

Eine empirische Analyse des Geburtenrückgangs in den neuen Bundesländern aus der Sicht der neoklassischen Bevölkerungökonomie*

Von Michael Lechner*

1. Einführung

Mit den einzelnen Phasen der deutschen Vereinigung waren teilweise dramatische Schwankungen des Fertilitätsverhaltens in den neuen Bundesländern verbunden. Schon neun Monate nach der Maueröffnung sank die Anzahl der Geburten deutlich und erreichte etwa neun Monate nach der Wirtschafts-, Währungs- und Sozialunion den Tiefpunkt. Nach diesem dramatischen Absinken um über 50% stiegen die Geburtenraten zwar zumindest ab 1995 wieder deutlich an, jedoch lagen sie selbst Ende 1996 noch immer erheblich unter dem Niveau der niedrigen westdeutschen Raten. Diese scharfe demographische Reaktion auf drastische und schnelle sowohl gesellschaftliche als auch ökonomische Veränderungen ist einmalig: Sie konnte bisher in diesem Ausmaß weder in anderen Transformationsländern¹ noch in der wechselhaften deutschen Geschichte dieses Jahrhunderts beobachtet werden. Als einzige Ausnahme ist für die Zeit des Ersten Weltkriegs (1914 - 1918) ein noch stärkerer Einbruch der Geburtenraten zu beobachten. Der Zweite Weltkrieg, die große Weltwirtschaftskrise in den dreißiger Jahren und der sogenannte Pillenknick in den frühen Siebzigern haben zwar auch zu einer Abnahme der Geburten geführt, jedoch in einem wesentlich geringeren Ausmaß.

* Verantwortlicher Herausgeber / editor in charge: B. F.

** Ich danke dem DIW (Berlin) für die Bereitstellung der Daten des Sozio-ökonomischen Panels und Klaus Kornmesser für die Hilfe bei deren Aufbereitung. Außerdem danke ich Christoph Conrad, Horst Entorf, Doris Lechner, André Steiner, den Teilnehmern der 31. Jahrestagung der Deutschen Gesellschaft für Bevölkerungsforschung in Berlin sowie den Teilnehmern der Jahrestagung des bevölkerungökonomischen Auschusses des VfS für hilfreiche Kommentare zu einer vorherigen Fassung dieses Papiers.

¹ Zwischen 1989 und 1992 sanken die Geburtenraten in z. B. Rumänien um 35%, in Ungarn aber nur um ca. 1%. Die übrigen osteuropäischen Länder liegen dazwischen (Unicef, 1993).

Ein Verständnis der Gründe für den Einbruch ist nicht nur von historischem und theoretischem Interesse. Ein besseres Wissen über die zugrundeliegenden Phänomene erlaubt eine bessere Bevölkerungsprognose, und diese wiederum ist für viele Aspekte der längerfristigen wirtschaftspolitischen Rahmenplanung relevant. Dies gilt insbesondere, wenn man berücksichtigt, daß zur Zeit in der Literatur (mindestens) zwei Hypothesen diskutiert werden, die zu sehr unterschiedlichen Vorhersagen der Bevölkerungsentwicklung führen würden. Die erste Hypothese sieht den Geburteneinbruch als Anpassung an ein westliches Verhaltensmuster, bedingt durch den institutionellen Wechsel 1990. Wie später noch gezeigt wird, impliziert das eine Anpassung an die westlichen Geburtenraten von unten, das heißt, es wird eine *lost generation* geben (z. B. Conrad, Lechner und Werner, 1996). Die Alternativhypothese sieht die Entwicklung als temporäre Verschiebung der Geburten als Reaktion auf die ökonomische Unsicherheit an. Dies impliziert aber, daß diese Geburten „nachgeholt“ werden und somit nach dem Ende der Phase der wirtschaftlichen Unsicherheit mit einem regelrechten Babyboom zu rechnen ist (z. B. Schulz, Wagner und Witte, 1993, oder Witte und Wagner, 1995). Im folgenden wird in dieser Arbeit versucht aufzuzeigen, welche Evidenz für diese Thesen spricht und welche Bedeutung sie für die Erklärung des momentanen Geburtenverhaltens besitzen. Dabei steht der Einfluß ökonomischer Aspekte auf die individuelle Fertilitätsentscheidung eindeutig im Vordergrund.

