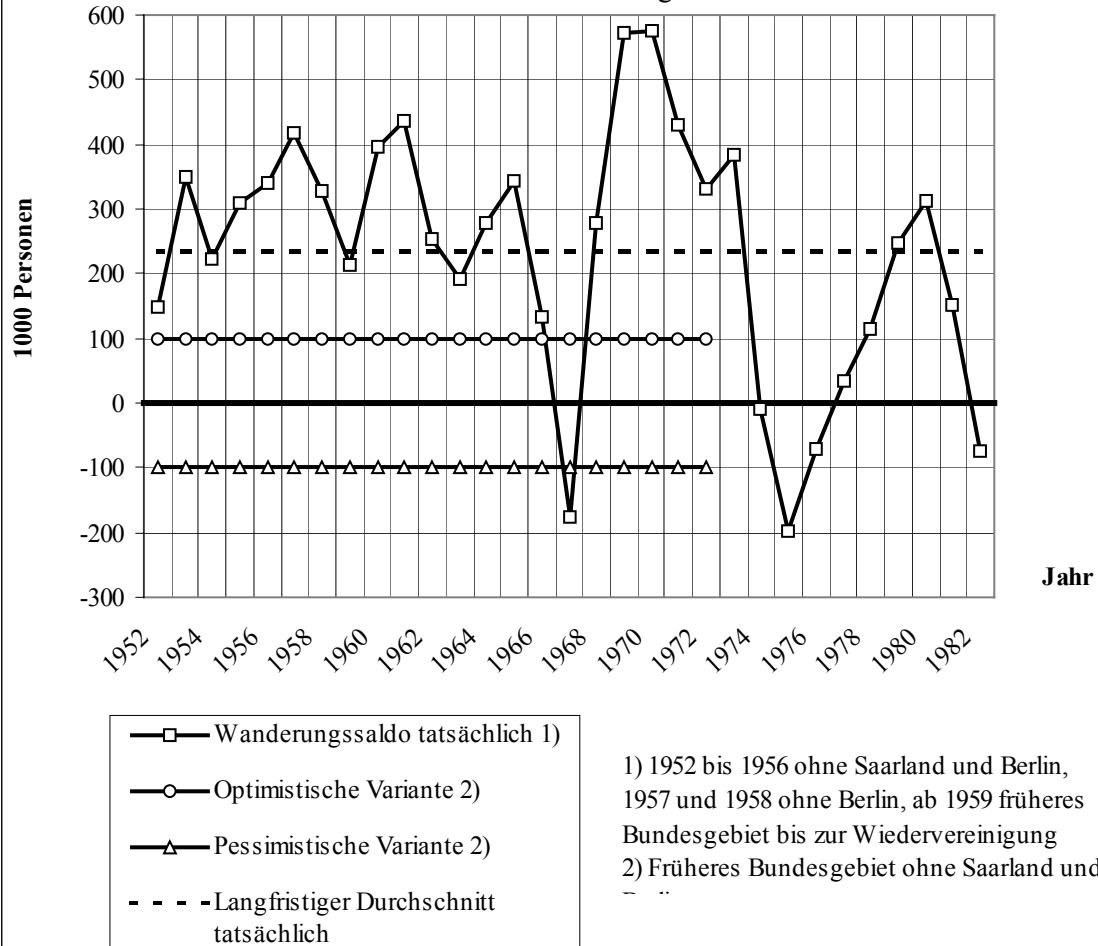


Schaubild 4.2: Vergleich Bevölkerungsvorausberechnung Basis 1962 mit tatsächlicher Entwicklung
 - Wanderungssaldo -
 - Früheres Bundesgebiet -

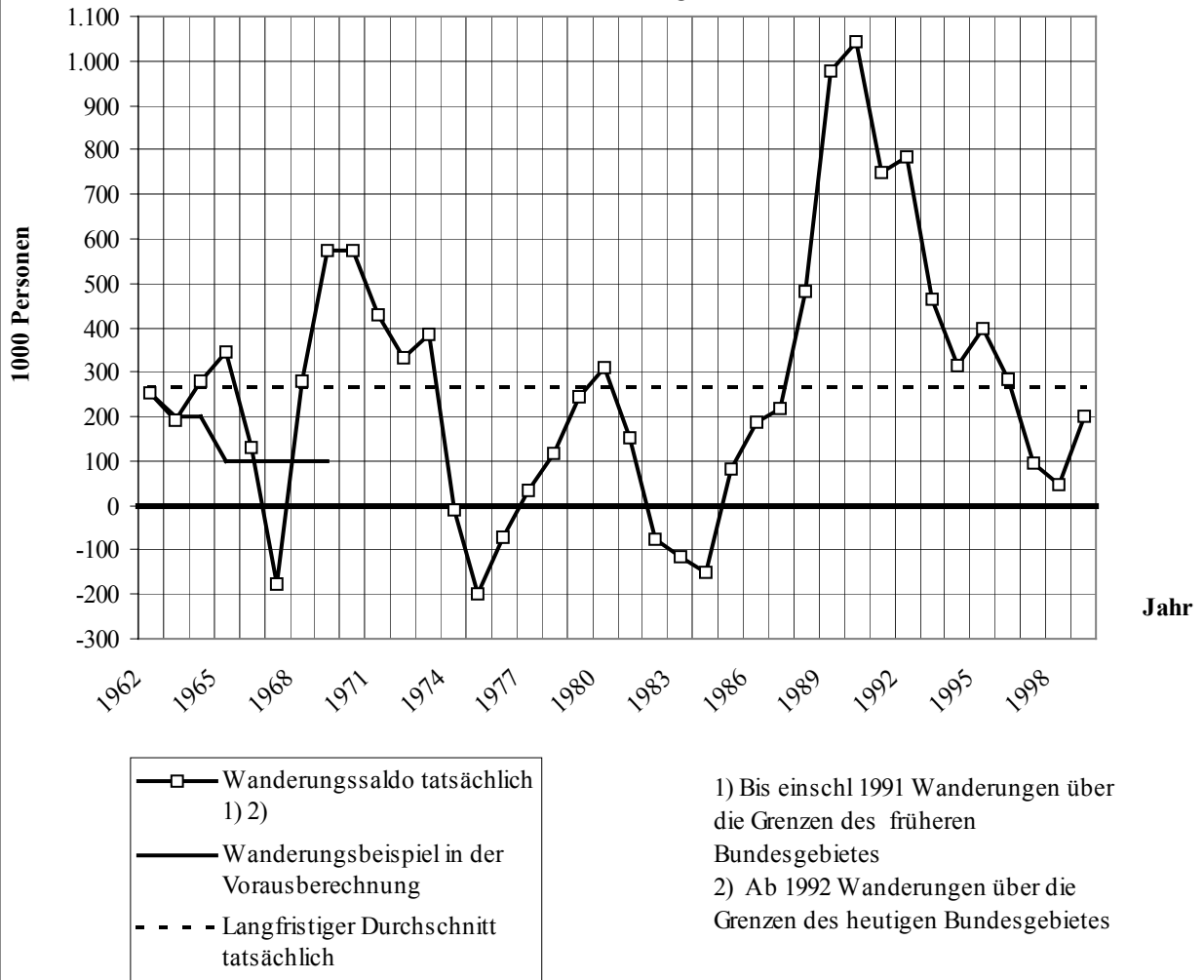


Schaubild 4.3: Vergleich Bevölkerungsvorausberechnung Basis 1969 mit tatsächlicher Entwicklung
 - Wanderungssaldo -
 - Früheres Bundesgebiet -

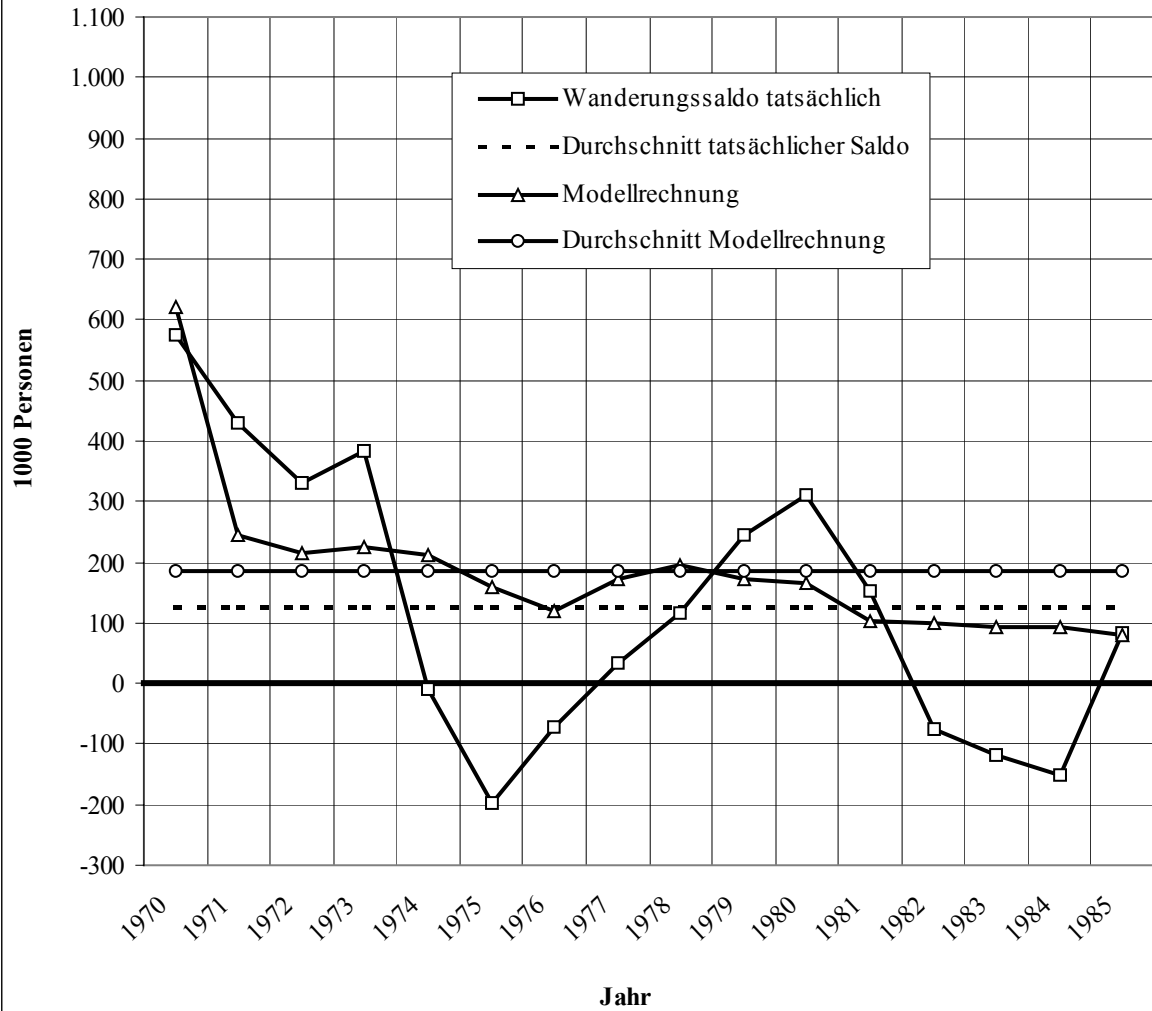
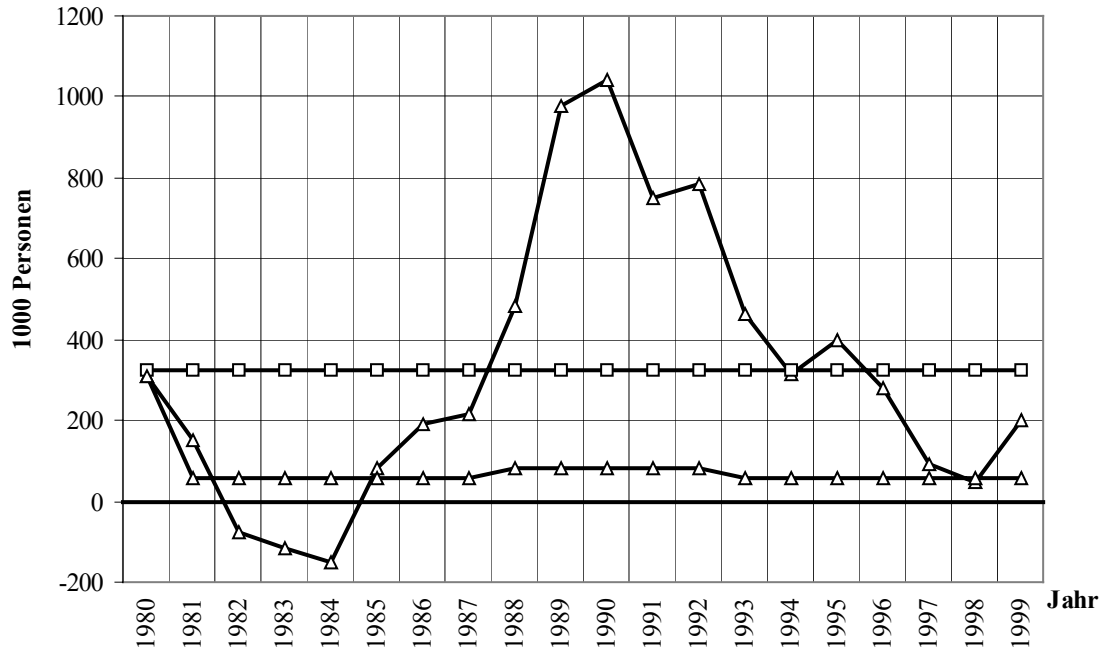


Schaubild 4.4: Vergleich Bevölkerungsvorausberechnung Basis 1978/79 mit tatsächlicher Entwicklung
 - Wanderungssaldo -
 - Früheres Bundesgebiet -



- △— Tatsächliche Entwicklung
- Durchschnitt der tatsächl. Entwickl.
- △— Modellrechnung (Deutsche: "Mittlere Entwicklung", Ausl.: Stärkere Zuwanderung (Modell IC))

Schaubild 4.5: Vergleich Bevölkerungsvorausberechnung Basis 1984 mit tatsächlicher Entwicklung
 - Wanderungssaldo -
 - Früheres Bundesgebiet -

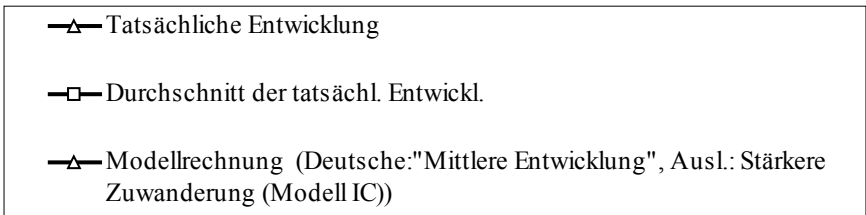
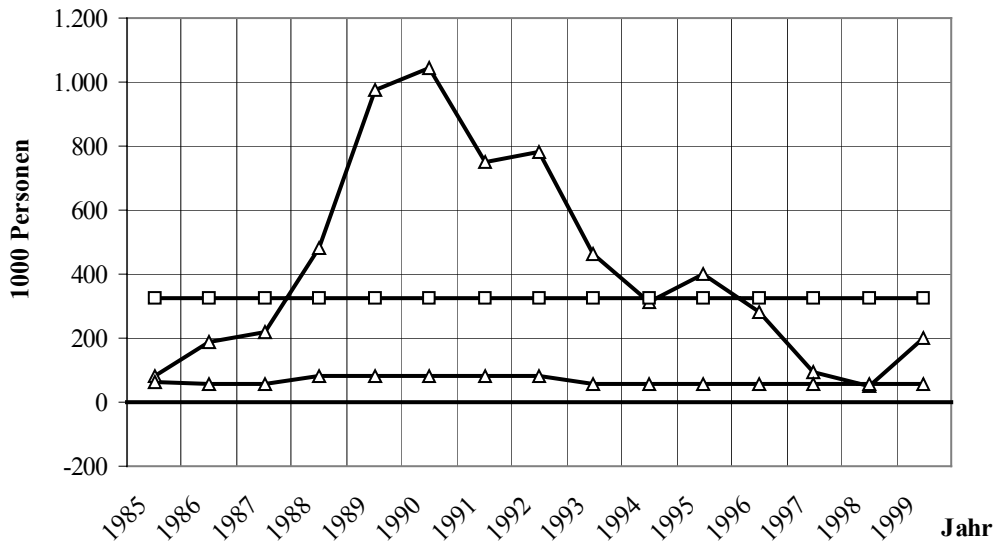


Schaubild 4.6: Vergleich Bevölkerungsvorausberechnung Basis 1992
 ("8. Koordinierte") mit tatsächlicher Entwicklung
 - Wanderungssaldo -
 - Deutschland insgesamt -

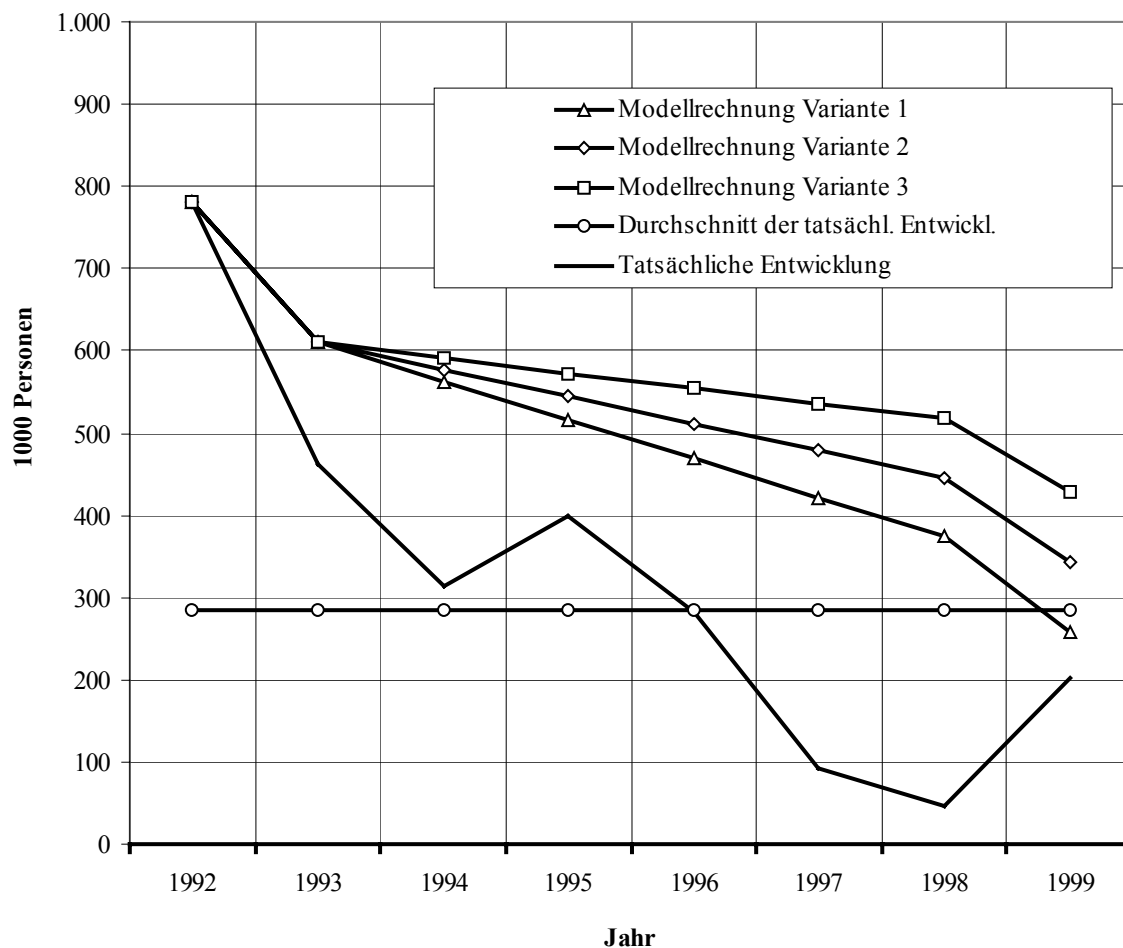


Schaubild 5.1: Vergleich Bevölkerungsvorausberechnungen Basis 1951,1962 und 1969 (3. "Koordinierte") mit tatsächlicher Entwicklung
 - Altenquotient -

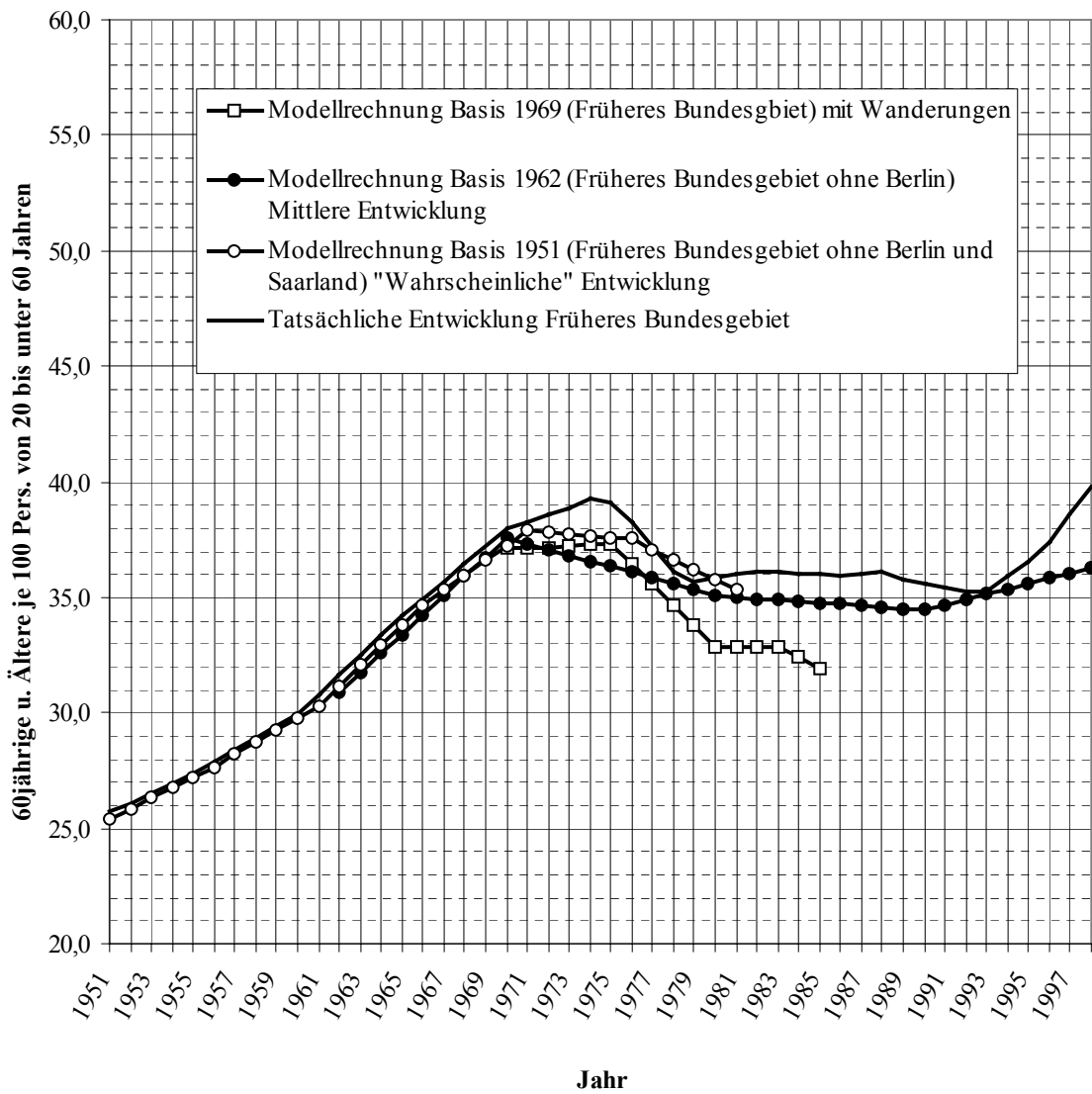
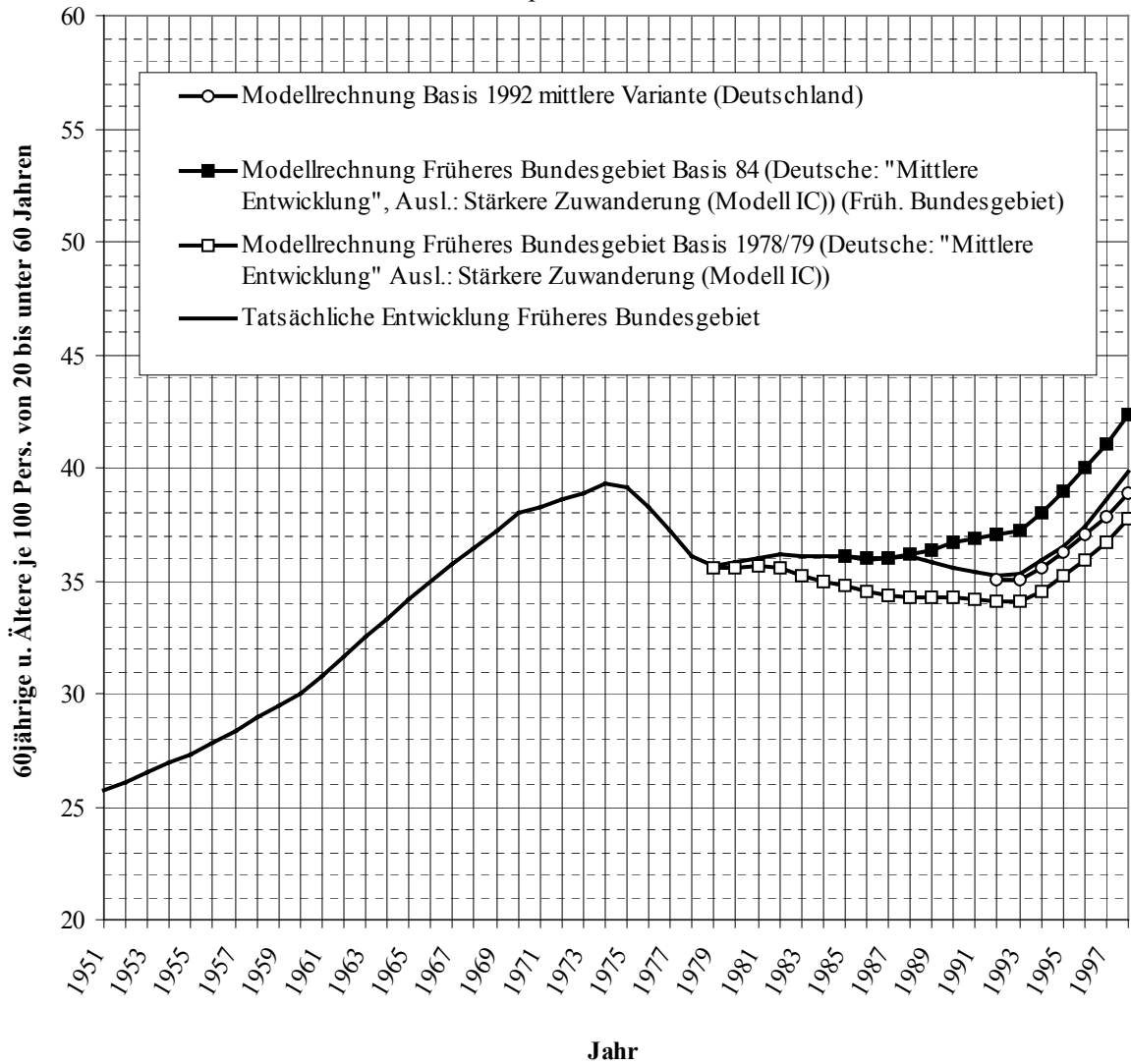


Schaubild 5.2: Vergleich Bevölkerungsvorausberechnungen Basis 1979/80
 (Auftragsrechnung für BMI) und 1992 (8. "Koordinierte") mit tatsächlicher
 Entwicklung
 - Altenquotient -



1. Vom Statistischen Bundesamt durchgeführte Bevölkerungsvorausberechnungen

Lfd. Nr.	Basisjahr	Auftraggeber	Gebiet	Zeithorizont	Annahmen		
					Geburtenhäufigkeit	Sterblichkeit	Wanderungen
1*)	1951	StBA	Früheres Bundesgebiet ohne Saarland und Berlin	bis 1982 (1.1.), d.h. 30 Jahre	Optimistische Variante: Zunahme der ehelichen Fruchtbarkeitsziffern um 10% bis 1961, dann konstant	Optimistische Variante: Rückgang der Sterblichkeit für Säuglinge von 5,54 auf 3,5 Gestorbene je 100 Lebend-geborene innerhalb von 10 Jahren (d.h. um 37%), für 1 bis unter 20jährige: Rückgang der Sterblichkeit um 20% innerhalb von 20 Jahren; 20 bis unter 50 jährige Männer: Abnahme der Sterblichkeit um 20% innerhalb von 20 Jahren zuzüglich einer Abnahme zum Ausgleich einer wachsenden Übersterblichkeit der Männer; 50 jährige und ältere Männer: Konstante Sterblichkeit 20 bis unter 60 jährige Frauen: Rückgang um 20% innerhalb von 20 Jahren; 60 bis unter 80 jährige Frauen: Rückgang um 10% in 20 Jahren, 80jährige und ältere Frauen: Konstante Sterblichkeit	In den Grundrechnungen keine Wanderungsannahmen; nur Zusatzmodell mit Annahme einer Zuwanderung von jährlich 100.00 per Saldo bis zum Jahr 1972
					Pessimistische Variante: Abnahme der ehel. Fruchtbarkeitsziffer auf den Stand von 1933, und zwar bis 1966, dann konstant	Pessimistische Variante: Rückgang der Sterblichkeit für Säuglinge innerhalb von 10 Jahren um 10%, bei 1 bis unter 20jährigen konstante Sterblichkeit; bei 20 bis unter 50jährigen Zunahme der Sterblichkeit um 20% (Männer) bzw. 10% (Frauen) in 20 Jahren; bei älteren Frauen und Männern Zunahme der Sterblichkeit um 20% innerhalb von 20 Jahren	
					Uneheliche Fruchtbarkeitsziffer: Generell Abnahme auf den Stand von 1933, da kriegsbedingt hohes Niveau		
2*)	1962	StBA	Früheres Bundesgebiet	bis 2000 (1.1.), d.h. 37 Jahre	Optimistische Variante: Zunahme der Nettofortpflanzungsrate von 1,06 auf 1,12	Optimistische Variante: Rückgang der Sterblichkeit um 6% (Männer) bzw. 14% (Frauen) im Alter von 50 und mehr Jahren; noch stärkerer Rückgang bei Männern und Frauen unter 50 Jahren	In den Grundrechnungen keine Wanderungsannahmen; nur Zusatzmodell mit beliebig einsetzbaren Zu- bzw. Abwanderungssalden; mit Beispiel eines abnehmenden Zuwanderungssaldos von 200.000 im Jahr 1963 auf 100.000 im Jahr 1969
					Pessimistische Variante: Abnahme der Nettofortpflanzungsrate von 1,06 auf 1,00	Optimistische Variante: Nur halb so starker Rückgang wie bei der optimistischen Variante	
3	1964	StBA	Früheres Bundesgebiet	bis 2000 (1.1.), d.h. 35 Jahre	Konstanz der Geburtenverhältnisse des Jahres 1964	Rückgang der Sterblichkeit um 18% bis 3% (nach Alter differenziert ausgehend von den Sterbewahrscheinlichkeiten der Jahre 1960 bis 1962)	keine
4	1965	Statistische Ämter des Bundes und der Länder (1. "Koordinierte")	Früheres Bundesgebiet	bis 2000 (1.1.), d.h. 34 Jahre	Konstanz der Geburtenverhältnisse des Jahres 1965	Rückgang der Sterblichkeit bis zum Jahr 1991, dann Konstanz	keine
5	1967	Statistische Ämter des Bundes und der Länder (2. "Koordinierte")	Früheres Bundesgebiet	bis 1990 (1.1.), d.h. 22 Jahre	Konstanz der für das Jahr 1968 erwarteten Geburtenverhältnisse	Konstante Sterblichkeit (ausgehend von den Sterbewahrscheinlichkeiten der Jahre 1965 bis 1967)	1. Modell: Ohne Wanderungen 2. Modell: Positiver Wanderungssaldo bis 1980

*) = Im Vortrag angesprochene Vorausberechnungen

1. Vom Statistischen Bundesamt durchgeführte Bevölkerungsvorausberechnungen

Lfd. Nr.	Basisjahr	Auftraggeber	Gebiet	Zeithorizont	Annahmen		
					Geburtenhäufigkeit	Sterblichkeit	Wanderungen
6*)	1969	Statistische Ämter des Bundes und der Länder (3. "Koordinierte")	Früheres Bundes-gebiet	bis 1985 (31.12.), d.h. 16 Jahre)	Konstanz der Geburtenverhältnisse des Jahres 1970	Rückgang der Säuglingssterblichkeit im Laufe der ersten 10 Jahre des Prognosezeitraumes, im übrigen Konstanz der Sterblichkeitsverhältnisse des Durchschnittes der Jahre 1965-1967	1. Variante: Ohne Wanderungen; 2. Variante: Zuwanderungsüberschuss in folgender Höhe: 1970: 622.700 1971: 245.100 1972: 215.800, 1973: 225.500, 1974: 210.200, 1975: 158.000, 1976: 119.000, 1977: 173.000, 1978: 195.000, 1979: 171.000, 1980: 166.800, 1981: 103.700, 1982: 98.600, 1983: 94.500, 1984: 91.400, 1985: 81.300
7	1971	Statistische Ämter des Bundes und der Länder (4. "Koordinierte")	Früheres Bundes-gebiet	bis 2000 (1.1.), d.h. 28 Jahre	1. Variante: Konstante Geburtenhäufigkeit des Jahres 1972; 2. Variante: Rückgang der Geburtenhäufigkeit um 9% bis 1975	Konstanz der Sterblichkeit der Jahre 1970/71	1. Variante: Ohne Wanderungen; 2. bis 4. Variante: Abnehmende Wanderungsgewinne bis 1985 in Höhe von insgesamt 2,56 Millionen, 2 Millionen bzw. 1 Million
8	1974	Statistische Ämter des Bundes und der Länder (5. "Koordinierte")	Früheres Bundes-gebiet	bis 1990 (31.12.), d.h. 16 Jahre	In den Jahren 1976 und 1977 Rückgang um 1,5% bzw. 1%, danach Konstanz	Bis 1980 Extrapolation der Entwicklung von 1961 bis 1972, dann Konstanz	1. Variante: Ohne Wanderungen; 2. Variante: Abnehmende Zuwanderungssalden
9*)	1978 (Deutsche Bev.) bzw. 1979 (Ausl.-mittlere Variante)	BMI (Auftragsrechnung für interministerielle Arbeitsgruppe "Bevölkerungsfragen")	Früheres Bundes-gebiet	bis 2030 (1.1.), d.h. 51 Jahre (Deutsche) bzw. 50 Jahre (Ausländer)	Deutsche Bevölkerung:	Konstante Sterblichkeit	Kein Wanderungssaldo
					Mittlere Variante: Konstante Geburtenhäufigkeit;		
					Optimistische Variante: Zunehmende Geburtenhäufigkeit (Zunahme der Nettoproduktionsziffer von 0,63 auf 0,80)		
					Pessimistische Variante Abnehmende Geburtenhäufigkeit (Rückgang der Nettoproduktionsziffer von 0,63 auf 0,50)		
Ausländische Bev.:	Ausländische Bev.:	Ausländische Bev.:					
Abnehmende Geburtenhäufigkeit (Rückgang der Nettoproduktionsziffer auf 0,84 im Jahr 2000)	Angleichung der Sterblichkeit an Niveau der deutschen Bevölkerung	Modell A : Kein Wanderungssaldo					
		Modell B: Jährlicher Zuwanderungssaldo 20.000					
		Modell C: Jährlicher Zuwanderungssaldo 55.000					

1. Vom Statistischen Bundesamt durchgeführte Bevölkerungsvorausberechnungen

Lfd. Nr.	Basisjahr	Auftraggeber	Gebiet	Zeithorizont	Annahmen		
					Geburtenhäufigkeit	Sterblichkeit	Wanderungen
10*)	1984	BMI (Auftragsrechnung für interministerielle Arbeitsgruppe "Bevölkerungsfragen")	Früheres Bundesgebiet	Bis 2030 (1.1.), d.h. 45 Jahre	Deutsche Bevölkerung:	Deutsche Bevölkerung:	Deutsche Bevölkerung:
					Mittlere Variante: Konstante Geburtenhäufigkeit	Zunahme der Lebenserwartung von 70,8 Jahren (männl. Bev.) bzw. 77,5 Jahren (weibl. Bev.) auf 73,4 bzw. 79,8 Jahre im Jahr 2000, dann Konstanz	Linear abnehmender Zuwanderungssaldo von 40.000 im Jahr 1985 auf 20.000 im Jahr 1999 und 10.000 im Jahr 2029
					Optimistische Variante: Zunehmende Geburtenhäufigkeit (Zunahme der Nettoreproduktionsziffer von 0,60 auf 0,74)		
					Pessimistische Variante Abnehmende Geburtenhäufigkeit (Rückgang der Nettoreproduktionsziffer von 0,60 auf 0,50)		
					Ausländische Bev.: Annäherung an Geburtenhäufigkeit an die der deutschen Bevölkerung	Ausländische Bevölkerung: Konstanz	Ausländische Bevölkerung: Modell A : Ausgeglichener Wanderungssaldo
							Modell B: 1985 Zuwanderungssaldo von 60.000; 1986-1990 jährlicher Abwanderungsüberschuss von 40.000; 1991-1999 jährl. Abwanderungssaldo von 25.000; ab 2000 ausgeglichener Wanderungssaldo
							Modell C: 1985 Zuwanderungssaldo von 60.000; 1986-1987 jährlicher Zuwanderungssaldo 55.000, 1988-1992 jährl. Zuwanderungssaldo von 84.000; 1993-2001 jährl. Zuwanderungssaldo von 55.000; dann ausgeglichener Wanderungssaldo
11	1988	Statistische Ämter des Bundes und der Länder (6. "Koordinierte")	Früheres Bundesgebiet	Bis 31.12.2030, d.h. 42 Jahre	Konstante Geburtenhäufigkeit des Jahres 1988	Deutsche Bevölkerung: Zunahme der Lebenserwartung bis zum Jahr 2000 entsprechend der Entwicklung von 1976 bis 1986: Ausgehend von der zuletzt errechneten Lebenserwartung (1987) Anstieg von 72,1 (männl.) bzw. 78,7 Jahren (weibl.) Anstieg auf 74,3 bzw. 81,0 Lebensjahre	Deutsche Bevölkerung: 1990: 351.000 1991: 252.000 1992: 151.000 1993 -1995: Jährl. 134.000 1996 - 1997: Jährl. 115.000 1998 - 2000: Jährl. 107.000 2001 - 2005: Jährl. - 5.000 Ab 2006: Ausgeglichener Saldo
						Ausländische Bev.: Konstante Sterblichkeit	Ausländische Bev.: 1990: 100.000 1991: 75.000 1992: 75.000 1993 - 2010: Jährl. 50.000 Ab 2010: Ausgeglichener Saldo

1. Vom Statistischen Bundesamt durchgeführte Bevölkerungsvorausberechnungen

Lfd. Nr.	Basisjahr	Auftraggeber	Gebiet	Zeithorizont	Annahmen		
					Geburtenhäufigkeit	Sterblichkeit	Wanderungen
12	1989	Statistische Ämter des Bundes und der Länder (7. "Koordinierte")	Deutschland	Bis 31.12.2030, d.h.41 Jahre	West:	West:	1990: 720.000
					Geburtenhäufigkeit des Jahres 1989 konstant (NRZ = 0,67; ZGZ = 1,4)	Zunahme der Lebenserwartung bis zum Jahr 2000: Ausgehend von einer Lebenserwartung von 72,6 (männl.) bzw. 79,0 Jahren (weibl.) im Jahr 1989 Anstieg auf 74,3 bzw. 81,0 Lebensjahre im Jahr 2000 (gleicher Zielwert wie in 6. "Koordinierter"); dann Konstanz	1991 - 1995: Durchschnitt pro Jahr 341.000 1996 - 2000: Durchschnitt pro Jahr 130.000 2001 - 2010: Durchschnitt pro Jahr 61.000 2011 - 2030: Durchschnitt pro Jahr 53.000
					Ost:	Ost	
					Ausgehend von der für 1990 geschätzten Geburtenhäufigkeit (NRZ = 0,71; ZGZ = 1,5) weiterer Rückgang bis 1991 (NRZ = 0,42, ZGZ = 0,9); ab 1992 Anstieg und bis 1995 Anpassung an Niveau West; ab 2006 konstant auf diesem Niveau	Ausgehend von einem gegenüber dem früheren Bundesgebiet niedrigeren Niveau (Lebenserwartung im Jahr 1989 70,1 (männl.) bzw. 76,4 Jahre (weibl.) Zunahme der Lebenserwartung in zwei Phasen: 1. Phase (bis zum Jahr 2010): Angleichung an Westniveau zum Ausgangsjahr der Modellrechnung 2. Phase (bis zum Jahr 2030): Angleichung an das im Westen schon im Jahr 2000 erwartete Niveau	

1. Vom Statistischen Bundesamt durchgeführte Bevölkerungsvorausberechnungen

Lfd. Nr.	Basisjahr	Auftraggeber	Gebiet	Zeithorizont	Annahmen		
					Geburtenhäufigkeit	Sterblichkeit	Wanderungen
13	1989	BMI (Auftragsrechnung für interministerielle Arbeitsgruppe "Bevölkerungsfragen")	Deutschland	Bis 2040 (01.01.), d.h. 50 Jahre	Deutsche Bevölkerung:	Deutsche Bevölkerung:	Deutsche Bevölkerung:
					West:	West:	Folgende Zuwanderungssalden:
					Mittlere Variante: Konstante Geburtenhäufigkeit (Nettoreproduktionsziffer = 0,66);	Zunahme der Lebenserwartung von 72,4 Jahren (männl. Bev.) bzw. 78,9 Jahren (weibl. Bev.) auf 74,5 bzw. 81,1 Jahre im Jahr 2000,	1990: 370.000 1991: 225.000 1992: 225.000 1993: 185.000 1994: 85.000 1995: 70.000 1996: 70.000 1997: 50.000 1998: 50.000 1999: 40.000 2000: 40.000 Ab 2001: Ausgeglicherer Wanderungssaldo
					Optimistische Variante: Zunehmende Geburtenhäufigkeit (Zunahme der Nettoreproduktionsziffer von 0,66 auf 0,77 im Jahr 2000, dann konstant)	dann Konstanz	
					Pessimistische Variante Abnehmende Geburtenhäufigkeit (Rückgang der Nettoreproduktionsziffer von 0,66 auf 0,52 im Jahr 2000, dann konstant)		
					Ost:	Ost:	
					Mittlere Variante: Rückgang der Nettoreproduktionsziffer von 0,71 auf 0,66 im Jahr 2000, dann konstant	Zunahme der Lebenserwartung von 70,1 (männlich) bzw. 76,4 Jahren (weiblich) in zwei Phasen: 1. Phase (bis zum Jahr 2000): Angleichung an Westniveau zum Ausgangsjahr der Modellrechnung	
					Optimistische Variante: Zunehmende Geburtenhäufigkeit (Zunahme der Nettoreproduktionsziffer von 0,71 auf 0,77 im Jahr 2000, dann konstant)	2. Phase (bis zum Jahr 2030): Angleichung an das im Westen schon im Jahr 2010 erwartete Niveau, dann Konstanz	
					Pessimistische Variante Abnehmende Geburtenhäufigkeit (Rückgang der Nettoreproduktionsziffer von 0,71 auf 0,52, dann konstant)		
					Ausländische Bev.:	Ausländische Bevölkerung:	Ausländische Bevölkerung:
Annäherung an Geburtenhäufigkeit der deutschen Bevölkerung	Konstanz	Folgende Zuwanderungssalden: 1990: 400.000 1991: 275.000 1992-1993 Jährlich 150.000 1994-1995: Jährlich 100.000 1996-2000: Jährlich 75.000 2001-2010: Jährlich 50.000 2011-2039: Jährlich 40.000					

1. Vom Statistischen Bundesamt durchgeführte Bevölkerungsvorausberechnungen

Lfd. Nr.	Basisjahr	Auftraggeber	Gebiet	Zeithorizont	Annahmen		
					Geburtenhäufigkeit	Sterblichkeit	Wanderungen
14*)	1992	Statistische Ämter des Bundes und der Länder (8. Koordinierte)	Deutschland	2040 (31.12.), d.h. 48 Jahre	West: Konstante Geburtenhäufigkeit (Nettoreproduktionsziffer = 0,67);	West: Zunahme der Lebenserwartung von 73,2 (männl. Personen) bzw. 79,6 (weibl. Personen) Lebensjahre im Jahr 1992 auf 74,8 bzw. 81,3 Lebensjahre im Jahr 2000, dann Konstanz	Deutsche: 1993 - 1998: Jährl. 180.000 1999: 110.000 2000: 80.000 2001 - 2010: Jährl. 45.000 ab 2011: Ausgeglicher Saldo
					Ost: Abnahme der Nettoreproduktionsziffer entsprechend dem laufenden Trend von 0,40 im Jahre 1992 auf 0,38 im Jahr 1995, dann Anstieg auf 0,67 (Westniveau) bis zum Jahr 2005, dann Konstanz	Ost: Zunahme der Lebenserwartung von 70,0 (männl. Personen) bzw. 77,2 (weibl. Personen) Lebensjahre im Jahr 1992 in zwei Stufen: Auf 73,2 bzw. 79,6 Lebensjahre im Jahr 2005 (= Ausgangsniveau im Westen), dann weiter auf 74,8 bzw. 81,3 Lebensjahre im Jahr 2030	Ausländer (in 1000): Variante I II III 1993: 430 430 430 1994 - 2000: Lineare Anpassung an das Niveau des Jahres 2000 2000 - 2039: Jährl.: 100 200 300