Die Arbeit ist wie folgt aufgebaut: Zunächst werden die *stylized facts* der Geburtenentwicklungen auf dem Gebiet der ehemaligen DDR vor und nach der Vereinigung diskutiert und mit den dazugehörigen institutionellen Veränderungen in Verbindung gebracht. Diese werden im Abschnitt 3 mit dem kurz vorgestellten theoretischen Rahmen der neoklassischen Bevölkerungsökonomie auf ihre Incentivewirkungen hin analysiert. In den folgenden empirischen Teilen im Abschnitt 4 wird versucht, aus den nach dem Alter der Mutter aggregierten Fertilitätsdaten des Statistischen Bundesamtes und den Individualdaten des Sozioökonomischen Panels etwas über die Bedeutung und Überzeugungskraft der möglichen theoretischen Erklärungsmuster zu erfahren. Anhang A erläutert die verwendeten ökonometrischen Methoden und Anhang B zeigt detaillierte Ergebnisse der ökonometrischen Schätzungen.

2. Die Situation vor und nach der Vereinigung

Bevor man nach den theoretisch plausibel erscheinenden Gründen für den Absturz der Geburtenzahlen sucht, erscheint es sinnvoll zu prüfen, inwieweit es besondere Umstände vor der Vereinigung gab, die zur Erklärung beitragen könnten.

2.1 Demographische Entwicklung

Stellt man für das Jahr 1989, also ein Jahr vor dem Einbruch, einen internationalen Vergleich an (Tabelle 1), so findet man, daß in Europa nur Italien und Spanien niedrigere Geburtenraten als die alte BRD aufweisen. Die DDR liegt nur knapp dahinter. Belgien, Dänemark, Großbritannien, Frankreich, Schweden, etc. und die Transformationsländer weisen zum Teil deutlich höhere Geburtenraten auf. Der Absturz erfolgte also keineswegs von einem international gesehen überdurchschnittlich hohem Niveau.

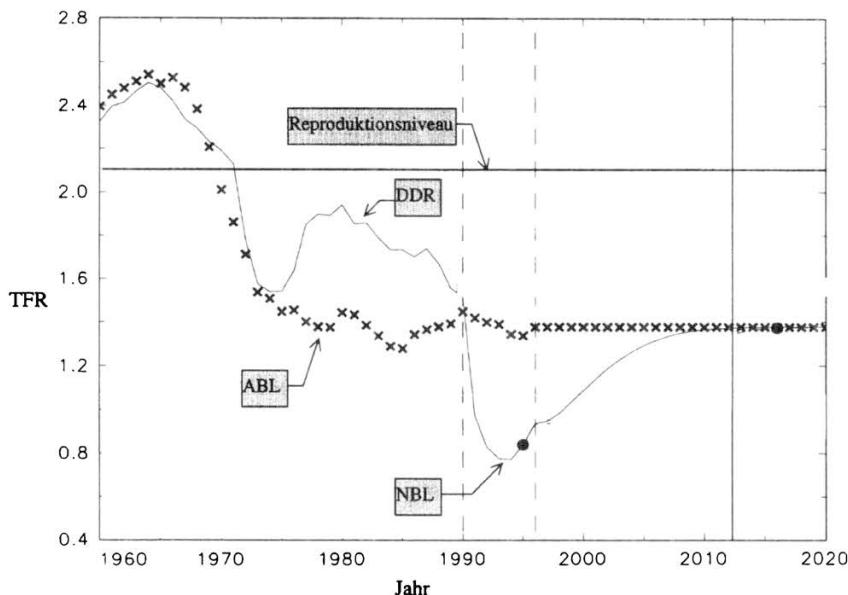
Tabelle 1

Die Geburtenraten der DDR und BRD 1989 im internationalen Vergleich

Staat	TFR	Staat	TFR
Irland	2,1	Großbritannien und Nordirland	1,8
Slovakische Republik	2,1	Dänemark	1,6
Polen	2,1	DDR	1,6
Rußland	2,0	Belgien	1,6
Schweden	1,9	Niederlande	1,5
Rumänien	1,9	Portugal	1,5
Bulgarien	1,9	Griechenland	1,4
Tschechische Republik	1,9	BRD	1,4
Ungarn	1,8	Spanien	1,3
Frankreich	1,8	Italien	1,3

Quelle: Pohl et al. (1992) und Unicef (Nov. 1993), Walker (1995). *TFR (total fertility rate)*: Durchschnittliche Anzahl von Kinder im Leben einer Frau unter der Annahme, daß die im Querschnitt beobachteten altersspezifischen Geburtenraten zeitkonstant wären (synthetische Kohorten).

Ein Vergleich der zusammengefaßten Geburtenrate (*total fertility rate*, TFR) über die Zeit zeigt allerdings eine Sonderbewegung für die damalige DDR nach 1974 (Abbildung 1). Vor 1974, also für die Zeit des *Babybooms* der Sechziger als auch für die Zeit des sogenannten *Pilleknicks* der frühen siebziger Jahre, sind kaum Unterschiede in der TFR der DDR und der BRD zu beobachten. Am Ende dieser gleichlaufenden Entwicklung waren beide TFR weit unterhalb des Niveaus angekommen, das langfristig für die Reproduktion der Bevölkerung notwendig ist. Es scheint einigermaßen gesichert zu sein, daß für die Sonderentwicklung, die in der DDR ab 1974 zu beobachten ist, eine ab 1972 eingeführte sozioökonomische Anreizstruktur verantwortlich ist, auf die gleich noch näher eingegangen wird. Der Anstieg der TFR erreichte 1980 seinen Höhepunkt. Danach ist ein Abwärtstrend zu erkennen, der sich ab 1988 beschleunigt.



Anmerkung: *ABL*: Gebiet der alten BRD (einschl. Berlin West). *NBL*: Gebiet der ehemaligen DDR (einschl. Berlin-Ost).

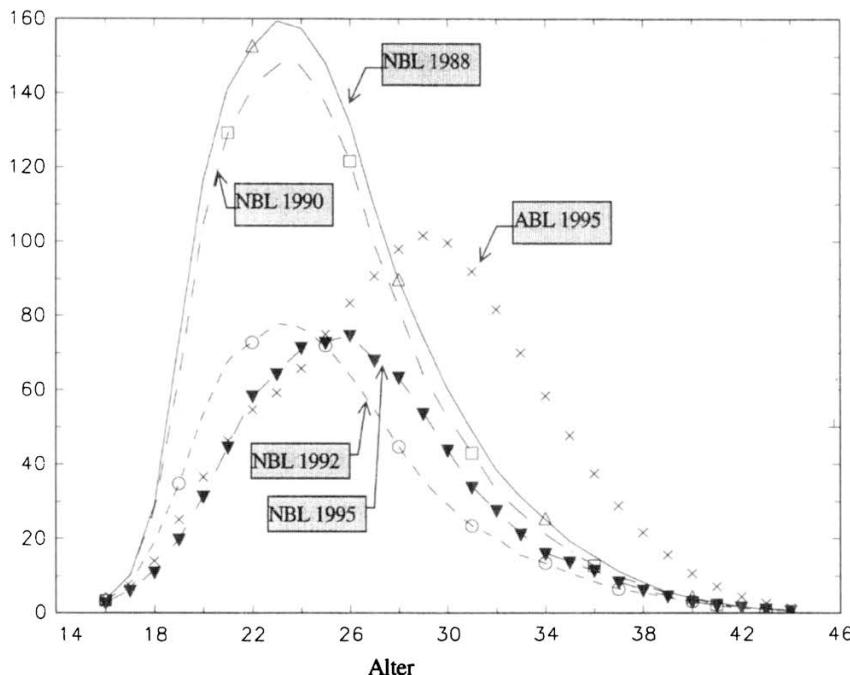
Reproduktionsniveau: Langfristige TFR, die zur Reproduktion der Bevölkerung notwendig ist.