1. Vom Statistischen Bundesamt durchgeführte Bevölkerungsvorausberechnungen

Lfd. Nr.	Basisjahr	Auftraggeber	Gebiet	Zeithorizont	Annahmen		
					Geburtenhäufigkeit	Sterblichkeit	Wanderungen
15	1993	BMI (Auftragsrechnung für interministerielle Arbeitsgruppe "Bevölkerungsfragen")	Deutschland	Bis 2040 (01.01.), d.h. 45 Jahre	Deutsche Bevölkerung:	Deutsche Bevölkerung:	Deutsche Bevölkerung:
					West:	West:	Folgende Zuwanderungssalden:
					Mittlere Variante: Konstante Geburtenhäufigkeit des Jahres 1995 (NRZ = 0,62)	Zunahme der Lebenserwartung in zwei Stufen (bis 2005 um 1 Lebensjahr, bis 2030 um weitere 2 Jahre), dann Konstanz	1995: 190.000 1996-99 zus.: 760.000 2000-2009 zus.: 800.000 2010-2019 zus.: 400.000 2020-2029 zus.: 200.000 2030-2039 zus.: 100.000
					Optimistische Variante: Zunehmende Geburtenhäufigkeit (Zunahme der Nettoreproduktionsziffer von 0,62 auf 0,77 im Jahr 2005, dann konstant)		
					Pessimistische Variante Abnehmende Geburtenhäufigkeit (Rückgang der Nettoreproduktionsziffer von 0,62 auf 0,52 im Jahr 2005, dann konstant)		
					Ost:	Ost:	
					Mittlere Variante: Nettoreproduktionsziffer des Jahres 1995 (=0,39) auf 0,62 im Jahr 2005 steigend, dann konstant	Zunahme der Lebenserwartung in zwei Stufen (bis 2010 Angleichung an West-Niveau des Jahres 1994, bis 2039 Angleichung an das im Westen bereits 2030 erreichte Niveau), dann Konstanz	
					Optimistische Variante: Zunehmende Geburtenhäufigkeit (Zunahme der Nettoreproduktionsziffer von 0,39 auf 0,77 im Jahr 2005, dann konstant)		
					Pessimistische Variante Abnehmende Geburtenhäufigkeit (Rückgang der Nettoreproduktionsziffer von 0,39 auf 0,52 im Jahr 2005, dann konstant)		
					Ausländische Bev.:	Ausländische Bevölkerung:	Ausländische Bevölkerung:
Bei mittlerer Zuwanderung: Annäherung an Geburtenhäufigkeit der deutschen Bevölkerung; Bei hoher Zuwanderung: Konstante Geburtenhäufigkeit des Jahres 1995 (NRZ= 0,73)	Konstanz	Modell K: Folgende Zuwanderungssalden: 1995: 75.000 Danach: Ausgeglichener Wanderungssaldo Modell A: Folgende Zuwanderungssalden: 1995: 125.000 1996-99 zus.: 400.000 2000-2009 zus.: 1.000.000 2010-2019 zus.: 1.000.000 2020-2029 zus.: 1.000.000 2030-2039 zus.: 1.000.000, Modell B: Folgende Zuwanderungssalden: 1995: 175.000 1996-99 zus.: 800.000 2000-2009 zus.: 2.000.000 2010-2019 zus.: 2.000.000 2020-2029 zus.: 2.000.000 2030-2039 zus.: 2.000.000					

1. Vom Statistischen Bundesamt durchgeführte Bevölkerungsvorausberechnungen

Lfd. Nr.	Basisjahr	Auftraggeber	Gebiet	Zeithorizont	Annahmen		
					Geburtenhäufigkeit	Sterblichkeit	Wanderungen
16	1997	Statistische Ämter des Bundes und der Länder (9. Koordinierte)	Deutschland	2050 (31.12.), d.h. 53 Jahre	West:	West:	Deutsche:
					Konstante Geburtenhäufigkeit (Nettoreproduktionsziffer = 0,67);	Zunahme der Lebenserwartung von 74,4 Jahren (männl.) bzw. 80,5 Jahren (weibl.) im Jahr 1997 in zwei Stufen (bis 2035 auf 77,0 bzw. 83,5, bis 2050 auf 78,1 bzw. 84,5 Jahre), d.h. um insgesamt 3,7 bzw. 4,0 Jahre	1998: 80.000 1999: 70.000 2000 - 2005: Jährl. 50.000 2006 - 2009: Jährl. 40.000 2010 - 2019: Jährl. 30.000 2020 - 2029: Jährl. 15.000 2030 - 2039: Jährl. 5.000 Danach: Ausgeglicherer Wanderungssaldo
					Ost:	Ost:	Ausländer:
					Ausgehend einer NRZ = 0,52 im Jahr 1998 weitgehend Angleichung an Westniveau bis zum Jahr 2005	Ausgehend von einer Lebenserwartung von 72,4 Jahren (männl.) bzw. 79,5 Jahren (weibl.) Zunahme der Lebenserwartung in zwei Stufen (bis 2005 Angleichung an West-Niveau des Jahres 1997, bis 2025 Angleichung an das bis zu diesem Zeitpunkt erreichte Westniveau), dann weiterer Anstieg der Lebenserwartung wie im Westen.	Variante I 1998: -50.000 1999: 20.000 2000: 40.000 2001: 60.000 2002: 80.000 2003- 2050: Jährl. 100.000
	Zusatzvariante (Ost und West):	Variante II 1998: -50.000 1999: 20.000 2000: 40.000 2001: 60.000 2002: 80.000 2003: 100.000 2004: 120.000 2005: 140.000 2006: 160.000 2007: 180.000 2008- 2050: Jährl. 200.000					
		Insgesamt zusätzlicher Anstieg der Lebenserwartung um 2 Jahre (männl.) bzw. 1,9 Jahre (weibl.) bis zum Jahr 2050					

1. Vom Statistischen Bundesamt durchgeführte Bevölkerungsvorausberechnungen

Lfd. Nr.	Basisjahr	Auftraggeber	Gebiet	Zeithorizont	Annahmen		
					Geburtenhäufigkeit	Sterblichkeit	Wanderungen
17	1997	BMI (Auftragsrechnung für interministerielle Arbeitsgruppe "Bevölkerungsfragen")	Deutschland	2050 (31.12.), d.h. 53 Jahre	Deutsche Bevölkerung:	Deutsche Bevölkerung:	Deutsche Bevölkerung:
					West:	West:	1998: 80.000
					Geburtenhäufigkeit des Jahres 1998 (NRZ = 0,67; ZGZ = 1,41); bis zum Jahr 2000 geringfügig auf mehrjährigen Durchschnitt fallend (NRZ = 0,65; ZGZ = 1,35), dann konstant	Ausgehend von der Lebenserwartung im Jahr 1998 von 73,6 Jahren (männl.) bzw. 80,5 Jahren (weibl.) Zunahme der Lebenserwartung in zwei Stufen (bis 2035 Erhöhung auf 77,0 bzw. 83,5 Jahre; bis 2050 Erhöhung auf 78,1 bzw. 84,5 Jahre	1999: 70.000 2000 - 2005: Jährl. 50.000 2006 - 2009: Jährl. 40.000 2010 - 2019: Jährl. 30.000 2020 - 2029: Jährl. 15.000 2030 - 2039: Jährl. 5.000 Danach: Ausgeglichenener Wanderungssaldo
					Ost:	Ost:	Ausländische Bevölkerung:
					Geburtenhäufigkeit des Jahres 1998 (NRZ = 0,53; ZGZ = 1,10) auf NRZ = 0,65 (ZGZ = 1,35) (Westniveau) im Jahr 2005 steigend, dann konstant	Ausgehend von der Lebenserwartung im Jahr 1998 von 71,8 Jahren (männl.) bzw. 79,6 Jahren (weibl.) Zunahme der Lebenserwartung in zwei Stufen (bis 2005 Angleichung an Westniveau des Jahres 1998, bis 2025 Angleichung an das bis zu diesem Zeitpunkt erreichte Westniveau), dann weiterer Anstieg der Lebenserwartung wie im Westen.	Modell K Folgende Zuwanderungssalden: 1998: -50.000
							Modell A Folgende Zuwanderungssalden: 1998: -50.000 1999: 20.000 2000 : 40.000 2001: 60.000 2002: 80.000 2003- 2049: Jährl. 100.000
							Modell B 1998: -50.000 1999: 20.000 2000 : 40.000 2001: 60.000 2002: 80.000 2003: 100.000 2004: 120.000 2005: 140.000 2006: 160.000 2007: 180.000 2008- 2049: Jährl. 200.000
							Modell C 1998: -50.000 1999: 20.000 2000 : 40.000 2001: 60.000 2002: 80.000 2003: 100.000 2004: 120.000 2005: 140.000 2006: 160.000 2007: 180.000 2008: 200.000 2009: 220.000 2010: 240.000 2011: 260.000 2012: 280.000 2013 - 2049: Jährl. 300.000

Examining Structural Shifts in Mortality Using the Lee-Carter Method²

Abstract

We present an extension of the Lee-Carter method of modeling mortality to examine structural shifts in trajectories of mortality. Austrian data consisting of 53 years of single-age mortality rates are subdivided into 30 24-year submatrices. Using singular value decomposition, the submatrices are decomposed into three component submatrices: 1) the multiple realizations of the index of mortality to which each respective age-specific death rate is linearly related; 2) the average shape across age of the log of mortality schedules; 3) the sensitivity of the log of mortality at each age to variations in the elements of the index of mortality. We refer to these latter submatrices to locate structural changes in mortality patterns. A comparison of the observed and estimated life expectancy indicates that the extended Lee-Carter method is superior to the original Lee-Carter method, particularly so for life expectancies at higher ages. We conclude by projecting life expectancy up to 2050, applying the Lee-Carter method to the whole time series (1947-1999) and comparing it to an application of the Lee-Carter method to the latest subsample (1976-1999).

1. Introduction

The Lee-Carter method (Lee and Carter 1992) of modeling mortality allows one to apply standard time series methods to forecast mortality. Because this method is computationally simple to apply, its use has become very popular in the course of the last decade for modeling and forecasting mortality patterns (Carter and Lee 1992, Lee and Nault 1993, Tuljapurkar et al. 2000, Wilmoth 1998).

However, several authors (e.g. Lee and Miller 2000) have recently noted that the assumption of a constant age shape of mortality – which is implicit in the original Lee-Carter model – may be too rigid. As cited in Lee and Miller (2000), Horiuchi and Wilmoth (1995) present evidence for several countries that mortality has been declining more rapidly at higher ages than at lower ages during recent decades. In this paper we present an extension of the original Lee-Carter method that takes into account the changing age pattern of mortality. Our method can be applied to locate structural changes in the

¹ The views expressed in this paper are the author's own views and do not necessarily represent those of the Max Planck Institute for Demographic Research.

² We would like to thank Alexander Hanika from Statistics Austria for providing the data.

historical pattern of mortality that could ultimately be used to determine the time horizon of past mortality rates on which forecasts should be based.

For this heuristic examination, we first apply the Lee-Carter method to time series mortality rates by single years of age for Austria from 1947 to 1999. These data are ideal for this examination because they show what is possibly a structural shift in mortality beginning around 1968. We attempt to attribute this shift to significant gains in life expectancy, e_0 , derived from apparent gains in the health of the older population from that time forward. We then apply the Lee-Carter method to successive subsamples of equal length from the original time series of mortality rates. A comparison of the resulting age shape of mortality for the whole time series with the subsequent subsamples proves that Horiuchi and Wilmoth's assertion is true for Austria as well. We demonstrate that the extended Lee-Carter method also improves the fit for the observed life expectancy and may essentially influence the predicted gains in life expectancy.

This paper is divided into several sections. In Section 2, we present some historical background on Austrian mortality patterns to establish the setting for our research. Section 3 describes the basic nonlinear demographic model of the Lee-Carter method and the procedures for decomposing this model. Section 4 extends the decomposition of the Lee-Carter model to include time-varying age and time patterns of mortality to explore the sensitivity of these components to structural shifts in the data. In Section 5 we evaluate the fit of the estimated life expectancy between the original and the extended Lee-Carter approach. Section 6 presents a forecast of life expectancy to 2050 based on the whole time series 1947-1999 (original Lee-Carter approach) which we contrast with a forecast based on the last subsample from 1976-1999. Finally, in Section 7, we summarize our research and offer avenues for advancing this research endeavor.

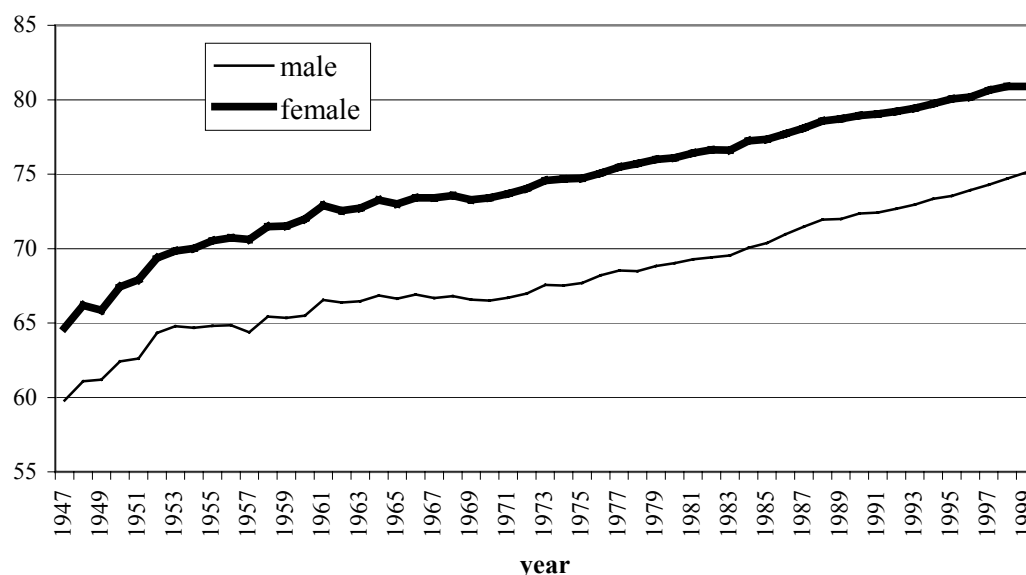
2. Background

Along with many industrialized western countries, Austria has seen a steady decline in mortality since the late 1940s. But the rate of decline has not been monotonic as indicated by a closer investigation of the life expectancy at birth for males and females (Figure 1). After a sharp decline in mortality in the late 1940s and the 1950s, it seemed that this trend came to an end in the 1960s. However, Austria experienced along with many industrialized western countries a further significant rise in life expectancy during the 1970s and 1980s.

In the 1970s a third of the gains in additional years of life were attributable to the decline in infant mortality, while it is declines in mortality among the elderly that have shaped the overall mortality decline during the last two decades. Parallel to the increase in life expectancy, the major causes of death shifted from infectious diseases to chronic-degenerative diseases and neoplasm. The main causes

of death are now diseases of the circulatory system, neoplasms, and diseases of the digestive system. Moreover, the risk of death from several of these diseases has shifted to older ages in the course of the last decade. Olshansky and Ault (1986) characterized this development as ‘the stage of delayed degenerative diseases’. Evidence for a delay in deaths from specific causes of death in Austria (e.g. malignant neoplasm of the digestive organs and peritoneum, heart diseases without acute myocardial infarction, etc.) is summarized in Kytir and Prskawetz (1995).

Figure 1: Life expectancy at birth for female and male populations in Austria, 1947-1999.



3. A Stochastic Nonlinear Demographic Model

The components of the basic demographic model introduced by Lee and Carter (1992) are depicted in Figure 2 for males and females respectively. The model is designed to derive a single index of mortality k_t (Figure 2.a) to which the log of each age-specific death rate is linearly related.

The model is of the form:

$$m_{x,t} = \exp(a_x + k_t b_x + e_{x,t}) \text{ or log transformed,} \quad (1)$$

$$\ln(m_{x,t}) = a_x + k_t b_x + e_{x,t} \quad (2)$$

with $t = 1947, \dots, 1999$ and $x = 0, \dots, 95+$

Here $m_{x,t}$ is the central death rate for age x at mortality level k_t , and a_x (Figure 2b) is the average shape across age of the log of the mortality schedule. The variable b_x (Figure 2c) reflects the sensitivity of the log of mortality at age x to variations in the parameter k_t . Linearization through the log transformation in (2) facilitates the extraction of k_t using singular value decomposition (SVD).

For any value of k_t , the fitted model for (1) defines a set of central death rates which can be used to construct a life table. It is a mathematical implication of the model that, if k_t changes linearly with time, then each age-specific rate changes at a constant exponential rate, where the constants vary by age. This relationship is evident in the transformation from equation (2) back to equation (1). The shape of the b_x profile tells us which rates decline rapidly and which rates decline slowly over time. The error term, $e_{x,t}$, with mean zero and variance s_e^2 , reflects particular age-specific historical influences not captured in the model.

There are many ways to estimate a_x , b_x , and k_t . There have been three approaches that have been experimented with so far and all use singular value decomposition (SVD). Lee and Carter (1992) introduce a two stage process, while Wilmoth (1993) demonstrates a weighted SVD technique and a separate maximum likelihood method. There are only marginal differences among all four schemes. In this study we use Wilmoth's weighted SVD technique.³ Similar to Wilmoth (1993), we apply the normalizing constraint on b_x : $\sum_x b_x^2 = 1$ and the further necessary condition for full model identification $\sum_t k_t = 0$.

As evident in Figure 2.a there is a clear downward trend in mortality across time, which resembles the non-monotonic pattern already observed in Figure 1: a sharp decline during the late 1940s and the 1950s, leveling off at the end of the 60s, and a further significant decline in the 1970s and 1980s. By definition, Figure 2.b plots the mean of the log mortality rates across time. The sensitivity of the log of mortality at age x to variations in the elements of k_t (Figure 2.c) is clear evidence of the advances in infant mortality during the early periods of the time series.

4. Investigating for Structural Shifts in the Data

In much of the early research on age-structured populations one assumed that these populations are stable or quasi-stable. Lee and Carter (1992) expand on the view of variable rates. Yet, they hold to the assumption of demographic stability. Once trajectories are established for age-specific death rates or life expectancies, it is assumed that they progress at fixed or uniformly changing rates toward some asymptotes. Here, however, we entertain the possibility of variances from stability, and that structural shifts or perturbations may have a significant impact on the outcome of a projection.

4.a. Structural Shifts

In the following we explore the stochastic behavior of the three components of (2). Thus, there are two age and time varying components, $a_{x,t}$ and $b_{x,t}$, and one time varying component, k_t . The decomposition

³ We wish to thank Carolyn Hart and John R. Wilmoth, who made their Splus code of the weighted least squares estimate available to us.

of $m_{x,t}$ is performed as described below. We look for what may be structural shifts in any of the components over time. Doing so allows us to come up with a stochastically richer rendition of the Lee-Carter model. We thus look for structural shifts, that is, discontinuities within the components. The discontinuities need not be abrupt, but they must be sufficiently abnormal to suggest that something of some behavioral significance must have occurred to destabilize the historical trajectory of the component. It is these discontinuities that we hope to

Figure 2: Decomposition of $\ln(m_{x,t})$ for 1947-1999, female and male

Figure 2.a

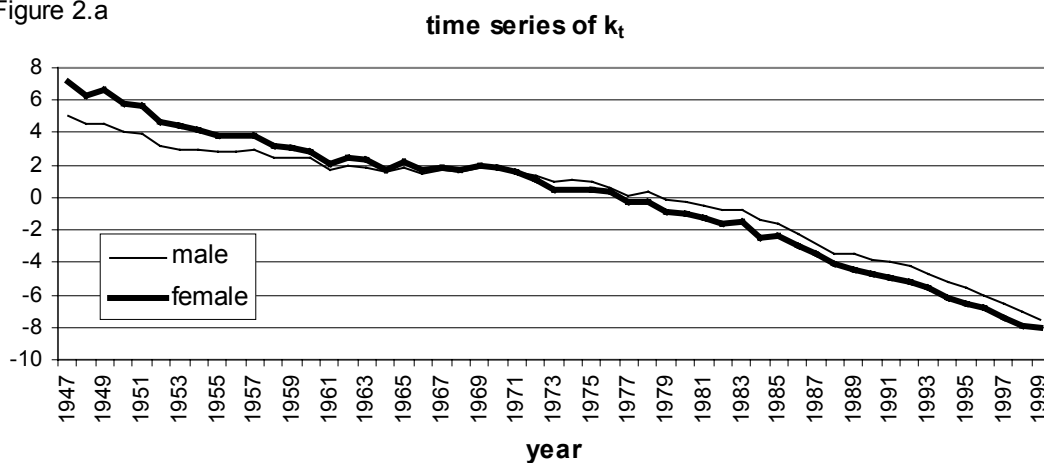


Figure 2.b

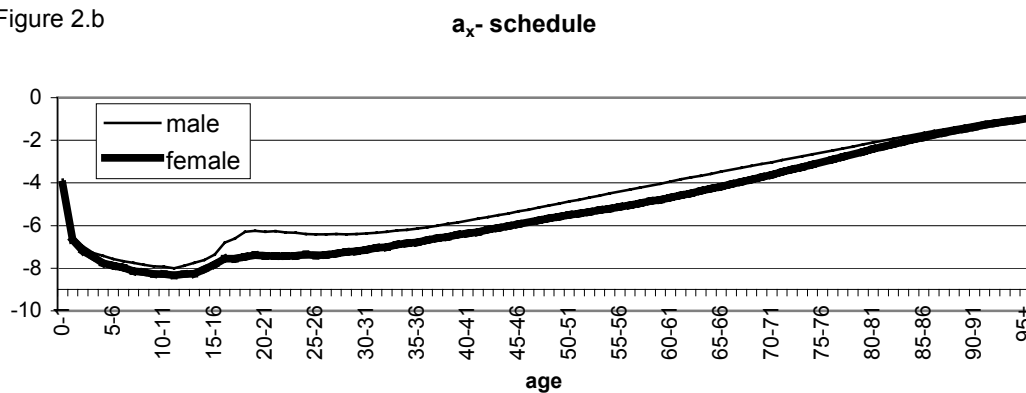
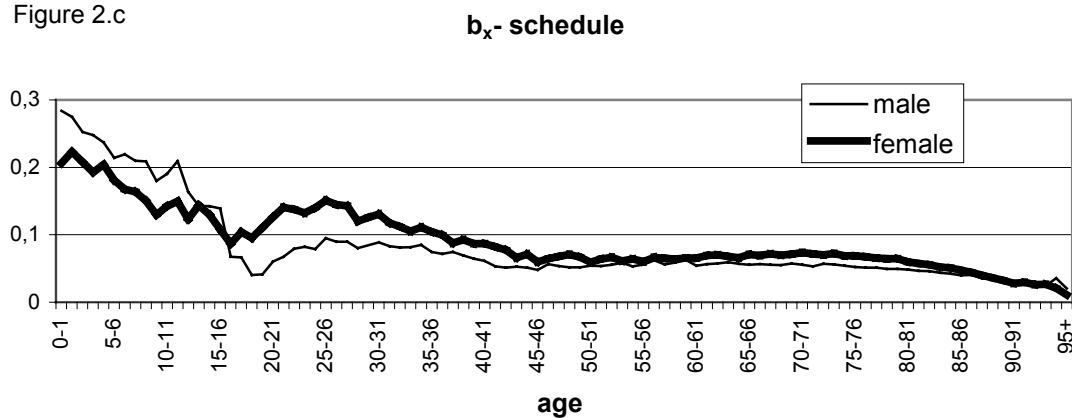


Figure 2.c



detect in this deeper analysis, which may ultimately provide more sensitive forecasts of mortality.

4.b. Age and Time Varying Decomposition of $m_{x,t}$: the Extended Lee-Carter Model

To extend the analysis so as to encompass the three time-varying components, equations (1) and (2) need to be reformulated. In matrix notation, they now become:

$$M_{x,t_s} = \exp(A_{x,s} + K_{t_s} B_{x,s} + E_{x,t_s}) \quad \text{and} \quad (3)$$

$$\ln(M_{x,t_s}) = A_{x,s} + K_{t_s} B_{x,s} + E_{x,t_s} \quad (4)$$

with $s = 1, \dots, 30$; $t_1 = 1947-70, \dots, t_{30} = 1976-99$ and $x = 0, \dots, 95+$

where the components t_1, \dots, t_{30} represent blocks of 24 years sequentially sampled from the entire observed matrix of age-specific death rates $m_{x,t}$. Here, $K_{t_s} B_{x,s}$ is decomposed using SVD but in a manner different from that of Section 3.

We sequentially sample 30 24-year submatrices of age-specific mortality rates from the total 53-year age-specific mortality rates for Austria. Each of the 30 submatrices as indicated by the subscript s is decomposed so as to yield its own set of a_x , b_x , and k_{t_s} . The elements of $B_{x,s}$ for selected values of s (together with the b_x schedule for the whole time series) are shown in Figures 3.a and 3.b for females and males respectively, and their corresponding contour plots (Andreev 1999) for all 30 subsamples s are plotted in Figures 4a and 4b. (Since the elements of $A_{x,s}$ and K_{t_s} are much more stable across the subsamples, we concentrate exclusively on the schedule of the $B_{x,s}$ in this paper.)

From Figures 3.a. and 3.b. it is evident that the age pattern of mortality decline has changed considerably across our time of observation. A comparison of the b_x schedule for the first (1947-1970) and the last (1976-1999) subsample shows a more stable pattern for the latter period for ages above 15 (cf. Lee and Miller 2000 for a similar conclusion). Applying the Lee-Carter method to the whole time series clearly averages out the distinct patterns at adult and higher ages exhibited in the two subsamples.

Even more intuitive is the representation of the whole $B_{x,s}$ schedule by means of contour plots as shown in Figures 4.a and 4.b. The cold (blue) areas indicate little change in mortality while the hot (orange and brown) regions indicate ages where mortality rates have declined most. These figures clearly illustrate the structural shifts in old age mortality since the 1970s, as shown by the shrinkage of the blue area in the upper age groups and the spread of the “hot” region into older ages. In the 1940s and up to the 1970s mortality improvements were mainly concentrated in the young and middle age groups, as is clearly visible in the hot regions around age 30 during these periods. The fact that we observe very high sensitivity at very low ages also in the latter periods might be due to the small numbers of people in these age groups, which means that even a modest mortality decline will have a pronounced effect.

Figure 3.a: b_x schedule for the entire time series 1947-1999 and two selected subsamples 1947-1970 and 1976-1999, female

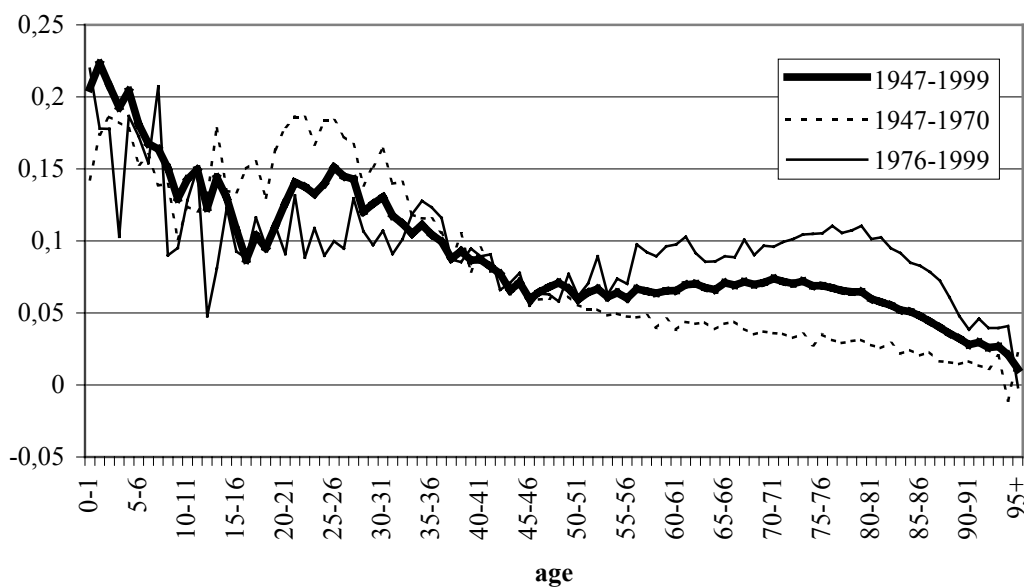


Figure 3.b: b_x schedule for the entire time series 1947-1999 and two selected subsamples 1947-1970 and 1976-1999, male

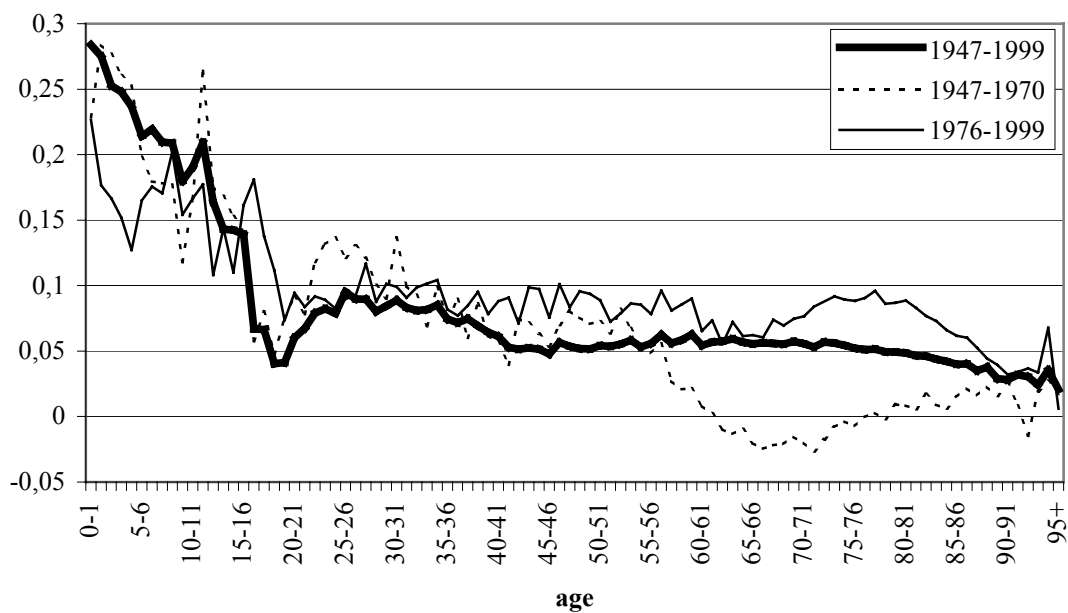


Figure 4a: Contour plot of $B_{x,s}$ schedule, female

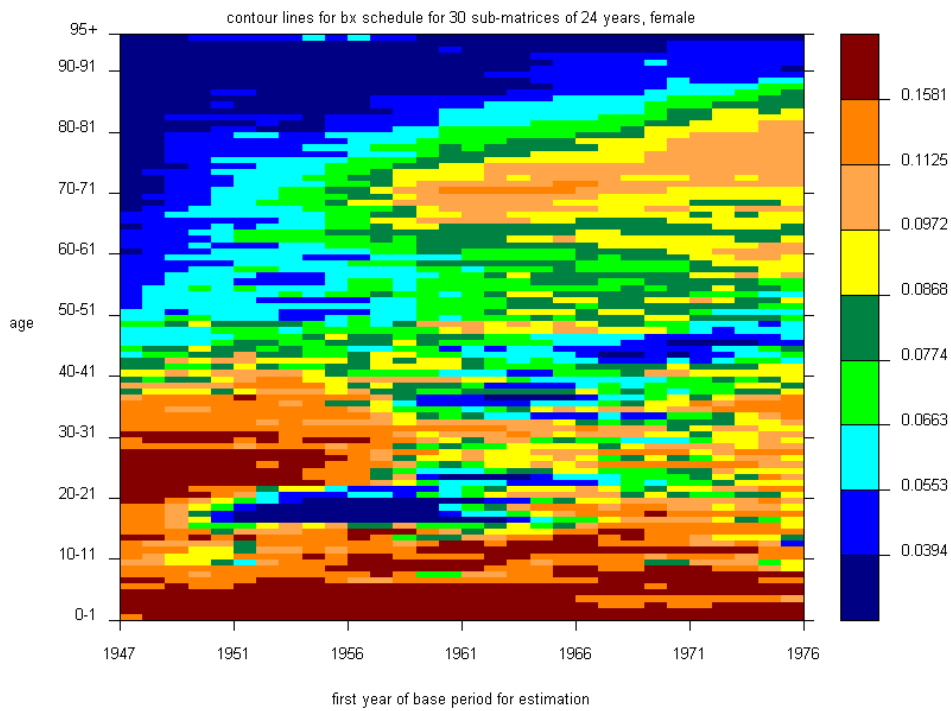
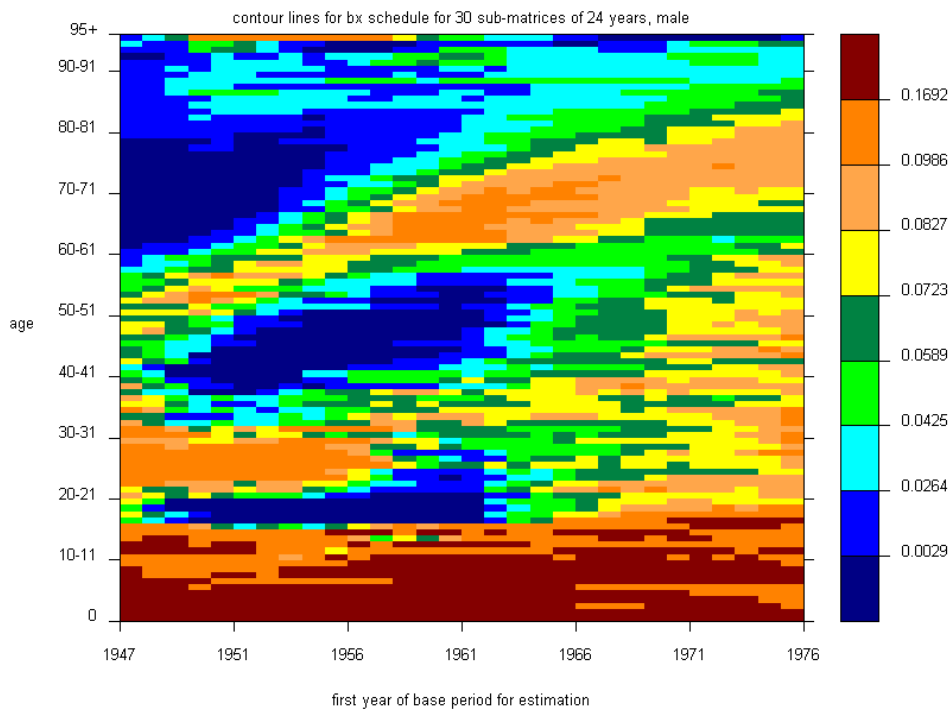


Figure 4b: Contour plot of $B_{x,s}$ schedule, male



5. Estimates of life expectancy at Birth and age 60 using the extended and the original Lee-Carter method

To evaluate the goodness of fit of the extended versus the original Lee-Carter method we refer to the difference between the observed and estimated life expectancy at various ages for both methods. Here we present only the results for life expectancy at birth (e_0) and at age 60 (e_{60}) (further results can be obtained by the authors on request). We have opted to choose the difference between observed and estimated life expectancy as a measure of the goodness of fit since the prediction of life expectancy is central to forecasting mortality rates. The past fit may indicate the best time horizon on which to base future forecasts.

Strong support for the extended Lee-Carter method of modeling mortality rates based on subsamples of the original time series is shown in Figure 5 and Figure 6.

Applying the Lee-Carter method to the whole time series 1947-1999 (cf. Figures 5.a and 5.b), we first over-estimate e_0 up to the beginning of the 1950s for both males and females and then consistently underestimate it up to 1999 for males and to the late 1980s for females. From this point onward we slightly over-estimate e_0 once again. Roughly speaking, the failure to estimate e_0 correctly is in the range of -0.4 up to $+0.4$ years. Most interestingly, by applying the Lee-Carter method to subsamples of the original time series the fit essentially improves for all subsamples in the case of females (Figure 5.a). For males the improvement is only visible for the latter subsamples (Figure 5.b). These results may indicate that the structural breaks in the mortality patterns of females and males may require a different time period of subsamples for each gender. This is something that definitely needs to be further explored in future research. As evident in Figure 5.a., the difference between observed and estimated e_0 can be reduced by almost 0.3 years if one applies the Lee-Carter method to subsamples of the original time series.

An unambiguous improvement in the difference between observed and estimated life expectancy at higher ages, e.g. age 60, is clearly evident for both females and males from the results in Figure 6. Note that the shape of the bold line, which arises by applying the Lee-Carter method to the whole time series, is almost a mirror image of the corresponding line in Figure 5. The original Lee-Carter method underestimates e_{60} up to the late 1950s. It then over-estimates e_{60} up to the early to mid-1980s for females (males) and underestimates e_{60} thereafter. It seems that the reduction in mortality at adult and middle ages as evidenced in Figures 3.a. and 3.b for the subsample 1947-1970 may have been attributed to older ages when we applied the Lee-Carter method to the whole time series. Similarly the clear reduction in old age mortality as evidenced for the subsample 1976-1999 in Figure 3.a. and 3.b may have been underestimated when we applied the Lee-Carter method to the whole time series. As evident in Figures 6.a and 6.b, life expectancy at older ages can be modeled more accurately,

particularly for the last realization (1976-1999). Hence it is this last subsample on which we will base our forecasts.

Figure 5.a: Difference in observed and estimated life expectancy at birth for estimates based on the time series 1947-1999 and estimates based on selected subsamples, female

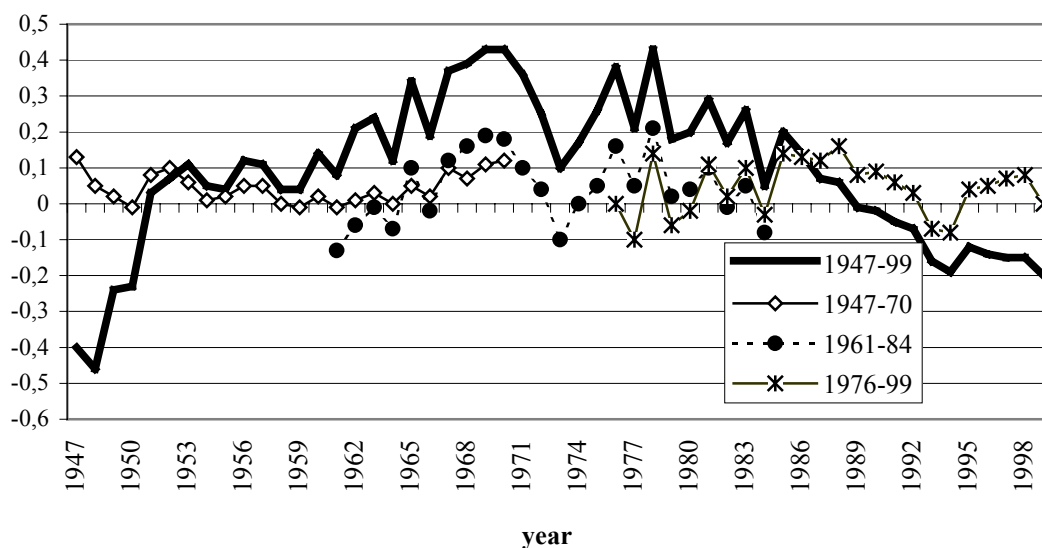


Figure 5.b: Difference in observed and estimated life expectancy at birth for estimates based on the time series 1947-1999 and estimates based on selected subsamples, male

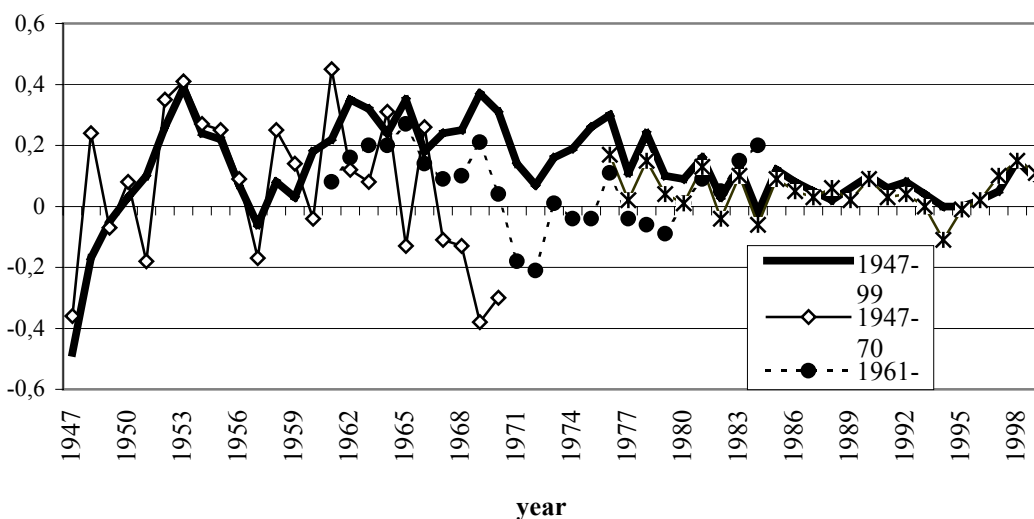


Figure 6.a: Difference in observed and estimated life expectancy at age 60 for estimates based on the time series 1947-1999 and estimates based on selected subsamples, female

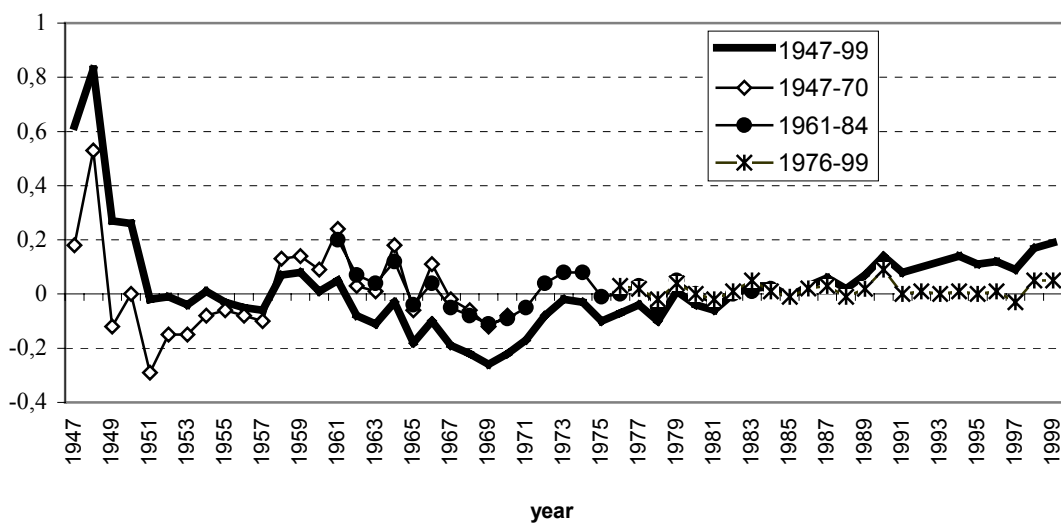
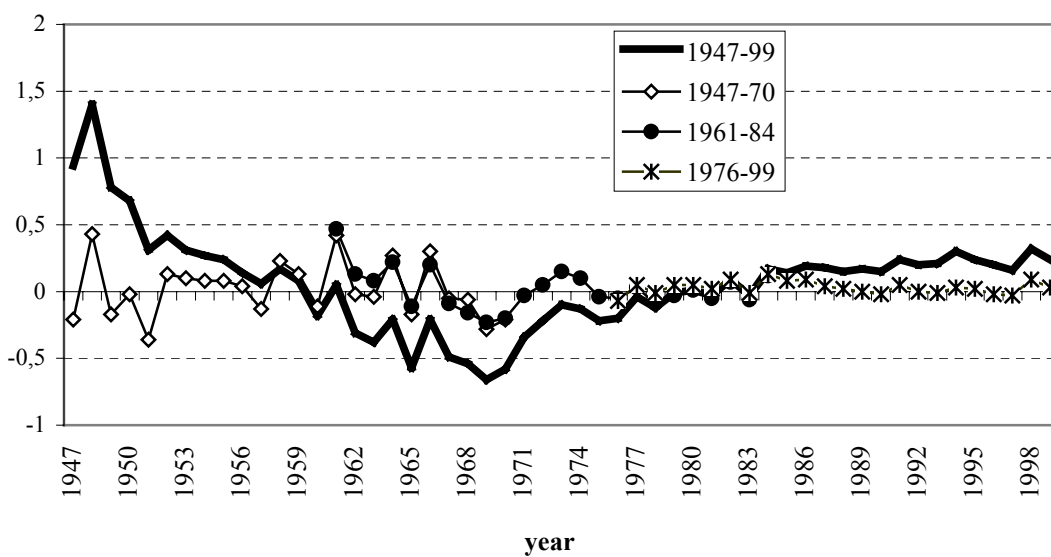


Figure 6.b: Difference in observed and estimated life expectancy at age 60 for estimates based on the time series 1947-1999 and estimates based on selected subsamples, male



6. Time-Series Modeling and Forecasting

We employ the Box-Jenkins (1976) techniques for modeling and forecasting the demographic components of the Lee-Carter model. First, we model the entire 53-year series of k_t from the original Lee-Carter decomposition with fixed a_x s and b_x s. This estimation provides a benchmark series with which to compare forecasts based on the latest subsample (1976-1999). The estimated time-series model for k_t operationally has the formulation:

$$k_t = k_{t-1} - \text{cnst.} + \text{noise} . \quad (5)$$

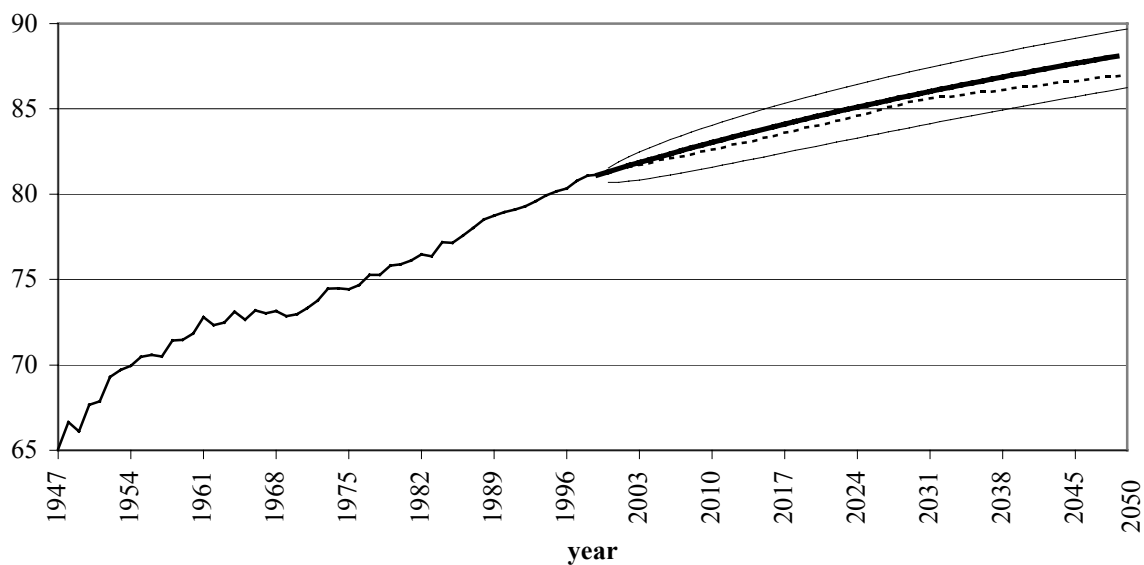
This equation represents a random walk with drift (cnst). Here noise stands for the innovations, which are assumed to be white noise and will not be considered here. This equation is forecasted 51 years ahead to 2050 (similar to Bell 1997, p. 293ff, all forecasts are bias adjusted). These forecasts are recombined with the constants a_x s and b_x s according to (1) to obtain the forecasted $m_{x,t}$ s. The forecasted death rates are used to extract life table functions into the future. The most salient life table function is e_0 , life expectancy at birth (Figures 7a. and 7.b). This process is repeated for a truncated realization of the entire time series ranging from 1976 to 1999; i.e., the latest subsample from the extended Lee-Carter method (Figures 8a. and 8.b).