Quellen: Bis 1996: Verschiedene Ausgaben der Statistischen Jahrbücher der BRD und der DDR, Angaben des Statistischen Bundesamtes (StaBu) im WWW, Vorabinformationen des StaBu. Die Alterstruktur der Geburten steht nur bis einschließlich 1995 zur Verfügung. Diese Werte wurden für 1996 geschätzt. Ab 1997 prognostizierte Werte gemäß Szenario 3 in Conrad et al. (1996). Da neuere Daten verwendet wurden, unterscheiden sich die Ergebnisse etwas von den dort präsentierten. Siehe auch die Anmerkung zu Tabelle 1.

Abbildung 1: Zusammengefaßte Fruchtbarkeitsziffern (TFR) für das Gebiet der alten und der neuen Bundesländer ab 1960 (synthetische Kohorten)

Betrachtet man die Entwicklung der altersspezifischen Geburtenraten, so erkennt man, daß der sogenannte *Honeckerberg* hauptsächlich durch ein sehr starkes Ansteigen der Geburten bei Frauen unter 26 Jahren zustande kam. Daher erscheint es dann aber auch nicht verwunderlich, daß der Einbruch nach der Vereinigung für diese Gruppe am stärksten war, wie man deutlich an den altersspezifischen Geburtenraten erkennt (Abbildung 2).

Vergleicht man zuerst die altersspezifische Verteilung der Geburten für die DDR 1988 mit der entsprechenden Verteilung für die neuen Bundesländer 1992 bis 1995, sieht man direkt den schon angesprochenen massiven Einbruch bei den jungen Frauen. Ganz anders sieht jedoch der Vergleich mit den alten Bundesländern 1995 aus: Die Differenz liegt nun nur noch im rechten Teil der Verteilung: Frauen über 26 haben in den alten Bundesländern wesentlich höhere Fertilitätsraten als in den neuen Ländern. Auf diesen wichtigen Unterschied wird noch einzugehen sein.



Anmerkung: Siehe Anmerkungen zu Tabelle 1 und Abbildung 1.

Abbildung 2: Altersspezifische Fruchtbarkeitsziffern 1988 - 1995
(Geburten pro 1000 Frauen im jeweiligen Alter; synthetische Kohorten)

Wie Tabelle 2 unter anderem zeigt, gehen die demographischen Besonderheiten weit über den reinen Geburtenaspekt hinaus. Zum einen sind sowohl die Eheschließungen als auch die Scheidungen nach 1990 dramatisch gesunken. Zum anderen stieg der in der DDR traditionell schon hohe Anteil nichtehelich Geborener auf über 40% aller Geburten an. Der Vergleichswert für den Westen liegt etwas über 10%.²

2.2 Institutionelle Regelungen und wirtschaftliche Veränderungen

Ab 1972 wurden in der DDR eine Reihe von Maßnahmen eingeführt, von denen zumindest einige für den starken Geburtenanstieg in den siebziger Jahren mit verantwortlich sind. Es galt als allgemeines Ziel der DDR,

² Ausführlichere Schilderungen der demographischen Entwicklungen finden sich zum Beispiel in Birg, Flöthmann (1993), Conrad et al. (1996), Münz und Ulrich (1993, 1994) und United Nations (1991).