Figures 7.a and 7.b plot the observed life expectancy at birth up to 1999 together with its forecast (bold line) for females and males respectively. The faded lines indicate the 95% confidence intervals while the dashed line represents the latest official forecasts from Statistics Austria (Hanika 2000). Note that the official forecast lies within the confidence interval over the entire forecast horizon and is almost identical to the results obtained by the Lee-Carter method for males. According to these figures, life expectancy for females is forecasted to increase from about 81 years in 1999 to 88 years in 2050. Male life expectancy will increase from 75 years to 82 years.

These projected gains in life expectancy may, however, be too conservative, as Figure 8 suggests. Here we plot the forecasts obtained from Figure 7 (bold lines) together with forecasts obtained by applying the Lee-Carter method to the last subsample only, the period from 1976-1999 (dashed lines). In both cases we also add the 95% confidence interval (solid faded lines and dashed fade lines respectively). For females the difference is only about 1.3 years in 2050, and the forecast based on the subsample 1976-1999 lies within the confidence interval of the forecast based on the whole time series, as can be seen in Figure 8.a. For men, however, the difference in the predicted life expectancy at birth in 2050 in the two methods is about 3.5 years. Moreover the forecast based on the most recent subsample leaves the 95% confidence interval of the more conservative forecast (which is based on the whole time series) already after the first decade of the 21st century.

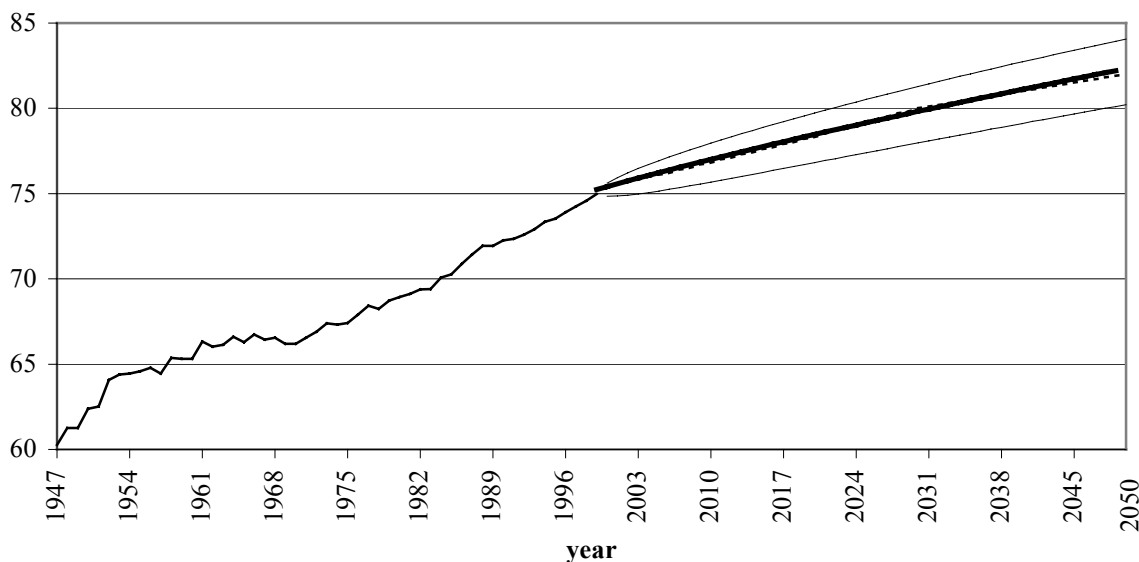
We refrain from drawing any definite conclusions about the optimal period on which to base forecasts for future life expectancy at birth. However, our simulations should be taken as evidence that the choice of the base period may not be negligible – particularly in the case of the data on Austrian males we use here.

Figure 7.a: Forecasts of life expectancy at birth based on the time series 1947-1999, female



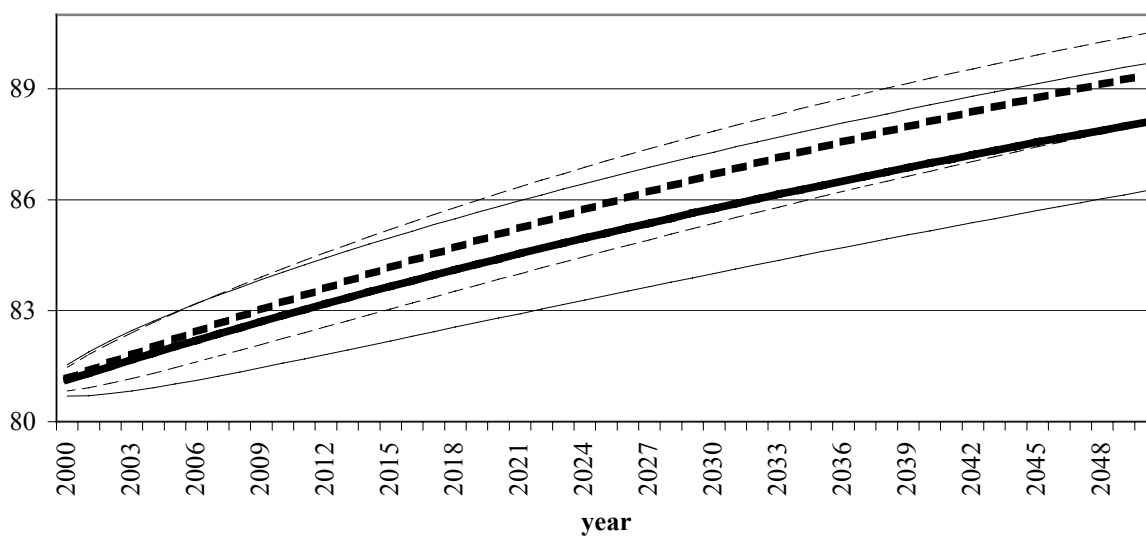
Remark: The dashed line indicates the latest forecast of Statistics Austria and the faded lines indicate the 95% confidence interval for the Lee-Carter forecast (bold line).

Figure 7.b: Forecasts of life expectancy at birth based on the time series 1947-1999, male



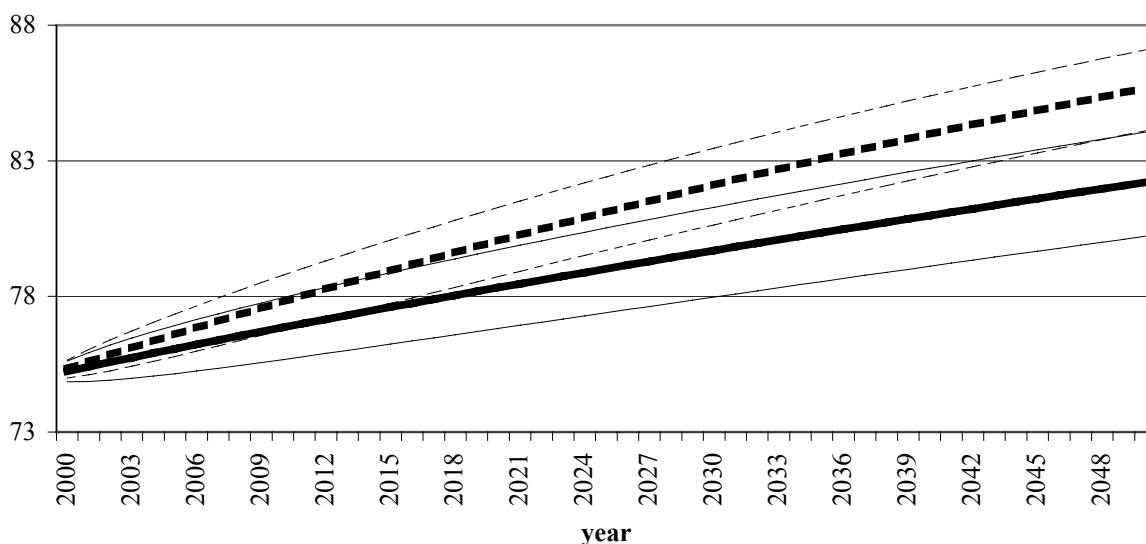
Remark: The dashed line indicates the latest forecast of Statistics Austria and the faded lines indicate the 95% confidence interval for the Lee-Carter forecast (bold line).

Figure 8.a: Forecasts of life expectancy at birth based on the time series 1947-1999 and, alternatively, on the time series 1976-1999, female



Remark: The solid bold line forecasts based on the time series 1947-99 and the dashed bold line forecasts based on the time series 1976-99 are shown with their corresponding 95% confidence interval.

Figure 8.b: Forecasts of life expectancy at birth based on the time series 1947-1999 and, alternatively, on the time series 1976-1999, male



Remark: The solid bold line forecasts based on the time series 1947-99 and the dashed bold line forecasts based on the time series 1976-99 are shown with their corresponding 95% confidence interval.

7. Conclusions

We have attempted to show that there is considerably more dynamic behavior in the components of the Lee-Carter model of mortality than is apparent in the single distributions of $a_{x,s}$, $b_{x,s}$, and $k_{t,s}$. Using the expanded Lee-Carter method, we capture more dimensionality in these components by deriving the matrix arrays $A_{x,s}$, $B_{x,s}$, and $K_{t,s}$ emanating from 30 24-year submatrices in the data. Since a first investigation of these components shows $A_{x,s}$ and $K_{t,s}$ to be relatively stable, the focus here was on the components of $B_{x,s}$. Testing various combinations of $A_{x,s}$, $B_{x,s}$, and $K_{t,s}$ showed that the last realization yielded the best estimate of the observed series of e_0 . This test indicates that selectivity is important in discerning the best realization for forecasting mortality. It may be that the last realization is always the best jump-off series for forecasting, though this investigation does not offer proof of this.

This is an initial investigation into the attributes of an expanded Lee-Carter method used for estimating and forecasting mortality. Extensions call for greater explorations of $A_{x,s}$ and $K_{t,s}$ matrices. Although they appear to be relatively stable, they may have dynamic characteristics that elucidate mortality patterns more adequately. These techniques need to be applied to other countries – both to countries with mortality histories that are apparently stable and to countries where they appear to be unstable. This should reveal the viability and robustness of this approach.

Bibliography

- Andreev, K. F., 1999, Demographic Surfaces: Estimation, Assessment and Presentation, with Application to Danish Mortality, 1835-1995, Ph.D. thesis, University of Southern Denmark
- Bell, W.R., 1997, Comparing and assessing time series methods for forecasting age-specific fertility and mortality rates, *Journal of Official Statistics* 13 (3), 279-303.
- Box, G.E.P and G.M. Jenkins, 1976, *Time Series Analysis: Forecasting and Control* (Holden-Day, San Francisco).
- Carter, L.R. and R.D. Lee, 1992, Modeling and forecasting U.S. mortality: differentials in life expectancy by sex, in Ahlburg D. and Land K. (eds.) *Population Forecasting, a Special Issue of the International Journal of Forecasting* Vol.8, no. 3, 393-412.
- Hanika, A. (2000) Bevölkerungsvorausschätzung 2000-2050 für Österreich und die Bundesländer, *Statistische Nachrichten* 12/2000, Statistik Austria, 977ff.
- Horiuchi, S. and J.R. Wilmoth, 1995, The aging of mortality decline, paper presented at the Annual Meeting of the Population Association of America, San Francisco, April 6-8, 1995.
- Kytir, J. and A. Prskawetz, 1995, Life expectancy at age 60 - epidemiologic scenarios assuming delayed mortality for selected causes of death, *European Journal of Population* Vol. II, No. 3, 261-273.
- Lee, R. and L. Carter, 1992, Modeling and forecasting U.S. mortality, *Journal of the American Statistical Association* 87(14), 659-671.
- Lee, R. and T. Miller, 2000, Assessing the performance of the Lee-Carter approach to modeling and forecasting mortality, paper presented at the Annual Meeting of the Population Association of America, Los Angeles, March 23-25, 2000.
- Lee, R. D. and F. Nault, 1993, Modeling and forecasting provincial mortality in Canada, paper presented at the World Congress of the International Union for Scientific Study of Population, Montreal, 1993.
- Olshansky, J.S. and B. Ault, 1986, The fourth stage of the epidemiologic transition: the age of delayed degenerative disease, *The Milbank Memorial Fund Quarterly* 49, 509-538.
- Tuljapurkar, S., N. Li and C. Boe, 2000, A universal pattern of mortality decline in G-7 countries, *Nature* Vol. 405, 789-792.
- Wilmoth, J., 1993, Computational methods for fitting and extrapolating the Lee-Carter model of mortality change, Technical Report, Department of Demography, University of California, Berkeley.
- Wilmoth, J. R., 1998, Is the pace of Japanese mortality decline converging toward international trends? *Population and Development Review* 24(3), 593-600.

Schätzung und Projektion des Erwerbspersonenpotenzials nach dem IAB-Konzept

Gliederung

1. Einleitung
2. Konzeptionelle Überlegungen zum Arbeitskräfteangebot
3. Zur empirischen Ermittlung des Erwerbspersonenpotenzials
4. Entwicklungslinien des Erwerbspersonenpotenzials
5. Hauptprobleme

Einleitung

Fast 30 Jahre bestimmte die hohe Arbeitslosigkeit die öffentliche Diskussion zu Arbeitsmarktfragen. Vor etwa einem Jahr hat die beschäftigungspolitische Debatte eine Wende gemacht: Vollbeschäftigung innerhalb weniger Jahre und drohender Fachkräftemangels rückten in den Vordergrund. Demographisch bedingt wird die Zahl der Arbeitsfähigen nämlich langfristig schrumpfen. In Zukunft werden immer weniger arbeitsfähige Menschen immer mehr nicht mehr arbeitsfähige ältere Menschen ernähren müssen. Dies weckt Hoffnungen, dass sich die Arbeitsmarktprobleme durch ein sinkendes Arbeitskräfteangebot mildern wenn nicht gar lösen lassen.

Bei der Quantifizierung des Arbeitskräfteangebots wird häufig der Begriff „Erwerbspersonenpotenzial“ gebraucht. Als Erwerbspersonenpotenzial bezeichnet das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) die Summe aus Erwerbstätigen, Arbeitslosen und Stiller Reserve.

Das Konzept des Erwerbspersonenpotenzials ist damit umfassender als das der Erwerbspersonen, welches in der amtlichen Statistik üblicherweise als Maß für das Arbeitsangebot Verwendung findet. Zur Erinnerung: Die Erwerbspersonenzahl setzt sich aus den Erwerbstätigen und den registrierten Arbeitslosen zusammen.

Die amtliche Statistik weist für das Jahr 2000 eine Zahl von 38,5 Mio. Erwerbstätigen aus.¹ Zugleich waren im Jahresdurchschnitt bei den bundesdeutschen Arbeitsämtern beinahe 3,9 Millionen Arbeitslose registriert und die Arbeitslosenquote lag bei 9,6 % aller Erwerbspersonen. Hinzu schätzte das IAB eine Stille Reserve von fast 2 Millionen Personen. Diese Größenordnungen verdeutlichen, dass

die Stille Reserve keine für den Arbeitsmarkt zu vernachlässigende Größe ist. Die Verwendung des Erwerbspersonenpotenzials dürfte schon aus diesem Grund gerechtfertigt sein.

Der folgende Beitrag geht den Fragen nach, was das IAB unter dem Erwerbspersonenpotenzial versteht, wie dieses ermittelt wird und wie die Stille Reserve darin eingebettet ist. Im Mittelpunkt der Ausführungen stehen die Konzeption und das Berechnungsverfahren des IAB-Erwerbspersonenpotenzials. Dabei wird der Berechnungsansatz dargestellt, den das IAB im Rahmen seiner Langfristprognose des westdeutschen Arbeitsmarktes verwendet.²

In Kapitel 2 werden einige konzeptionelle Vorüberlegungen dargelegt. Es folgt der statistisch-methodische Weg zur konkreten Berechnung des Erwerbspersonenpotenzials. Anschließend werden einige Ergebnisse vorgestellt. Im letzten Abschnitt werden die wichtigsten Probleme des IAB-Ansatzes kurz diskutiert.

2. Konzeptionelle Überlegungen zum Arbeitskräfteangebot

Entsprechend der Abgrenzung nach dem „labour force“-Konzept ist das Arbeitskräfteangebot gleich der Zahl der Erwerbstätigen und der registrierten Arbeitslosen, respektive Erwerbslosen. Zusammengekommen ergibt das die statistisch erfasste Zahl an Erwerbspersonen. Gegenüber dem Erwerbspersonenpotenzial fehlt also die Stille Reserve. Die Stille Reserve wird in den offiziellen Statistiken auch nicht erfasst. Sie muss geschätzt werden. Hier stellt sich die Frage, warum macht man sich die Mühe, eine Stille Reserve zu berechnen?

Die Stille Reserve soll Bewegungen am Arbeitsmarkt beschreiben und transparent machen, die sonst nur durch sprunghafte Veränderungen in den dem Arbeitsangebot zugrunde liegenden Verhaltensweisen erklärbar wären. Die effektive Erwerbsbeteiligung³ ist nämlich unter anderem konjunkturabhängig. Insbesondere meldet sich nicht jeder Arbeitslose bei den Arbeitsämtern arbeitslos, aus welchen Gründen auch immer. Im Konjunkturabschwung „verschwindet“ deshalb ein Teil derjenigen, die ihren Arbeitsplatz verlieren, aus den Statistiken, weil sie nicht mehr erwerbstätig sind, jedoch auch nicht in der Arbeitslosenstatistik auftauchen. Dadurch schwankt die effektive Erwerbsquote im Konjunkturverlauf, ohne dass sich die zugrunde liegenden Verhaltensweisen geändert haben.

Mit anderen Worten: Die vorliegenden Statistiken zur Erwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit erfassen nicht alle Veränderungen am Arbeitsmarkt.

Wenn nicht alle Bewegungen erfasst werden, dann kann auch die Arbeitsmarktpolitik nicht richtig auf Veränderungen am Arbeitsmarkt reagieren. Bedenken muss man insbesondere, dass im langjährigen Durchschnitt drei Arbeitsplätze entstehen müssen, damit die Arbeitslosigkeit um zwei Personen sinkt (Brinkmann u.a. 1987, S. 388).

Ein besonderes methodisches Problem tritt auf, wenn man das konjunkturabhängige Arbeitskräfteangebot in seiner Definition als Erwerbspersonenzahl prognostizieren will. Für eine (längerfristige) Prognose dieses Arbeitskräfteangebots müsste die jeweilige Konjunktursituation in den Prognosejahren bekannt sein, was zum einen für längere Zeiträume kaum möglich ist, zum anderen aber auch dadurch Schwierigkeiten macht, weil die Unterbeschäftigung (Arbeitslosigkeit und Stille Reserve) selbst als Teil der Konjunktur zu begreifen ist.

Mit dem Erwerbspersonenpotenzial versucht das IAB das Arbeitskräfteangebot in einer Weise zu quantifizieren, die den oben genannten Problemen gerecht wird. Für die begriffliche Abgrenzung des IAB-Erwerbspersonenpotenzials dient die folgende Übersicht.

Nach dieser Konzeption wird auch die Stille Reserve als Teil des Arbeitsangebotes aufgefasst. Die Übersicht nennt mehrere Personenkreise, aus denen sich die Stille Reserve weitgehend zusammensetzen dürfte (für eine ausführliche Darstellung siehe Holst 2000).

Übersicht: Das Angebot an Arbeitskräften

	Erwerbstätige
+	Erwerbslose bzw. Arbeitslose⁴
<hr/>	
=	Erwerbspersonen
+	Stille Reserve
	entmutigte Personen (discouraged workers), die bei ungünstiger Arbeitsmarktlage die Arbeitssuche aufgeben, aber bei guter Arbeitsmarktlage Arbeitsplätze nachfragen
	+ Personen in kurzfristigen „Warteschleifen“ des Bildungs- und Ausbildungssystems oder in (Vollzeit-)Fortbildungs- und Umschulungsmaßnahmen
	+ Personen, die jeweils aus Arbeitsmarktgründen vorzeitig aus dem Erwerbsleben ausgeschieden sind oder auf einen Eintritt gänzlich verzichtet haben. Bei nachrückenden Jahrgängen wäre aber bei guter Arbeitsmarktlage wieder mit höherer Erwerbsbeteiligung zu rechnen.
	./. Zusatzarbeiter ⁵
<hr/>	
=	<i>konjunkturelles Erwerbspersonenpotenzial = IAB-Konzept</i>
+	Personen, die unter anderen Rahmenbedingungen erwerbsbereit sind
=	latentes Potenzial an Arbeitskräften
+	sonstige Nichterwerbspersonen
=	totales Arbeitskräftepotenzial (Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter)

Zur Stillen Reserve zählen zum einen die sogenannten entmutigten Arbeitskräfte. Diese haben die (aktive) Arbeitssuche aufgegeben, weil sie für sich am Arbeitsmarkt keine Chancen sehen. Eine besonders wichtige Gruppe bilden Frauen, die ihre Familienpause verlängern und damit auf einen Wiedereintritt in den Arbeitsmarkt vorübergehend verzichten.⁶

Auch an Schüler und Studenten in Warteschleifen im Bildungssystem ist zu denken, wenn es um die Bildung der Stillen Reserve geht. Bei schlechter Arbeitsmarktlage könnte so mancher Schüler/Student versuchen, seinen Abschluss hinaus zu zögern.

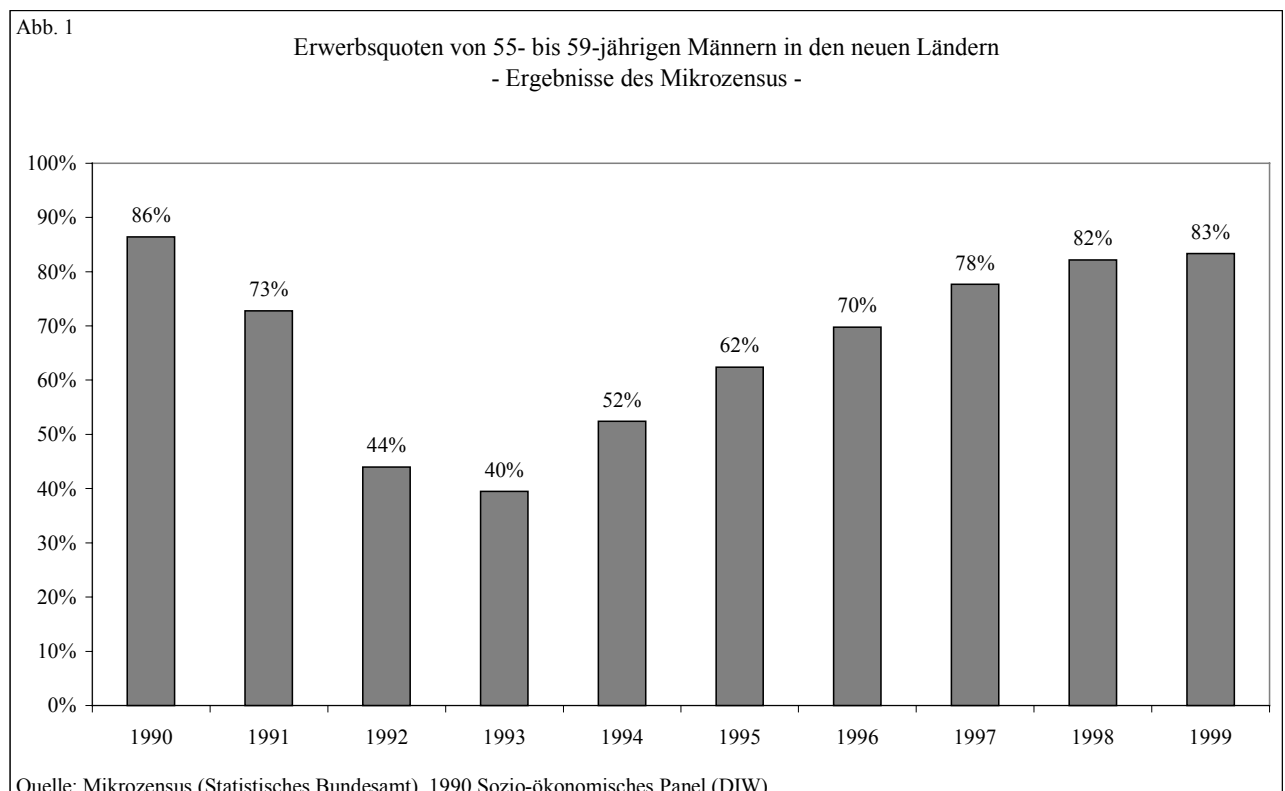
Teilnehmer an von den Arbeitsämtern geförderten Maßnahmen zur Fortbildung und Umschulung (FuU) sollten zumindest teilweise zur Stillen Reserve gerechnet werden, da sie einerseits dem Arbeitsmarkt zur Verfügung stehen müssen, aber andererseits weder erwerbstätig noch arbeitslos sind.

In der jüngsten Vergangenheit verließen viele Beschäftigte den Arbeitsmarkt über das Ventil „Vorruhestand“. Nach Schätzungen des IAB darf beispielsweise für 1999 von rund 200.000 „Vorruheständlern“ ausgegangen werden.⁷ Sicherlich geschah der Eintritt in den Vorruhestand häufig freiwillig, ja war sogar vom Arbeitnehmer gewünscht. Wahrscheinlich sind die Betroffenen auch endgültig aus dem Arbeitsmarkt ausgeschieden und nähmen nur in Einzelfällen wieder Arbeit auf - wenn ihnen denn eine angeboten würde. Hypothetisch gilt aber, dass die „Vorruheständler“ bei sehr guten Arbeitsmarktbedingungen weiter beschäftigt gewesen wären, denn ohne die Vorruhestandsregelungen hätten wohl die weitaus meisten bis zum Erreichen des normalen Ruhestandsalters weiter gearbeitet. Sobald die Vorruhestandsregelungen wegfallen, müssten die nachrückenden Altersjahrgänge wieder länger dem Arbeitsmarkt zur Verfügung stehen. Erwartungsgemäß sollte die Erwerbsbeteiligung bei guter Arbeitsmarktlage deshalb höher sein als bei schlechter. Dies würde sich statistisch an den Erwerbsquoten zeigen.

Ein Beispiel für diese Tendenz zeigt die Abbildung 1 mit der Entwicklung der Erwerbsquoten von 55- bis 59-jährigen Männern aus den neuen Bundesländern. Deren hohe Erwerbsbeteiligung vor der Wiedervereinigung sank zwischen 1990 und 1994 von 86 % auf 40 %. Diese Entwicklung ist eng an die Inanspruchnahme der verschiedenen Möglichkeiten des vorzeitigen Ruhestandes gekoppelt. Insbesondere das Vorruhestandsgeld (Ost) vom 8.2.1990, also noch aus der Zeit der ehemaligen DDR, und das Altersübergangsgeld nach § 249e AFG haben es älteren Arbeitnehmern erlaubt, vor dem 60. Lebensjahr aus dem Erwerbsleben auszuscheiden. Nach dem Wegfall dieser arbeitsmarktpolitischen Instrumente lässt deren Wirkung sukzessive nach: Die „Vorruheständler“ werden älter und wechseln statistisch gesehen in den normalen Ruhestand. Die nachfolgenden Geburtskohorten, die das Alter erreichen, ab dem noch wenige Jahre zuvor ein Vor-Ruhestand möglich war, zeigen in etwa dasselbe Erwerbsverhalten wie die Kohorten der um 1990 noch 55- bis 59jährigen. Deshalb nahm die Erwerbsbeteiligung nach 1993 wieder deutlich zu und hat am Ende des betrachteten Zeitraums nahezu wieder das Ausgangsniveau erreicht.

Diese Entwicklung zeigt, wie berechtigt es ist, den Vorruhestand unter langfristigen Gesichtspunkten als Teil der Stillen Reserve zu betrachten (vgl. auch Brinkmann u.a. 1987, S. 388 ff.).

Außerdem muss man beim Arbeitskräfteangebot die „Zusatzarbeitskräfte“ berücksichtigen, die nur bei schlechter Konjunkturlage Arbeit suchen, z.B. wegen Arbeitslosigkeit eines Haushaltsangehörigen. Bei guter Beschäftigungslage bieten diese Zusatzarbeiter ihre Arbeitskraft nicht an. In Übereinstimmung mit der folgenden Definition für das Erwerbspersonenpotenzial sind sie vom Arbeitsangebot abzuziehen.



In der Übersicht ist - gewissermaßen als Zwischensumme - der Begriff des „konjunkturellen Erwerbspersonenpotenzials“ genannt. Dieses konjunkturelle Potenzial entspricht genau dem IAB-Konzept des Erwerbspersonenpotenzials. Das Attribut „konjunkturell“ weist auf die Abhängigkeit der drei Komponenten Erwerbstätigkeit, Arbeitslosigkeit und Stille Reserve von der Arbeitsmarktkonjunktur hin. („Konjunktur“ bezieht sich auch im weiteren nicht auf die allgemeine konjunkturelle Lage, sondern immer auf den Arbeitsmarkt!) Weil sich deren konjunkturelle Schwankungen weitgehend gegenseitig kompensieren, ist das IAB-Erwerbspersonenpotenzial größtenteils von Konjunkturschwankungen bereinigt.

Unter veränderten Rahmenbedingungen ist ein Arbeitsmarkt denkbar, bei dem es für weitere, bislang dem Arbeitsmarkt fernstehende Personen vorteilhaft, überhaupt erst möglich oder notwendig wird zu arbeiten (und natürlich auch vice versa nicht mehr möglich ist etc.). Ein typisches Beispiel für die Rolle solcher Rahmenbedingungen ist die Arbeitserlaubnis für Asylbewerber, die – wenn sie erteilt wird - schlagartig das Arbeitskräfteangebot erhöht. Solche Änderungen im Datenkranz deckt das Konzept des konjunkturellen Potenzials nicht ab. Hierzu bedarf es der Vorstellung eines „latenten Potenzials an Arbeitskräften“, welches sich gegen das konjunkturelle in der Weise abgrenzt, dass es nur unter deutlich anderen Arbeitsmarktbedingungen erreichbar ist (vgl. Thon 1986, S. 18).

In einer noch weiteren Fassung könnte man die gesamte Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter als Arbeitskräftepotenzial bezeichnen.

Zusammengefasst lässt sich das IAB-Erwerbspersonenpotenzial als Arbeitskräfteangebot unter Hochkonjunkturbedingungen bei gegebenen Rahmenbedingungen bezeichnen (Thon 1986, S. 19).

3. Die Schätzverfahren des IAB zur empirischen Ermittlung des Erwerbspersonenpotenzials in Westdeutschland

Um empirische Werte für das Erwerbspersonenpotenzial zu bekommen, muss nur die Stille Reserve geschätzt werden, da die Erwerbstätigen und die Arbeitslosen - oder alternativ die der Erwerbslosen - aus den amtlichen Statistiken bekannt ist. Insofern ist eine Schätzung des Erwerbspersonenpotenzials gleichzusetzen mit einer Schätzung der Stillen Reserve.

Eine naheliegende Idee ist es, die eventuell betroffenen Nichterwerbspersonen zu befragen. Doch wie soll vernünftig nach dem Status „Teil des Erwerbspersonenpotenzials bzw. der Stillen Reserve“ gefragt werden? Man müsste eine hypothetische Situation abfragen, etwa folgendermaßen: „Wenn am Arbeitsmarkt Hochkonjunktur herrschte, wären Sie dann bereit und in der Lage, einer Beschäftigung nachzugehen?“

Sozialwissenschaftliche Erkenntnisse über Befragungen zeigen die Problematik solcher Fragen. Trotzdem hat auch das IAB immer wieder Befragungsergebnisse für seine Analysen herangezogen, wenn auch mehr oder weniger als Ergänzung.⁸ Ansonsten verwendet das IAB seit vielen Jahren das im folgenden beschriebene indirekte Verfahren zur Schätzung des Erwerbspersonenpotenzials bzw. der Stillen Reserve, wobei der Ansatz zur Zeit aus wohl naheliegenden Gründen ausschließlich auf Westdeutschland angewandt wird.⁹

3.1 Das regressionsanalytische Schätzverfahren

Der IAB-Ansatz stützt sich unmittelbar auf die Definition des Erwerbspersonenpotenzials als Arbeitskräfteangebot unter Hochkonjunkturbedingungen.

Das Erwerbspersonenpotenzial (EPP) lässt sich in die Komponenten Bevölkerung und Erwerbsbeteiligung zerlegen, wobei das IAB Teilpopulationen nach vier Merkmalen bildet, die zugleich äußerst wichtige Faktoren der Erwerbsbeteiligung sind.¹⁰

$$(1) \quad \begin{array}{l} \text{EPP}_{\text{ngfx};t} \\ \text{Erwerbspersonenpotenzial} \end{array} = \begin{array}{l} \Sigma \Sigma \Sigma \Sigma \hat{e}_{\text{ngfx};t}^P * B_{\text{ngfx};t} \\ \text{Potenzialerwerbsquote} * \text{Bevölkerung} \end{array}$$

$\text{ngfx};t$ ist die Schreibweise für die Differenzierung nach Nationalität n , Geschlecht g , Familienstand f und Alter x , gemessen jeweils zum Zeitpunkt t . Für die IAB-Schätzungen sind $g = \{\text{Männer, Frauen}\}$; $f = \{\text{verheiratet, nicht verheiratet}\}$, allerdings nur für die deutschen Frauen; $n = \{\text{Deutsche, Ausländer}\}$; $x = \{15-75 \text{ in } 5\text{er Altersklassen}\}$.

Die Bevölkerung sei im weiteren gegeben; zu ermitteln sind dann nur noch die Potenzialerwerbsquoten $\hat{e}_{\text{ngfx};t}^P$.

Im ersten Schritt werden die effektiven, statistisch gemessenen Erwerbsquoten geschätzt. Die Erwerbsquote wird dazu mittels einer Regressionsanalyse in seiner Abhängigkeit von bestimmten Einflussfaktoren erklärt.

Ein vereinfachtes Beispiel für die Schätzung der effektiven Erwerbsquoten $e_{\text{ngfx};t}$ nach Nationalität, Familienstand, Geschlecht und Alter gibt Gleichung (2).

$$(2) \quad e_{\text{ngfx};t} = \beta_0 + \beta_1 z_{1,t} + \gamma K_t + \varepsilon_t$$

$e_{\text{ngfx};t}$ (= $\text{Erwerbspersonen}_{\text{ngfx};t} / \text{Bevölkerung}_{\text{ngfx};t}$) ist die tatsächlich gemessene Erwerbsquote im Jahr t

$z_{1,t}$ ist ein „normaler“ Regressor, bspw. die Teilzeitquote

K_t ist ein Indikator für die Arbeitsmarktkonjunktur, z. B. die Arbeitslosenquote

β_0, β_1, γ sind Regressionsparameter

ε_t ist das Residuum der Regressionsgleichung

Die Regressionsgleichung stellt einen Zusammenhang her zwischen der Erwerbsquote einer Subpopulation, z. B. der verheirateten deutschen Frauen im Alter zwischen 40 und 44 Jahren, und bestimmten erklärenden Variablen.

In der Literatur wird eine Vielzahl von Faktoren diskutiert, die einen mehr oder weniger großen Effekt auf die Erwerbsbeteiligung haben oder haben könnten. Dies soll hier nicht weiter ausgeführt und kommentiert werden. Zu beachten ist, dass dem IAB für diese Berechnungen keine Mikrodaten (Individualdaten) zur Verfügung stehen. Die Schätzung des Erwerbspersonenpotenzials basiert auf Zeitreihen, und zwar sowohl bei den abhängigen Variablen, den Erwerbsquoten, die aus dem Mikrozensus

stammen, als auch bei den unabhängigen Variablen. Manche auf der Mikroebene theoretisch klaren Zusammenhänge und Abhängigkeiten müssen auf der Makroebene nicht unbedingt vorliegen, was für die Auswahl und Interpretation der Regressoren von Bedeutung ist. Die Schätzgleichungen enthalten deshalb auch nur Einflussfaktoren aus der Makroebene, wie die durchschnittliche Kinderzahl, die Teilzeitquote usw. (siehe Thon 1986 und Thon/Bach 1998).

Ein weiterer wichtiger Aspekt bei der Auswahl der erklärenden Variablen ist der Zweck, den man mit der Berechnung des Erwerbepersonenpotenzials verfolgt. Bei dem hier gezeigten Schätzverfahren steht das Ziel der Prognose des Arbeitskräfteangebots im Vordergrund. Dies hat unmittelbare Konsequenzen: Geleitet durch viele Jahre Projektionsarbeit finden mittlerweile zu einem Großteil schlichte Zeittrends Eingang in die Prognosefunktionen für das Arbeitskräfteangebot - was für die Prognose vorteilhaft ist. Erklärbar ist diese Modellierung, weil viele Variablen in einer makroökonomischen Perspektive einen Trend aufweisen und deshalb oft durch die Variable Zeit ersetzbar sind.¹¹

3.2 Arbeitsmarktkonjunkturindikator und Potenzialerwerbsquote

Die Regressionsschätzung liefert für jede Subpopulation eine Gleichung etwa der Form

$$(3) \quad \hat{\epsilon}_{\text{ngfx},t} = b_0 + b_1 z_{1,t} + c K_t$$

$\hat{\epsilon}_{\text{ngfx},t}$ ist der Schätzwert für die effektive Erwerbsquote; b_0 , b_1 und c sind die geschätzten Regressionsparameter.

Hervorzuheben ist, dass in jeder einzelnen Gleichung aus konzeptionellen Gründen ein Arbeitsmarktkonjunkturindikator als Regressor vorkommen muss, weil die effektive Erwerbsbeteiligung in Abhängigkeit von der Arbeitsmarktkonjunktur schwankt. Der Arbeitsmarktindikator bildet diese kurzfristigen Veränderungen der effektiven Erwerbsquote im Regressionsansatz ab.

Der Arbeitsmarktindikator ist die zentrale Größe des IAB-Ansatzes zur Schätzung der Stillen Reserve bzw. des Erwerbepersonenpotenzials. Eine Verschlechterung der Arbeitsmarktlage drückt einerseits die effektiven Erwerbsquoten nach unten und geht andererseits einher mit schlechteren Werten für den Arbeitsmarktindikator. Das theoretisch zu erwartende Vorzeichen für den Parameter c des Arbeitsmarktindikators ist damit eindeutig festgelegt. Welches Vorzeichen zu erwarten ist, hängt von dem gewählten Indikator ab.

Einige Beispiele für den Arbeitsmarktindikator mit dem zu erwartenden Vorzeichen des Regressionsparameters in Klammern sind (vgl. Thon/Bach 1998, Übersicht 1):

- die gesamtwirtschaftliche Arbeitslosenquote (-)
- die „Arbeitslosenquote der Frauen“ (-)
- die „Teilzeitarbeitslosenquote (der Frauen)“ (-)
- die Relation „Offene Stellen zu abhängige Erwerbepersonen“ (+)

Erläuterung des Vorzeichens an zwei Beispielen:

- Je höher die Arbeitslosenquote ist, um so niedriger sollte annahmegemäß die Erwerbsquote e sein; also sinkt mit höheren Werten von K der Wert von e . Der Einfluss von c K hat somit negativ zu sein. Weil K immer positiv ist, muss das Vorzeichen des Regressionsparameters c bei diesem Arbeitsmarktindikator negativ sein.
- Je höher die Quote der Offenen Stellen (z.B. in Bezug auf die Zahl der abhängigen Erwerbspersonen) ist, um so höher sollte annahmegemäß die Erwerbsquote e sein; also steigt mit höheren Werten von K der Wert von e . Der Einfluss von c K hat somit positiv zu sein. Weil K immer positiv ist, muss das Vorzeichen des Regressionsparameters c bei diesem Arbeitsmarktindikator positiv sein.

Für den Übergang von geschätzten effektiven Erwerbsquoten zu Potenzialerwerbsquoten fehlt noch ein Schritt. Dieser beruht auf der Überlegung, was - regressionstechnisch betrachtet und unter gleichen Bedingungen - die Hochkonjunktur von einer schlechten Arbeitsmarktlage unterscheidet und wie sich dies in Gleichung (3) äußert. Im Falle einer Hochkonjunktur nähme der Arbeitsmarktkonjunkturindikator einen Wert an, den man als Vollbeschäftigungswert bezeichnen könnte. Um ein Beispiel zu geben: Wenn die Gleichung für den Arbeitsmarktindikator die Arbeitslosenquote enthält, dann wäre der Vollbeschäftigungswert eine extrem niedrige Arbeitslosenquote (vgl. Thon/Bach 1998, Tabelle 1).

Entsprechend der Definition des Erwerbspersonenpotenzials wird zur Schätzung der Potenzialerwerbsquote \hat{e}^P in die Gleichung (3) der Vollbeschäftigungswert des Arbeitsmarktindikators eingesetzt und damit gewissermaßen eine Vollbeschäftigungssituation simuliert.

Es sei K^* der Wert, den der Arbeitsmarktkonjunkturindikator K bei Hochkonjunktur am Arbeitsmarkt annimmt. Ersetzt man in Gleichung (3) den effektiven Wert K_t durch seinen Vollbeschäftigungswert K^* , ergibt das die Potenzialerwerbsquote $\hat{e}_{ngfx,t}^P$

$$(4) \quad \hat{e}_{ngfx,t}^P = b_0 + b_1 z_{1,t} + c K^*$$

Gleichung (4) kann unmittelbar für die Prognose der künftigen Potenzialerwerbsquote $\hat{e}_{ngfx,t}^P$ Verwendung finden und bildet damit – neben den Werten aus der Bevölkerungsprognose – die Basis für die Prognose des Arbeitskräfteangebots.

Die mit der entsprechenden Bevölkerung multiplizierte Potenzialerwerbsquote ergibt nach Summation über alle Teilgruppen das Erwerbspersonenpotenzial.

Gleichung (4) zeigt auch, dass das Erwerbspersonenpotenzial unabhängig von der Arbeitsmarktkonjunktur ist: Weil $c K^*$ eine Konstante ist, hat die Arbeitsmarktlage keinen Einfluss auf die Potenzialerwerbsquote.¹²

3.3 Berechnung der Stillen Reserve

Aus den Gleichungen (3) und (4) wird die Stille Reserve abgeleitet, da die nach Subpopulationen differenzierte Stille Reserve-Quote $r_{ngfx;t}$ die Differenz aus Potenzialerwerbsquote und geschätzter effektiver Erwerbsquote ist:

$$(5) \quad r_{ngfx;t} = \hat{e}_{ngfx;t}^P - \hat{e}_{ngfx;t}$$

Unter Zuhilfenahme von (3) und (4) kann die Gleichung (5) gekürzt werden. Das führt zu einer besonders einfachen Darstellung der Stille Reserve-Quote. Man sieht an Gleichung (6), dass die Stille Reserve-Quote rechnerisch gleich dem mit dem Regressionsparameter c gewichteten Unterschied zwischen tatsächlichem Arbeitsmarktindikator und seinem Hochkonjunkturwert ist.

$$(6) \quad r_{ngfx;t} = c (K^* - K_t)$$

Ein Rechenexempel (aus Thon/Bach 1998, Übersicht 1 im Anhang)

Folgendes empirisches Beispiel aus der letzten Projektion des IAB von 1996 soll das Vorgehen näher erläutern. Die Potenzialerwerbsquote der verheirateten deutschen Frauen im Alter von 35 bis 39 Jahren in den alten Bundesländern wurde ermittelt, indem als erstes aus den Mikrozensus-Erwerbsquoten folgende Gleichung mittels Regressionsanalyse geschätzt wurde:

$$\hat{e}_{dvw35;t} = -0,036112 + 0,02 z_t - 0,0045 K_t$$

(t-Werte) (41,2) (6,4)

$$R^2 = 0,99$$

$$F(2,17) = 1043,7$$

$$D-W = 1,18$$

Anzahl der Beobachtungen (Zeitreihenwerte): 28, von 1968 bis 1995

Die erklärende Variable z der Gleichung ist der Trend der Teilzeitquote. Als Arbeitsmarktindikator dient die Arbeitslosenquote teilzeitbeschäftigter Frauen, deren Werte im Bereich von 2,9 bis 12,9 liegen. Für den Hochkonjunkturwert K^* wurde der Wert 3,0 gesetzt. Dieser Wert in die Gleichung eingesetzt, ergibt die Potenzialerwerbsquote

$$\hat{e}_{dvw35;t}^P = -0,036112 + 0,02 z_t - 0,0045 * 3,0$$

Aus der Differenz von Potenzialerwerbsquote und effektiver Erwerbsquote folgt die Stille Reserve-Quote r für die 35-39jährigen verheirateten deutschen Frauen:

$$r_{dvw35;t} = \hat{e}_{dvw35;t}^P - \hat{e}_{dvw35;t} = -0,0045 * (3,0 - K_t)$$

Bei Kenntnis der Bevölkerung wird aus der Stille Reserve-Quote durch Multiplikation und Summation über alle Teilpopulationen die gesamte Stille Reserve R errechnet:

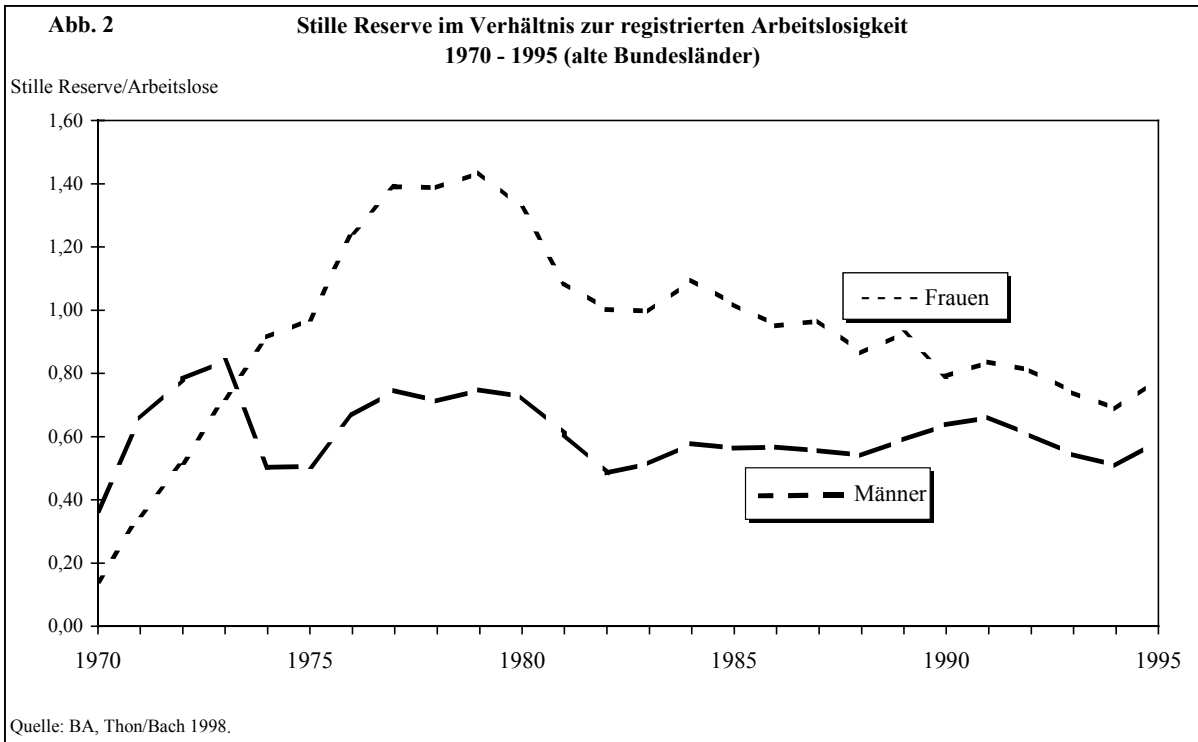
$$(7) \quad R = \sum \sum \sum \sum r_{ngfx;t} B_{ngfx;t}$$

Wie die Gleichungen zeigen, kann die Stille Reserve keine negativen Werte annehmen, weil die Potenzialerwerbsquote immer größer ist als die effektive Quote.¹³ Dies verdeutlicht noch einmal, dass es sich bei der Stillen Reserve um Personen handelt, für die lediglich eine statistische Zählung fehlt.

Beachten muss man dabei die Möglichkeit des Zustroms in das oder aus dem latente(n) Arbeitskräfteangebot, wenn Teile der Stillen Reserve bzw. des latenten Arbeitskräftepotenzials auf einschneidende Änderungen in den Arbeitsmarktrahmenbedingungen reagieren. Sollte beispielsweise eine extreme Hochkonjunkturphase Auswirkungen auf die allgemeinen Rahmenbedingungen haben, könnte das bereits vorhandene Arbeitskräfteangebot um Teile des latenten Angebots erhöht werden. Ohne das latente Potenzial müsste man ansonsten eine Überauslastung des konjunkturellen Erwerbspersonenpotenzials annehmen, was zwar hinsichtlich der Arbeitszeit/-intensität, aber natürlich nicht auf Personen bezogen möglich ist.

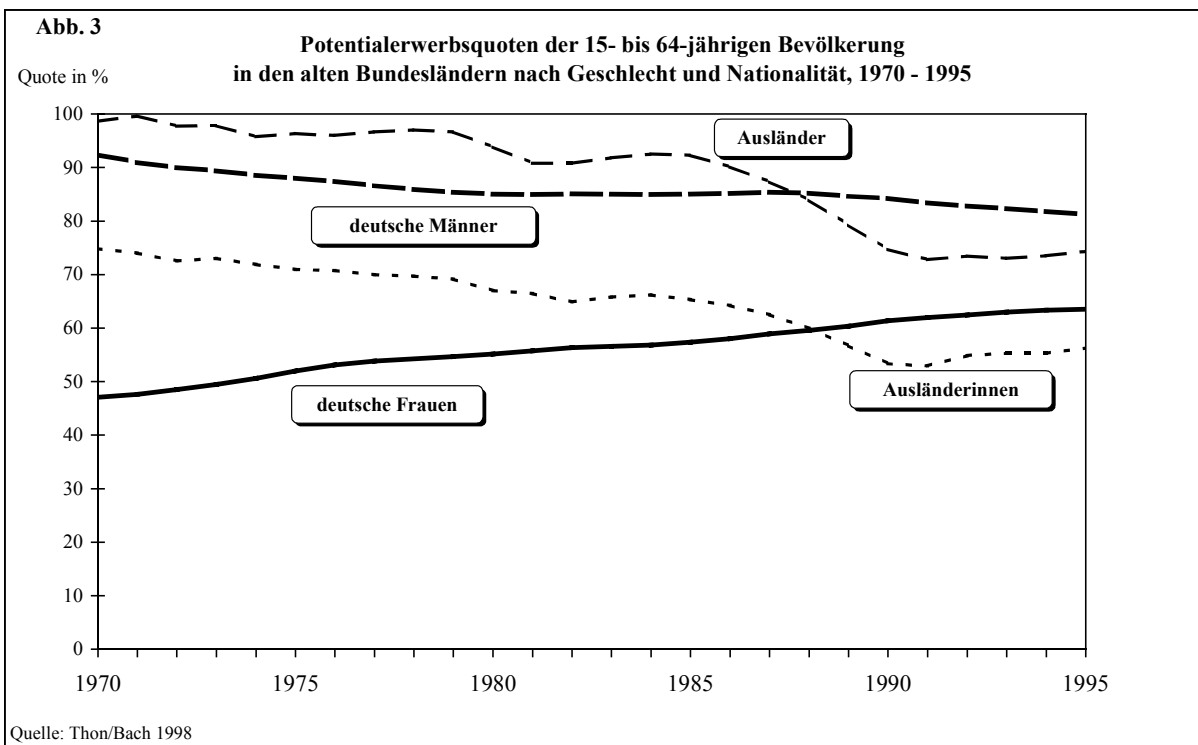
Abschließend seien noch einige empirische Ergebnisse zur Stillen Reserve knapp wiedergegeben:

- Bezogen auf die Arbeitslosigkeit ist der Umfang der Stillen Reserve enorm hoch. Für das Jahr 2000 wird sie für Westdeutschland auf rd. 50 % der registrierten Arbeitslosigkeit geschätzt (Autoren-gemeinschaft 2001).
- Die Veränderungen im Umfang der Stillen Reserve verlaufen teils parallel, teils zeitlich verschoben zur Veränderung der registrierten Arbeitslosigkeit.¹⁴
- Empirisch findet man, dass die in der Vergangenheit festgestellten Unterschiede nach Geschlecht langsam verschwinden. Mittlerweile stimmen die Relationen von Stiller Reserve zu Arbeitslosigkeit bei Männern und Frauen nahezu überein (Abb. 2).

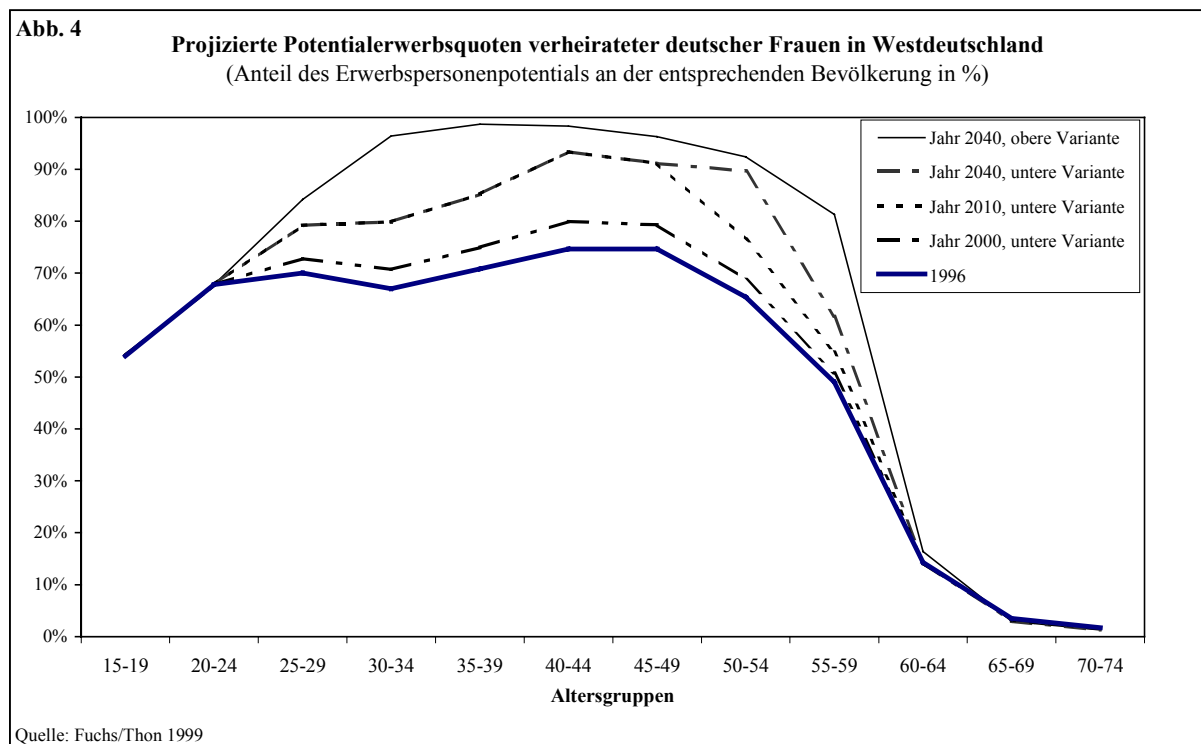


3.4 Ausgewählte empirische Resultate zur Erwerbsbeteiligung

Abbildung 3 zeigt die Entwicklung der über das Alter zusammengefassten Potenzialerwerbsquote nach Geschlecht und Nationalität. Danach hat langfristig lediglich die Erwerbsbeteiligung der deutschen Frauen zugenommen. Dagegen ging sowohl die Erwerbsbeteiligung der deutschen Männer als auch die der Ausländer(innen) - teilweise sogar kräftig - zurück.



Während für die übrigen Gruppen keine größeren Veränderungen erwartet werden, dürfte nach den vorliegenden Schätzungen die Erwerbsbeteiligung der verheirateten deutschen Frauen in den kommenden 30 Jahren weiterhin stark steigen. Insbesondere in der oberen Projektionsvariante erreicht deren Erwerbsbeteiligung Werte, die kaum mehr steigerungsfähig erscheinen (siehe Bild 4).



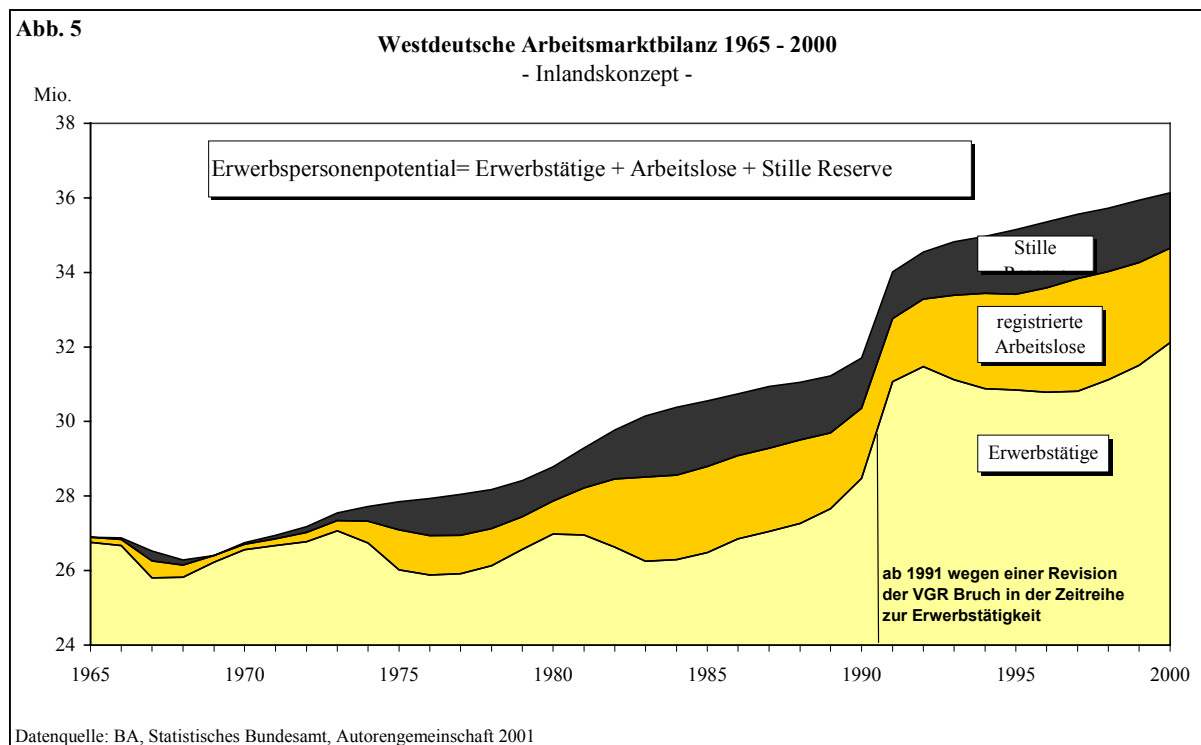
4. Entwicklungslinien des Erwerbspersonenpotenzials

Jahrzehntelang erhöhte sich in Westdeutschland das Arbeitskräfteangebot der deutschen Bevölkerung, und zwar sowohl aus demografischen Gründen (natürliche Bevölkerungsbewegung +1,1 Mio., Zuwanderung +2,1 Mio.) als auch aufgrund der zunehmenden Erwerbsbeteiligung deutscher Frauen (+0,6 Mio.) (Thon/Bach 1998). Insgesamt ergibt dies einen Anstieg um 3,8 Mio. Personen. Auch das Erwerbspersonenpotenzial von in Deutschland lebenden Ausländern nahm zwischen 1970 und 1995 mit rund 1,7 Mio. Personen deutlich zu. Den größten Einfluss hatte mit 1,8 Mio. die Zuwanderung aus dem Ausland. 1 Mio. ist auf die natürliche Bevölkerungsentwicklung zurückzuführen. Sinkende Erwerbsquoten bremsten den Gesamtzuwachs allerdings um 1,1 Mio. (Thon/Bach 1998).

Revision der Zahl der Erwerbstätigen:

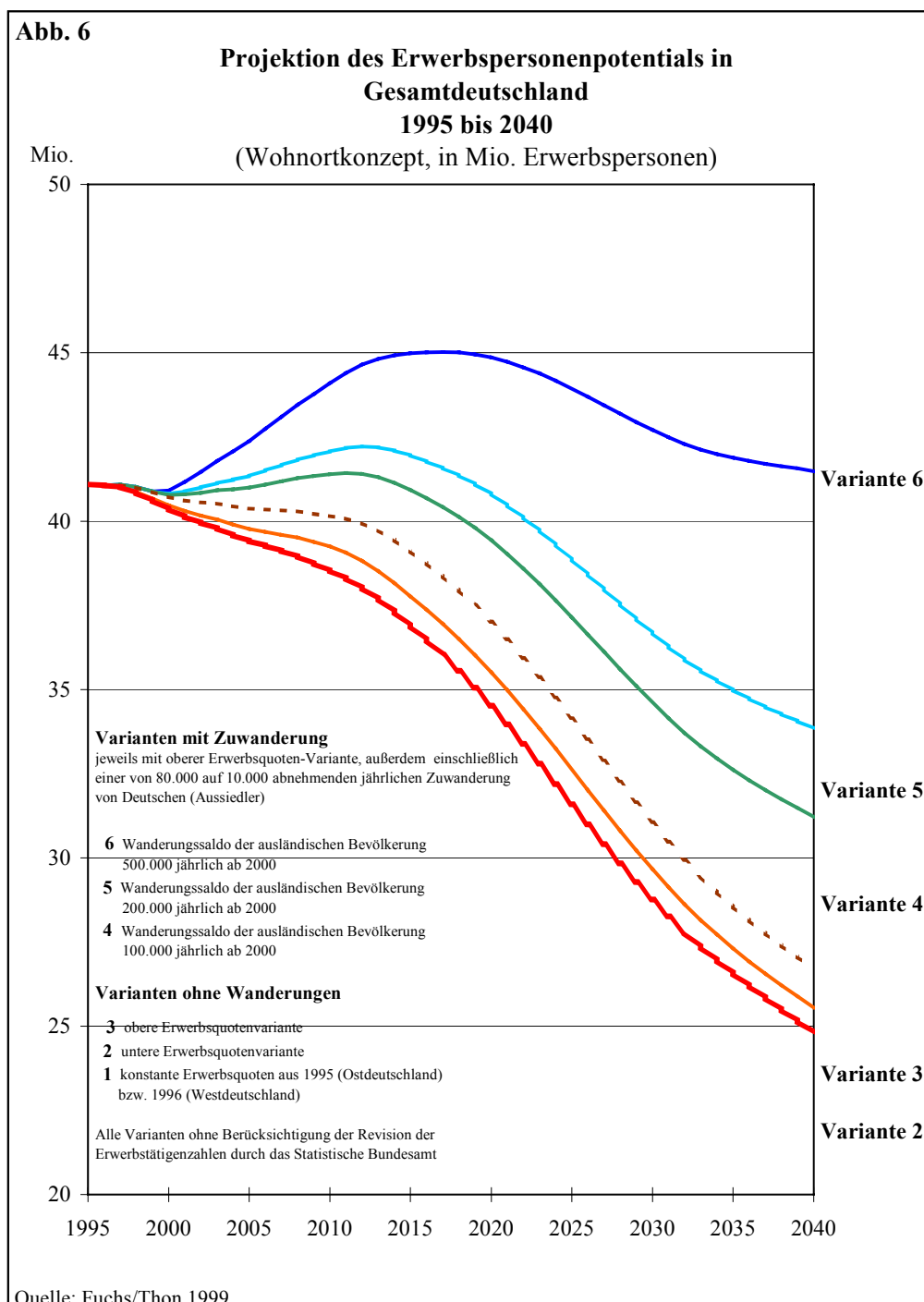
Das Statistische Bundesamt hat für die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung (VGR) die Zahl der Erwerbstätigen in einem ersten Schritt im April 1999 und mit einer zweiten Korrektur im August 2000 z.B. für das Jahr 1998 um rd. 3,6 Mio. Personen nach oben korrigiert, um die sog. geringfügige Beschäftigung angemessen zu berücksichtigen. Diese Korrektur reicht (zur Zeit) nur bis in das Jahr 1991 zurück (+1,9 Mio. Erwerbstätige). Die im Text getroffenen Aussagen zur langfristigen Entwicklung des Erwerbspersonenpotenzials sind daher nur auf alter Datenbasis möglich. Insbesondere in der Projektion des Erwerbspersonenpotenzials mit Basisjahr 1996 konnte die Datenrevision noch nicht berücksichtigt werden.

Schaubild 5 verdeutlicht diese Entwicklung des Arbeitskräfteangebots. Mit der Untergliederung nach Erwerbstätigen, Arbeitslosen und Stiller Reserve wird noch einmal deutlich, dass die Unterbeschäftigung ohne die Stille Reserve in ihrem Ausmaß nicht voll erkannt wird. Auch wird das Arbeitskräfteangebot unterschätzt, wenn man nur die Erwerbspersonen, also die Zahl der Erwerbstätigen und der registrierten Arbeitslosen, als Meßlatte verwendet.



Für die Prognose folgt die Berechnung des Erwerbspersonenpotenzials unmittelbar anhand der geschätzten Potenzialerwerbsquoten. Dazu müssen die künftigen Werte der exogenen Variable vorausgeschätzt werden. Für den Arbeitsmarktkonjunkturindikator ist dies dagegen nicht erforderlich, d.h. wir müssen für die Schätzung des Arbeitskräftepotenzials keine Kenntnis oder

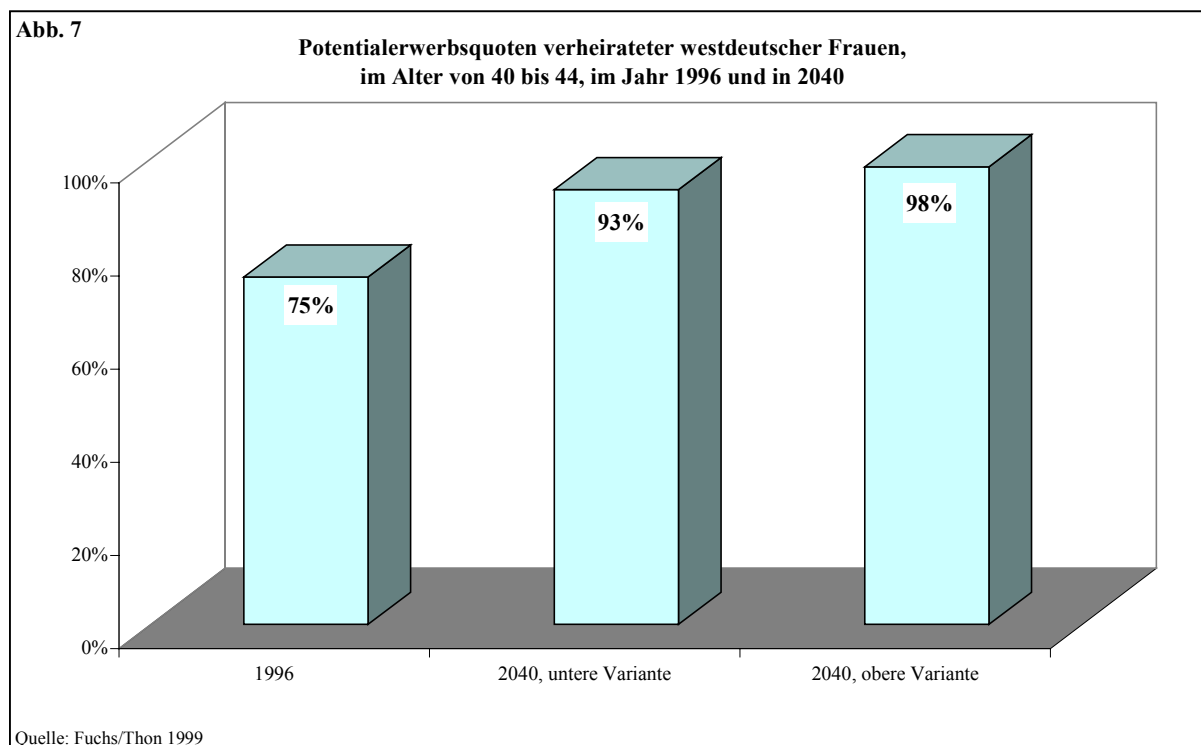
Vorstellung von der künftigen Arbeitsmarktlage haben. Der Arbeitsmarkindikator bleibt konstant im Prognosezeitraum, was angesichts seiner prinzipiellen Konjunkturabhängigkeit von Vorteil ist.¹⁵ Abschließend dazu zeigt Abb. 6 noch ein Ergebnis der IAB-Projektion von 1996, dessen Grundtendenz – trotz teilweise revidierter Arbeitsmarktdaten - immer noch gilt. Die langfristige Perspektive für das Potenzial an Arbeitskräften wird vor allem von den Wanderungen bestimmt. Für dieses Bild wurde anstelle der westdeutschen das gesamtdeutsche Erwerbspersonenpotenzial gewählt, weil letzteres die derzeitige öffentliche Diskussion stärker beschäftigt.



Die im Schaubild dargestellten Projektionsvarianten unterscheiden sich hauptsächlich hinsichtlich der angenommenen Nettozuwanderung. Diese könnten vorübergehend sogar eine Steigerung des Erwerbspersonenpotenzials bewirken. In den Jahren nach 2010 bis 2015 überwiegt der negative Einfluss der natürlichen demografischen Entwicklung, so dass trotz einer jährlichen Nettozuwanderung von 100.000 oder 200.000 das Erwerbspersonenpotenzials in Millionenhöhe sinkt. Selbst eine extrem hohe Nettozuwanderung (+500.000 pro Jahr) reicht im übrigen nicht aus, das Erwerbspersonenpotenzials dauerhaft zu halten.

Das Bild verdeutlicht auch, dass eine deutlich höhere Frauenerwerbsbeteiligung durchaus einiges bewegen kann. Gegenüber der Variante 1 mit konstanten Erwerbsquoten, unterscheiden sich die untere (2) und die obere Variante (3) vor allem hinsichtlich der Frauenerwerbsbeteiligung. Verglichen mit dem Wanderungsgeschehen ist der Einfluss der Erwerbsbeteiligung jedoch fast vernachlässigbar. Die Zahl der verfügbaren Arbeitskräfte demnach langfristig stark zurückgehen.

Wie exemplarisch mit dem folgenden Bild 7 gezeigt wird, dürfte es im übrigen auch kaum möglich sein, den Abwärtstrend beim Erwerbspersonenpotenzial mit einem - noch stärkeren - Anstieg der Frauenerwerbsbeteiligung zu bremsen. Insbesondere in der – schon im Bild 6 verwendeten - oberen Erwerbsquotenvariante wird am Ende des Projektionszeitraumes (2040) mit 98 % eine Potenzialerwerbsquote erreicht, die nicht mehr steigerungsfähig ist – denn über 100 % kann die Erwerbsbeteiligung nicht steigen.¹⁶



5. Hauptprobleme

Nicht verschwiegen werden soll, dass es natürlich eine ganze Reihe offener konzeptioneller, datentechnischer und auch schätzstatistischer Fragen gibt. Die wichtigsten sollen hier kurz angesprochen werden.¹⁷

- Mikrozensus und Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung

Beim IAB wird dem Arbeitskräfteangebot die Arbeitskräftenachfrage (Zahl der Erwerbstätigen) nach der Abgrenzung der VGR im Sinne einer Bilanzierung gegenübergestellt. Selbstverständlich müssen beiden Seiten des Arbeitsmarktes dieselben Konzepte zugrunde liegen. Dabei ist jedoch zu beachten, dass nur der Mikrozensus die für die Schätzungen der Potenzialerwerbsquoten erforderlichen Basisdaten (Erwerbsquoten) nach Alter Geschlecht, Familienstand und Nationalität liefert. Deshalb muss das auf MZ-Basis berechnete Erwerbspersonenpotenzial auf VGR-Niveau transferiert werden, wenn man es der Arbeitskräftenachfrage gegenüberstellen will. Diese Werte weichen natürlich ab von den Originalwerten, die ursprünglich auf der Basis der Erwerbsquoten des MZ errechnet wurden.

- Erfassung der (ausschließlich) geringfügig Beschäftigten

Der Arbeitskreis „Erwerbstätigenrechnung der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder“ hat im August 2000 die Ergebnisse der Erwerbstätigenrechnung zum zweiten Mal nach oben revidiert. In den vergangenen beiden Jahren hat die amtliche Statistik zusammen fast vier Millionen (geringfügig) Beschäftigte „entdeckt“. Grundlage dieser Revisionen war die Anpassung des Rechenwerks des Statistischen Bundesamtes (StBA) an die Erfordernisse des Europäischen Systems Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG). Die Anhebung der Erwerbstätigenzahl beruht im wesentlichen auf einer gegenüber den bisherigen Schätzungen deutlich höheren Anzahl geringfügig Beschäftigter.

Insbesondere nach der letzten Revision erreichten das IAB Anfragen, wie sich die höheren Zahlen für die geringfügig Beschäftigten auf die Stille Reserve auswirken. Erwartet wird anscheinend, dass die Stille Reserve zugunsten der geringfügigen Beschäftigung abnimmt. Überraschend ist diese Sicht nicht. Immerhin ergab die zweite Revision für das Jahr 1999 eine um 1,8 Mio. höhere (geringfügige) Beschäftigung – für dasselbe Jahr schätzt das IAB eine Stille Reserve von rund 2,2 Mio. Personen. Die Untererfassung der geringfügigen Beschäftigung liegt damit nahe bei dem Wert, den das IAB für die Stille Reserve ausweist.

Die Frage, ob bei der Stillen Reserve wegen der falschen Erfassung geringfügiger Beschäftigungsverhältnisse im Mikrozensus ein Revisionsbedarf besteht, wird anhand des hier vorgestellten theoretischen Konzepts einem empirischen Test unterzogen. Die Datenlage erlaubt es zwar nicht, zwingende Schlüsse zu ziehen. Schwache Anzeichen deuten jedoch darauf hin, dass die Stille Reserve aufgrund der Untererfassung der geringfügigen Beschäftigung bislang möglicherweise überschätzt wurde

(Fuchs 2001, im Erscheinen). Dies ist aber nur ein vorläufiges Ergebnis, dessen Bestätigung noch aussteht.

Mit großer Wahrscheinlichkeit dürften die vom IAB für die 90er Jahre geschätzten Potenzialerwerbsquoten jedoch nach oben zu korrigieren sein. Für den langfristigen Trend bedeutet das eine geringere Zunahme der Quoten, denn am Ende des Projektionszeitraumes erreichen die Potenzialerwerbsquoten fast die rechnerische Obergrenze von 100 %, so dass sich der Kurvenverlauf abschwächt.

- Arbeitsmarktkonjunkturindikator

Für die insgesamt 65 Subpopulationen (nur Westdeutschland) und die entsprechende Anzahl an Regressionsgleichungen müssen inhaltlich einleuchtende und statistisch gute Indikatoren gefunden werden. In die verschiedenen Gleichungen gehen unterschiedliche Arbeitsmarktindikatoren ein. Deren „Bestwerte“ liegen aber nicht immer im selben Jahr - insbesondere nicht im Jahr 1970, dem Jahr mit der vielleicht besten Arbeitsmarktlage, die wir uns aus heutiger Sicht denken können.

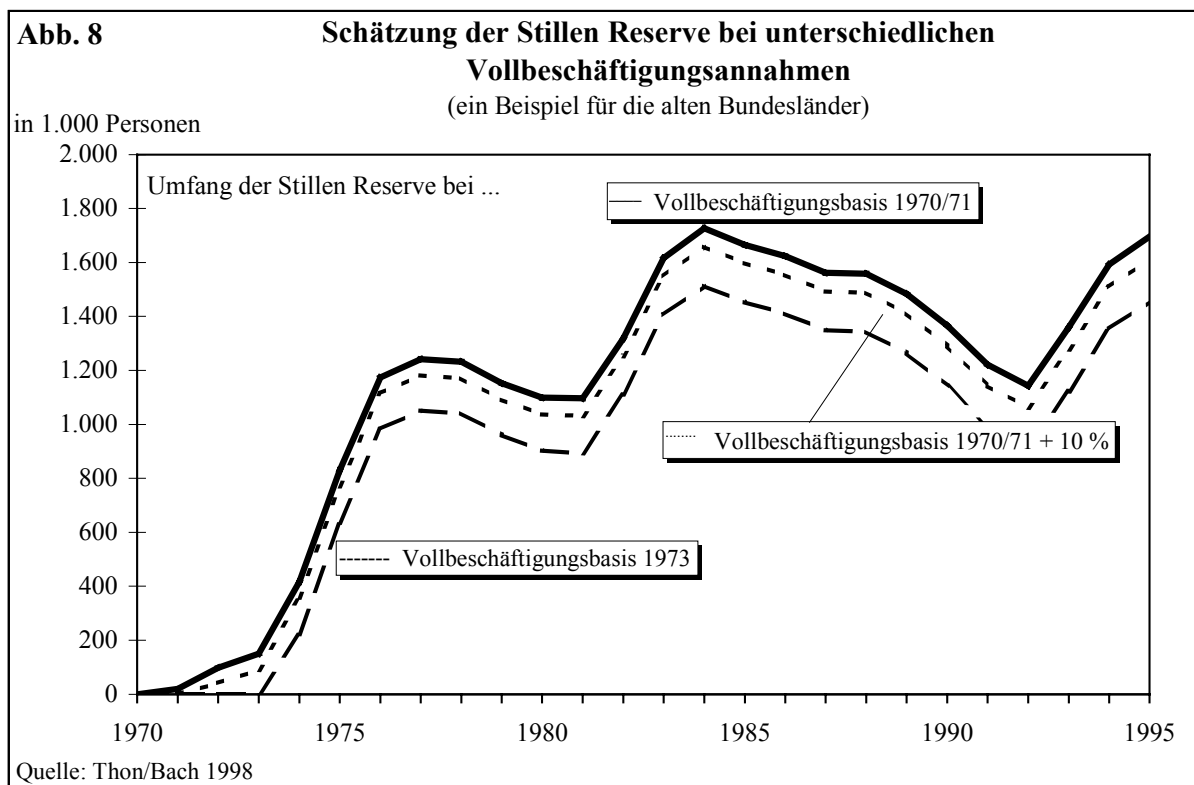
Erwerbspersonenpotenzial und Stille Reserve sind theoretische Konstrukte, ähnlich wie „strukturelle Arbeitslosigkeit“ oder „NAIRU“. Eine harte Validierung der Schätzergebnisse solcher theoretischen Konstrukte ist oft mangels eines statistischen Außenkriteriums nicht möglich. Die kritische Stelle des IAB-Ansatzes zur Schätzung von Erwerbspersonenpotenzial und Stille Reserve ist deshalb die Festlegung des Vollbeschäftigungswertes. Immerhin liegen die letzten Jahre mit Vollbeschäftigung schon längere Zeit zurück. War der Hochkonjunkturwert eines Indikators früher einmal beispielsweise 3 %, könnte dies heute auch 5 % sein.

Die Unsicherheit hinsichtlich dessen, was der Vollbeschäftigungswert des Arbeitsmarktindikators ist, wirkt sich auf den Umfang von Erwerbspersonenpotenzial und Stiller Reserve aus. Abbildung 8 illustriert dies für die Stille Reserve insgesamt.

Je nachdem, welches „gute“ Jahr man als Vollbeschäftigungsjahr ansieht, bekommt man eine andere Stille Reserve. Mit Vollbeschäftigungswerten aus dem Jahr 1973 bekäme man eine erheblich niedrigere Stille Reserve als mit Werten aus 1970. Die Frage lautet also, was heute „Vollbeschäftigung“ bedeutet.

Einen Anhaltspunkt kann vielleicht die aktuelle Entwicklung geben. Im Arbeitsamtsbezirk Freising lag die Arbeitslosenquote im Jahr 2000 im Jahresdurchschnitt nur noch bei 2,8 % (gemessen an allen zivilen abhängigen Erwerbspersonen). Schon wird von Vollbeschäftigung im Bezirk Freising gesprochen. Noch 1997 hatte in Freising die Arbeitslosigkeit mit 5,1 % beinahe den doppelten Umfang. Im Jahr 1970 betrug die Arbeitslosigkeit in Freising sogar nur 0,6 %. Man messe diese Zahlen an der durchschnittlichen westdeutschen Arbeitslosenquote, die zwischen 1997 und 2000 von 11 % auf 8,7 % zurückgegangen ist und 1970 bei nur 0,7 % lag. In Gesamtdeutschland bzw. auch nur in Westdeutschland sind wir sicherlich noch weit von „Vollbeschäftigung“ entfernt. Solange dies der Fall ist,

dürfte es aber einer einzelnen Region kaum gelingen, wirklich Vollbeschäftigung zu erreichen. Man wird deshalb sogar davon ausgehen können, dass der „wahre“ Vollbeschäftigungswert in Freising noch unter 2,8 % sein dürfte – selbst wenn die einmal erreichten 0,6 % aus heutiger Sicht wohl unerreichbar bleiben. Angenommen, der absolute Unterschied zwischen Freising und Westdeutschland, eventuell auch Gesamtdeutschland, ist ähnlich groß wie 1970, dann sollte der Vollbeschäftigungswert in der IAB-Potenzialrechnung im Falle der Arbeitslosenquote unter drei Prozent liegen – in welcher Größenordnung, bleibt offen.



Welche Möglichkeiten der Validierung hat man? Zum einen werden die Schätzungen für das Erwerbspersonenpotenzial und die Stille Reserve natürlich auf Plausibilität geprüft. Zum zweiten werden die Schätzungen mit Ergebnissen verglichen, die mit anderen methodischen Ansätzen gewonnen wurden. So veröffentlicht beispielsweise das DIW auf der Basis des Sozio-ökonomischen Panels auch Schätzungen für die Stille Reserve (Holst/Schupp, 1997 sowie Holst 2000). Obwohl die Konzeption deutlich von der des IAB abweicht, kommt auch DIW zu einer beachtlichen Stille Reserve.

Unabhängig von der Frage, wie groß die Stille Reserve nun tatsächlich ist, wird deutlich, dass dem Arbeitsmarkt nach dem Konzept des Erwerbspersonenpotenzials entschieden mehr Personen zur Verfügung stehen, als wenn man das Arbeitsangebot nur an der Zahl der Erwerbspersonen misst.

Schlussbemerkungen

Die vorliegenden Ergebnisse zum Erwerbspersonenpotenzial bzw. zur Stillen Reserve sollten nicht für sich alleine betrachtet werden. Erwerbspersonenpotenzial und Stille Reserve sind Indikatoren, welche die Sicht auf das Arbeitsmarktgeschehen um weitere Aspekte bereichern sollen, trotz mancher Unzulänglichkeiten. Nachdem mittlerweile in der öffentlichen Diskussion von einem künftigen demografischen Arbeitskräftemangel gesprochen wird, sollte man vom künftigen Umfang des Arbeitskräfteangebotes - unter dann besseren Arbeitsmarktbedingungen - wenigstens ansatzweise eine Vorstellung haben. Und welche Relevanz die Stille Reserve durchaus arbeitsmarktpolitisch besitzt, zeigt sich gerade jetzt ganz aktuell: Die in manchen Regionen durchaus stark zunehmende Beschäftigung geht nämlich bei weitem nicht mit einem entsprechenden Rückgang der Arbeitslosigkeit einher. Erklärt wird dies mit der Aufnahme von Beschäftigung durch Personen aus der Stillen Reserve.

¹ Zu beachten ist, dass die Erwerbstätigenzahl innerhalb kürzester Zeit zweimal nach oben korrigiert wurde. Die Revisionen resultieren hauptsächlich aus der besseren statistischen Erfassung der ausschließlich geringfügig Beschäftigten. Die oben im Text genannte Zahl berücksichtigt dies, während dies in der letzten langfristigen Projektion des Erwerbspersonenpotenzials noch nicht möglich war. Inwieweit die Schätzung der Stillen Reserve von der Revision der geringfügigen Beschäftigung betroffen ist, ist Gegenstand einer aktuellen Untersuchung im IAB (Fuchs 2001, im Erscheinen).

² Wer an vom IAB-Ansatz abweichenden methodischen Herangehensweisen interessiert ist, der darf auf das Literaturverzeichnis verwiesen werden.

³ Die „effektive“ Erwerbsbeteiligung misst die Erwerbsbeteiligung der Bevölkerung anhand der Zahl der Erwerbspersonen, also den Erwerbstätigen und Arbeitslosen. (Statt den bei den Arbeitsämtern registrierten Arbeitslosen werden auch häufig die Erwerbslosen aus dem Mikrozensus genommen.) Die im Text vorkommenden Begriffe potentielle Erwerbsbeteiligung und Potenzialerwerbsquote beziehen sich dagegen auf das Erwerbspersonenpotenzial, berücksichtigen also neben den Erwerbspersonen auch die Stille Reserve. Die Begriffe Erwerbsbeteiligung, Erwerbsneigung und Erwerbsquote werden im übrigen im Text weitgehend synonym verwendet: Im Prinzip stehen sie für die Relation von Erwerbspersonen(-potenzial) zu Bevölkerung, oft noch nach bestimmten soziodemographischen Merkmalen differenziert.

⁴ Die Definition der Erwerbslosen orientiert sich nach dem „labour force“-Konzept. Die Erwerbslosen werden vom Statistischen Bundesamt im Rahmen des Mikrozensus erhoben. Als „Arbeitslose“ bezeichnet der Text die bei den Arbeitsämtern gemeldeten Arbeitslosen nach dem früheren Arbeitsför-

derungsgesetz (AFG) bzw. nun dem Sozialgesetzbuch (SGB). Es gibt einige konzeptionelle Schwierigkeiten, weil die bei den Arbeitsämtern registrierten Arbeitslosen und die im Mikrozensus erfassten Erwerbslosen definitionsgemäß nicht übereinstimmen. Für das Prinzip des vom IAB gewählten Schätzansatzes ist dies ohne Belang, obgleich nicht für dessen Umsetzung in die Praxis.

⁵ Die sogenannten „Zusatzarbeiter“ (added workers) fragen nur bei ungünstiger Arbeitsmarktlage Arbeit nach, beispielsweise, wenn ein Familienangehöriger arbeitslos wurde.

⁶ Dabei ist zu beachten, dass der Erziehungsurlaub nach dem labour force-Konzept statistisch als Erwerbstätigkeit zählt.

⁷ Es handelt sich dabei um 58jährige und ältere Empfänger von Leistungen (Arbeitslosengeld, -hilfe, Eingliederungsgeld, -hilfe), die der Arbeitsvermittlung aufgrund von § 428 SGB III nicht zur Verfügung stehen und deshalb nicht als Arbeitslose gezählt werden.

⁸ Neuere Schätzungen der Stillen Reserve mit Befragungsdaten auf Basis des Sozio-ökonomischen Panels liegen beispielsweise von Holst und Schupp vor (DIW 1997). Die Komplexität des darauf aufbauenden Ansatzes wird bei Holst (2000, S. 192 ff.) ausführlich dargestellt und diskutiert.

⁹ Bislang war es noch nicht möglich, das Verfahren auch auf das ostdeutsche Arbeitsangebot anzuwenden. Für die Schätzung des ostdeutschen Erwerbspersonenpotenzials wurden bisher Anpassungsszenarien herangezogen (siehe Fuchs 1998c).

¹⁰ Aus der formalen Darstellung wird eine Beschränkung deutlich: Das IAB-Potenzialkonzept bezieht sich auf ein Arbeitskräfteangebot nach Köpfen, ist also ein Personenkonzept. Eigentlich, ausgehend von der ökonomischen Theorie, wäre ein Arbeitsangebot in Stunden wenigstens als Ergänzung höchst wünschenswert. Leider fehlen hierzu sowohl theoretisch-konzeptionelle als auch methodische Vorstellungen, wie dessen Schätzung möglich sein könnte.

¹¹ Im übrigen können selbst veränderte Rahmenbedingungen z. B. über Dummyvariable in die Regressionsgleichung integriert werden. Sollten die für den Arbeitsmarkt relevanten Rahmenbedingungen in irgendeiner Form einer „trendmäßigen“ Änderung unterliegen, dann kann die Regressionsgleichung sogar diese Entwicklung durch Aufnahme eines Trendgliedes abbilden. Grundsätzlich lassen sich also „echte“ Verhaltensänderungen und die durch andere Rahmenbedingungen bedingten Entwicklungen der Erwerbsbeteiligung voneinander trennen.

¹² Demnach kann nur die zweite Komponente des Erwerbspersonenpotenzials, die Bevölkerungsentwicklung, eine Konjunkturabhängigkeit des Erwerbspersonenpotenzials bewirken. Denkbar ist dies vor allem über arbeitsmarktbedingte Migrationsströme.

¹³ Das gilt, wenn der Vollbeschäftigungswert „besser“ ist als der jeweilige tatsächliche Wert des Arbeitsmarktindikators. Dies ist im ausgewählten Beispiel gerade nicht der Fall, denn vereinzelt gab es in der Vergangenheit durchaus bessere Werte. Deshalb ist eine entsprechende Konvention notwendig, nach der effektive Werte des Arbeitsmarktindikators kleiner als 3.0 dem Wert 3.0 gleichgesetzt wer-

den. Die dadurch bewirkte Unterschätzung der Stillen Reserve ist auf dem Hintergrund der großen Schätzunsicherheit zu verstehen.

¹⁴ Bei einer Verschlechterung des Arbeitsmarktes wird Stille Reserve aufgebaut, bei einer Verbesserung abgebaut. Es ist aber möglich, dass trotz eines selbst starken Beschäftigungsanstieges die absolute Größenordnung der Stillen Reserve zunimmt. Man muss dazu lediglich einmal an die Jahre 1990 bis 1992 denken, als in Westdeutschland ein hohes Beschäftigungswachstum zu beobachten war, gleichzeitig aber ein enormer Zustrom aus dem Ausland die Bevölkerung und damit auch das potentielle Arbeitskräfteangebot erhöhte, so dass trotz des Beschäftigungsanstiegs und eines Abbaus von registrierter Arbeitslosigkeit die Stille Reserve sogar um fast 400.000 Personen zunahm.

¹⁵ Selbstverständlich ist für die Vorausschätzung des Erwerbspersonenpotenzials auch eine Bevölkerungsprojektion erforderlich, und zwar entsprechend der sozio-demographischen Faktoren, nach denen die Potenzialerwerbsquoten gegliedert wurden.

¹⁶ Für eine Diskussion der Möglichkeiten, wie das Arbeitskräfteangebot gesteigert werden könnte, vgl. Emmerich u.a. 2001.

¹⁷ Rein statistische Fragen, wie die der Ober- und Untergrenze der Erwerbsquoten, Probleme mit Heteroskedastizität, Autokorrelation usw., werden im weiteren - weil nicht themenspezifisch - ausgeblendet.

Literaturverzeichnis

- Autorengemeinschaft (Hans-Uwe Bach, Hans Kohler, Emil Magvas, Eugen Spitznagel) (2001): Der Arbeitsmarkt in der Bundesrepublik Deutschland in den Jahren 2000 und 2001. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB) 1/2001.
- Brinkmann, Christian; Klauder, Wolfgang; Reyher, Lutz; Thon, Manfred (1987): Methodische und inhaltliche Aspekte der Stillen Reserve. In: MittAB 4/1987, S. 387 - 409.
- Emmerich, Knut; Fuchs, Johann; Hoffmann, Edeltraud; Schnur, Peter; Thon, Manfred; Walwei, Ulrich; Zika, Gerd (2001): Signalisiert die aktuelle Besserung am Arbeitsmarkt bereits die Trendwende? Beschäftigungsentwicklung und Beschäftigungsaussichten in Deutschland. IAB-Werkstattbericht Nr. 5, 10.4.2001.
- Fuchs, Johann (2001): Die Stille Reserve nach der Revision der VGR. Erscheint in MittAB.
- Fuchs, Johann (1999): Die langfristige Entwicklung des Arbeitskräftepotentials in Deutschland unter besonderer Berücksichtigung demographischer Aspekte, in: Evelyn Grünheid, Charlotte Höhe (Hrsg.): Demographische Alterung und Wirtschaftswachstum: Seminar des Bundesinstituts für Bevölkerungsforschung 1998 in Bingen. Opladen (Schriftenreihe des Bundesinstituts für Bevölkerungsforschung; Bd. 299), S. 69 - 88.
- Fuchs, Johann (1998a): Das Konzept der Stillen Reserve des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, in: Jürgen Schupp, Felix Büchel, Martin Diewald, Roland Habich (Hrsg.): Arbeitsmarktstatistik zwischen Realität und Fiktion, Berlin (= WZB-Reihe, Abt. Sozialstruktur und Sozialberichterstattung), S. 235 - 254.
- Fuchs, Johann (1998b): Das IAB-Erwerbspersonenpotential - Konzept und Berechnungsweise, in: Internationales Institut für Empirische Sozialforschung (INIFES), Institut für Sozialwissenschaftliche Forschung (ISF), Institut für Sozialökonomische Strukturanalysen (SÖSTRA) (Hrsg.): Erwerbsarbeit und Erwerbsbevölkerung im Wandel - Anpassungsprobleme einer alternden Gesellschaft. Frankfurt (Main), New York, S. 111 - 131.
- Fuchs, Johann (1998c): Umfang und Struktur der Stillen Reserve in den neuen Bundesländern. MittAB 1/98, S. 58 - 78.
- Fuchs, Johann; Schnur, Peter; Zika, Gerd (2000): Diskurswechsel: von der Massenarbeitslosigkeit zum Fachkräftemangel – Aktive Beschäftigungspolitik bleibt weiterhin erforderlich. IAB-Kurzbericht Nr. 9/28.6.2000.
- Fuchs, Johann; Thon, Manfred (1999): Potentialprojektion bis 2040: Nach 2010 sinkt das Angebot an Arbeitskräften. IAB-Kurzbericht Nr. 4/20.5.1999.
- Hin, Monika (1992): Arbeitssuche 1990. Ergebnis des Mikrozensus. In: WiSta 8/1992, S. 512 - 521.
- Holst, Elke (2000): Die Stille Reserve am Arbeitsmarkt. Größe – Zusammensetzung – Verhalten, Berlin.
- Holst, Elke; Schupp, Jürgen (2000): Stille Reserve wichtig für die Arbeitsmarktflexibilität in Deutschland. In: DIW-Wochenbericht 29/2000, S. 457 - 465.
- Holst, Elke; Schupp, Jürgen (1997): Hohe Fluktuation in der Stillen Reserve. In: DIW-Wochenbericht 47/1997.