Tabelle 2

Einige deskriptive Statistiken für die alten und neuen Bundesländer

	1980	1985	1989	1990	1991	1993	1994	1995
<i>Lebendgeborene je 1000 Einw.</i>								
Neue Bundesländer	14,6	13,7	12,0	11,1	6,8	5,1	5,1	5,4
Alte Bundesländer	10,1	9,6	11,0	11,5	11,3	11,0	10,5	10,3
<i>Nettoreproduktionsziffer</i>								
Neue Bundesländer	0,93	0,84	0,75	0,73	0,47	0,37	*	*
Alte Bundesländer	0,68	0,60	0,67	0,69	0,68	0,67	*	*
<i>Anteil von nichtehelich Geborenen</i>								
Neue Bundesländer	23%	34%	34%	35%	42%	41%	41%	42%
Alte Bundesländer	8%	9%	10%	10%	11%	12%	12%	13%
<i>Eheschließungen je 1000 Einw.</i>								
Neue Bundesländer	8,0	7,9	7,9	6,3	3,2	3,1	3,4	3,5
Alte Bundesländer	5,9	6,0	6,4	6,6	6,3	6,0	5,9	5,7
<i>Ehescheidungen je 10000 Einw.</i>								
Neue Bundesländer	26,8	30,8	30,1	19,8	5,6	11,7	14,7	15,1
Alte Bundesländer	15,6	21,0	20,4	19,4	19,9	21,1	21,7	21,9

Anmerkung: * Nicht verfügbar. Nach Wirtschaft und Statistik 12 / 95 (und anderen Quellen) reflektieren die Scheidungszahlen im Osten weitgehend einen „Stau“, der durch die Rechtsumstellung entstand.

Quellen: Verschiedene Ausgaben der Statistischen Jahrbücher für Deutschland; Wirtschaft und Statistik 12 / 95; Fachserie 1, Reihe 1 des Statistischen Bundesamtes, verschiedene Jahrgänge; eigene Berechnungen, Angaben des Statistischen Bundesamtes im WWW; Dorbritz und Gärtner (1995).

Mutterschaft und Erwerbstätigkeit in der sozialistischen Gesellschaft vereinbar zu machen, um unter anderem ein zu starkes Abfallen des Arbeitsangebots durch Kindererziehungszeiten zu verhindern. Hierzu sind konkret folgende Maßnahmen zu nennen:³ (i) Finanzielle Anreize für frühe Heiraten und für frühe Geburten (Wohnungszuteilung, etc.), (ii) Verbesserung der Kinderbetreuungseinrichtungen (insbesondere auch für Kinder unter einem Jahr), und (iii) das *Babyjahr* (ein Jahr volles Gehalt und Arbeitsplatzgarantie). Auch war das ökonomische System der DDR durch eine hohe Planbarkeit des beruflichen Lebens gekennzeichnet. Die Abwesenheit von Arbeitslosigkeit ist nur ein Indiz hierfür. Hinzu kam, daß es in diesem Anreizsystem keine Unterscheidung zwischen Personen in Ausbildung und Personen im Arbeitsprozeß gab.

1990 wurde das westdeutsche Anreizsystem auf die neuen Bundesländer übertragen. Die Anreizstruktur der BRD sieht als Anreize im wesentlichen das Kindergeld sowie steuerliche Vorteile, wie Splittingbesteuerung bei Heirat sowie Kinder- und Ausbildungsfreibeträge vor. Hinzu kommt der so-

³ Siehe z. B. Trappe (1995), Winkler (1989) und die in Conrad et al. (1996) genannten Quellen.

genannte Erziehungsurlaub, das heißt eine bis zu dreijährige Arbeitsplatzgarantie, allerdings nur mit geringem Lohnersatz (Erziehungsgeld). Außerdem gibt es begrenzte öffentliche Subventionen für die Kinderbetreuung, die aber weitgehend erst für Kinder älter als 3 Jahre relevant sind.