- Klauder, Wolfgang (1988): Arbeitskräfte-Potentialrechnung. In: Mertens, D. (Hrsg.): Konzepte der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 3. überarb. Aufl., Nürnberg 1988, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (BeitrAB) 70, S. 103 - 122.
- Pfeiffer, Barbara (1996): Erwerbsbeteiligung und Stille Reserve ostdeutscher Frauen. In: MittAB, Heft 1, S. 117 - 136.
- Stobernack, Michael (1991): Die stille Reserve und ihre Bindung an den Arbeitsmarkt. In: Helberger, Ch.; Bellmann, Lutz; Blaschke, Dieter (Hrsg.): Erwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit, Nürnberg, BeitrAB 144, S. 149 - 159.
- Thon, Manfred (1986): Das Erwerbspersonenpotential in der Bundesrepublik Deutschland. Entwicklung seit 1960 und Projektion bis 2000. BeitrAB 105, Nürnberg.
- Thon, Manfred; Bach, Hans-Uwe (1998): Die Schätzung von Potential-Erwerbsquoten, Stiller Reserve und Erwerbspersonenpotential für die alten Bundesländer 1970 bis 1995, IAB-Werkstattbericht, Nr. 8/4.8.1998.

Modellrechnungen der Lebensformen, Haushalts- und Familienstrukturen

Mit den hier vorzulegenden Modellrechnungen wurde in zweierlei Hinsicht Neuland betreten: Die Szenarien gehen über bisherige Arbeiten hinaus, weil die Größe und Struktur der Bevölkerung nicht nur nach Alter und Geschlecht, sondern auch nach Lebensformen und Haushalten berechnet wurde. Dabei wurde ein sogenanntes dynamisches Projektionsverfahren verwandt, d.h. dass sich die Schätzaggregate unter der Annahme markovscher Ketten aus Übergängen von einem Alter zum nächsten und vor allem aus Übergängen zwischen den Lebensformen ergeben. Anders als bei herkömmlichen Verfahren der Haushaltsvorausberechnung wurden prinzipiell keine Strukturquoten gesetzt.

In einer Zeit schnellen Wandels der Lebensformen stehen Vorausberechnungen vor großen Schwierigkeiten. Mit welchen Unsicherheiten Aussagen über die Zukunft behaftet sind, ist schnell zu erkennen, wenn man auf die Verkleinerung der Haushalte oder die Zunahme nichtehelicher Lebensgemeinschaften in den vergangenen Jahrzehnten sieht und sich die Frage stellt, ob diese Entwicklungen vorzusehen waren. Dies wird man wohl nur mit Nein beantworten können. Wegen der gebotenen Vorsicht werden bei den Projektionen, die ein Result eines gemeinsamen Projekts des Bundesinstituts für Bevölkerungsforschung, des Max-Planck-Institut für demografische Forschung (Rostock) und des Statistischen Bundesamts sind, nur geringe Veränderungen heutiger Verhaltensweisen modelliert, und von einer Unterscheidungen zwischen West- und Ostdeutschland wurde gänzlich abgesehen.

Definitionen

Lebensformen sind ein für die Bevölkerungsforschung relativ neuer Begriff. Sie sind Individualmerkmale in der umfassenden, als Sozialisations- und Enkulturationsinstanz wirkenden Lebenswelt (Vaskovics, Lipinski 1996/97). Eine klare Grenzziehung gibt es gegenüber den Lebensstilen, mit denen das soziale Handeln von Individuen und von Gruppen beschrieben wird (vgl. Zapf u.a. 1987: 10 ff.; Hartmann 1999). Lebensformen werden definiert durch individuelle Merkmale:

- das Vorhandensein eines eigenen Haushalts (ja/nein)
- die Generationenzusammensetzung des Haushalts (Ein-Generationen-, Zwei-Generationen-, Drei-Generationen-Haushalt)
- den Familienstand des Befragten (ledig, verheiratet, getrennt lebend, geschieden, verwitwet) und
- die Kinderzahl der Befragten.

Hinzugenommen wird häufig der Status der Partnerschaft (Ehe / nichteheliche Lebensgemeinschaft). Ein weiteres Kriterium der Lebensform kann die sozialrechtliche Stellung des Individuums und seines Partners sein (erwerbstätig, Hausfrau, in Ausbildung, Wehr-/Ersatzdienst, arbeitslos, Rentner; vgl. Zapf u.a. 1987: 30; Kaufmann u.a. 1992: 90 f.) sein. Dieses Merkmal soll bei den folgenden Modell-

rechnungen jedoch nicht einbezogen werden. In der Definition von Zapf u.a. (1987: 31) ließen sich über hundert Lebensformen ausweisen, von denen 25 zur Klassifizierung von zwei Drittel einer Bevölkerungsstichprobe ausreichten. Üblich geworden ist die Unterscheidung der Lebensformen nach dem Vorbild des NIDI, des niederländischen Bevölkerungsforschungsinstitutes, nach zwölf „Positionen“, drei davon für Kinder, jeweils zwei für Ehen, für nichteheliche Lebensgemeinschaften und für Singles (Imhoff, Keilman 1991).

Ein Privathaushalt besteht nach heutiger Auffassung, wenn er der Ort längerfristigen Wohnens einer oder mehrerer Personen ist und wenn er für die ihm angehörenden Personen eine wirtschaftliche Einheit bildet. Zum Haushalt können verwandte und familienfremde Personen gehören (z.B. Hauspersonal). Gemeinschafts- und Anstaltsunterkünfte zählen nicht zu den Privathaushalten, können solche aber beherbergen (z.B. ein Altersstift mit Privathaushalten). Personen mit mehreren Wohnsitzen können entsprechend mehreren Haushalten angehören. So definiert hat eine Haushaltsbildung nicht unbedingt etwas zu tun mit dem Beginn einer eigenen Familie. Diese Bindung galt vor Jahrzehnten als konstitutiv (Hajnal 1983; Laslett 1983). Heute sind Familien- und Haushaltsdemographie voneinander abzugrenzen (Burch 1995, Hagestad 1999).

Die Familie besteht aus Blutsverwandten und Angeheirateten, ihr Kern aus Eltern bzw. einem Elternteil und ihren Kindern. Als Familie im Sinne der amtlichen Statistik (vgl. Definition des Statistisches Bundesamt in der Fachserie „Haushalte und Familien“) zählen Ehepaare ohne und mit Kind(ern) sowie alleinerziehende ledige, verheiratet getrenntlebende, geschiedene und verwitwete Väter und Mütter, die mit ihren ledigen Kindern im gleichen Haushalt zusammen leben. Im Zuge der Angleichung der Rechte nichtehelicher Lebensgemeinschaften an die Rechte der Ehen werden zunehmend auch ihre beiden jeweiligen Partner mit ihren Kindern als Familie angesehen.

2 Projektionsverfahren

Vorausberechnungen der Haushalte erfolgen bislang überwiegend mit der Haushaltsvorstands-Methode bzw. mit der daraus abgeleiteten Haushaltsmitglieder-Methode (Linke 1983; als Beispiel für Deutschland vgl. Roloff, Höhn 1994; Voit u.a. 1996). Dabei werden vorausberechnete Bevölkerungen nach Maßgabe von Haushaltstyp-Quoten in Subpopulationen unterteilt. Solch Quotenansatz geht somit überhaupt nicht auf das endogene Faktoren der Haushaltsentwicklung ein.

Beim mikroanalytischen Ansatz zur Haushaltsvorausberechnung wird völlig anders vorgegangen. Für alle Einzelfälle der Bevölkerung bzw. einer Bevölkerungsstichprobe werden ihre möglichen demographisch relevanten Veränderungen simuliert. Neben Geburten, Sterbefällen und Partnerschaften können die Haushaltsbildungen und -lösungen dazu gehören.

Makrosimulationen unterscheiden sich von Mikrosimulationen dadurch, dass Personengruppen gleicher Merkmale zusammengefasst werden. Dadurch vermindert sich jedenfalls der Rechenaufwand. Dem Einwand, dass sie schwerlich alle möglichen Merkmalskombinationen in einer Bevölkerung und noch nicht einmal alle möglichen Übergänge zwischen ausgewählten Lebensformen berücksichtigen können, sind Mikro- wie Makrosimulationen gleichermaßen ausgesetzt (Arminger, Galler 1991). Ihr

methodisches Vorgehen wird häufig als „dynamischer Ansatz“ oder auch „kausaler Ansatz“ bezeichnet, da sie – anders als der „statisch“ oder „nicht kausal“ genannte Quotenansatz – auch die endogenen Veränderungsfaktoren der Bevölkerungsstruktur berücksichtigen (als Beispiele für Makrosimulationen vgl. Boulanger u.a. 1994; Keilman, Brunborg 1995; Lindgren, Vikat 1995; Murphy, Wang 1997; Suzuki 1997; Hullen 1999).

2.1 Das Prognoseprogramm ProFamy

Im von Zeng Yi zusammen mit Wang Zhenglian entwickelten PC-Programm „ProFamy“ wird ein Verfahren angewandt, das von der Familienstandstafel von Bongaarts (1990) ausgeht, der damit die Fortschritte der multidimensionalen Demographie (Rogers 1975) und insbesondere der Mehrzustands-Familientafeln (Willekens et al. 1982; Willekens 1990) nutzte. Zeng erweiterte Bongaarts' Modell, indem er sowohl Kernfamilien als auch Drei-Generationen-Haushalte einbezog (Zeng 1988, 1991). In den Tafelmodellen von Bongaarts and Zeng wird die Bevölkerungsentwicklung nur von einem Geschlecht bestimmt, den Frauen, und es wird unterstellt, dass die Altersstruktur der Übergangswahrscheinlichkeiten konstant bleibt. Bei der Weitentwicklung von Zengs Familienstandstafel kamen Zeng, Vaupel und Wang (1997) zu einem zweigeschlechtlichen dynamischen Projektionsmodell. In ihm können sich demographische Verhaltensmuster verändern, und man braucht keine Daten, die nicht aus – nach Auffassung der Autoren - herkömmlichen Datenquellen verfügbar wären.

Grundlegend für das Programm ist die Modellierung von Markov-Prozessen. Es wird ausgegangen davon, dass Lebensformveränderungen abhängen vom Alter und von der aktuellen Lebensform, nicht aber von deren Vorgeschichte und ausdrücklich auch nicht von der Dauer der bisherigen Lebensform. Darüber hinaus wird die statistische Unterstellung angewandt, dass Personen mit gleichen Merkmalen den gleichen Risiken des Wechsels zu anderen Zuständen unterliegen.

Zur weiteren Beschreibung des Modells:

1. Gruppen von Individuen gleicher Lebensform sind die Basisaggregate der Projektionen (Basisbevölkerung). Sie unterscheiden sich nach Alter, Geschlecht, Familienstand/Partnerschaftsverhältnis, Zusammenwohnen mit Eltern bzw. in Institutionen, Zahl der Kinder und Zahl der im Haushalt lebenden Kinder.
2. Entweder eine weibliche oder eine männliche erwachsene Person kann die Bezugsperson eines Haushalts sein. Durch diese "marker" sind wesentliche Merkmale des Haushalts bestimmt.
3. Wenn $l_i(x,t)$ die Anzahl der Personen mit dem Alter x und dem Status i ist ($i=1, 2 \dots T$), und $P_{ij}(x,t)$ die Wahrscheinlichkeit bezeichnet, mit der eine Person, die im Jahr t das Alter x und den Status i hat, im Jahr $t+1$ im Alter $x+1$ den Status j hat, dann wird die Zahl der Personen der nächsten Altersstufe im nächsten Jahr berechnet mit

$$l_j(x+1, t+1) = \sum_{i=1}^T l_i(x, t) P_{ij}(x, t)$$

Wenn die Schätzungen der $P_{ij}(x,t)$ der Statusveränderungen, sie sind Elemente einer (T,T) -Matrix, allen Ansprüchen genügen würden, wäre die Berechnung von $l_j(x+1,t+1)$ recht einfach. Unglücklicherweise aber sind Schätzungen bei einer so hohen Zahl verschiedener Statusausprägungen T wie in diesem Modell schwierig.

4. Es wird angenommen, dass Statusänderungen zu verschiedenen Zeitpunkten während eines Jahres stattfinden. Wie bei Bongaarts (1990: 209-211) wird unterstellt, dass
 - Geburten während des ersten und auch des zweiten Halbjahres erfolgen, abhängig von der auf das Halbjahr bezogenen Geburtenwahrscheinlichkeit und vom Status zu Beginn der Halbjahre.
 - Die anderen demographischen Ereignisse sollen sich zur Jahresmitte ereignen: Sterbefälle, Migration, Veränderungen beim Zusammenleben mit Eltern, Veränderungen des Familienstandes/Partnerschaftsverhältnisses und Veränderungen der überlebenden bzw. im Haushalt lebenden Kinder. Sie sind abhängig von Ganzjahres-Übergangswahrscheinlichkeiten und vom Status zu Beginn des Jahres.

Weil die Vorausberechnungen zunächst getrennt nach Geschlechtern und auch nach Generationen erfolgen, müssen erwartbare Inkonsistenzen ausgeglichen werden.

1. Gleiche Gesamtzahlen der männlichen und weiblichen Verheirateten und auch der Geschlechter in nichtehelichen Lebensgemeinschaften ergeben sich mit Hilfe des arithmetischen Mittels der Schätzaggregate.
2. Der Status von Kindern, die im Elternhaus leben, kann sich ändern durch den Auszug, den Tod eines Elternteils oder durch den eigenen Tod. Die entsprechenden Änderungen der Lebensformen der Eltern werden durch Konsistenz-Algorithmen hergestellt.
3. Die Geburt von Kindern wird im Zwei-Geschlechter-Modell sowohl für die weibliche als auch die männliche Bevölkerung berechnet. Die Zahl der Kinder verheirateter Männer sollte annähernd gleich der Zahl der Kinder verheirateter Frauen sein. Da altersspezifische "Geburtenziffern" für Männer kaum verfügbar sind, erst recht nicht in einer weiteren Differenzierung nach der Kinderzahl, werden diese Parameter unter Berücksichtigung eines gewissen Altersunterschiedes der Partner von den Geburtenziffern der Frauen abgeleitet.
4. Selbstverständlich wirken sich Tod und Trennungen in Partnerschaften auf die Lebensformen ihrer Kinder aus. Dies wird programmintern durch entsprechende Konsistenz-Algorithmen hergestellt.
5. Auch für die Lebensformänderungen von Kindern infolge von Wiederverheiratungen eines Elternteils werden Konsistenz-Algorithmen verfügbar gemacht.

Demographische Bilanzgleichungen werden gebraucht, um die Zahl der Personen in bestimmten Lebensformen und die Zahl der Veränderungen zu berechnen. Ihre Grundstruktur ist:

$$L(x+1,t+1,j) = L(x,t,i) + \Sigma E(ij) - \Sigma E(ji)$$

$\Sigma E(.)$ ist die Summe von Veränderungen von i nach j bzw. von j nach i mit $\{1, \dots, i; 1, \dots, j\} \in T$.

Zur Vereinfachung wird angenommen, dass die Ereignisse z.B. die Sterbefälle, voneinander unabhängig sind. Über weitere implizite Annahmen kann der Programmnutzer entscheiden. Dazu gehören

beispielsweise die Voreinstellungen des Programms, dass verheiratete Geschwister nicht zusammenleben und dass sämtliche Kinder von getrennten Paaren bei der Mutter leben.

3 Annahmen über die Zukunft

Bevölkerungsvorausberechnungen nach der Komponenten-Methode gehen von einer nach Alter und Geschlecht untergliederten Basisbevölkerung aus, die nach Maßgabe bestimmter demographischer Parameter fortgeschrieben wird. Gebraucht werden zumindest Annahmen über die Geburtenhäufigkeit und die Sterblichkeit dieser Bevölkerung im Projektionszeitraum. Sollen auch grenzüberschreitende Wanderungen einbezogen werden, sind entsprechende Annahmen notwendig. Modellrechnungen der Lebensformen, Haushalts- und Familienstrukturen brauchen darüberhinausgehend Annahmen über die Übergänge zwischen Lebensformen und über die Haushaltsbildung.

3.1 Fertilität

Die zusammengefasste Geburtenziffer liegt im früheren Bundesgebiet seit rund zwei Jahrzehnten zwischen 1,28 (1985) und 1,45 (1975, 1976 und dann auch wieder 1990). Es gibt wenig Anhaltspunkte dafür, dass sie sich dieses Niveau wesentlich ändern würde. In den neuen Bundesländern fiel die zusammengefasste Geburtenziffer 1993/1994 auf ein historisches Tief von 0,77 und erreichte 1997 erstmals wieder einen Wert von über 1.

Für Deutschland insgesamt wurde in der Modellrechnung von einer zusammengefassten Geburtenziffer ausgegangen, die wie im Basisjahr 1996 bei 1,32 liegt. Geschätzt werden musste die paritätsspezifische Fertilität, denn die Geburtenfolge wird in Deutschland nur für Geburten in bestehenden Ehen erhoben (eheliche paritätsspezifische Fertilität). Als durchschnittliches Alter der Mütter bei der Geburt ihrer Kinder wurde mit 29,47 Jahren der für eheliche Geburten 1996 ausgewiesene Wert übernommen (Statistisches Bundesamt 1996, Tab. 9.4). Die Konstanz-Setzung erscheint als gerechtfertigt, weil Erhöhungen der Fertilität wegen weiterer Förderungen der Familie zwar denkbar, in ihrem Ausmaß aber kaum zu ermessen sind. Eine niedrigere Fertilität wäre ebenso wenig ausgeschlossen.

3.2 Mortalität

Die durchschnittliche Lebenserwartung wird sich zukünftig mit hoher Wahrscheinlichkeit weiter erhöhen. Eine Konstanthaltung erschiene als nicht sinnvoll. Ausgehend von der Abgekürzten Sterbetafel für Deutschland 1995/97 (Statistisches Bundesamt, FS 1, R 1, 1997, Tab. 5.19) wurde in der Modellrechnung angenommen, dass die Lebenserwartung der Männer bis 2040 von 73,6 Jahren um 5,7 Jahre auf 79,3 steigt, die der Frauen von 80 Jahren um 5,8 Jahre auf 85,8. Dies ist die niedrige Variante der Mortalitätsannahmen von Birg u.a. 1998. In anderen Varianten unterstellten jene Autoren eine Erhöhung der Lebenserwartung bis 2040 um bis zu 10 Jahre (Birg u.a. 1998; Birg 1999c). Insofern ist die hier jetzt vorgelegte Modellrechnung als konservativ zu bezeichnen. Würde man von höheren Lebens-

erwartungen ausgehen, würden alle Veränderungen der Bevölkerungsstruktur, die mit einem wachsenden Anteil der älteren Generation an der Bevölkerung und generell mit der demographischen Alterung verbunden sind, noch deutlicher hervortreten.

3.3 Migration

Um die Modellrechnung zu vereinfachen, geht sie von einem ausgeglichenen Migrationssaldo aus. Hinzu kommt die Annahme, dass dennoch möglicherweise vorhandene grenzüberschreitende Wanderungen keinen Effekt auf die Bevölkerungsstruktur haben. Es ließe sich ja denken, dass jüngere Personen zuwandern, ältere abwandern. Selbstverständlich wird die Bevölkerungsgröße Deutschlands, auch die Altersstruktur, in den nächsten Jahrzehnten wesentlich durch die mit hoher Wahrscheinlichkeit eintretenden Zuwanderungsüberschüsse bestimmt sein. Die künftige Bevölkerung wird größer und voraussichtlich „jünger“ sein als in den Modellrechnungen. Das muss bei den folgenden Aussagen zur Entwicklung der residenten Basisbevölkerung von 1996 berücksichtigt werden. Offen bleibt auch, ob die gesamte zukünftige Bevölkerung die gleichen Strukturen hat wie die residente Bevölkerung und ihre Nachkommen.

3.4 Partnerschaften: Ehen und nichteheliche Lebensgemeinschaften

Von herausragender Bedeutung für die Haushaltsbildung und die Formen des Zusammenlebens sind das Eingehen bzw. auch die Auflösung von Ehen und nichtehelichen Lebensgemeinschaften. Die Ehe kann eine Tradierung seit Jahrtausenden, eine interkulturelle Verbreitung und eine vermeintlich unangreifbare kulturelle und rechtliche Privilegierung vorweisen. Die nichtehelichen Lebensgemeinschaften hingegen, in der ebenfalls Partner verschiedenen Geschlechts in einer auf Dauer angelegten Beziehung einen Haushalt teilen (andere Partnerschaften sollen hier außer Betracht bleiben), rückten erst, als sie rapide zunahmen, ins Blickfeld der Öffentlichkeit.

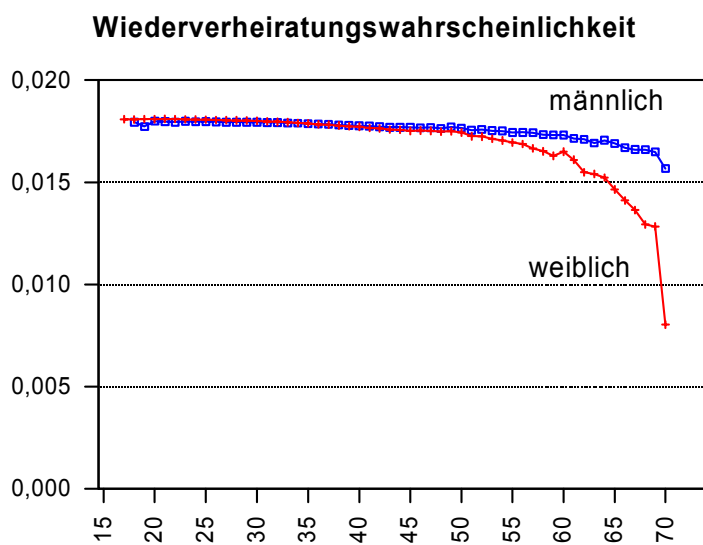
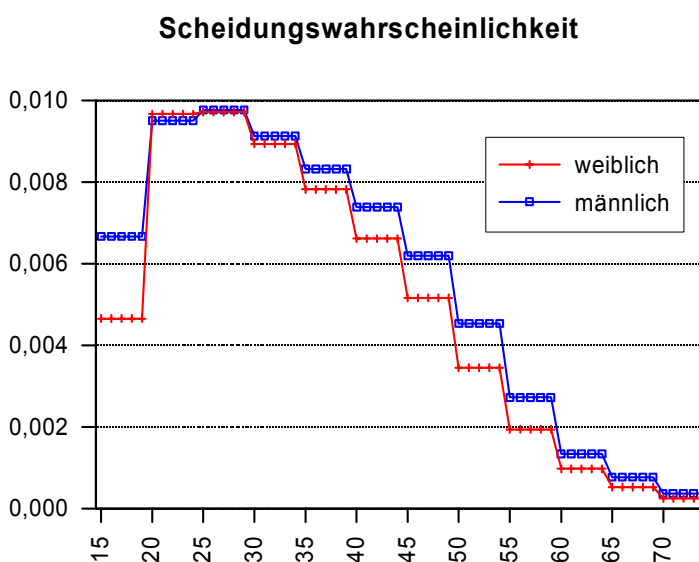
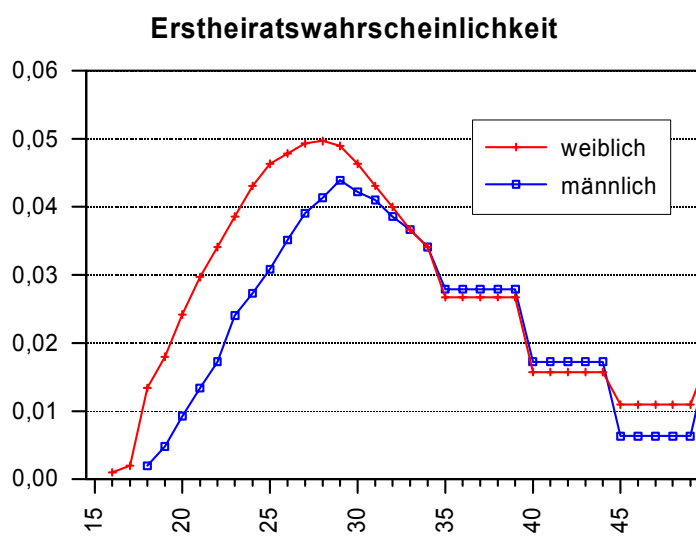
Vorstellungen über die Zukunft der Ehe und auch der nichtehelichen Lebensgemeinschaft gibt es geradezu massenhaft. Das ist angesichts der großen Bedeutung der heterosexuellen Partnerschaften für alle Individuen und der leichten Popularisierung nicht anders zu erwarten. Am weitesten verbreitet sind sicherlich Annahmen, es werde sich nur wenig ändern. Der schnelle Wandel der letzten Jahrzehnte stützt sie allerdings nicht.

3.4.1 Annahmen über die Nuptialität

Der Wandel ist der Ausgangspunkt einerseits von geradezu beschwörenden Äußerungen, die Ehe werde auch in Zukunft die mehrheitlich angestrebte Partnerschaftsform bleiben. Sie weisen auf die Bevölkerungsstatistik hin, nach der die meisten Erwachsenen ja tatsächlich in der Lebensform der Ehe leben, und sie können sich auch stützen darauf, dass die meisten jungen Paare nach wie vor die Ehe anstreben, ihre nichteheliche Lebensgemeinschaft damit also terminieren wollen (Vaskovics u.a.

1994). Die Soziologen Ulrich Beck und Elisabeth Beck-Gernsheim sind die bekanntesten Apologeten der These der fortgesetzten Individualisierung, derzufolge Ehe und Familie zugunsten postfamilialer Familienbeziehungen an Bedeutung verlieren. Das private Leben würde ähnlichen Erfordernissen unterliegen wie der Arbeitsmarkt und das zukünftige Leitbild sei das partner-, ehe- und kinderlose Individuum. Die früher wichtige Sinnggebung der Ehe, zu überleben und die (im)materielle Sicherheit auch im Alter zu geben, ist geschwunden, da dies immer mehr durch eigene Erwerbsarbeit und durch den modernen Wohlfahrtsstaat übernommen wurde. Die Bedürfnisse nach einem eigenen Haushalt und nach sexueller Intimität können in der permissiven Gesellschaft ohne Heirat erfüllt werden. Außerdem unterstützt das Streben nach Gleichberechtigung der Frau das Bestreben, fern von herkömmlichen Rollenzuweisungen für die Frau zu leben, was zwar auch in einer von Partnerschaft geprägten Ehe, stärker aber noch durch eine nichteheliche Lebensgemeinschaft zu verwirklichen sei (Beck 1986; Beck-Gernsheim 1986; Lesthaeghe 1992; Prinz 1995: 101). Folglich wurde die Sinnggebung der Ehe stärker auf der Solidarität und der Zuneigung der Partner zueinander aufgebaut. Das schließt ein, die Ehe wieder unter rationalen Gesichtspunkten zu sehen und das Risiko der Scheidungen stets einzubeziehen (Roussel 1989; zit. nach Manting, Alders 1998: 17).

Abbildung 1: Ehe-Wahrscheinlichkeiten



In der Modellrechnung wird unterstellt, dass die Heiratshäufigkeit im gesamten Prognosezeitraum unverändert bleibt. Die Heiratsneigung der Männer wurde – aufgrund programminterner Berechnungen von ProFamy - mit 62 Prozent angenommen, das Erstheiratsalter mit 29,7 Jahren. Bei den Frauen wurden eine Heiratsneigung von 74 Prozent und ein Erstheiratsalter von 27,3 Jahren ermittelt (vgl. die Heiratswahrscheinlichkeiten von 63,9 bzw. 72,9 für Männer und Frauen in Westdeutschland 1995 in Dorbritz 2000: 18; Erstheiratsalter lt. Statistisches Bundesamt: 1996, Tab. 8.4 und 8.9: Männer 30,0 Jahre, Frauen 27,6 Jahre). Die Wiederverheiratung wurde auf jährlich 1,7 Prozent geschätzt - mangels einer ausreichenden Datenbasis ohne Unterscheidung zwischen Geschiedenen und Verwitweten und, abgesehen von einer leichten Abnahme in den höheren Altersjahren, ohne Altersdifferenzierung.

Übergangswahrscheinlichkeiten in nichteheliche Lebensgemeinschaften wurden dem Family and Fertility Survey (vgl. zum FFS: Pohl 1995; Hullen 1998; Roloff, Dorbritz 1999) entnommen, wobei eine Mindestdauer von drei Monaten gesetzt wurde. Bei den 20- bis 24jährigen Frauen betragen sie 20 bis 24 Prozent, bei den Männern dieses Alters 8 bis 20 Prozent, bei den 25- bis 29jährigen Frauen sank sie von 18 auf 13 Prozent, bei den Männern wiederum von 19 auf 12 Prozent. Für Altersstufen über 39, dem Höchstalter der Befragten des FFS, mussten die Parameter geschätzt werden.

3.4.2 Trennungen und Scheidungen

Veränderungen der Nuptialität haben verständlicherweise auch Veränderungen bei Scheidungen zur Folge, möglicherweise auch für die Auflösungen von nichtehelichen Lebensgemeinschaften. In Westdeutschland wird der Anteil der Ehen ab Heiratsjahr 1990, die in einer Scheidung enden bzw. enden werden, auf 36 Prozent geschätzt, beim Heiratsjahrgang 1950 waren es 10,4 Prozent (Dorbritz, Gärtner 1998, S. 423). Die Scheidungsneigung ist langfristig gesehen also stark gestiegen, andererseits ist die Beschleunigung des Anstiegs in den letzten Jahren nicht mehr so groß gewesen.

In Zeiten geringerer Nuptialität, so ist eine These, ist der Anteil stabiler Ehen an allen Ehen höher als in Zeiten höherer Nuptialität. Es wird von einer stärkeren Selektion derjenigen Paare ausgegangen, die sich ihrer Entscheidung sicher sind und die die Ehekonflikte besser bewältigen können. Diese „weeding-These“ ist sicherlich zutreffend, wenn man daran denkt, dass sowohl absolut als auch relativ die Zahl der „Frühehen“ abnahm, die bekanntlich einem überdurchschnittlich hohen Scheidungsrisiko unterliegen. Daneben wird die Annahme vertreten, dass Scheidungen weiterhin zunehmen werden in einer Gesellschaft, in der die Ehe ihren Ausschließlichkeitsanspruch für partnerschaftliche Lebensformen verloren hat. Auch wenn einige dann eine zweite oder weitere Ehe eingehen, wird die Zahl der Verheirateten abnehmen (Furstenberg 1987: 30; Beck-Gernsheim 1989a: 116; Hall 1997: 289).

Es ist konsequent, ähnlich wie für die Scheidung auch für die Trennungen von nichtehelichen Lebensgemeinschaften zu argumentieren: Geht man davon aus, dass Lebensgemeinschaften insgesamt abnehmen zugunsten einer weiteren Singularisierung, so liegt der Schluss nahe, dass sie eine zumindest gleichbleibende, wenn nicht sogar höhere Stabilität als heute haben. Nimmt man hingegen an, dass das Durchleben verschiedener Lebensformen - nacheinander oder auch wiederholt - in den sogenannten

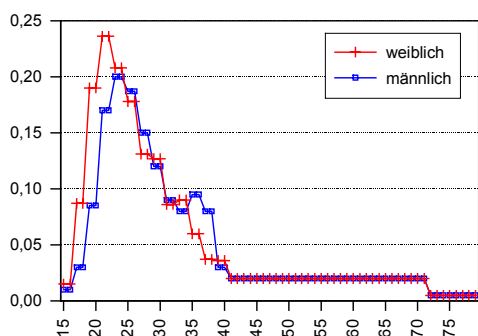
Patchwork-Biographien zunimmt, dann ist eine geringere Stabilität auch der nichtehelichen Lebensgemeinschaften zu unterstellen (Prinz 1995, S. 171).

Im Konstanz-Szenario wird davon ausgegangen, dass die Scheidungshäufigkeit im gesamten Prognosezeitraum unverändert beim Wert des Anfangszeitraums bleibt. Der amtlichen Statistik wurden die altersspezifischen Scheidungswahrscheinlichkeiten entnommen. Von je tausend verheirateten Männern und Frauen im Alter von 20 bis 34 sind 1995/1996 jährlich neun bis zehn geschieden worden. Im jüngeren und im höheren Alter sind die Scheidungsziffern natürlich niedriger. Bei 50jährigen Männern beispielsweise betragen sie 4,5 Promille, bei Frauen 3,4 Promille.

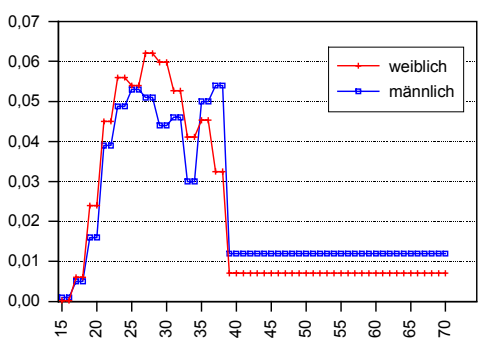
Jährlich vier bis sechs Prozent der nichtehelichen Lebensgemeinschaften führen den Ergebnissen des FFS zufolge in eine Ehe. Die Wahrscheinlichkeit demgegenüber, dass sich die Partner der nichtehelichen Lebensgemeinschaft trennen, hat mit 27 Prozent ein Maximum bei den 21- bis 22jährigen Frauen bzw. von 30 Prozent sowohl bei den 21- bis 22jährigen als auch bei den Männern ab 30. Auch diese Parameter wurden konstant gehalten.

Abbildung 2: Übergangswahrscheinlichkeiten für nichteheliche Lebensgemeinschaften

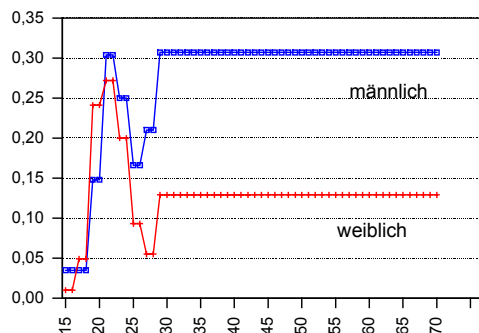
Wahrscheinlichkeit für NEL-Beginn



Von der NEL zur Ehe



Trennungen von NEL



3.5 Wohnformen

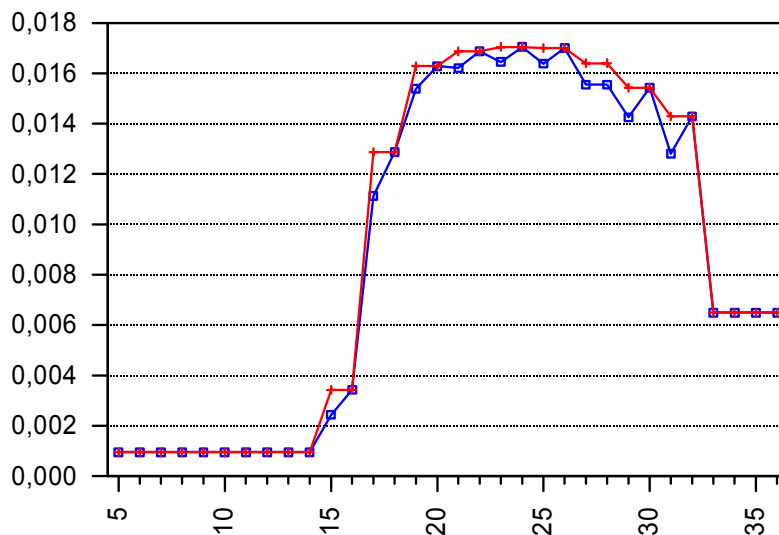
Annahmen zu zukünftigen Trends der Haushaltsneubildungen und der Auflösung von Haushalten sollen im folgenden beschrieben werden. Quantitativ am bedeutsamsten sind der Auszug von Kindern aus dem Elternhaus und der Eintritt in eine Gemeinschafts- oder Anstaltsunterkunft (Kinderheim, Pflegeheime, Altersheime u.ä.) oder auch in einen Privathaushalt bei Auflösung des eigenen Haushalts. Vorwegzuschicken ist, dass diese demographischen Verhaltensweisen unabdingbar verknüpft sind mit einer gewissen Aufnahmefähigkeit des Wohnungsmarkts bzw. der Institutionenhaushalte. Der Auszug aus der einen setzt voraus, dass eine neue Wohnung angeboten wurde, die Unterbringung in ein Heim ist an entsprechend freie Plätze gebunden. Die demographischen Entscheidungen sind mit-

bestimmt durch den Wohnungsmarkt und auch die staatliche Politik, soweit sie diesen Markt und das Angebot an Heimen betrifft.

3.5.1 Auszug aus dem Elternhaus

Eine der irritierendsten Erkenntnisse der letzten Jahre war, dass die Jugendlichen und jungen Erwachsenen immer länger im Elternhaus bleiben. Es erstaunte, dass in einer Zeit, in der im Erwerbsleben größere Mobilität und Selbständigkeit erwartet werden, die privaten Entscheidungen über die Gründung eines eigenen Haushalts in spätere Lebensjahre verschoben werden.

Abbildung 3: Wahrscheinlichkeit des Auszugs aus dem Elternhaus



Der Auszug aus dem Elternhaus beruht offensichtlich nicht einfach auf der „nackten“ Entscheidung für einen Wohnungswechsel. Eheschließungen und die Geburt eines (eigenen) Kindes sind traditionelle Umstände für den Auszug aus dem Elternhaus, oder auch der Wechsel zu einer Bildungseinrichtung, die weiter entfernt. Hält man sich dies vor Augen, wird erkennbar, dass der Auszug aus dem Elternhaus von anderen biographischen Ereignissen ebenso abhängig ist wie von der Verfügbarkeit über (zusätzlichen) Wohnraum (vgl. aktuell Lauterbach, Lüscher 1999). Dabei scheint es, international gesehen, unterschiedliche Muster der Lebensformen junger Erwachsener zu geben. In südosteuropäischen Ländern bleiben die Kinder nach wie vor länger im Elternhaus, während es in den skandinavischen, west- und mitteleuropäischen Ländern üblicher wurde, einen eigenen Ein-Personen-Haushalt zu beziehen (Manting, Alders 1998: 15-18).

In den Modellrechnungen wurden die Annahmen über die Neigung, das Elternhaus zu verlassen, und das durchschnittliche Auszugsalter (98 Prozent verlassen das Elternhaus, Männer durchschnittlich mit 25 Jahren, Frauen mit 23 Jahren; nach Werten des Family and Fertility Surveys) konstant gehalten.

Ausländische Untersuchungen legten dar, dass viele jungen Erwachsenen mehrfach aus dem Elternhaus auszogen. Dies konnte für Deutschland nicht nachgewiesen werden (vgl. Hullen 1995). Wiedereinzüge anderer Art sind häufiger in höheren Altersjahren, wenn Eltern oder ein Elternteil „zu ihren Kindern“ ziehen. Vielfache Abstufungen der gemeinsamen Haushaltsführung werden praktiziert. Deshalb ist die Gewinnung empirischer Daten darüber, ob es sich um einen Haushalt oder um zwei Haushalte unter einem gemeinsamen Dach bzw. in unmittelbarer Nachbarschaft handelt, sehr schwierig. Die zukünftige Entwicklung dürfte bestimmt sein davon, ob solche Zusammenzüge überhaupt möglich sind und ob es Alternativen gibt. In vielen Familien werden die Angehörigen der Großelterngeneration zahlreicher sein als die Enkel, so dass Hilfe und Pflege für die Älteren die Jüngeren schnell überfordern können. Über die Familie hinausgehende Netze und Institutionen werden an Bedeutung gewinnen. Modellrechnungen in der hier vorzulegenden Form können dies verständlicherweise nicht quantifizieren.

3.5.2 Anstaltshaushalte, kommunitäre Wohnformen

Nahezu ein Prozent der gesamten Bevölkerung und rund fünf Prozent der über 59-Jährigen in Deutschland leben in Anstaltshaushalten. Rund 460 000 davon sind über 64-Jährige (1995), die allermeisten von ihnen leben in Alten- und Pflegeheimen. Die Wahrscheinlichkeit, im Alter irgendwann im Heim versorgt zu werden, so wurde auf der Basis einer über 65 Jahre alten Großstadtpopulation ermittelt, liegt - vorsichtig geschätzt - bei 18,4 Prozent (Saup, Reichert 1997, S. 15-16). Verwitwungen, von der die Frauen naturgemäß stärker betroffen sind als die Männer, gehen der Heimunterbringung häufig voraus (zur Schätzung von Heimeintritten vgl. Klein 1998a).

Vorausberechnungen der Anstaltsbevölkerung setzen sich verständlicherweise der Frage aus, ob die Eintritte und das Verlassen von Kinderheimen, Gefängnissen, Altenheimen usw. - vom letalen Abgang abgesehen - als stochastische Prozesse aufzufassen sind, oder ob sie nicht in einem starken Maße durch exogene Setzungen vor allem der Politik determiniert sind. Ein Beispiel dafür gibt die Veränderung der Prinzipien der stationären Heimunterbringung im Zuge der Diskussion um die schließlich eingeführte Pflegeversicherung.

Wenn er überhaupt berücksichtigt wird, ist es üblich, den Anteil dieser Bevölkerungsgruppen einfach festzuschreiben. So hat Nelissen bei unveränderten altersspezifischen Anteilen eine erhebliche, sowohl absolute als auch relative Erhöhung der Anstaltsbevölkerung in den Niederlanden vorausberechnet (Nelissen 1997). Auch Manting und Alders zeigten in ihren Vorausberechnungen der Haushalte in der Europäischen Union diesen Effekt der demographischen Alterung (Manting, Alders 1998).

Neue Aspekte bei der Durchführung von Modellrechnungen der Wohnformen können sich durch die sog. kommunitären Wohnformen älterer Personen eröffnen. Saup und Reichert unterschieden zwischen Altenwohngemeinschaften, den Eigentümer- und Mietergemeinschaften und dem „integrierten Wohnen“. Bei letzterem wohnen Jung und Alt zusammen. Skeptisch darf man sein, ob die neuen Wohnformen neben den traditionellen Einzelhaushalten und den Heimen zahlenmäßig an Bedeutung gewinnen, möglich aber wäre es schon (Saup, Reichert 1997: 27; vgl. Walter, W. 1999).

In den Modellrechnungen wurden die nach Alter und Geschlecht differenzierten Proportionen der Angehörigen von Anstaltshaushalten, bezogen auf die Basis-Subpopulation derer, die nicht mit Eltern oder mit Kindern zusammenleben, konstant gehalten.

4 Zukünftige Lebensformen

4.1 Grundlagen der Modellrechnungen

Die hier vorzustellenden Modellrechnungen für Deutschland gehen von 1996 aus. Für dieses Jahr liegt das aktuellste Scientific Use File des Mikrozensus vor, einer faktisch anonymisierten, 70prozentigen Stichprobe des Mikrozensus (Köhler, Schimpl-Neimanns, Schwarz 2000). Er ist bekanntlich eine einprozentige Stichprobe der Bevölkerung in Deutschland. Der Datensatz besteht aus über einer halben Million Personendatensätzen (509243) mit Angaben über Alter (0 bis 95+), Geschlecht, Familienstand und – besonders wichtig – der Zuordnung zu Haushalten. Das Ende des Projektionszeitraums wurde auf 2040 gesetzt.

Die erforderlichen Prognoseparameter wurden, wie oben angeführt, der amtlichen Statistik und auch dem Family and Fertility Survey entnommen. Einige wurden von ProFamy programmintern errechnet, zum Beispiel die Anteile der Anstaltsbevölkerung.

Einige Einstellungen kann der Benutzer von ProFamy selbst bestimmen. Hier wurde folgendes entschieden:

- Die Anzahl der verheirateten Männer und Frauen soll gleich sein, ebenso die der Männer und Frauen in nichtehelichen Lebensgemeinschaften. Methodologisch wird mit dieser Konsistenzannahme ein geschlossener Heiratsmarkt unterstellt.
- Es wird angenommen, dass die Kinder nach Scheidungen und nach Trennungen von nichtehelichen Lebensgemeinschaften sämtlich bei der Mutter bleiben.
- Auf die Option, Drei-Generationen-Haushalte detailliert zu modellieren, wird aufgrund ihrer geringen Zahl verzichtet.
- Die Möglichkeit, bei der Sterblichkeit nach Familienständen zu unterscheiden, wird nicht wahrgenommen.
- Wiedereinzüge ins Elternhaus werden nicht berücksichtigt.
- Die in ProFamy mögliche Stadt-Land-Unterscheidung wird wegen fehlender Daten verständlicherweise nicht berücksichtigt (Sie zeigt die Möglichkeiten des Programms, nach Subpopulationen zu differenzieren).
- Wenn Bewohner von Ein-Personen-Haushalten als Familienstand “verheiratet” angeben, werden sie im Projektionszeitraum als Geschiedene betrachtet. Der in der Realität durchaus vorfindliche und durch das deutsche Scheidungsrecht juristisch begründete Status der getrenntlebenden Verheirateten bleibt also unberücksichtigt. Andernfalls müssten er wie ein weiterer Familienstand mit entsprechenden Übergangswahrscheinlichkeiten zu den anderen behandelt werden.

In einem ersten Szenario war die Bevölkerung nach den vier Familienständen (ledig, verheiratet, verwitwet, geschieden) unterteilt, in einem zweiten wurden außerdem die nichtehelichen Lebensgemeinschaften wie ein fünfter Familienstand berücksichtigt. Da die Ergebnisse dieses zweiten Szenarios eine

größere Aufmerksamkeit verdienen, wird hier nur auf sie eingegangen (für Details vgl. Hullen 2000). Im Mikrozensus 1996 sind die nichtehelichen Lebensgemeinschaften erstmalig explizit erhoben worden. Die Beantwortung der Fragen „Sind Sie Lebenspartner(in) der ersten Person“ und „Falls ein(e) Lebenspartner(in) der ersten Person im Haushalt lebt: In welcher Beziehung stehen Sie zum/zur Lebenspartner(in) der ersten Person?“ war zwar freiwillig, lässt aber wegen der zu unterstellenden Antwortbereitschaft, der Größe der Stichprobe und wegen der angewandten Datenaufbereitung verlässliche Informationen erwarten.

In ProFamy wird die Zugehörigkeit zu einer (heterosexuellen) Partnerschaft wie ein fünfter Familienstand behandelt. Selbstverständlich erfordern Modellrechnungen dann Parameter der Übergänge auch zwischen diesem Familienstand und den anderen. Zur Vereinfachung wurde angenommen, dass nur Ledige, Verwitwete oder Geschiedene nichteheliche Lebensgemeinschaften eingehen und dass sie im Falle der Beendigung nur verheiratet oder wieder Single sein können.

Wenn - wie im Konstanzszenario angenommen - die Fertilität so bleibt wie sie ist, die Lebenserwartung weiter steigt und es keinen Zuwanderungsüberschuss gibt, dann wird die Bevölkerung in Deutschland selbstverständlich abnehmen. Von rund 82 Millionen geht sie bis 2020 auf 74 Millionen zurück, bis 2040 dann auf 63 Millionen. Die nachwachsenden Jahrgänge sind zahlenmäßig schmäler als die älteren, die Spitze der Bevölkerungspyramide – die dem Bild einer Pyramide damit immer weniger entspricht – breiter als ihre Basis.

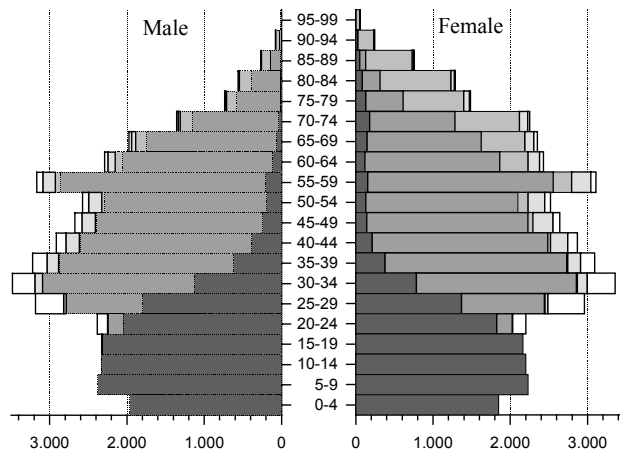
4.1.1 Bevölkerungsstruktur

Im folgenden soll nun nicht die Gesamtgröße der Bevölkerung und ihrer Untergruppen im Mittelpunkt stehen, sondern ihre Struktur. In der Basisbevölkerung 1996 sind die Verheirateten mit 51 Prozent bei den Männern und 47 bei den Frauen die größte Bevölkerungsgruppe. 42 Prozent bzw. 37 Prozent sind ledig. Wegen der unterschiedlichen Lebenserwartung und Heiratsalterdifferenz gibt es weniger Witwer als Witwen (unter 3 Prozent bzw. 13 Prozent). Der relative Anteil der Geschiedenen ist mit gut 4 bzw. 5 Prozent bei beiden Geschlechtern ungefähr gleich.

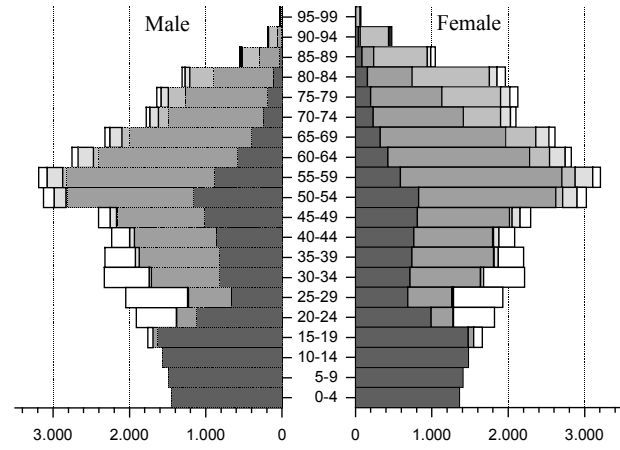
Die jetzige Struktur wird sich erheblich verändern. Es wird immer mehr Kohorten geben, die bis ins vierte Lebensjahrzehnt hinein mehr Ledige als Verheiratete aufweisen. Der Verheiratetenanteil nimmt entsprechend ab.

- Der Verheiratetenanteil bei den Männern sinkt auf nurmehr 38 Prozent im Jahr 2040, bei den Frauen auf 36 Prozent. Die absoluten Zahlen nehmen um mehr als ein Drittel ab.
- Demgegenüber könnte der Anteil der Ledigen bei den Männern bis 2040 auf über 46 Prozent steigen, bei den Frauen – von einem vergleichsweise niedrigeren Anteil ausgehend – auf 41 Prozent.
- Die Verwitweten nehmen absolut ab, relativ aber zu, bei den Männern auf über drei Prozent, bei den Frauen auf 11 Prozent.
- Der Anteil der Geschiedenen bleibt bei den Männern bei drei bis vier Prozent. Bei den Frauen geht er auf unter vier Prozent zurück.

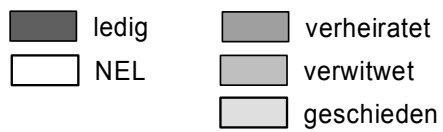
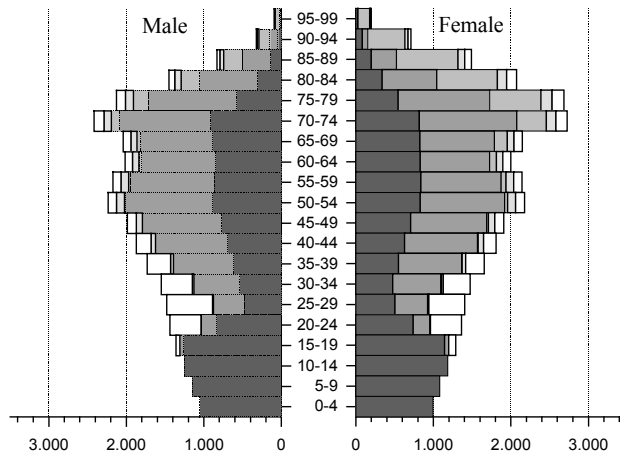
1996



2020



2040



1996 lebten jeweils vier Prozent aller Männer und Frauen in nichtehelichen Lebensgemeinschaften. Dies erhöht sich bis 2040 auf neun Prozent. Die Zunahme entspricht der Erwartung, dass diese Lebensform gegenüber der Ehe quantitativ an Gewicht gewinnen, sie aber nicht ablösen wird. Insofern führen die in der Modellrechnung verwandten Annahmen zu plausiblen Zahlen.

Naturgemäß sind diese Anteile bei jüngeren Erwachsenen sehr viel höher als für die Bevölkerung insgesamt. 1996 lebten zwölf Prozent der 25- bis 29-jährigen Männer und 16 Prozent der gleichaltrigen Frauen in solchen Partnerschaften. Im Jahr 2000 betragen diese Anteile 35 Prozent bei den Männern und 31 Prozent bei den Frauen dieses Alters, 2010 dann 38 bzw. 34 Prozent. Diese Werte ergeben sich bei Verwendung der auf der Grundlage des Family and Fertility Surveys von 1992 berechneten Übergangswahrscheinlichkeiten für den Beginn und die Beendigung von nichtehelichen Lebensgemeinschaften. Auch wenn wegen der auf drei Monate gesetzten Mindestdauer manches als nichteheliche Lebensgemeinschaft berichtetes Zusammenleben unberücksichtigt blieb, wurde diese Lebensform von den Befragten des FFS offensichtlich deutlich häufiger genannt als von den Befragten des Mikrozensus.

4.1.2 Haushaltsstruktur

Gegenwärtig gibt es in Deutschland rund 37 Millionen Haushalte. Jeweils rund ein Drittel sind Ein- oder Zwei-Personen-Haushalte. Erstere haben in den letzten Jahrzehnten absolut und relativ beträchtlich zugenommen. 1970 beispielsweise gab es im früheren Bundesgebiet 5,5 Millionen Ein-Personen-Haushalte, das war ein Viertel aller Haushalte.

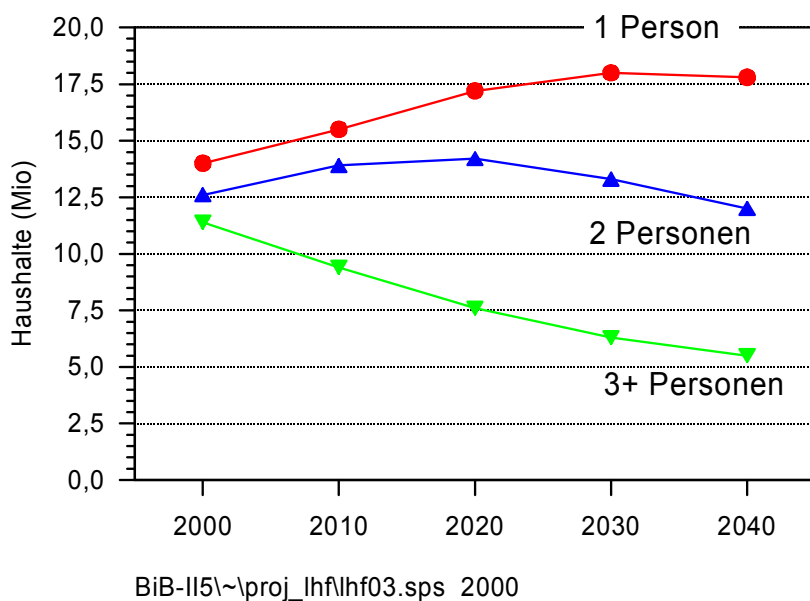
Die Modellrechnungen beschränken sich auf die Hauptwohnsitze der Bevölkerung. Zweite Wohnsitze, die 1996 nach amtlicher Schätzung immerhin über 800000 von insgesamt 37 Millionen Haushalten ausmachten, blieben also unberücksichtigt. Institutionenhaushalte sind aber enthalten. Die von ProFamy selbst vorgenommene Auszählung und Hochrechnung der Haushalte zeigt neben einer insgesamt guten Übereinstimmung eine Untererfassung insbesondere der Ein-Personen-Haushalte (31,7 statt erwarteter 34,8 %). Dies ist zum einen darauf zurückzuführen, dass nur mit dem „Personenfaktor“ gewichtet werden konnte, zum anderen auf Komplikationen bei der Erfassung von Haushalten, die auch Nicht-Familienmitglieder enthalten, die programmintern ausgeräumt werden sollen (vgl. Zeng, Vaupel, Wang 2000).

Die Erwartung wird bestätigt, dass die Gesamtzahl der Haushalte weiter steigen wird, von 38 Millionen im Jahr 2000 auf 39 Millionen im Jahr 2020. Im anschließenden Zeitraum hat die Bevölkerung der Modellrechnung weniger Haushalte, 35 Millionen im Jahr 2040. Die gegenüber früheren Jahrzehnten geringen Neigungen, Partnerschaften einzugehen, häufigere Trennungen und die geringe Kinderzahl sowie auch die Zunahme von Älteren ohne Partner führen zu mehr Ein-Personen-Haushalten. Ihr Anteil könnte der Modellrechnung zufolge von 2000 bis 2040 von 37 Prozent auf 51 Prozent zunehmen, d.h. in jedem zweiten Haushalt lebt dann nur eine Person.

Der Anteil der Zwei-Personen-Haushalt steigt von 33 Prozent auf über 36 Prozent im Jahr 2020 und sinkt danach aber wieder, wenn auch geringfügig, auf 34 Prozent im Jahr 2040. In den letzten Jahrzehnten des Projektionszeitraums kommen die Baby-Boomer der 60er Jahre mit ihrer gegenüber den nachfolgenden Jahrgängen noch höheren Nuptialität in das Alter, in dem Sterbefälle und Verwitwungen zunehmen.

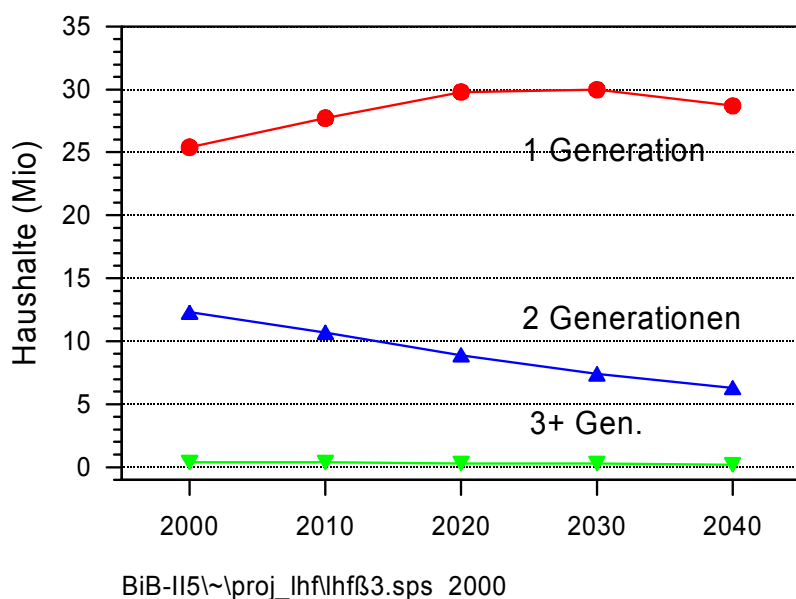
Haushalte mit drei und mehr Personen nehmen kontinuierlich ab. Von 2000 bis 2040 halbiert sich sowohl die absolute Zahl als auch ihr relativer Anteil. Die Durchschnittsgröße der Haushalte vermindert sich dabei bis 2040 auf 1,8 Personen.

Abbildung 4: Haushalte nach Personenzahl



Wenn man die Haushalte danach gruppiert, wie viele Generationen in ihnen zusammen leben, zeigen sich die Auswirkungen längeren Lebens und geringer Kinderzahl. Haushalte mit zwei Generationen (Eltern und Kind, auch ein Elternteil mit Kind) nehmen ab, Haushalte mit nur einer Generation (Alleinlebende, Partnerschaften ohne Kinder) nehmen absolut und relativ stark zu. Die Anzahl der Drei-Generationen-Haushalte bleibt gering. Die Informationen über das Zusammenleben der Generationen werden im folgenden für bestimmte Bevölkerungsgruppen noch detailliert.

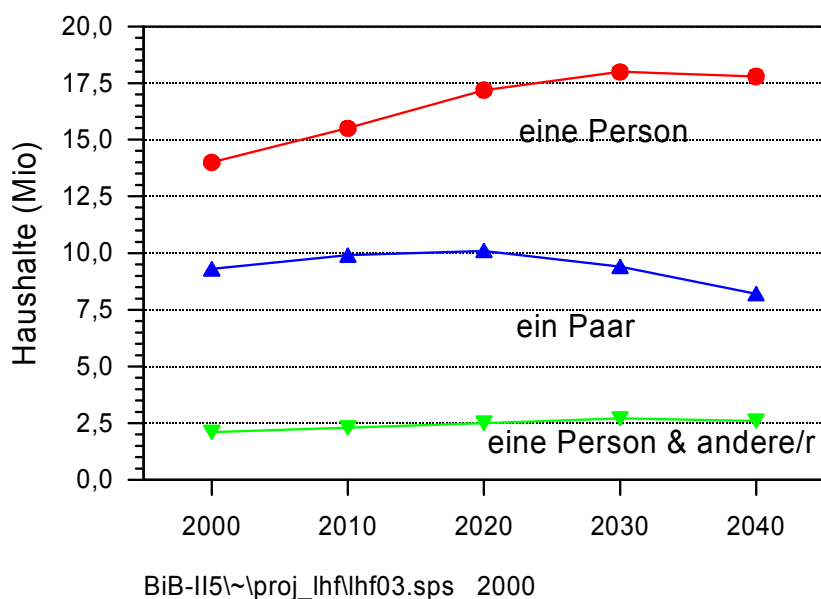
Abbildung 5: Haushalte nach Generationenzahl



4.1.3 Ein-Generationen-Haushalte

Die Zunahme der Ein-Generationen-Haushalte wird durch die Zunahme der Ein-Personen-Haushalte bewirkt. Von 2000 bis 2040 nimmt sie von 14 auf über 17 Millionen zu. Die Anzahl der Haushalte von Paaren (ohne Kinder im Haushalt) steigt nur in den ersten zwei Jahrzehnten des Projektionszeitraums auf rund zehn Millionen, wenn starke Kohorten im Alter sind, in dem Kinder das Elternhaus bereits verlassen haben, beide Eltern aber noch leben. Ein-Generationen-Haushalte von nicht miteinander Verheirateten bleiben im gesamten Projektionszeitraum bei zwei bis drei Millionen. Diese bestehen überwiegend aus nichtehelichen Lebensgemeinschaften (1996 1,7 Millionen). Eine zweite größere Gruppe sind die Anstaltshaushalte. Bei den für die Gegenwart ermittelten, für die Zukunft konstant gehaltenen Quoten erhöht sich diese Gesamtzahl altersstrukturbedingt auf bis zu 2,7 Millionen.

Abbildung 6: Lebensformen in Ein-Generationen-Haushalten



4.1.4 Kinder im Haushalt

Mit niedrigen Geburtenzahlen geht einher, dass das Zusammenleben mit Kindern in historischer Betrachtung an quantitativer Bedeutung verlieren. Verheiratete mit Kindern, Eltern in nichtehelichen Lebensgemeinschaften, Alleinerziehende und auch Drei-Generationen-Haushalte nehmen zahlenmäßig ab. Bei den Berechnungen können Kinder jedes Alter haben, und es wird auf das Zusammenleben abgehoben. Wenn keine Kinder im Haushalt leben, bedeutet dies also nicht auch „Kinderlosigkeit“.

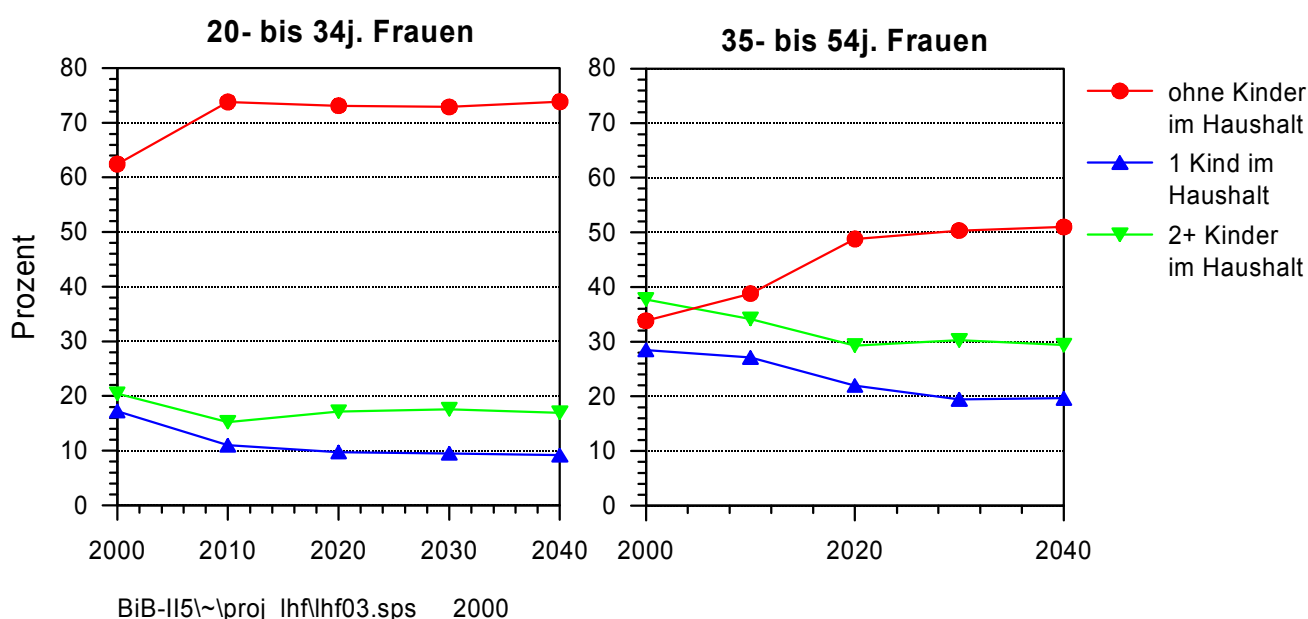
Gegenwärtig leben 43 Prozent der 20- bis 34jährigen Frauen mit Kindern in ihrem Haushalt zusammen (21 Prozent mit einem Kind, 23 Prozent mit zwei oder mehr Kindern). Ab 2010 wird dies voraussichtlich nur noch für 26 Prozent der Frauen zutreffen. Anders ausgedrückt: Der Prozentsatz der Frauen im Alter von 20 bis 34 Jahren, die nicht mit Kindern zusammenwohnen, erhöht sich in relativ kurzer Zeit bis 2010 von 56 Prozent auf rund 74 Prozent. Die gravierende Veränderung der Haushalte betrifft natürlich nicht nur die Frauen, sondern ebenso die in Partnerschaften lebenden Männer. Ursachen dieser Entwicklung sind sowohl das hohe Alter der Mütter bei der Geburt als auch die geringe Kinderzahl. 1980 waren die Mütter im früheren Bundesgebiet bei der Geburt ihrer ehelich lebendgeborenen ersten Kinder durchschnittlich 25 Jahre alt, 1990 27 Jahre und 1995 28 Jahre.

Die Auswirkungen der gesunkenen Geburtenhäufigkeit zeigen sich am deutlichsten bei den 35- bis 54jährigen Frauen, in der Phase, in der die Familiengründung bereits erfolgt ist, der Auszug der Kinder aus dem Elternhaus oft aber auch. Heute ist der Anteil der Frauen, die entweder ohne Kind (0) oder aber mit mehr als einem Kind zusammen leben (2+), gleich groß. Etwas geringer ist der Anteil der Frauen mit genau einem Kind im Haushalt. Diese Anteile verschieben sich zugunsten der Haus-

halte ohne Kinder. Fast jede zweite 35- bis 54jährige Frau wird ohne Kind wohnen, drei Zehntel mit mehr als einem Kind, zwei Zehntel mit einem Kind.

Die jüngsten Frauen und die ältesten Frauen leben verständlicherweise seltener mit Kindern zusammen. Auch zukünftig werden 99 Prozent der unter 20jährigen Frauen ohne Kinder sein. Bei den über 55- bis 64-Jährigen wird das Zusammenleben mit Kindern von 16 Prozent auf elf Prozent abnehmen. Dies ist ein Echo des schnellen Geburtenrückgangs ab 1964, auf den Jahrzehnte mit einer vergleichsweise konstanten Periodenfertilität folgten.

Abbildung 7: Haushalte der Frauen und Kinderzahl

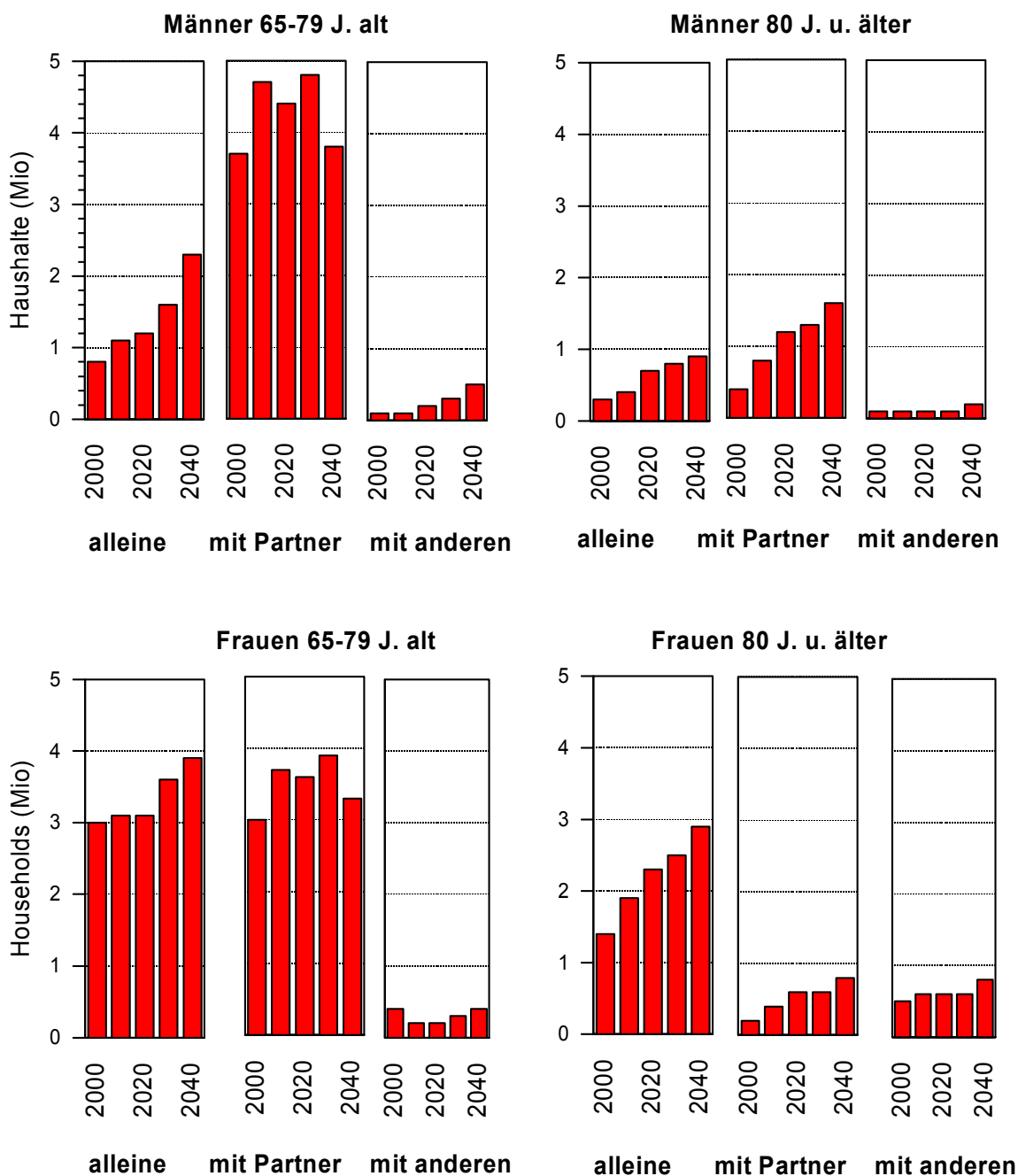


4.1.5 Haushalte der Älteren

Drei Viertel der älteren Männer, womit die über 64jährigen gemeint sind, leben heute mit einer Partnerin – mehrheitlich in einer Ehe - zusammen, weniger als ein Fünftel alleine. Dies wird sich in den nächsten Jahren wegen der geringen Heiratshäufigkeit ändern. Der Anteil der mit einer Partnerin Zusammenlebenden könnte sich auf unter 60 Prozent verringern. Entsprechend würde der Anteil der Alleinlebenden auf ein Drittel ansteigen. Der Anteil der Männer, die mit „anderen“ zusammenleben, bliebe gering. Dies sind überwiegend Bewohner von Anstaltshaushalten.

Von den älteren Frauen leben vergleichsweise mehr alleine, auch bedingt durch ihre höhere Lebenserwartung. Die Modellrechnung zeigt bis 2040 eine weitere Zunahme auf 56 Prozent. Entsprechend verändert der Anteil der mit einem Partner zusammenlebenden Frauen, der nach einer leichten zwischenzeitlichen Zunahme bis 2040 auf 34 Prozent fällt. Ungefähr doppelt so viele Frauen wie Männer, nämlich um 10 Prozent, leben mit anderen zusammen, vor allem wohl mit ihren Kindern oder in Anstaltshaushalten.

Abbildung 8: Haushalte der älteren Männer und Frauen



BiB-II5\~\proj_lhf\lhf03.sps 2000

Die Zahl der über 79-Jährigen wird sich im Projektionszeitraum ungefähr verdreifachen. Die Vorstellung, dass dies mit großen Veränderungen ihrer Lebensformen einhergeht, wäre aber falsch. Ein Drittel der Männer werden alleine leben, zwei Drittel der Frauen. Der Anteil der mit einer Partnerin bzw. einem Partner Zusammenlebenden liegt bei den Männern bei 59 Prozent, bei den Frauen steigt er von elf auf achtzehn.

Die Erhöhung der durchschnittlichen Lebenserwartung auf 80 Jahre und mehr wirkt sich vielmehr deutlicher bei den Lebensformen der 65- bis 79jährigen aus. Bei den Männern erhöht sich der Anteil der Alleinlebenden von 14 auf 35 Prozent, der Anteil der mit einer Partnerin Lebenden sinkt von 82 auf 58 Prozent. Von den Frauen dieses Alters wohnen heute 46 Prozent mit einem Partner zusammen. Dies könnte bis ungefähr 2010 auf 53 Prozent steigen, dann aber wieder zurückgehen. Die Zunahme ist auf die wachsende Lebenserwartung der Männer zurückzuführen, das entsprechend steigende Angebot auf dem Heiratsmarkt, der Rückgang auf die geringe Nuptialität und deswegen tatsächlich sinkende reale Verfügbarkeit.

In den Jahren ab 2010, wenn mehr Frauen als früher mit Partnern zusammenleben, wird ungefähr jeder vierte Privathaushalt in Deutschland der Haushalt eines über 64jährigen Paares sein.

5 Diskussion

Die Lebensformen, Haushalts- und Familienstrukturen haben sich in den letzten drei Jahrzehnten außerordentlich stark verändert. Mit geringer Fertilität und zunehmender Lebenserwartung verstärkte sich die demographische Alterung, die Abnahme der Heiratshäufigkeit und Zunahme der Scheidungen verminderten quantitativ die Bedeutung der Ehe und der traditionellen Familie, wenngleich diese aus miteinander Verheirateten und ihren Kindern bestehenden Lebensformen nach wie vor mehrheitlich gelebt werden.

Wenn man davon ausgeht, dass die jetzigen demographischen Verhaltensweisen (Auszug aus dem Elternhaus mit 23 bzw. 25 Jahren, Heiratswahrscheinlichkeit 60 bzw. 70 Prozent, Scheidungswahrscheinlichkeit bei 30 Prozent, durchschnittlich 1,33 Kinder) so bleiben, dann werden immer mehr nachwachsende Kohorten geprägt sein durch hohe Anteile an Unverheirateten, Kinderlosen und Bewohnern von Ein-Personen-Haushalten. Häufig werden alle drei Merkmale miteinander einhergehen.

Wenn man die Gesamtbevölkerung sieht, wird dieser Wandel mittelfristig allerdings überdeckt davon, dass die älteren Kohorten – auch wegen der angenommenen Steigerung der Lebenserwartung auf 79 bzw. 86 Jahre – vergleichsweise gewichtiger werden. Wegen deren hohem Verheiratetenanteil wird der Anteil der Verheirateten an der gesamten Bevölkerung in den nächsten Jahrzehnten sogar wieder zunehmen. Das tritt auch dann ein, wenn man bei den Nichtverheirateten genauer danach unterscheidet, ob sie in nichtehelichen Lebensgemeinschaften leben. In den Modellrechnungen wurde unterstellt, dass die heutigen Verhaltensweisen – demographisch betrachtet: die Übergangswahrscheinlichkeiten -, nichteheliche Lebensgemeinschaften einzugehen und sie zugunsten einer Ehe oder einer Trennung auch wieder zu beenden, so bleiben wie sie sind. Mithin bleiben die meisten dieser Partnerschaften eine Vorform der Ehe, die vor allem im jüngeren Alter gelebt wird. Ginge man von anderen Annahmen aus, etwa von einer weiteren Zunahme der nichtehelichen Lebensgemeinschaften und einer Verfestigung als Alternative zur Ehe, würden sich selbstredend andere Modellrechnungsergebnisse einstellen.

Auch unter Einbezug der nichtehelichen Lebensgemeinschaften werden hohe Single-Anteile in der zukünftigen Bevölkerung vorausberechnet. Deutliche Änderungen wären offensichtlich nur dann zu erwarten, wenn sich das Heirats- und Partnerschaftsverhalten oder auch die Wohnformen überaus drastisch ändern, hin zu mehr Partnerschaften in höheren Altersjahren oder weg vom Ein-Personen-Haushalt.

Innerhalb der älteren Bevölkerung nehmen alle Formen des Zusammenlebens quantitativ zu. So erfreulich dabei ist, dass ältere Ehepaare voraussichtlich länger zusammenleben und sie sich die Kapazitäten, einander wenn es not tut zu pflegen, dadurch sichern (Dinkel 1996), so sollte nicht hintangestellt werden, dass die Zahlen sowohl der älteren Nichtverheirateten als auch der Verwitweten ebenfalls steigen.

Das verwandte Prognoseprogramm ProFamy hat seine Brauchbarkeit bewiesen. Der von seinen Autoren gesetzte Anspruch, mit verfügbaren Daten auszukommen, wurde überwiegend eingelöst. Wenn die amtliche Statistik und vor allem Längsschnittdaten mehr demographisches Wissen zur Verfügung steht, wird das Programm noch leichter zu bedienen sein und solide Bevölkerungsvorausberechnungen liefern.

Zum Schluss sollen – über die oben bereits mehrfach angesprochenen Unsicherheiten über die Datenbasis und die geschätzten Parameter hinaus - problematische Ergebnisse und bedenkenswerte methodische Schritte aufgelistet werden, einerseits um sich der Abhängigkeit von den vorab getroffenen Annahmen noch einmal bewusst zu werden, andererseits um die Notwendigkeit weiterer Arbeiten zu verdeutlichen.

- Die vorgelegten Modellrechnungen gehen von der Bevölkerung am Ort der Hauptwohnung aus. Dies ist zwingend erforderlich, denn sonst würden Personen mit mehreren Wohnsitzen (Haupt- und Nebenwohnsitz) mehrfach gezählt. Die Folge ist, dass hier wiederum nur die Zahlen der Hauptwohnungen projiziert werden können. Es bedürfte gesonderter Schätzungen, die wenig mit der Modellrechnung der Lebensformen zu tun haben, um auch Zweitwohnungen zu projizieren.
- Zur Vereinfachung der Rechnung wurde davon ausgegangen, dass der Migrationssaldo Null ist und dass die Migration, die je dennoch vorhanden sein kann, keinen Einfluss auf die Bevölkerungsstruktur hat. Bei allen Ergebnissen ist also zu berücksichtigen, dass sich die Aussagen nur auf die residente Bevölkerung, die Bevölkerung des Basisjahres und ihre Nachkommen, beziehen.
- In der Modellrechnung wurden überhaupt keine Unterschiede zwischen Deutschen und Ausländern berücksichtigt.
- Auf regionale Unterschiede der Bevölkerung ist nicht eingegangen worden. Dabei ist anzunehmen, dass die demographische Entwicklung in den neuen Ländern noch länger durch deutlich niedrigere Geburten- und Heiratshäufigkeit gekennzeichnet ist. Wegen der Schwierigkeiten, die Annahmen über die zukünftigen Lebensformen detailliert zu beziffern, erscheinen entsprechende Modellrechnungen zur Zeit als zu schwierig.
- Das Wieder-Zusammenziehen von – erwachsenen - Kindern und Eltern bzw. einem Elternteil kann nicht modelliert werden. Die Zahl solcher Zwei-Generationen-Haushalte ist deshalb im Projektionszeitraum zu gering, die Zahl der Haushalte von Paaren gerade der älteren Jahrgänge ohne Kinder überhöht.

6 Literatur

- Arminger, Gerhard; Galler, Heinz: Demographisch relevante Modellrechnungen, Simulations- und Analyseverfahren auf der Basis empirischer Erhebungen. Wiesbaden (Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung) 1991. (= Materialien zur Bevölkerungswissenschaft, 72)
- Beck, Ulrich: Die Risikogesellschaft. Auf dem Weg in eine andere Moderne. Frankfurt (Suhrkamp) 1986.
- Beck-Gernsheim, Elisabeth: Von der Liebe zur Beziehung? Veränderungen im Verhältnis von Mann und Frau in der individualisierten Gesellschaft. In: Soziale Welt, Jg. 1986, H. Sonderband 4, S. 209-233.
- Beck-Gernsheim, Elisabeth: Freie Liebe, freie Scheidung - Zum Doppelgesicht von Freisetzungprozessen. Aus: Weymann, Ansgar (Hrsg.): Handlungsspielräume. Stuttgart (Enke) 1989. S. 105-119.
- Bien, Walter: Leben in Mehrgenerationenfamilien - Regel oder Sonderfall? Aus: Bien, Walter (Hrsg.): Eigeninteresse oder Solidarität. Beziehungen in modernen Mehrgenerationenfamilien. Opladen (Leske + Budrich) 1994. (=Deutsches Jugendinstitut, Familien-Survey, Bd. 3) S. 3-27.
- Birg, Herwig: Rente im 21. Jahrhundert - wer zahlt die Zeche? In: Spektrum der Wissenschaft, Jg. 1999, H. Dezember, S. 110-115.
- Birg, H.; Flöthmann, E.-J.; Frein, Th.; Ströker, K.: Simulationsrechnungen zur Bevölkerungsentwicklung in den alten und neuen Bundesländern im 21. Jahrhundert. Bielefeld 1998. (= Materialien des Instituts für Bevölkerungsforschung und Sozialpolitik (IBS) der Universität Bielefeld, 45)
- Bongaarts, John: The Projection of Family Composition over the Life Course with Family Status Life Tables. Aus: Bongaarts, John; Burch, Thomas; Wachter, Kenneth (Hrsg.): Family Demography. Methods and their Applications (1987). Oxford (Clarendon) 1990. S. 189-212.
- Boulangier, P.M.; Lambert, A.; Deboosere, P.; Lesthaeghe, R.: La Formation des Familles: Étude Prospective. Brüssel (Service de Programmation de la Politique Scientifique) 1994.
- Burch, Thomas K.: Theories of household formation: Progress and challenges. Aus: Imhoff, Evert van; Kuijsten, Anton; Hooimeijer, Pieter; Wissen, Leo van (Hrsg.): Household Demography and Household Modeling. New York (Plenum) 1995. S. 85-108.
- Dallinger, Ursula; Walter, Wolfgang: Bericht zur Lage der Generationen. ifb-Materialien zur Tagung "Erstes, zweites, drittes Lebensalter. Perspektiven der Generationenarbeit" in der Ak. f. pol. Bildung, Tutzing, 21./22. Sept. 1999. Bamberg 1999. (= Materialien, 2-99)
- Dinkel, Reiner Hans: Die Entwicklung des Familienstands der Seniorenbevölkerung in Kohortenbetrachtung. In: Zeitschrift für Gerontologie, Jg. 1996, [Seitenangaben fehlen!]
- Dorbritz, Jürgen; Gärtner, Karla: Bericht 1998 über die demographische Lage in Deutschland mit dem Teil B "Ehescheidungen - Trends in Deutschland und im internationalen Vergleich". In: ZfBW, 23. Jg. (1998), H. 4, S. 373-460.
- Dorbritz, Jürgen; Hullen, Gert; Schiener, Rolf: Prognose der Haushalts- und Familienstrukturen bis zum Jahr 2030. Wiesbaden 1997.
- Dorbritz, Jürgen, 2000: Eheschließungen Lediger – methodische Probleme, Trends und saisonale Muster. In: BiB-Mitteilungen 21, 1: 17-20
- Furstenberg Jr., Frank F.: Fortsetzungsehen. Ein neues Lebensmuster und seine Folgen. In: Soziale Welt, 38. Jg. (1987), H. 1, S. 29-39.
- Hagestad, Gunhild O.: Family and life course patterns in ageing societies: realities, myths and open questions. European Population Conference, Sept. 1999 Den Haag 1999.

- Hajnal, J.: Two kinds of pre-industrial household formation system. Aus: Wall, Richard; Robin, Jean; Laslett, Peter (Hrsg.): Family forms in historic Europe. Cambridge u.a. (Cambridge Univ. Press) 1983. S. 65-104.
- Hall, Anja: "Drum prüfe, wer sich ewig bindet". Eine empirische Untersuchung zum Einfluß vorehelichen Zusammenlebens auf das Scheidungsrisiko. In: ZfS, 26. Jg. (1997), S. 275-295.
- Hartmann, Peter H.: Warum dauern Ehen nicht ewig? Eine Untersuchung zum Scheidungsrisiko und seinen Ursachen. Opladen (Westd. Vlg.) 1989.
- Höhn, Charlotte; Roloff, Juliane; Schneekloth, Ulrich; Störtzbach, Bernd: Die Alten der Zukunft - Bevölkerungsstatistische Datenanalyse. Forschungsbericht. Stuttgart (Kohlhammer) 2. Aufl. 1997. (= Schriftenreihe des Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend)
- Hullen, Gert: Frauenbiographien. Ergebnisse der retrospektiven Befragung zu Familien- und Erwerbsbiographien 35- bis 60jähriger Frauen. Wiesbaden 1995. (= Materialien zur Bevölkerungswissenschaft, 83)
- Hullen, Gert: Lebensformen Nichtverheirateter und ihre Haushalte. Szenarien zu den Auswirkungen geringer Nuptialität. Walferdange, Luxemburg 1996.
- Hullen, Gert: Lebensverläufe in West- und Ostdeutschland. Längsschnittanalysen des deutschen Family and Fertility Surveys. Wiesbaden (Leske + Budrich) 1998. (= Schriftenreihe des Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung, 26)
- Imhoff, Evert van; Keilman, Nico: Lipro 2.0: An application of a dynamic demographic projection model to household structure in the Netherlands. Amsterdam (Swets & Zeitlinger) 1991.
- Kaufmann, Franz-Xaver; Kuijsten, Anton; Schulze, Hans-Joachim; Strohmeier, Klaus Peter (Hrsg.): Family Life and Family Policies in Europe. Vol. I. Structures and Trends in the 1980s. Oxford (Clarendon) 1997.
- Keilman, Nico; Brunborg, Helge: Household Projections for Norway, 1990-2020. Part I: Macrosimulations. Oslo-Kongsvinger (Statistisk centralbyrå) 1995.
- Klein, T.: Der Heimeintritt alter Menschen und Chancen seiner Vermeidung. Ergebnisse einer Repräsentativerhebung in den Einrichtungen der stationären Altenhilfe. In: Zeitschrift für Gerontologie und Geriatrie, 31. Jg. (1998), S. 407-416.
- Köhler, Sabine; Schimpl-Neimanns, Bernhard; Schwarz, Norbert: Pilotprojekt zur Erleichterung der Nutzungsmöglichkeiten von faktisch anonymisierten Mikrodaten. Aktueller Sachstand, Erfahrungen im Mikrozensus und Perspektiven. In: Wirtschaft und Statistik, Jg. 2000, H. 1, S. 30-37.
- Laslett, Peter: Family and household as work group and kin group: areas of traditional Europe compared. Aus: Wall, Richard; Robin, Jean; Laslett, Peter (Hrsg.): Family forms in historic Europe. Cambridge u.a. (Cambridge Univ. Press) 1983. S. 513-563.
- Lauterbach, Wolfgang; Lüscher, Kurt: Wer sind die Spätauszieher? Oder: Herkunftsfamilie, Wohnumfeld und die Gründung eines eigenen Haushaltes. In: Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft, 24. Jg. (1999), [Seitenangaben fehlen!]
- Lesthaeghe, Ron: Der zweite demographische Übergang in den westlichen Ländern: Eine Deutung. In: Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft, 18. Jg. (1992), H. 3, S. 313-354.
- Lindgren, Jarl; Vikat, Andres: Household Projection for Finland 1992-2022. An Application of the LIPRO Dynamic Projection Model. Helsinki 1995.
- Linke, Wilfried: Drei Verfahren zur Vorausschätzung der Privathaushalte. In: Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft, 9. Jg. (1983), H. 1, S. 276-46.