Wie inzwischen hinlänglich bekannt, führte die Vereinigung unter anderem auch zu dramatischen wirtschaftlichen Veränderungen. Hier seien nur die Stichworte *relative Preise*, Neubewertung des *Humankapitals*, massive *Arbeitslosigkeit* insbesondere bei Frauen und Unsicherheit über die weitere zukünftige wirtschaftliche Entwicklung erwähnt.

Abschließend lässt sich feststellen, daß im Vergleich DDR-BRD die DDR im relevanten Bereich ein wesentlich ausgeprägteres Anreizsystem als die BRD aufwies. Diese Anreize entfielen ab 1990 weitgehend. Hinzu kamen massive ökonomische Unsicherheiten, resultierend aus dem Unwissen über das neue System und den sich schnell abzeichnenden negativen Entwicklungen vor allem auf dem Arbeitsmarkt.

3. Theoretische Erklärungsmöglichkeiten

3.1 Ein Überblick über die Erklärungsansätze der neoklassischen Bevölkerungökonomie

Der beobachtete Einbruch der TFR kann aus zwei Komponenten bestehen: Die Anzahl der gewünschten Kinder hat sich reduziert, und/oder es findet eine Verschiebung des Kinderwunsches auf eine spätere Lebensphase statt, ohne daß sich die gewünschte Gesamtzahl der Kinder verändert. Dieser Abschnitt gibt daher einen Überblick über den Beitrag der ökonomischen Theorie zum Verständnis der Bestimmungsgründe der Quantität und der zeitlichen Verteilung der Geburten im Lebenszyklus (*timing and spacing*) einer Frau in ‚entwickelten‘ Volkswirtschaften.

Die moderne bevölkerungökonomische Literatur unterstellt, daß zumindest ein substantieller Teil der Fertilität durch nutzenmaximierendes Verhalten einzelner Individuen oder Haushalte erklärt werden kann. Hierbei spielen Preise, Einkommen und Opportunitätskosten die entscheidende Rolle. Die Grundlage der modernen bzw. neoklassischen Bevölkerungökonomie legte Gary S. Becker in seinem Aufsatz „An Economic Analysis of Fertility“ (Becker, 1960). Beckers Idee ist einfach: Kinder stifteten den Eltern Nutzen, und Kinder kosteten die Eltern Geld. Somit unterscheiden sich Kinder nicht von anderen Konsumgütern, und die Entscheidung über die optimale Anzahl der Kinder im Leben einer Frau kann als statisches Nutzenmaximierungsproblem unter Berücksichtigung einer Budgetbeschränkung aufgefaßt werden. Als Kostenfaktoren kommen neben den direkten Kosten

der Kinder vor allem die Opportunitätskosten in Betracht. Diese indirekten Kosten entstehen dadurch, daß die Zeit, die für Kindererziehung verwendet wird, anderen Verwendungen wie der Produktion von anderen Haushaltsgütern, Erwerbstätigkeit, Konsum, Freizeit, etc. entzogen wird. Sind Kinder ein normales Gut, weist dieses Modell einen positiven Zusammenhang zwischen Einkommen und Fertilität auf. Es gibt allerdings den gegenläufigen Substitutionseffekt für das Erwerbseinkommen derjenigen Person, die die Kinderbetreuung übernehmen würde. Ob der Substitutionseffekt oder der Einkommenseffekt dominiert ist unklar.