- Lowenstein, A.: Intergenerational family relations and social support. In: Zeitschrift für Gerontologie und Geriatrie, 32. Jg. (1999), H. 6, S. 398-406.
- Manting, D.; Alders, M.P.C.: Household Scenarios for the European Union. In: Bevolking en gezin, 46. Jg. (1998), H. 10, S. 11-27.
- Murphy, Mike; Wang, Duolao: Uncertainty in family forecasting. Peking 1997.
- Nelissen, Jan H.M.: Modelling and forecasting institutional households using microsimulation. In: Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft, 22. Jg. (1997), H. 1, S. 111-130.
- Pohl, Katharina: Design und Struktur des deutschen FFS. Wiesbaden (Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung) 1995. (= Materialien zur Bevölkerungswissenschaft 82a)
- Prinz, Christopher: Cohabiting, Married or Single. Portraying, Analyzing, and Modeling New Living Arrangements in the Changing Societies of Europe. Aldershot (Avebury) 1995.
- Rogers, A.: Introduction to Multiregional Mathematical Demography. New York (Wiley) 1975.
- Roloff, Juliane; Dorbritz, Jürgen (Hrsg.): Familienbildung in Deutschland Anfang der 90er Jahre. Demographische Trends, individuelle Einstellungen und sozio-ökonomische Bedingungen. Ergebnisse des deutschen Family and Fertility Surveys. Opladen (Leske + Budrich) 1999. (= Schriftenreihe des Bundesinstituts für Bevölkerungsforschung, 30)
- Roussel, L.: Types of Marriage and Frequency of Divorce. Aus: Grebenik, E.; Höhn, Ch.; Mackensen, R. (Hrsg.): Later phases of the family cycle. Oxford 1989. S. 19-36.
- Saluter, Arlene F.; Lugaila, Terry A.: Marital Status and Living Arrangements: March 1996. In: Current Population Reports, Jg. 1998, [Seitenangaben fehlen!]
- Saup, Winfried; Reichert, Monika: Die Kreise werden enger. Wohnen und Alltag im Alter. Aus: Dt. Institut für Fernstudienforschung an der Universität Tübingen (DIFF) (Hrsg.): Funkkolleg Altern. Tübingen 1996/97. S. STE 15.
- Schulz, Reiner: Soziale Netzwerke von Frauen im mittleren Alter. Eine Untersuchung des Bundesinstituts für Bevölkerungsforschung. In: Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft, 20. Jg. (1995), H. 3, S. 247-270.
- Schulz, Reiner: Der Familienstand als Determinante der Struktur des familialen Hilfs- und Unterstützungsnetzwerkes. In: Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft, 21. Jg. (1996), H. 1, S. 3-27.
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Gebiet und Bevölkerung Stuttgart (Metzler-Poeschel) 1996 ff. (= Fachserie 1, Reihe 1)
- Suzuki, Toru: Forecasting household composition via multi-state methods, with an example from Japan. Peking 1997.
- Vaskovics, Laszlo A.; Garhammer, Manfred; Schneider, Norbert F.; Kabat vel Job, Otmar: Familien- und Haushaltsstrukturen in der ehemaligen DDR und in der Bundesrepublik Deutschland von 1980 bis 1989 - ein Vergleich. Wiesbaden (BiB) 1994. (= Mat. z.Bev.wiss., Sonderheft 24)
- Vaskovics, Laszlo A.; Lipinski, Heike (Hrsg.): Familiäre Lebenswelten und Bildungsarbeit. Interdisziplinäre Bestandsaufnahme. 2 Bde. Opladen (Leske + Budrich) 1996/1997.
- Voit, Hermann; und Mitarbeiter: Entwicklung der Privathaushalte bis 2015. Ergebnis der Haushaltsvorausberechnung. In: Wirtschaft und Statistik, Jg. 1996, H. 2, S. 90-96, *92.
- Walter, Wolfgang (Hrsg.): Erstes, zweites, drittes Lebensalter. Perspektiven der Generationenarbeit. Dokumentation einer Tagung. Bamberg 1999. (= ifb-Materialien 3/99)

- Willekens, Frans: The Marital Status Life Table. Aus: Bongaarts, John; Burch, Thomas; Wachter, Kenneth (Hrsg.): Family Demography. Methods and their Applications (1987). Oxford (Clarendon) 1990. S. 125-149.
- Willekens, F.J.; Shah, I.; Shah, J.M.; Ramchandran, P.: Multistate analysis of marital status life tables: theory and application. In: Population Studies (London), 36. Jg. (1982), H. 1, S. 129-144.
- Zapf, Wolfgang; Breuer, Sigrid; Hampel, Jürgen; Krause, Peter; Mohr, Hans-Michael; Wiegand, Erich: Individualisierung und Sicherheit. Untersuchungen zur Lebensqualität in der Bundesrepublik Deutschland. München (Beck) 1987. (= Perspektiven und Orientierungen, Schriftenr. d. Bundeskanzleramtes, Bd. 4)
- Zeng Yi: Changing Demographic Characteristics and the Family Status of Chinese Women. In: Population Studies (London), 42. Jg. (1988), H. 2, S. 183-203.
- Zeng Yi: Family Dynamics in China: A Life Table Analysis. Madison (The Univ.of Wisconsin Press) 1991.
- Zeng Yi: Projecting household and living arrangement based on the German micro-census data. Rostock 1997.
- Zeng Yi; Vaupel, James W.; Wang Zhenglian: A multi-dimensional model for projecting family households - with an illustrative numerical application. In: Mathematical population studies, 6. Jg. (1997), H. 3, S. 187-216.
- Zeng Yi; Vaupel, James W.; Wang Zhenglian: Household Projection Using Conventional Demographic Data. Aus: Lutz, Wolfgang; Vaupel, James W.; Ahlburg, Dennis A. (Hrsg.): Frontiers of Population Forecasting. Supplement to Vol. 24 1998 Population and Development Review. New York (Population Council) 1999. S. 59-87.
- Zeng Yi, Wang Zhenglian: ProFamy: A New Method and Software for Family Household Projection. Rostock 1998.

Aus langjährigen Erfahrungen mit Bevölkerungsvorausschätzungen

Ich hoffe, dass sie meine Ausführungen als Plädoyer für Bevölkerungsvorausschätzungen oder, wenn Sie wollen, Bevölkerungsvorausberechnungen, verstehen, und zwar trotz aller damit verbundenen Probleme, Missverständnisse und Risiken, die ich aus jahrzehntelanger Beschäftigung mit dem Thema nur allzu gut kenne. Fast völlig vermeiden werde ich Fragen der Vorausschätzungstechnik. Im Computerzeitalter drängen sich diese zwar geradezu auf; denn der Rechenaufwand von früher einem halben Jahr und mehr ist inzwischen auf Stunden zusammengesmolzen. Doch habe ich allmählich gelernt, dass wir damit mit Massenware die eigentlichen Probleme nicht lösen konnten.

Ich denke, dass von Ihnen akzeptiert wird, wenn ich das Stichwort "Bevölkerung" hier etwas großzügig auslege.

Ich irre mich wohl nicht, wenn ich meine, dass Politik, öffentliche Verwaltung, Wirtschaft und viele Zweige der Wissenschaft heute auf Vorstellungen von der künftigen Bevölkerungsentwicklung nicht verzichten wollen und auch nicht verzichten können. Sie sind schon wegen der Größe und Langlebigkeit vieler Unternehmungen und Investitionen erforderlich.

Ist die Notwendigkeit von Bevölkerungsvorausschätzungen somit unbestritten, kann doch Streit darüber bestehen, ob sie, wie auch andere Vorausschätzungen, überhaupt möglich sind. Ich kann diese Frage weder mit einem bedingungslosen NEIN, noch mit einem bedingungslosen JA beantworten. Es kommt nämlich auch darauf an, welche Erwartungen mit einer Vorausschätzung verbunden sind.

Daraus ergibt sich zugleich, dass Bevölkerungsvorausschätzungen ein Arbeitsgebiet sind, auf dem nur schwer Lorbeeren geerntet werden können. Das hängt zunächst mit den Materialschwierigkeiten zusammen, mit denen fast jede Vorausschätzung zu tun hat. Von den vielen Methoden, die zur Verfügung stehen, eignen sich nämlich nicht diejenigen, welche voraussichtlich die besten Ergebnisse liefern könnten, es muss vielmehr das Verfahren gewählt werden, für das geeignetes Zahlenmaterial vorliegt. Hinzu kommt, dass es die Auftraggeber vielfach unterlassen, ihren Auftrag eindeutig zu formulieren. Noch schlimmer ist es, wenn die Auftraggeber Sehergabe erwarten, oder wenn das Ergebnis anders ausfällt als man es erhoffte. Aber auch die Auftragnehmer können schuldig werden, so z.B. dann, wenn sie es versäumen, den Auftraggeber ausreichend darüber zu unterrichten, wie der Inhalt der Ergebnisse zu interpretieren ist.

Wir sind alle keine Propheten und werden es auch in Zukunft nicht sein. Stimmen Vorausschätzung und Wirklichkeit trotzdem überein, ist dies i.d.R. dem Zufall zu verdanken. Das beruht letztlich genau darauf, dass niemand alle Daten mit ihren Nebenwirkungen kennen kann, von denen die Zukunft abhängt. Viele Einflussfaktoren sind überdies nur verbal formulierbar und nicht zu quantifizieren, weil sie sich nicht zählen lassen. Dazu kommt die oft übersehene Interdependenz der Einflussgrößen.

Selbstverständlich bleibt ein großer Teil der Zukunft auch dann ungewiss, wenn man Naturkatastrophen, Kriege und anderen Erscheinungen höherer Gewalt außer Betracht lässt. Prinzipiell sind politische Entscheidungen nur in engen Grenzen voraussagbar. Das ist einer der Gründe dafür, warum man sich gerade im Hinblick darauf mit "Status quo-Prognosen" begnügen muss.

Bei diesem Verfahren geht es, gewollt oder ungewollt, häufig um nichts anderes als ein Bevölkerungsentwicklungsmodell. Durch eine solche beschränkte Zielsetzung werden die Berechnungen jedoch keinesfalls immer wertlos. Ein berühmtes und schon 100 Jahre altes Status quo-Modell ist die "Stabile Bevölkerung". Sie zeigt, dass bei Fortdauer der altersspezifischen Geburtenhäufigkeit und Sterblichkeit von heute eine Bevölkerung entsteht, welche jährlich um 13 auf 1 000 Einwohner abnimmt, sich nach jeweils 28 Jahren um ein Drittel vermindert hat, nur 16 % noch nicht 20-Jährige, aber 36 % über 59-Jährige umfasst. Würde die durchschnittliche Kinderzahl dagegen statt rund 140 Kinder 210 betragen, würde sich eines Tages eine Bevölkerung ergeben, die weder zu- noch abnimmt und nur rund 26 % 60-jährige und Ältere hat.

Jetzt einige Grundsätze, die bei Bevölkerungsvorausschätzungen beachtet werden sollten:

- (1) Die meisten Bevölkerungsvorausschätzungen beruhen - zurecht - auf der Übertragung von Beobachtungen aus der Vergangenheit in die Zukunft. Wir tun damit nichts anderes als das, was sowieso unser Verhalten im Alltag bestimmt. Am Anfang einer jeden Vorausschätzung sollte daher ein gründliches Studium der bisherigen Entwicklung stehen, um an längeren Zeitreihen typische Entwicklungsverläufe festzustellen und zu analysieren.
- (2) Die Übertragung von Beobachtungen aus der Vergangenheit in die Zukunft hat häufig nur Erfolg, wenn für die Vergangenheit eine gewisse Regelmäßigkeit der Entwicklung zu verzeichnen war. Besonders günstig ist es, wenn sich die Regelmäßigkeit mathematisch ausdrücken lässt, also als Trend sichtbar wird.
- (3) Der Aufwand für eine Vorausschätzung und die geforderte Zuverlässigkeit der Ergebnisse müssen in einem vernünftigen Verhältnis zueinander stehen. Man braucht doch nicht darüber zu streiten, ob es in 30 Jahren in Deutschland statt 74 Millionen Deutsche heute etwa 60, 61 oder

62 Millionen geben wird, wenn wir z.B. über den künftigen Umfang der Einbürgerungen so wenig und über die Kinderzahl der Eingebürgerten gar nichts wissen.

- (4) Ist eine vorausgeschätzte Zahl unsicher, sollten wir das bereits in der Niederschrift der Ergebnisse zum Ausdruck bringen. Weit verbreitet ist die Angabe von Maximal- und Minimalwerten in der Annahme, dass die Wahrheit dazwischen liegen werde. Mitunter muss der Wert eines solchen Verfahrens vor allem dann bezweifelt werden, wenn die Spanne sehr groß ist, so dass man allenfalls von einem Szenarium sprechen kann, was hier nicht Gegenstand meiner Erörterungen sein soll. Es ist unfair auf diese Weise dem Benutzer die ganze Verantwortung zuzuschieben und ihn dazu zu zwingen, auf den Mittelwert auszuweichen. Mitunter hat man den Eindruck, dass das Rechnen mit sehr vielen Varianten nur den Zweck hat nachzuweisen, wie fleißig der Prognostiker gewesen ist.
- (5) Mit der Verfeinerung der Ausgangsdaten muss nicht immer eine Verbesserung der Ergebnisse verbunden sein. Ich nenne ein Beispiel aus dem eigenen Erfahrungsbereich. In den 60er Jahren glaubten wir, im Statistischen Bundesamt die Bevölkerungsvorausschätzungen wesentlich durch die Verwendung altersspezifischer Geburtenziffern in der weiteren Untergliederung nach dem Familienstand und der Zahl der in den Ehen schon erreichten Familiengröße verbessern zu können. Der Versuch misslang, weil wir jetzt auch noch die Entwicklung der Zahl der verheirateten Frauen nach der Kinderzahl vorzuschätzen hatten.
- (6) Die Qualität einer Prognose hängt in der Hauptsache von der Güte der Annahmen ab, weniger von der Rechenmethode. Annahmen sind zu begründen. Es genügt z.B. bei den Annahmen über die Geburtenhäufigkeit nicht, diese, wie das heute weitgehend geschieht, konstant zu halten, weil sich seit 25 Jahren wenig geändert hat, und das die einzige Begründung ist.
- (7) Werden Bevölkerungsvorausschätzungen für Teilräume von den für jeden Teilraum zuständigen Stellen vorgenommen, besteht die naheliegende Gefahr, dass die Summen der Teilschätzungen für das Gesamtgebiet zu unsinnigen Ergebnissen führt.
Vorziehen ist - aus methodischen Gründen - die Erzielung der Ergebnisse für den Gesamt- raum aus den Einzelergebnissen, also z.B. das Ergebnis für das Bundesgebiet aus den Ergebnissen für die einzelnen Bundesländer.
- (8) Bei manchen für die Zukunft genannten Einwohnerzahlen handelt es sich gar nicht um Voraus- schätzungsergebnisse, sondern um Planzahlen, die man entweder erreichen will oder die nicht unter- oder überschritten werden sollen.

So ist z.B. von Interesse zu wissen, wie groß der Umfang der Zuwanderung nach Deutschland sein müsste, damit der Bevölkerungsstand von rund 80 Millionen erhalten bleibt. Man kommt dabei auf abenteuerliche Ergebnisse, die zeigen, dass dann in Deutschland z.B. um das Jahr 2030 ein Viertel der Bevölkerung von Ausländern oder Abkömmlingen von Ausländern bestehen würde, in den großen Städten wohl jeder zweite Einwohner.

Ein weiteres interessantes Beispiel ist die Frage, wie sich die Bevölkerung entwickeln würde, wenn es z.B. in den nächsten 10 Jahren gelänge, das Niveau der Geburtenhäufigkeit von zur Zeit etwa 140 je 100 Frauen auf etwas über 200 anzuheben und damit - langfristig - das Minimum zur Reproduktion der Generationen zu erreichen. Bei diesem Modell zeigt sich, dass die Einwohnerzahl von rund 80 Millionen nicht zu erhalten wäre, sondern lediglich eine Einwohnerzahl von rund 70 Millionen.

- (9) Kurzfristige Vorausschätzungen sind im allgemeinen weniger problematisch als langfristige, da sich die in der allerletzten Zeit beobachtete Entwicklung meistens noch einige Zeit fortsetzt.
- (10) Je weiter man sich von der Ausgangsbasis entfernt, umso stärker verlagert sich das Ergebnis einer Vorausschätzung zu den Eigenschaften eines Bevölkerungsmodells.
- (11) Manche Berechnungsmethoden sind von vornherein nur als Modell gedacht. Berühmt geworden sind die großen US-amerikanischen Untersuchungen zum Einfluss der Geburtenhäufigkeit und Sterblichkeit auf die Altersstruktur der Bevölkerung unter sehr unterschiedlichen Annahmen über das Fertilitäts- und Mortalitätsniveau.
- (12) Viele Vorausschätzungsergebnisse sind durch die tatsächlichen Entwicklungen schnell überholt. In kürzeren oder längeren Zeiträumen müssen sie daher unter Heranziehung aktueller oder vielleicht auch besserer Unterlagen wiederholt werden. Dabei wird i.d.R. versäumt, die alten Ergebnisse einer gründlichen Analyse zur Aufdeckung von Fehlerursachen zu unterziehen.
- (13) Vor allem bei kleinräumlichen Bevölkerungsvorausschätzungen richtet man sich wegen der Datenlage, aber auch aus durchaus anderen plausiblen Gründen, sehr häufig nach vorgegebenen exogenen Zukunftsdaten. Beispiele sind vorhandene Bebauungspläne, vorgesehene Wohnbaumaßnahmen, beabsichtigte Gewerbeansiedlungen usw.. Man muss sich in solchen Fällen allerdings darüber im Klaren sein, dass man dann die vermutete Entwicklung der Bevölkerung, der Schüler etc. weitgehend anderen überlässt.
- (14) Zur Zeit werden wir mit Ergebnissen von Bevölkerungsvorausschätzungen überhäuft; denn die Zahl der Produzenten solcher Vorausschätzungen wird immer größer. Die Konkurrenz ist also

groß und der Streit darüber, wer Recht hat, nicht gering. Wer sich damit im Alltag auseinander zu setzen hat, lernt mit der Zeit Gelassenheit und lässt sich nicht davon beeindrucken, dass diejenigen am meisten Autorität besitzen, die europaweit oder gar weltweit ihre Aktivitäten entfalten und für mache als unfehlbar gelten.

- (15) Es versteht sich nahezu von selbst, dass die Ergebnisse von Bevölkerungsprognosen umso unsicherer werden, je kleiner die Territorien sind, auf die sie sich beziehen. Wir staunen über die relativ zuverlässigen Weltbevölkerungsprognosen der Vereinten Nationen. Näher betrachtet ist das kein Wunder, weil sich die Fehlprognosen für einzelne Staaten weitgehend ausgleichen.

Einige Schlussfolgerungen

Für wenn produzieren wir eigentlich Bevölkerungsvorausschätzungen?

Die wichtigsten Abnehmer sind wohl diejenigen, welche politische Entscheidungen zu treffen haben. Diesen Entscheidungsträgern ist schon vor fast 30 Jahren gesagt worden, dass wir uns in Deutschland einer Lage nähern werden, die uns heute die größten Sorgen macht, nämlich das nicht aufzuhaltende Älterwerden der Bevölkerung mit allen seinen Folgen. Wirkungen sind damit nicht erzielt worden. Erst jetzt wird, mehr oder weniger halbherzig, zur Kenntnis genommen, was man schon vor zwei bis drei Jahrzehnten hätte wissen können. Es ist auch noch nicht sehr lange her, dass man auf die Ausländer verwies, welche die Finanzen der Alterssicherungssysteme in Ordnung bringen sollten, obwohl die Demographen schon lange wissen, dass von daher nur Abschwächungen der Folgen des Älterwerdens und des Verzichts auf Kinder zu erwarten sind.

Trösten wir uns damit, dass es bisher nicht mehr als 30 Jahre gedauert hat, bis sich einige der Erkenntnisse aus Bevölkerungsvorausschätzungen soweit durchgesetzt haben, dass es ein Spitzenpolitiker - nicht ohne Widerspruch aus der eigenen Partei - wagte zu sagen, die Bewältigung der demographischen Probleme gehöre zu den wichtigsten Aufgaben des neuen Jahrhunderts.

Ohne Zweifel haben wir uns in der Vergangenheit vielfach geirrt. Es wird aber niemand mit Ernst behaupten können, wir seien erfolglos geblieben. Es trifft allerdings auch zu, dass in der sich rasch verändernden Welt von heute die Voraussehbarkeit der Zukunft geringer geworden ist. Weniger als früher kennen wir das gesellschaftliche und materielle Umfeld sowie den Zeitgeist mit dem wir eines Tages leben werden.

Entwicklung der Bevölkerung Deutschlands bis 2050 - Annahmen und Ergebnisse der 9. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung im Überblick -

Einleitung

Seit über 30 Jahren erstellen die Statistischen Ämter des Bundes und der Länder Bevölkerungsvorausberechnungen, die vom Statistischen Bundesamt koordiniert werden. Dabei werden die Annahmen über die Komponenten der Bevölkerungsbewegungen – also Fertilität, Mortalität und Migration – sowie der Basiszeitpunkt und der Vorausrechnungszeitraum gemeinsam festgelegt und die Rechnung mit einem einheitlichen Programm durchgeführt. Durch diese Abstimmung werden über sämtliche Länder vergleichbare Ergebnisse erzielt.

Koordinierte Vorausberechnungen wurden bisher nicht in einem festen Turnus, sondern bedarfsorientiert durchgeführt. Jetzt liegt die 9. dieser Rechnungen vor.

Die 9. koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung geht vom 31. 12. 1997 als Basiszeitpunkt aus und reicht bis zum Jahresende 2050. Eine derart langfristige Vorausberechnung hat Modellcharakter – schließlich lässt sich die Entwicklung mit immer weiterem Abstand zum Ausgangszeitpunkt immer schwieriger voraussehen. Die Vorausberechnung zeigt demzufolge auf, wie sich die Bevölkerung unter den getroffenen Annahmen entwickelt, ist also keine Prognose.

Wegen der noch deutlichen Unterschiede zwischen alten und neuen Ländern wurden die Annahmen dieser Vorausberechnung für beide Gebiete getrennt formuliert bzw. unterschiedliche Zeiträume bis zum Erreichen der Zielwerte vorgesehen. Auf diese Unterschiede werde ich nur kurz eingehen und entsprechend dem überwiegenden Bevölkerungsteil hauptsächlich die Annahmen für die alten Länder beschreiben, die prägend für die Entwicklung in Deutschland sind.

Die 9. koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung umfasst zwei Grund – und zwei Zusatzvarianten, wobei sich die Zusätze zum einen auf die Wanderungen, zum anderen auf die Entwicklung der Sterblichkeit beziehen.

Ich möchte Ihnen jetzt die Annahmen der „9. Koordinierten“ vorstellen, einen Überblick über die Varianten geben sowie die derzeitige Alterstruktur der Bevölkerung Deutschlands und die zu erwartenden Veränderungen im Zeitablauf beschreiben. Dabei werde ich auf den Altenquotienten und kurz auch auf die Gesamtbevölkerung eingehen sowie einige Vergleiche zur 8. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung vornehmen. Diese ging vom Jahresende 1992 aus und reichte bis 2040.

Annahmen

Konstante Geburtenhäufigkeit

Das Reproduktionsniveau von 2100 Kindern je 1000 Frauen, das notwendig wäre, um die Bevölkerungszahl dauerhaft konstant zu halten, wird in Deutschland seit etwa 30 Jahren nicht mehr erreicht. Das gilt vor allem für den westlichen Teil. Hier war die zusammengefasste Geburtenziffer nach starken Rückgängen in den 70er Jahren und dem Tief in den 80er Jahren mit weniger als 1300 Kindern je 1000 Frauen wieder etwas angestiegen und schwankt seit einiger Zeit um den Wert 1400. Dazu erwarten wir keinen wesentlichen Änderungen. Wir nehmen in der 9. koordinierten Vorausberechnung an, dass diese – im internationalen Vergleich niedrige – Geburtenhäufigkeit mit knapp 1400 Kindern je 1000 Frauen über den gesamten Vorausberechnungszeitraum hinweg konstant bleibt.

In den neuen Ländern stellte sich die Ausgangslage anders dar : Nach dem Tiefpunkt der Geburtenhäufigkeit in den 70er Jahren stieg sie Anfang der 80er Jahre deutlich an und ging dann wieder zurück, blieb aber deutlich höher als im Westen Deutschlands. Nach der Wiedervereinigung fiel die Geburtenhäufigkeit als Folge der sozialen und wirtschaftlichen Umbrüche erheblich. Es gab einen Einbruch bis auf unter 800 Kinder je 1000 Frauen (dabei spielten auch die Verlagerungen der Geburten auf ein höheres Alter eine Rolle - in der DDR waren die Frauen bei der Geburt ihres ersten Kindes deutlich jünger als im früheren Bundesgebiet) . Inzwischen steigt die Geburtenhäufigkeit wieder an (1998 erreichte sie knapp 1100, 1999 1150). Für die Vorausberechnung wurde angenommen, dass bis zum Jahr 2005 eine nach Höhe und Altersstruktur weitgehende Angleichung an die Geburtenhäufigkeit in den alten Ländern erreicht wird.

Vergleichbar war auch in der 8. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung vorgegangen worden.

Steigende Lebenserwartung

Während bei der Geburtenhäufigkeit in den letzten Jahren und Jahrzehnten Schwankungen um einen Wert zu beobachten sind, ist bei der Sterblichkeit ein Rückgang bzw. korrespondierend ein Anstieg der Lebenserwartung festzustellen. Die durchschnittliche Lebenserwartung Neugeborener liegt heute um etwa 30 Jahre höher als vor 100 Jahren. Langfristig gesehen war dafür der Rückgang der Kindersterblichkeit entscheidend, inzwischen geht aber auch die Sterblichkeit der Erwachsenen zurück.

Im internationalen Vergleich nimmt Deutschland hinsichtlich der Lebenserwartung einen Platz im oberen Mittelfeld ein. Davon ausgehend wird in der 9. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung angenommen, dass die Lebenserwartung der Bevölkerung Deutschlands bis 2035 die Werte erreicht, die sich bereits jetzt aus einer „Minimalsterbetafel“ ergeben. Diese Minimalsterbetafel enthält für jedes Altersjahr die niedrigste im internationalen Vergleich festgestellte Sterbewahrscheinlichkeit.

Das Ergebnis dieser Vorgehensweise stellt eine hypothetische , aber insgesamt nicht unrealistische Sterbetafel bzw. die daraus abzulesende Lebenserwartung dar. Für die anschließende Entwicklung von 2035 bis 2050 wurde eine weiter zurückgehende Sterblichkeit angenommen. Für die Lebenserwartung Neugeborener bedeutet dies einen Anstieg auf 77,0 Jahre (Jungen) bzw. 83,5 Jahre (Mädchen) bis zum Jahr 2035 und weiter auf 78,1 bzw. 84,5 Jahre im Jahr 2050. Gegenüber den Ergebnissen der Sterbetafel 1996/98 ergibt sich eine Zunahme um 4 Jahre bis 2050. Für die fernere Lebenserwartung der 60-jährigen wird eine Veränderung auf 21,6 bzw. 26,7 Jahre im Jahr 2050 angenommen. Damit nimmt die Lebenserwartung der 60-jährigen Männer im Vorausberechnungszeitraum um 2,7 Jahre, die der gleichaltrigen Frauen um 3,5 Jahre zu.

Weitere Lebenserwartung bei Geburt bzw. vollendetem Alter von 60 Jahren

	männlich		weiblich	
	0	60	0	60
1995/97	74,1	18,7	80,2	23,1
1996/98	74,4	18,9	80,5	23,2
2025 .	76,2	20,2	82,6	25,1
2035 .	77,0	20,8	83,5	25,8
2050 .	78,1	21,6	84,5	26,7

1995/97 und 1996/98: früheres Bundesgebiet; ab 2025: Deutschland.

In den neuen Ländern ist die Sterblichkeit zur Zeit noch höher, dementsprechend die Lebenserwartung der neugeborenen Jungen um zwei Jahre, die der Mädchen um ein und die der 60-jährigen bei beiden Geschlechtern etwa ein Jahr niedriger als im früheren Bundesgebiet. Zur künftigen Entwicklung wurde angenommen, dass in den neuen Ländern bis zum Jahr 2005 die Sterblichkeit erreicht wird, die zum Ausgangszeitpunkt der Rechnung in den alten Ländern bestand, sich anschließend eine weitere Absenkung ergibt und schließlich im Jahr 2025 die gleichen Werte wie für den Durchschnitt der alten Länder auch in den neuen Ländern gelten. Vom Jahr 2025 an wird eine einheitliche Entwicklung in den alten und den neuen Ländern auf die bereits genannten Zielwerte angesetzt.

In der 8. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung war von einem Anstieg der durchschnittlichen Lebenserwartung auf etwa 74,8 (Männer) bzw. 81,3 Jahre (Frauen) bis zum Jahr 2040 ausgegangen worden. Dies waren etwa 2,5 Jahre weniger als in der jetzt vorgelegten Rechnung, wobei allerdings auch die Ausgangswerte etwa ein Jahr niedriger waren (in den neuen Ländern etwa 2 Jahre) als diejenigen der aktuellen Vorausberechnung. Diese Zielwerte sollten im Westen Deutschlands schon 2000 erreicht sein, im Osten - nach einem Zwischenschritt - im Jahr 2030 die gleichen Sterblichkeitsverhältnisse wie im früheren Bundesgebiet gelten. Tatsächlich hatte es zu Beginn der 90er Jahre in den neuen Ländern in einigen Altersjahren Rückschläge gegeben und waren auch vor-

her Stagnationen zu beobachten gewesen. Jetzt wird nicht nur eine insgesamt höhere Lebenserwartung, sondern auch eine schnellere Anpassung in den neuen Ländern erwartet.

Um die Auswirkungen eines schnelleren - die Werte der Minimalsterbetafel werden bereits Anfang bis Mitte der 2020er Jahre erreicht - und stärkeren Anstiegs der Lebenserwartung zu untersuchen, haben wir in der 9. Koordinierten eine Zusatzvariante berechnet: Dabei wird für 2050 eine durchschnittliche Lebenserwartung neugeborener Jungen von 80,1 und gleichaltriger Mädchen von 86,4 Jahren angesetzt. Dies sind zwei Jahre mehr als in der Grundvariante der 9. Koordinierten und 5,7 bzw. 5,9 Jahre mehr als nach Sterbetafel 1996/98. Für 60-jährige betragen die Unterschiede bei einem Zielwert von 23,1 bzw. 28,4 Jahren 1,5 bzw. 1,7 Jahre gegenüber der Grundvariante und 4,2 bzw. 5,2 Jahre gegenüber den Ergebnissen der Sterbetafel 1996/98.

Wanderungen

Varianten der Außenwanderungen

Bei den Außenwanderungen über die Grenzen Deutschlands handelt es sich um die Komponente der Bevölkerungsbewegung mit den stärksten Schwankungen. Es gab Zeiträume mit hohen Wanderungsüberschüssen, aber auch Wanderungsverluste. Entsprechend schwierig gestaltet sich die Setzung der Annahmen.

Für die 9. Koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung haben wir zur Bestimmung des Wanderungssaldos nach Deutschen und Ausländern unterschieden. Für die deutsche Bevölkerung wird von einem Wanderungsgewinn von 80 000 Personen zu Beginn der Rechnung ausgegangen, der allmählich abnimmt, bis im letzten Jahrzehnt der Vorausberechnung der Wanderungssaldo Null beträgt. Bei der ausländischen Bevölkerung steht zu Beginn ein negativer Wanderungssaldo (- 50000), dem ab 1999 ein allmählicher Anstieg auf jährlich 100 000 Personen im Jahr 2003 und anschließende Konstanz (Variante 1) bzw. eine weitere Zunahme auf jährlich 200 000 Personen bis zum Jahr 2008 und Beibehaltung dieses jährlichen Wanderungsgewinns bis zum Schluss der Vorausberechnung (Variante 2) folgt. Diese Annahmen entsprechen einem Wanderungsüberschuss von insgesamt 1,1 Millionen Deutschen und 5 (Variante 1) bzw. 9,5 Millionen Ausländern (Variante 2), zusammen also 6,1 bzw. 10,6 Millionen Personen bis zum Jahr 2050. Der mit diesen beiden Varianten eröffnete Korridor entspricht dem langjährigen Durchschnitt der Außenwanderungen. Eine neue Wanderungspolitik war bei der Formulierung der Annahmen noch nicht konkret abzusehen.

Auch zu den Wanderungen haben wir eine Zusatzvariante berechnet, wobei für die ausländische Bevölkerung ab 1999 ein ausgeglichener Saldo angenommen wurde. Allerdings wurde auch hier - wie bei den beiden bereits beschriebenen Wanderungsvarianten - eine Sockelwanderung angenommen, d.h. berücksichtigt, dass jüngere Personen zu- und ältere fortziehen, so dass sich auch bei gleicher

Anzahl von Zu- und Fortzügen ein Verjüngungseffekt ergibt. Diese Variante „0“ zeigt im Vergleich mit den anderen Varianten die Auswirkungen von Wanderungen auf.

Während in der 9. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung von einem negativen Wanderungssaldo der ausländischen Bevölkerung aus eine Zunahme der Wanderungen auf die Zielwerte angenommen wird, war bei der 8. koordinierten von den hohen Ausgangswerten zu Beginn der 90er Jahre aus eine Abnahme auf die langfristigen Zielwerte von 100 000 (Variante 1) bzw. 200 000 (Variante 2) und in einer dritten Variante von 300 000 Personen im Jahr 2000 ausgegangen worden. Auch für die deutsche Bevölkerung waren die Wanderungsgewinne zu Beginn der 90er Jahre deutlich höher als jetzt. Dementsprechend enthielt die 8. koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung auch in ihren Varianten 1 und 2 zu Beginn des Vorausberechnungszeitraums deutlich höhere Wanderungssalden als die 9. koordinierte (z. B. sah Variante 1 der 8. Koordinierten für das Jahr 1998 einen Wanderungssaldo von 380 000 Personen (Deutsche und Ausländer zusammen) vor, die 9. Koordinierte dagegen nur 30 000 Personen). Erst ab 2011 liegen die Wanderungsvarianten der 9. Koordinierten – wegen der unterschiedlichen Annahmen zu den Wanderungen deutscher Personen – höher als diejenigen der 8. Koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung. Die Summe der Wanderungen betrug nach der 8. Koordinierten für den Zeitraum von 1998 bis 2040 5,3 Millionen (Variante 1) bzw. 9,5 Millionen (Variante 2). Die Annahmen der 9. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung dagegen addieren sich für den gleichen Zeitraum auf 5,1 bzw. 8,6 Millionen.

Binnenwanderungen

Bei einer koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung kommt neben den Außenwanderungen auch den Binnenwanderungen erhebliche Bedeutung zu. Die Abstimmung der Annahmen zu den Wanderungen zwischen den Bundesländern ist ein Charakteristikum einer koordinierten Rechnung, schließlich muss sich ein innerhalb Deutschlands ausgeglichener Binnenwanderungssaldo ergeben. Hierzu wurde in der aktuellen Vorausberechnung angenommen, dass sich die Wanderungen zwischen den Ländern allmählich verringern. Bis zum Jahr 2015 werden nach diesen Annahmen die neuen Länder etwa 290 000 Personen an die alten Länder verlieren. Ab 2016 werden keine Binnenwanderungen mehr berücksichtigt - wie die Wanderungsbeziehungen zwischen den Ländern danach aussehen ist zu ungewiss, als dass eine Annahme getroffen werden sollte. In der 8. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung war angenommen worden, dass sich die Wanderungen zwischen den alten und neuen Ländern bis zum Jahr 2005 ausgleichen werden.

Die Übersicht fasst die für die einzelnen Varianten der 9. Koordinierten geltenden Annahmen zusammen.

Übersicht über die Varianten der 9. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung

	Variante			
	1	2	0	2a
Geburtenhäufigkeit	X	X	X	X
Konstant 1 400 Kinder je 1000 Frauen (mit Angleichung an diesen Wert in den neuen Ländern und Berlin-Ost)				
Sterblichkeit				
Lebenserwartung Neugeborener im Jahr 2050: Jungen 78,1 Jahre, Mädchen 84,5 Jahre	X	X	X	
Lebenserwartung Neugeborener im Jahr 2050: Jungen 80,1 Jahre, Mädchen 86,4 Jahre				X
Außenwanderungen				
Abnehmender Wanderungssaldo der deutschen Bevölkerung, langfristiger jährlicher Wanderungssaldo der ausländischen Bevölkerung				
100 000	X			
200 000		X		X
0			X	

Ergebnisse

Veränderungen der Bevölkerungsgröße und Altersstruktur

Neben Geburten, Sterbefällen und Wanderungen bestimmt auch die aktuelle Bevölkerungsstruktur die künftige Entwicklung. Der gegenwärtige Altersaufbau der Bevölkerung Deutschlands zeigt noch die Auswirkungen der Weltkriege und der Weltwirtschaftskrise, also lange zurückliegender Ereignis-

nisse. Heute gehören die Personen im Alter von Mitte bis Ende 30 Jahren zu den stärksten Jahrgängen, die jüngeren weisen deutlich weniger Angehörige auf. Dagegen sind auch die etwa 60-jährigen stark besetzt.

Schon hieran zeigt sich, dass in 25 bis 30 Jahren starke „Rentnerjahrgänge“ (im Alter ab 60 Jahren) vorhanden sein werden, denen schwächer besetzte (die heute jünger als 30 Jahre sind) nachfolgen.

Die Vorausberechnung weist ständig mehr Sterbefälle als Geburten auf. Beträgt dieses Geburtendefizit heute etwa 72 000, so wird es nach Variante 2 im Jahr 2020 bei 400 000 liegen und bis zum Jahr 2050 auf etwa 640 000 ansteigen. In den Varianten 1 und 0 fällt dieses Defizit noch größer aus, in Variante 2a wegen der als Folge der höheren Lebenserwartung geringeren Anzahl an Sterbefällen dagegen etwas geringer. Die angenommenen Wanderungssalden sind stets niedriger als die Geburtendefizite. Demzufolge nimmt die Bevölkerung nach der Vorausberechnung ständig ab.

Heute leben über 82 Millionen Menschen in Deutschland. Nach Variante 1 werden es 2020 nur noch 78,5 und im Jahr 2050 noch 64,4 Millionen sein. Nach Variante 2 mit den höheren Wanderungen fällt die Abnahme mit 80,2 Millionen im Jahr 2020 und 69,9 Millionen Einwohnern Deutschlands im Jahr 2050 zwar nicht so stark wie in Variante 1 aus, ist aber ebenfalls deutlich. Ohne Zuwanderung von Ausländern lebten in Deutschland in im Jahr 2050 nur noch 58,4 Millionen Menschen. Die Variante 2a weist entsprechend den geringeren Sterbefallüberschüssen mit 71,6 Millionen den höchsten Bevölkerungsstand am Ende des Vorausberechnungszeitraums auf.

Die 8. koordinierte Bevölkerungsvorausberechnung hatte für ihr Endjahr 2040 in Variante 1 67,6 und in Variante 2 72,4 Millionen Einwohner nachgewiesen. Das sind 2,3 bzw. 1,8 Millionen weniger als nach der 9. Koordinierten für dieses Jahr zu erwarten sind.

Die künftige Altersstruktur wird durch ein höheres Gewicht der älteren Personen gekennzeichnet sein. 2050 werden die etwa 60-jährigen (also die um 1990 geborenen heute 10-jährigen Kinder) die stärkste Gruppe der Bevölkerung stellen. Außerdem wird es relativ viele Frauen im Alter von etwa 80 Jahren geben (die heute etwa 30 Jahre alt sind und um 1970 geboren wurden). Bei den unter 50-jährigen werden die Jahrgänge um so geringer besetzt sein, je jünger sie sind - auf die schwach besetzten Elterngenerationen folgen bei der angenommenen Geburtenhäufigkeit von 1,4 Kindern je Frau bzw. Elternpaar stets schwächer besetzte Kinderjahrgänge. Somit entsteht eine „umgekehrte Pyramide“.

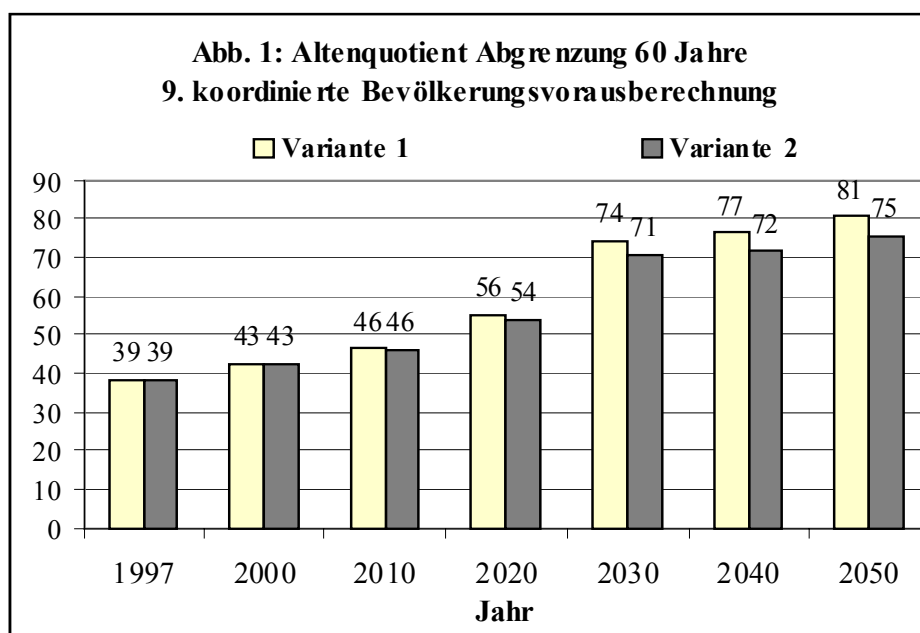
Die Verschiebungen im Altersaufbau lassen sich auch beschreiben, indem Altersgruppen gebildet werden und deren Entwicklung verfolgt wird. Hier betrachte ich drei Gruppen : Die Bevölkerung im Alter von unter 20 Jahren, zwischen 20 und 60 Jahren („Erwerbsalter“) und ab 60 Jahren („Rentenalter“). Die im folgenden genannten Ergebnisse beziehen sich auf Variante 2 der 9. koordinierten Vorausberechnung. Gibt es im Jahr 2000 noch 17,4 Millionen unter 20-jährige, so werden es im Jahr 2050 nur noch 11,4 Millionen sein. Die Zahl der 20 bis unter 60-jährigen beträgt heute 45,4 Millionen und damit etwa 55 % der Bevölkerung. Dagegen sind für 2050 nur noch 33,4 Millionen (48 %)

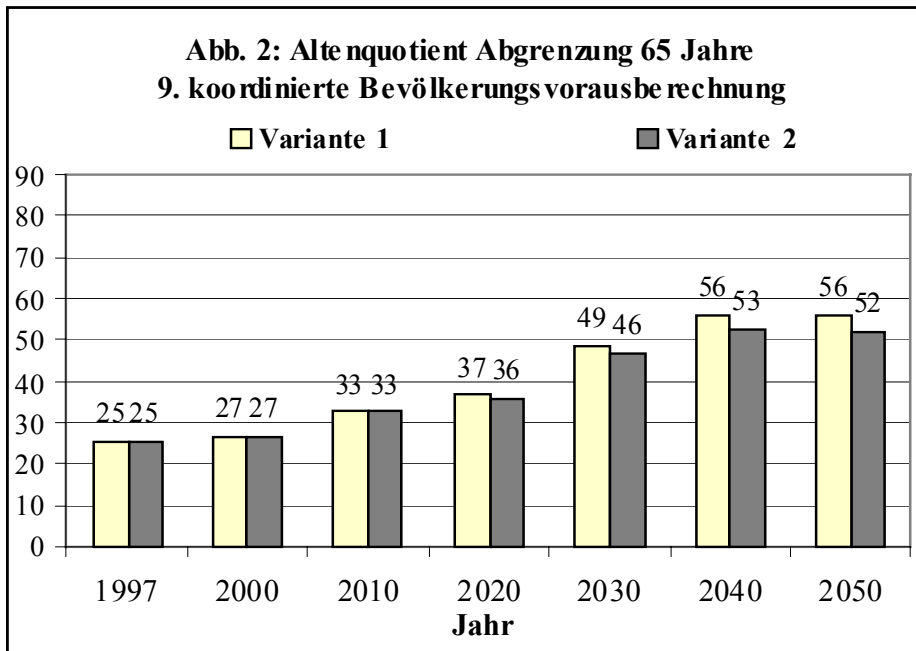
Angehörige dieser Altersgruppe zu erwarten. Die Zahl der ab 60-jährigen beträgt heute 19,4 Millionen (24 %) und 25,2 Millionen (36 %) im Jahr 2050. Dabei nimmt ihre Zahl nach 2030 (von dann knapp 27 Millionen) ab.

Verdoppelung des Altenquotienten

Setzt man die ältere Altersgruppe als die potentiellen Empfänger von Leistungen aus den Alterssicherungssystemen ins Verhältnis zur mittleren Altersgruppe als den potentiellen Erbringern dieser Leistungen, so erhält man den Altenquotienten. Dieser ist als Folge der Altersstruktur der Bevölkerung bereits in den letzten Jahren deutlich angestiegen. 1995 kamen 36 60-jährige und Ältere auf 100 Personen im Alter von 20 bis 59 Jahren, heute sind es etwa 43. Bis 2010 wird dieser Quotient nur leicht zunehmen, dann aber erhebliche Steigerungen aufweisen. Die geburtenstarken Jahrgänge rücken bis 2030 in das Alter 60 und mehr auf, was sich in einem Altenquotienten von 71 im Jahr 2030 niederschlägt. Im Jahr 2040 wird er kaum höher ausfallen, da die bislang schwächsten Geburtsjahrgänge von 1970 bis 1980 dann in die Altersgruppe „60 Jahre und älter“ eingetreten sein werden und die Zahl der über 60-jährigen damit abnehmen wird. Im Jahr 2050 werden dann allerdings über 75 60-jährige und ältere auf 100 Personen zwischen 20 und 60 Jahren kommen. Dieser Anstieg des Altenquotienten im letzten Jahrzehnt der Vorausberechnung folgt aus der starken Abnahme der mittleren Altersgruppe in diesem Zeitraum. Gegenüber der Basis der Rechnung 1997 (39) bedeutet dies fast eine Verdoppelung.

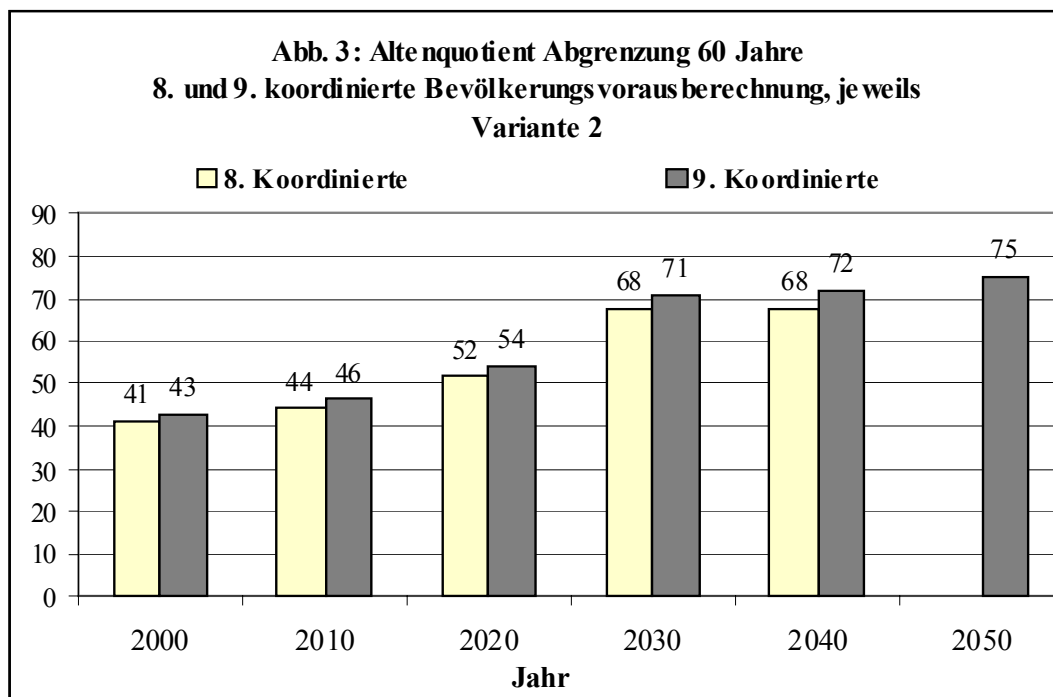
Bei geringerer Zuwanderung (Variante 1) steigt der Altenquotient noch stärker an, da die jüngeren Jahrgänge dann schwächer ausfallen. Unter dieser Annahme wird der Quotient im Jahr 2050 betragen (s. Abb. 1)





In der 8. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung war ein ähnlicher Verlauf zu erkennen. Der Altenquotient stieg nach dieser Rechnung bis 2020 und dann nochmals 2030 stark an und veränderte sich bis 2040 nur wenig. Der Quotient wies aber niedrigere Werte als nach der 9. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung auf. Für das Jahr 2040 war nach Variante 2 der 8. Koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung mit einem Altenquotienten von 68 zu rechnen, nach der 9. Koordinierten ergibt sich dagegen ein Quotient von 72. Zu diesen Abweichungen tragen nicht nur die unterschiedlichen Annahmen zur Lebenserwartung, sondern auch zu den Wanderungen bei. Nach der 8. koordinierten Bevölkerungsvorausberechnung waren bis zu ihrem Endjahr 2040 mehr 20 bis unter 60-jährige als nach der 9. Koordinierten zu erwarten (s. Abb. 3).

Innerhalb der 9. Koordinierten weisen die Zusatzvarianten bis zum Jahr 2020 hinsichtlich des Altenquotienten nur geringe Unterschiede zu Varianten 1 und 2 auf. Dann nimmt der Altenquotient in Variante „0“ am stärksten – auf 85 – zu, da hier der Verjüngungseffekt durch Wanderungsgewinne fehlt. Variante 2a mit der höheren Lebenserwartung führt zu einem höheren Altenquotienten (80) als die entsprechende Grundvariante 2, der aber immer noch niedriger ausfällt als das Ergebnis der Variante 1 mit den geringeren Wanderungen.



Setzt man die Abgrenzung von Erwerbs- und Rentenalter nicht bei 60, sondern bei 65 Jahren an, ergeben sich deutlich geringere Altenquotienten, da die Gruppe der 60 bis unter 65-jährigen dann aus der älteren in die mittlere Gruppe verschoben wird. Der so berechnete Altenquotient steigt von etwa 27 im Jahr 2000 auf 52 im Jahr 2050 an (Variante 2), verdoppelt sich also ebenfalls. Stellt man das Ergebnis von 52 für das Jahr 2050 allerdings dem Altenquotienten von 43 im Jahr 2000 bei der Abgrenzung von 60 Jahren gegenüber, ergibt sich eine relativ geringe Zunahme (bei der Abgrenzung 60 Jahre beträgt der Altenquotient im Jahr 2050 75). Für das Jahr 2030 ergibt die Erhöhung der Altersgrenze von 60 auf 65 Jahre eine Reduktion des Altenquotienten von 71 auf 46 (s. Abb. 2).

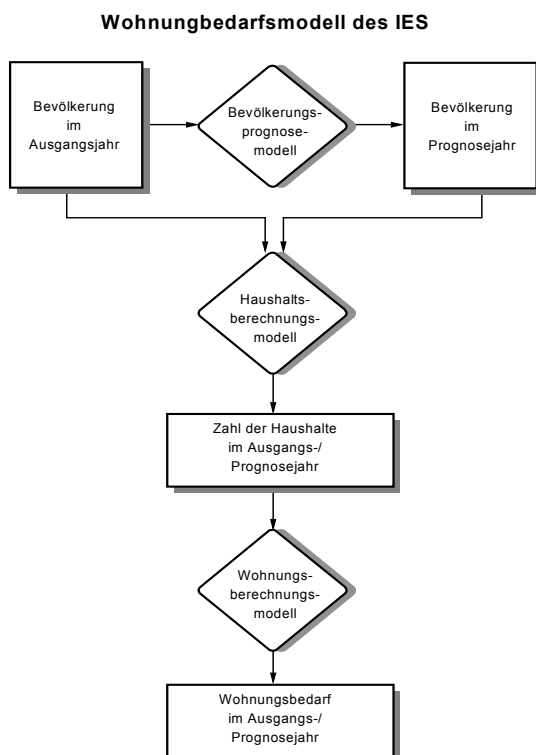
Aus den vorgestellten Ergebnissen ist zu erkennen, dass erhebliche Verschiebungen in der Zahl und der Alterstruktur der Bevölkerung bevor stehen. Diese Veränderungen werden vielfältige Auswirkungen haben, die über die Frage der Alterssicherung weit hinausgehen.

Die regionalisierte Wohnungsprognose für Niedersachsen bis 2015

Das Institut für Entwicklungsplanung und Strukturforschung GmbH an der Universität Hannover (IES) erarbeitet im Auftrag des Landes Niedersachsen zweijährig eine regionalisierte Wohnungsprognose für die 37 Landkreise und die 9 kreisfreien Städte in Niedersachsen. Die Arbeiten wurden auf der Basis der Bevölkerungsdaten vom 31.12.1992, vom 31.12.1994, vom 31.12.1996 und zuletzt vom 31.12.1998 durchgeführt. Die früheren Prognosen endeten am 31.12.2010. In der letzten Bearbeitung wurde der Prognosehorizont auf den 31.12.2015 verlängert.

Die hier vorgestellte Methodik wurde vor ca. 15 Jahren im IES entwickelt und seitdem ständig verbessert und neuen Gegebenheiten und Anforderungen angepasst. Sie besteht aus drei unterschiedlichen Bausteinen, die nacheinander abgearbeitet werden müssen:

Zuerst wird die zukünftige Bevölkerung für jede regionale Einheit mit Hilfe des Bevölkerungsprognosemodells abgeschätzt. Im nächsten Schritt wird die Zahl der Haushalte im Ausgangs- und den Prognosejahren berechnet. Abschließend erfolgt die Berechnung des Gesamtwohnungsbedarfs als Summe des Wohnungsnachholbedarfs für das Ausgangsjahr und des Wohnungsneubedarfs bis zum Ende des Prognosezeitraums.



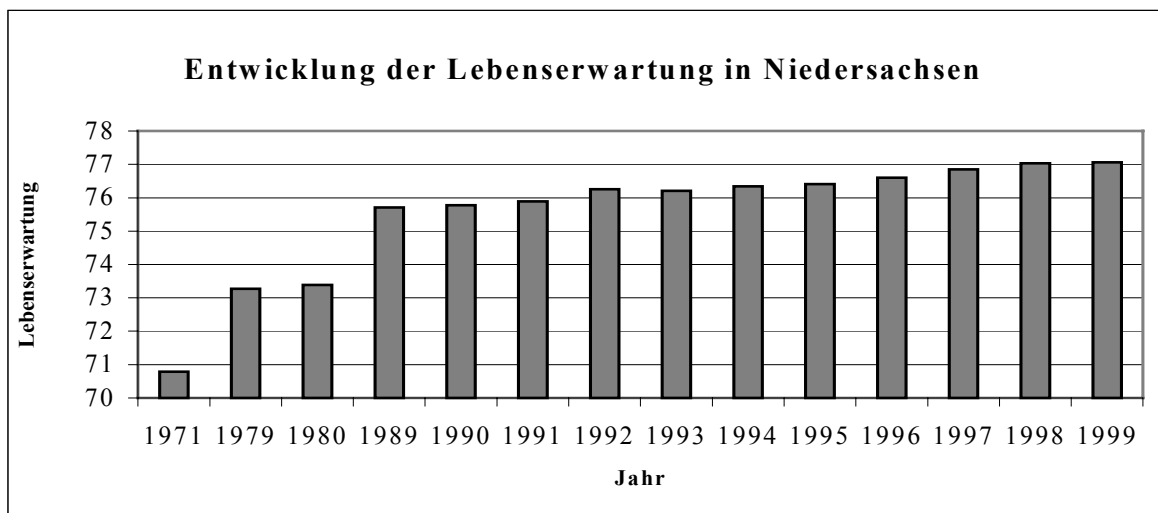
Beschreibung der Methodik der Bevölkerungs-, Haushalts- und Wohnungsprognose

1 Methodik der Bevölkerungsprognose

Die Bevölkerungsprognose basiert auf dem Kohorten- oder Komponentenmodell. Dazu müssen für jede kreisfreie Stadt und jeden Landkreis die Bevölkerung (in der Regel am Ort der Hauptwohnung - Erstwohnsitze), die Zuzüge und die Fortzüge nach 100 Altersjahren und Geschlechtern getrennt für das Ausgangsjahr vorliegen. In der Regel werden für jede regionale Einheit die Bevölkerungsbewegungen (Geburten, Zuzüge und Fortzüge) der letzten Jahre gemittelt, da die Bewegungen eines einzigen Jahres evtl. mit Ausreißern behaftet sind.

In der Prognose werden die Zuzüge, Fortzüge und Sterbefälle für jedes Altersjahr und Geschlecht (jede Komponente) einzeln ermittelt und mit der vorhandenen Bevölkerung saldiert. Außerdem werden die Geburten anhand altersjahrspezifischer Geburtenziffern der Frauen im gebärfähigen Alter berechnet. Nach jedem Prognosejahr altern die Komponenten und die oben skizzierten Arbeitsschritte werden bis zum Ende der Prognose erneut durchgeführt

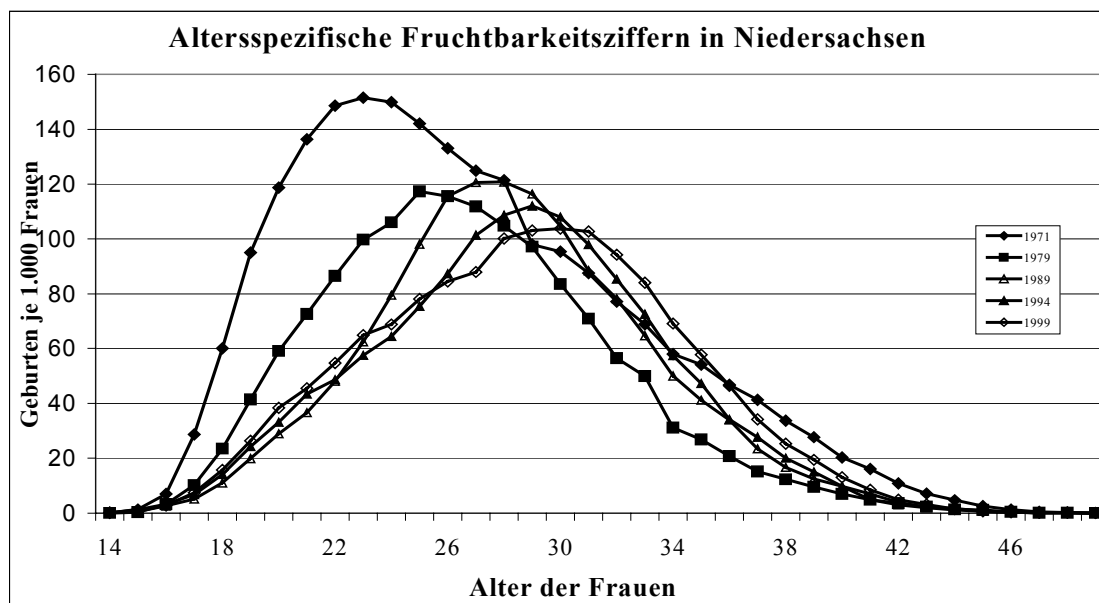
In den letzten Jahrzehnten ist die Lebenserwartung beider Geschlechter in Niedersachsen erheblich gestiegen. Es ist anzunehmen, dass sich diese Entwicklung in Zukunft, wenn auch in schwächerer Form, fortsetzen wird. Deshalb wird bei der Bevölkerungsprognose die Lebenserwartung im Laufe der Prognosejahre kontinuierlich leicht gesteigert.



Quelle: Ausgangsdaten Niedersächsisches Landesamt für Statistik (NLS); Berechnungen IES

In den 60-er- und den frühen 70-er-Jahren lag die Fertilität in Niedersachsen teilweise deutlich über dem Bestandserhaltungsniveau von 2,1 Geburten je Frau. Danach sank die Fertilität erheblich und blieb seitdem in den letzten beiden Dekaden weitgehend konstant bei etwa 1,4 Geburten je Frau. Im Unterschied zu den 60-er- und frühen 70-er-Jahren, als die größte Geburtenhäufigkeit bei Frauen im Alter von 25 Jahren lag, gebären die Frauen ihre Kinder inzwischen fünf Jahre später. Da mittlerweile

auch die Fertilität ausländischer Frauen nur geringfügig von der deutscher Frauen abweicht, besteht kein Anlass, das Ausmaß der Fertilität im Laufe der Prognose zu verändern.



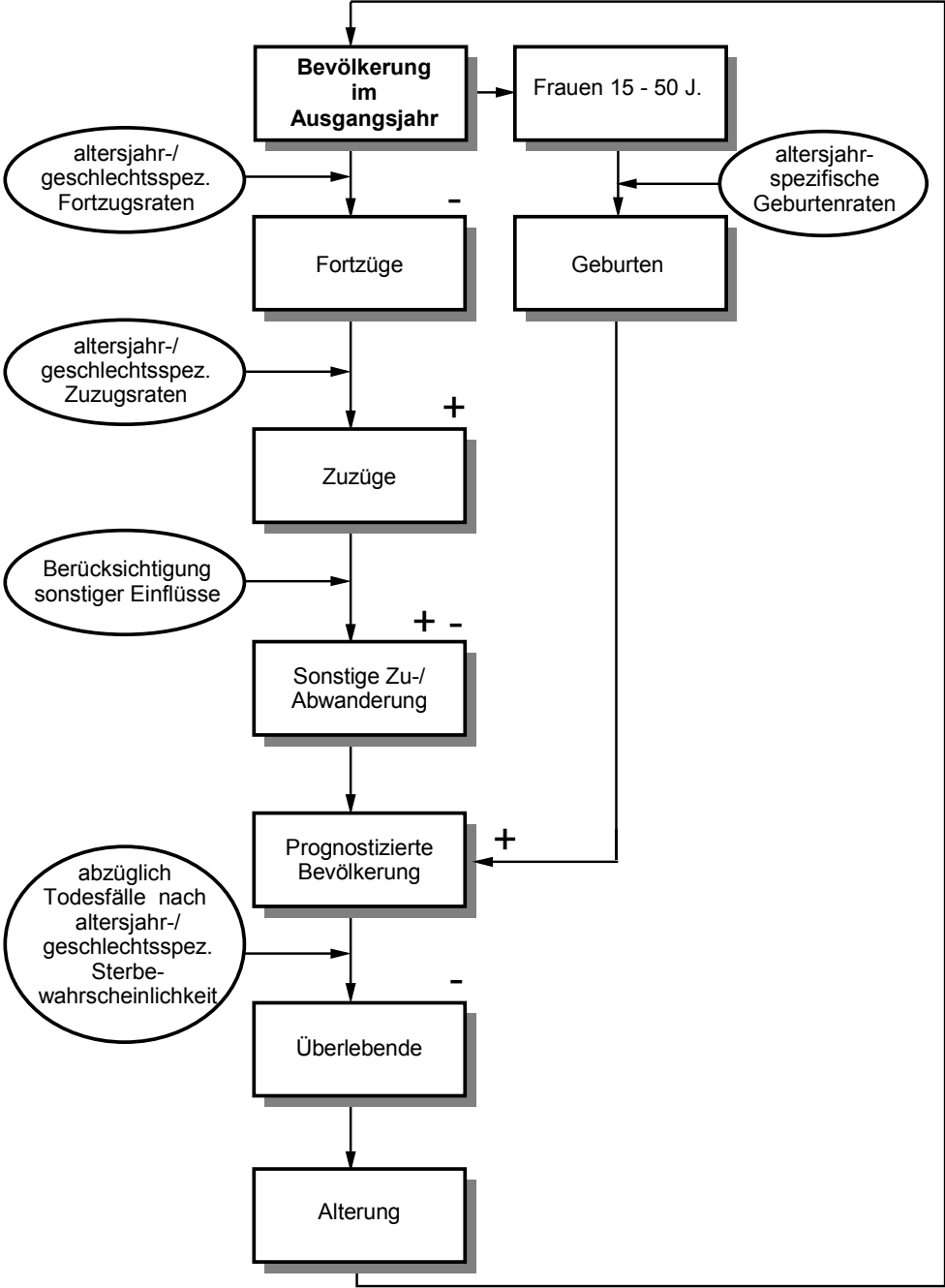
Quelle: NLS

Bei der Fertilität wird im Ausgangsjahr für jede regionale Einheit die Zahl der theoretischen Geburten mit Hilfe der altersspezifischen Geburtenziffern ermittelt und auf die tatsächliche Geburtenzahl abgeglichen. Mit den dabei ermittelten individuellen Korrekturfaktor der jeweiligen regionalen Einheit werden in jedem Prognosejahr die errechneten Geburten der Realität angepasst. Dadurch ist sichergestellt, dass z.B. die im Ausgangsjahr in ländlichen Gebieten festgestellten überdurchschnittlichen Geburtenraten in die Prognose eingehen.

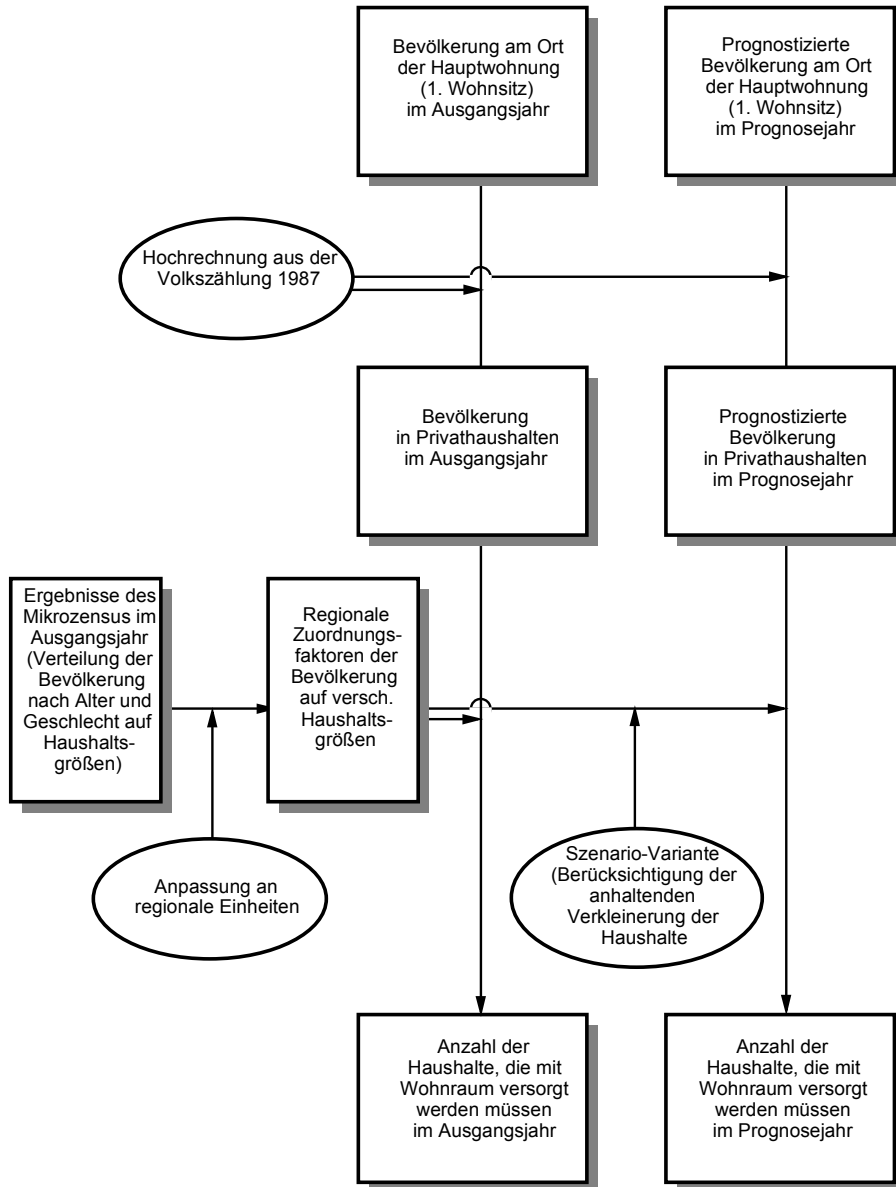
Die Wanderungen werden in der Bevölkerungsprognose mittels altersjahr- und geschlechtsspezifischen Fort- und Zuzugswahrscheinlichkeiten ermittelt. Das IES-Bevölkerungsmodell berechnet die Fort- und Zuzüge getrennt. Es operiert nicht mit Wanderungssalden.

Da der Wohnungsbedarf für die zukünftig in der jeweiligen regionalen Einheit lebende Bevölkerung ermittelt werden soll, muss zu der prognostizierten Bevölkerung am Ort der Hauptwohnung noch die Bevölkerung mit Zweitwohnsitz addiert werden. Als Anhaltspunkt dient dabei die anlässlich der letzten Volkszählung festgestellte Relation zwischen der wohnberechtigten Bevölkerung und der Bevölkerung am Ort der Hauptwohnung.

Bevölkerungsprognosemodell



Haushaltsberechnungsmodell



2 Das Haushaltsmodell

Aus der Bevölkerungsprognose lässt sich der Wohnungsbedarf nicht direkt ableiten, da nicht einzelne Personen sondern Haushalte als Nachfrager auf dem Wohnungsmarkt auftreten. Deshalb wird im IES-Modell eine Haushaltsprognose zwischengeschaltet.

2.1.1 Beschreibung der Methodik für das Land Niedersachsen

Die Methodik der IES-Haushaltsprognose ist basiert auf einer Sonderauswertung des jeweils aktuellsten Mikrozensus¹, der vom Niedersächsischen Landesamts für Statistik (NLS) für das IES aufbereitet wird. In dieser Sonderauswertung entsteht eine Tabelle, in der die Zuordnung der Bevölkerung nach Altersgruppen und Geschlecht getrennt auf Haushalte verschiedener Größe landesweit dargestellt wird. Eine tiefere Regionalisierung ist lt. NLS wegen der zu geringen Fallzahlen nicht mehr möglich.

Tabelle 2.1: Zuordnung der Bevölkerung nach Alter und Geschlecht auf Haushalte nach Größen

Ergebnisse des Mikrozensus vom April 1999 in Niedersachsen

Altersgruppe	1-Pers.-HH	2-Pers.-HH	3-Pers.-HH	4-Pers.-HH	5+Pers.-HH	Summe
Männer						
Unter 18	200	34.324	180.946	345.680	240.500	801.700
18-24	44.400	36.076	69.154	77.920	42.000	269.500
25-29	71.600	67.200	64.500	35.900	15.200	254.400
30-49	217.800	231.400	279.200	330.200	138.700	1.197.300
50-64	96.100	429.900	155.700	76.200	28.400	786.300
Über 64	86.700	381.500	40.600	10.400	9.500	528.700
Frauen						
unter 18	500	37.787	173.447	323.650	222.902	758.300
18-24	48.400	53.113	60.053	67.250	36.198	265.000
25-29	50.500	84.000	57.000	41.900	15.700	249.100
30-49	113.200	258.500	301.600	344.700	146.200	1.164.200
50-64	127.500	481.500	130.100	45.300	16.100	800.500
über 64	394.100	324.500	39.900	14.500	14.200	787.200
Insgesamt	1.251.000	2.419.800	1.552.200	1.713.600	925.600	7.862.200

Quelle: Ausgangsdaten NLS; Neuberechnungen der Altersgruppen IES

¹ 1-%-ige Stichprobenbefragung aller Haushalte in Niedersachsen

Bei Division der Zellen durch die jeweiligen Zeilensummen ergeben sich folgende Zuordnungsquoten für das Land insgesamt.

Tabelle 2.2: Zuordnungsquoten der Bevölkerung nach Alter und Geschlecht auf Haushalte nach Größen

Zuordnungsquoten in % für das Land Niedersachsen

Männer

Altersgruppe	1-Pers.-HH	2-Pers.-HH	3-Pers.-HH	4-Pers.-HH	5+Pers.-HH	Summe
unter 18	0,0	4,3	22,6	43,1	30,0	100,0
18-24	16,5	13,4	25,7	28,9	15,6	100,0
25-29	28,1	26,4	25,4	14,1	6,0	100,0
30-49	18,2	19,3	23,3	27,6	11,6	100,0
50-64	12,2	54,7	19,8	9,7	3,6	100,0
über 64	16,4	72,2	7,7	2,0	1,8	100,0

Frauen

unter 18	0,1	5,0	22,9	42,7	29,4	100,0
18-24	18,3	20,0	22,7	25,4	13,7	100,0
25-29	20,3	33,7	22,9	16,8	6,3	100,0
30-49	9,7	22,2	25,9	29,6	12,6	100,0
50-64	15,9	60,1	16,3	5,7	2,0	100,0
über 64	50,1	41,2	5,1	1,8	1,8	100,0
Insgesamt	18,2	30,8	18,9	20,8	11,2	100,0

Quelle: Ausgangsdaten NLS; Berechnungen IES

Es ist deutlich zu erkennen, dass die unter 18-Jährigen viel stärker in großen Haushalten leben als die übrige Bevölkerung. Im Gegensatz dazu leben ältere Menschen überproportional in kleinen Haushalten.

Mit diesen Zuordnungsquoten wird unter Status-Quo-Annahmen (keine Veränderung im Haushaltsbildungsverhalten) die im Laufe der Prognose geschätzte Bevölkerung für Niedersachsen insgesamt nach Alter und Geschlecht auf die Haushalte nach Größe verteilt. In der Summenzeile erscheint der Besatz an Personen pro Haushaltsgröße. Werden diese Werte noch durch die jeweilige Haushaltsgröße dividiert, ergibt sich schließlich die Zahl der Haushalte.

Obige Zuordnungsmatrix kann nur für das Land insgesamt verwendet werden. Da die durchschnittliche Haushaltsgröße zwischen Städten und ländlichen Kreisen erheblich abweicht, muss mit regional differenzierten Zuordnungsmatrizen operiert werden. Im IES wurde eine Methode entwickelt, mit deren Hilfe für jeden Landkreis und für jede kreisfreie Stadt eine individuelle Zuordnungsmatrix erstellt werden kann. Die Methode soll hier am Beispiel der Landeshauptstadt Hannover erläutert werden.

2.1.2 Methodik der Haushaltsprognose für die Landkreise und kreisfreien Städte

Die Zahlen der privaten Haushalte und ihre Verteilung nach Haushaltsgrößen ist auf kommunaler Ebene in der Regel nicht bekannt. Lediglich durch Großzählungen oder Stichproben wie z.B. dem Mikrozensus, bei dem jedes Jahr 1 % aller Haushalte in Niedersachsen erfasst werden, lassen sich die Zahl und Struktur der privaten Haushalte annähernd erkennen. Darüber hinaus haben Marktforschungsinstitute durch intensive Beobachtung die Möglichkeit, zumindest die Gesamtzahl der Privathaushalte einer Kommune anzugeben. Deshalb beschafft sich das IES im Vorfeld einer Haushaltsprognose die Zahl der Privathaushalte für alle Landkreise und kreisfreien Städte von einem renommierten Marktforschungsinstitut.

Durch Division der Einwohnerzahl mit der Zahl der Privathaushalte ergibt sich für jede kreisfreie Stadt und für jeden Landkreis die durchschnittliche Haushaltsgröße. Mittels einer Simulationsmethode, in die die jeweilige Haushaltsgröße und die Einwohnerzahl eingeht, lässt sich mit Hilfe der aus der Volkszählung bekannten Verteilungsmuster der Haushalte auf 1-Personenhaushalte, 2-Personenhaushalte, 3- Personenhaushalte, 4- Personenhaushalte und 5 u.m.- Personenhaushalte für jeden Landkreis und für jede kreisfreie Stadt die Haushaltsstruktur abschätzen. Da die Zahl der Bevölkerung nach Alter und Geschlecht für das jeweilige Ausgangsjahr ebenfalls vorliegt, kann die Randverteilung der Tabelle 2.1 durch die für die Stadt Hannover ermittelten Werte ersetzt werden.

Tabelle 2.3: Ersetzen der Randverteilung der Niedersachsenmatrix durch die Werte der Stadt Hannover

Ersetzen der Randverteilung durch die Ausgangswerte 1998 der Stadt Hannover						
Altersgruppe	1-Pers.-HH	2-Pers.-HH	3-Pers.-HH	4-Pers.-HH	5+Pers.-HH	Summe
Männer						
unter 18	200	34.324	180.946	345.680	240.500	38.053
18-24	44.400	36.076	69.154	77.920	42.000	18.338
25-29	71.600	67.200	64.500	35.900	15.200	20.610
30-49	217.800	231.400	279.200	330.200	138.700	86.157
50-64	96.100	429.900	155.700	76.200	28.400	47.153
über 64	86.700	381.500	40.600	10.400	9.500	35.120
Frauen						
unter 18	500	37.787	173.447	323.650	222.902	35.882
18-24	48.400	53.113	60.053	67.250	36.198	20.632
25-29	50.500	84.000	57.000	41.900	15.700	21.146
30-49	113.200	258.500	301.600	344.700	146.200	81.018
50-64	127.500	481.500	130.100	45.300	16.100	48.803
über 64	394.100	324.500	39.900	14.500	14.200	63.286
Insgesamt	168.187	127.536	94.463	83.304	42.708	516.198

Quelle: Ausgangsdaten NLS; Berechnungen IES

Aus mathematischer Sicht gibt es unendlich viele Matrixverteilungen, die mit der vorgegebenen Randverteilung übereinstimmen. Somit ist es notwendig, eine „optimale“ Zuordnungsmatrix zu gewinnen. Die Ausgangs-Zuordnungsmatrix wird deshalb den speziellen Gegebenheiten der jeweiligen regionalen Einheit mittels einer „Iterative-Proportional-Fitting-Methode“ (IPF) angepasst². Die IPF-Methode stellt sicher, dass die innere Struktur der Zuordnungsmatrix für Niedersachsen mit einer minimalen Varianz – also maximaler Wahrscheinlichkeit – auf die individuellen Gegebenheiten durch die vorgegebene Randverteilung der jeweiligen regionalen Einheit übertragen wird. Für die Landeshauptstadt Hannover ergibt sich nach Anpassung durch die IPF-Methode folgende individuelle Zuordnungsmatrix:

Tabelle 2.4: Zuordnungsmatrix für die Stadt Hannover

Ergebnis der IPF-Methode für die Stadt Hannover

Altersgruppe	1-Pers.-HH	2-Pers.-HH	3-Pers.-HH	4-Pers.-HH	5+Pers.-HH	Summe
Männer						
unter 18	26	1.770	10.240	15.574	10.443	38.053
18-24	6.325	2.012	4.232	3.797	1.972	18.338
25-29	10.326	3.794	3.997	1.771	723	20.610
30-49	31.968	13.295	17.606	16.577	6.711	86.157
50-64	12.357	21.639	8.602	3.351	1.204	47.153
über 64	11.703	20.159	2.355	480	423	35.120
Frauen						
unter 18	65	1.937	9.759	14.497	9.623	35.882
18-24	7.686	3.302	4.097	3.653	1.895	20.632
25-29	8.383	5.459	4.065	2.379	859	21.146
30-49	17.981	16.073	20.582	18.727	7.655	81.018
50-64	15.846	23.425	6.947	1.926	660	48.803
über 64	45.520	14.672	1.980	573	541	63.286
Insgesamt	168.187	127.536	94.463	83.304	42.708	516.198

Quelle: Ausgangsdaten NLS; Berechnungen IES

Durch Division der einzelnen Zellen durch die jeweilige Zeilensumme ergeben sich für die Stadt Hannover folgende Zuordnungsquoten:

² Die IPF-Methode wird z.B. in der Medizin bei der Computertomographie oder im Verkehrswesen bei der Simulation von Verkehrsflüssen eingesetzt.

Tabelle 2.5: Zuordnungsquoten für die Stadt Hannover

Zuordnungsquoten in % für die Stadt Hannover 1998

Altersgruppe	1-Pers.-HH	2-Pers.-HH	3-Pers.-HH	4-Pers.-HH	5+Pers.-HH	Summe
Männer						
unter 18	0,1	4,7	26,9	40,9	27,4	100,0
18-24	34,5	11,0	23,1	20,7	10,8	100,0
25-29	50,1	18,4	19,4	8,6	3,5	100,0
30-49	37,1	15,4	20,4	19,2	7,8	100,0
50-64	26,2	45,9	18,2	7,1	2,6	100,0
über 64	33,3	57,4	6,7	1,4	1,2	100,0
Frauen						
unter 18	0,2	5,4	27,2	40,4	26,8	100,0
18-24	37,3	16,0	19,9	17,7	9,2	100,0
25-29	39,6	25,8	19,2	11,3	4,1	100,0
30-49	22,2	19,8	25,4	23,1	9,4	100,0
50-64	32,5	48,0	14,2	3,9	1,4	100,0
über 64	71,9	23,2	3,1	0,9	0,9	100,0
Insgesamt	32,6	24,7	18,3	16,1	8,3	100,0

Quelle: Ausgangsdaten NLS; Berechnungen IES

Ein Vergleich zwischen den Tabellen 2.2 und 2.5 zeigt, dass sich die geringere durchschnittliche Einwohnerzahl je Haushalt in Hannover deutlich in den Zuordnungsquoten widerspiegelt, dass aber die innere Logik der Niedersachsen-Zuordnungsquoten (z.B. jüngere Menschen leben vermehrt in großen Haushalten) erhalten bleibt.

Auf Grundlage der Bevölkerungsprognose für die Stadt Hannover wird für jedes Prognosejahr die prognostizierte Bevölkerung nach Alter und Geschlecht mittels der regionalisierten Zuordnungsmatrix auf die Haushalte nach Größen verteilt. Nach Bildung der jeweiligen Spaltensummen und Division durch die entsprechende Haushaltsgröße wird die Zahl der Haushalte für das jeweilige Prognosejahr abgeleitet.

2.1.3 Die Szenario-Variante

Die Zahl der Haushalte und der daraus resultierende Wohnungsbedarf kann sich auch bei abnehmender Bevölkerung erhöhen. So lässt sich aus der Beobachtung der niedersächsischen Mikrozensusergebnisse der letzten Jahre erkennen, dass in der Vergangenheit ein Trend zur Bildung immer kleinerer Haushalte über alle Altersgruppen sowohl bei Frauen als auch bei Männern bestand. Diese Tendenz war in den letzten Jahren konstant und soll hier quantitativ als jährliches Mittel abgeschätzt werden. Zur Verdeutlichung dieses Trends sind die Originalwerte der Mikrozensusveröffentlichungen des NLS für die Jahre 1991 und 1999 in den folgenden Tabellen dargestellt:

Tabelle 2.6 Bevölkerung 1991 in Privathaushalten nach Altersgruppen und Haushaltsgrößen (Angaben in 1000)

1991 Alter	Haushaltsgröße					Summe
	1	2	3	4	5+	
unter 20	9,0	63,4	339,5	655,3	483,5	1.550,7
20 – 25	110,2	107,2	156,9	142,7	89,7	606,8
25 – 30	127,8	167,4	139,6	105,5	51,7	591,9
30 – 35	73,9	102,8	139,4	152,7	68,7	537,5
35 – 40	53,1	77,3	112,3	167,8	82,1	492,6
40 – 45	41,2	88,7	126,8	169,6	75,3	501,6
45 – 50	44,1	122,9	136,1	119,5	51,8	474,4
50 – 55	60,8	233,4	164,8	102,0	47,7	608,7
55 – 60	48,9	237,4	105,9	45,1	23,9	461,0
60 – 65	68,4	262,1	75,0	20,2	15,1	440,8
65 und mehr	443,5	574,1	81,4	29,3	35,5	1.163,7
Insgesamt	1.080,8	2.036,6	1.577,6	1.709,7	1.025,2	7.429,9

Quelle: NLS

**Tabelle 2.7 Bevölkerung 1999 in Privathaushalten nach Altersgruppen und Haushaltsgrößen
(Angaben in 1000)**

1999 Alter	Haushaltsgröße					Summe
	1	2	3	4	5+	
unter 20	12,4	77,4	380,6	719,2	496,1	1.685,8
20 – 25	81,2	83,9	103,0	95,2	45,5	408,8
25 – 30	122,1	151,2	121,6	77,8	30,8	503,5
30 – 35	122,6	144,1	167,8	157,0	55,4	647,0
35 – 40	85,0	102,2	141,7	203,1	94,9	626,9
40 – 45	63,6	97,4	128,1	185,3	82,1	556,5
45 – 50	59,8	146,1	143,1	129,6	52,6	531,1
50 – 55	55,2	201,3	117,0	64,8	21,9	460,2
55 – 60	77,3	334,6	99,0	36,0	15,8	563,7
60 – 65	91,0	375,5	68,8	20,7	6,8	562,8
65 und mehr	480,8	705,9	80,6	24,8	23,9	1.315,9
Insgesamt	1.251,0	2.419,6	1.551,3	1.713,5	925,8	7.862,2

Quelle: NLS

Durch Division der Zellen durch die jeweiligen Zeilensummen ergeben sich folgende Quoten:

**Tabelle 2.8 Aufteilung der Bevölkerung 1991 in Privathaushalten nach Altersgruppen und
Haushaltsgrößen (Angaben in %)**

1991 Alter	Haushaltsgröße					Summe
	1	2	3	4	5+	
unter 20	0,6	4,1	21,9	42,3	31,2	100,0
20 – 25	18,2	17,7	25,9	23,5	14,8	100,0
25 – 30	21,6	28,3	23,6	17,8	8,7	100,0
30 – 35	13,7	19,1	25,9	28,4	12,8	100,0
35 – 40	10,8	15,7	22,8	34,1	16,7	100,0
40 – 45	8,2	17,7	25,3	33,8	15,0	100,0
45 – 50	9,3	25,9	28,7	25,2	10,9	100,0
50 – 55	10,0	38,3	27,1	16,8	7,8	100,0
55 – 60	10,6	51,5	23,0	9,8	5,2	100,0
60 – 65	15,5	59,5	17,0	4,6	3,4	100,0
65 und mehr	38,1	49,3	7,0	2,5	3,1	100,0
Insgesamt	14,5	27,4	21,2	23,0	13,8	100,0

Quelle: NLS; Berechnungen IES

Tabelle 2.9 Aufteilung der Bevölkerung 1999 in Privathaushalten nach Altersgruppen und Haushaltsgrößen (Angaben in %)

1999 Alter	Haushaltsgröße					Summe
	1	2	3	4	5+	
unter 20	0,7	4,6	22,6	42,7	29,4	100,0
20 – 25	19,9	20,5	25,2	23,3	11,1	100,0
25 – 30	24,3	30,0	24,2	15,5	6,1	100,0
30 – 35	19,0	22,3	25,9	24,3	8,6	100,0
35 – 40	13,6	16,3	22,6	32,4	15,1	100,0
40 – 45	11,4	17,5	23,0	33,3	14,8	100,0
45 – 50	11,3	27,5	26,9	24,4	9,9	100,0
50 – 55	12,0	43,7	25,4	14,1	4,8	100,0
55 – 60	13,7	59,5	17,6	6,4	2,8	100,0
60 – 65	16,2	66,7	12,2	3,7	1,2	100,0
65 und mehr	36,5	53,6	6,1	1,9	1,8	100,0
Insgesamt	15,9	30,8	19,7	21,8	11,8	100,0

Quelle: NLS; Berechnungen IES

Die Differenz zwischen den Zellen in den Matrizen von 1999 und 1991 zeigt eine deutliche Veränderung im Haushaltsbildungsverhalten über alle Altersgruppen.

Tabelle 2.10 Veränderung im Haushaltsbildungsverhalten zwischen 1991 und 1999 insgesamt (Angaben in %)

Alter	Haushaltsgröße				
	1	2	3	4	5+
unter 20	0,16	0,50	0,68	0,41	-1,75
20 – 25	1,70	2,85	-0,67	-0,23	-3,65
25 – 30	2,66	1,75	0,57	-2,37	-2,62
30 – 35	5,20	3,15	0,00	-4,14	-4,22
35 – 40	2,78	0,61	-0,19	-1,67	-1,53
40 – 45	3,21	-0,18	-2,26	-0,51	-0,26
45 – 50	1,96	1,60	-1,75	-0,79	-1,02
50 – 55	2,01	5,40	-1,65	-2,68	-3,08
55 – 60	3,13	7,99	-5,37	-3,38	-2,37
60 – 65	0,65	7,26	-4,79	-0,90	-2,22
65 und mehr	-1,57	4,31	-0,87	-0,63	-1,23
Insgesamt	1,37	3,37	-1,50	-1,21	-2,02

Quelle: NLS; Berechnungen IES

In den weiß hinterlegten Zellen sind die Altersgruppen und Haushaltsgrößen ausgewiesen, in denen seit 1991 eine Zunahme stattgefunden hat. Mit Ausnahme der Bevölkerung im Alter von 65 und höher, betrifft dies alle kleineren Haushalte. In der höchsten Altersgruppe hat sich im Laufe der letzten Jahre durch die steigende Lebenserwartung der Anteil der Männer dem der Frauen stärker angenähert, wodurch die Zahl der Zweipersonenhaushalte zu Lasten der Einpersonen- Witwen-Haushalte zugenommen hat. Die mittlere jährliche Steigerungsrate ist in Tabelle 2.11 ausgewiesen.

Tabelle 2.11 Durchschnittliche jährliche Veränderung im Haushaltsbildungsverhalten zwischen 1991 und 1999 (Angaben in %)

Alter	Haushaltsgröße				
	1	2	3	4	5+
Unter 20	0,02	0,06	0,09	0,05	-0,22
20 – 25	0,21	0,36	-0,08	-0,03	-0,46
25 – 30	0,33	0,22	0,07	-0,30	-0,33
30 – 35	0,65	0,39	0,00	-0,52	-0,53
35 – 40	0,35	0,08	-0,02	-0,21	-0,19
40 – 45	0,40	-0,02	-0,28	-0,06	-0,03
45 – 50	0,25	0,20	-0,22	-0,10	-0,13
50 – 55	0,25	0,67	-0,21	-0,33	-0,38
55 – 60	0,39	1,00	-0,67	-0,42	-0,30
60 – 65	0,08	0,91	-0,60	-0,11	-0,28
65 und mehr	-0,20	0,54	-0,11	-0,08	-0,15
Insgesamt	0,17	0,42	-0,19	-0,15	-0,25

Quelle: NLS; Berechnungen IES

Bis auf die Bevölkerung im Alter unter 20 hat in allen Altersgruppen der Trend zu kleineren Haushalten zwischen 1991 und 1999 deutlich zugenommen. Insgesamt hat sich der Anteil der 1- und 2-Personenhaushalte jährlich um rund 0,6 % erhöht. Dieser Trend wird sich vermutlich in der Zukunft fortsetzen und wurde deshalb in der IES-Haushaltsprognose berücksichtigt. Dabei wird unterstellt, dass die zwischen 1991 und 1999 festgestellte Tendenz zur Bildung kleinerer Haushalte in den nächsten Jahren weiterhin bestehen und sich erst ab 2005 verringern wird.

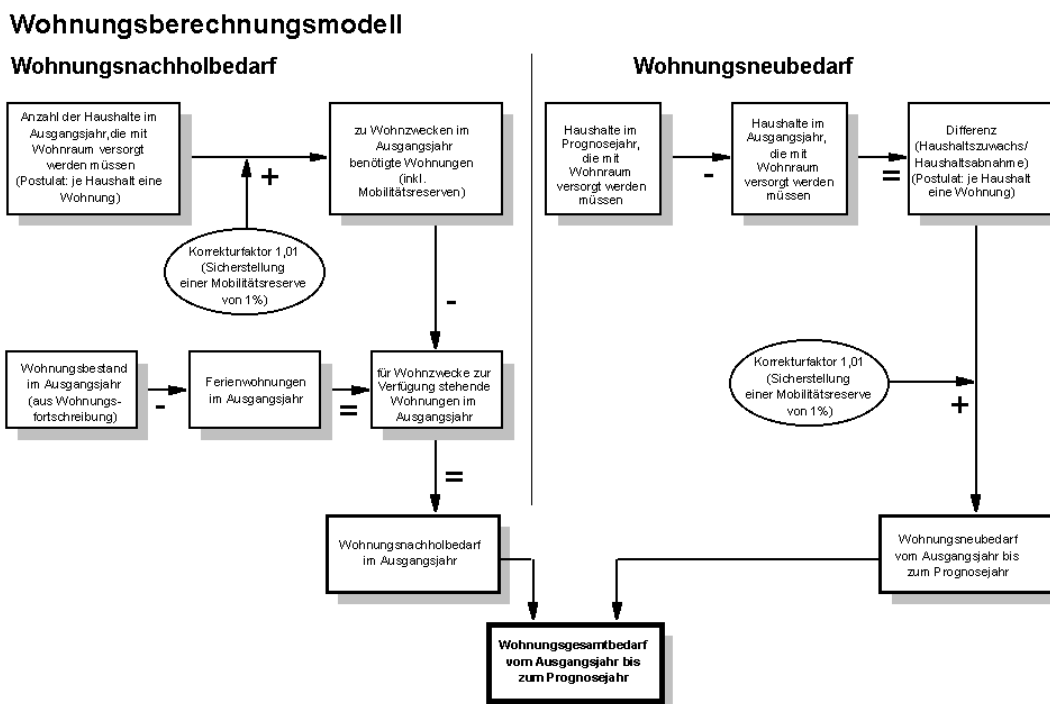
3 Die Methodik der Wohnungsprognose

Aus der Bevölkerungs- und Haushaltsprognose wird der Wohnungsbedarf abgeleitet. Um die ansässige Bevölkerung mit ausreichend Wohnraum versorgen zu können, wird für jeden Haushalt eine Wohnung gefordert. Da die Möglichkeit des Wohnungswechsels ein Minimum an leerstehenden Wohnungen voraussetzt, wurde eine sehr moderate Mobilitätsreserve von 1 % berücksichtigt. Daraus

leitet sich folgende Formel für den Wohnungsbedarf der regionalen Einheiten im Ausgangsjahr und in allen Prognosejahren ab:

$$\text{Wohnungsbedarf} = \text{Zahl der Haushalte} \times 1,01.$$

Dieser rechnerische Wohnungsbedarf wird im Ausgangsjahr mit dem sich aus der Wohnungsfortschreibung ergebenden Wohnungsbestand verrechnet. Daraus leitet sich der Wohnungsnachholbedarf für das Ausgangsjahr ab. In Einzelfällen kann sich ein „negativer Nachholbedarf“, also ein Wohnungsüberhang ergeben. Dies tritt vor allen Dingen in Ferienebieten ein, in denen die Ferienwohnungen in der Wohnungsfortschreibung nicht extra ausgewiesen werden. Deshalb sollten diese Ferienwohnungen gesondert ermittelt und aus dem Bestand herausgerechnet werden. Der Wohnungsneubedarf wird dadurch ermittelt, dass der Wohnungsbedarf des jeweiligen Prognosejahrs von dem Wohnungsbedarf im Ausgangsjahr abgezogen wird. Bei starkem Bevölkerungsrückgang kann der rechnerische Wohnungsneubedarf negativ ausfallen. Der Wohnungsgesamtbedarf ergibt sich aus der Summe von Wohnungsnachhol- und -neubedarf.



Anschriften der Autoren

Manfred Bretz
Talblick 17
56358 Katzenelnbogen

Lawrence R. Carter
Departement of Sociology
University of Oregon
Eugene OR 97403
USA

Alexia Prskawetz
Max Planck Institute for
Demographic Research
18057 Rostock

Johann Fuchs
Institut für Arbeitsmarkt-
und Berufsforschung der
Bundesanstalt für Arbeit
Regensburger Str. 104
90478 Nürnberg

Gert Hullen
Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung
beim Statistischem Bundesamt
65180 Wiesbaden

Karl Schwarz
Klopstockstr. 14
65185 Wiesbaden

Bettina Sommer
Statistisches Bundesamt
65180 Wiesbaden

Uwe Tovote
Institut für Entwicklungsplanung
und Strukturforchung GmbH
Lister Str. 15
30163 Hannover