Allerdings scheinen weder frühere Ansätze (z. B. Malthus, 1803) noch Beckers Nutzenüberlegungen dazu geeignet zu sein, die folgenden beiden fundamentalen empirischen Zusammenhänge von Geburtenraten und Einkommen zu erklären, die auch im Falle der Vereinigung relevant sein könnten: Erstens, bei der Betrachtung verschiedener Länder zum gleichen Zeitpunkt ist eine deutlich negative Korrelation zwischen Geburtenrate und Einkommensniveau zu beobachten. Zweitens, innerhalb nahezu aller Länder sinken die Geburtenraten mit zunehmendem Pro-Kopf-Einkommen. Diese Probleme führten zu einigen Varianten von Beckers statischer Theorie: Becker und Lewis (1973) zum Beispiel postulierten einen Zusammenhang zwischen ‚Qualität und Quantität‘ von Kindern: Nicht allein die Anzahl an Kindern stiftet Nutzen, sondern auch die „Qualität“ der einzelnen Kinder. Qualität kann zum Beispiel das Bildungsniveau sein oder die pro Kind zur Kinderbetreuung zur Verfügung stehende Zeit. Höhere Qualität ist mit höheren Kosten verbunden. Postuliert man, daß der Qualitätsaspekt wichtiger wird, je höher das Einkommen der Eltern ist, dann kann ein negativer Zusammenhang zwischen Einkommen und Quantität an Kindern entstehen. Er muß allerdings nicht entstehen, denn die Richtung des Gesamteffekts hängt zum einen davon ab, ob der Einkommenseffekt oder Substitutionseffekt dominiert oder auch, ob Quantität und Qualität als Substitute oder als komplementäre Güter angesehen werden. Der positive Zusammenhang zwischen Einkommen und Qualität ist durchaus plausibel. Sogenannte *social-class*-Theorien postulieren beispielsweise, daß Personen sozialen Klassen angehören, die entscheidend durch das Einkommen und somit durch das Humankapital der Eltern geprägt sind. Es würde den Eltern einen Nutzenverlust bescheren, wenn ihre Kinder von geringerer ‚Qualität‘ wären, wie in der respektiven sozialen Klasse üblich. Damit steigt die gewünschte Qualität der Kinder mit dem Einkommen der Eltern, und ein negativer Zusammenhang zwischen Einkommen und der gewünschten Quantität ist möglich. Eine andere Variante dieser Theorie betont die zunehmende Verfügbarkeit von Konsumgütern in sich entwickelnden Gesellschaften (Zimmermann, 1986). Dies kann auch als Veränderung der relativen Preise zu Ungunsten der Kinder interpretiert werden.

Obwohl die statischen Theorien einen erheblichen Erklärungswert für die gewünschte und realisierte Gesamtzahl der Kinder haben, haben sie Schwierigkeiten, die Verteilung der Geburten über die fruchtbaren Jahre der Frau zu erklären (*Timing and Spacing*). Um derartige Fragen beantworten zu können, ist es notwendig, die zeitliche Struktur der individuellen Nutzenmaximierung über den Lebenszyklus direkt zu modellieren (z. B. Ward und Butz, 1980, Moffitt, 1984, Cigno, 1991, Walker, 1995; für einen Überblick siehe Arroyo und Zhang, 1997). Obwohl sich die einzelnen Modellvarianten zum Teil deutlich unterscheiden, werden die Ergebnisse all dieser Modelle von dem *trade-off* bestimmt, der durch die Variation von Kosten und Nutzen der Kinder über den Lebenszyklus entsteht. Da Kinder wie dauerhafte Konsumgüter ohne jede ‚Abnützung (Abschreibung)‘ behandelt werden, ist ihr Nutzen um so höher, je früher man sie bekommt. Die Zusammensetzung der Kosten ist komplizierter. Da die Dienstleistungen, die zur Betreuung der Kinder notwendig sind, nicht vollständig am Markt erworben werden können, variieren die Kosten hierfür über den Lebenszyklus. Dies wird insbesondere in Modellen mit endogenem Humankapital deutlich, denn hier besteht ein direkter *trade-off* zwischen Kinderbetreuung, Investition in Humankapital und Erwerbstätigkeit. Das folgende Beispiel soll dies verdeutlichen: Man nehme der Einfachheit halber an, daß sich die kinderbetreuende Person zu einem Zeitpunkt immer nur einer Tätigkeit widmen kann. Beginnt die Kinderbetreuung vor der Erwerbsphase, also in der Zeit, die sonst zur Humankapitalakkumulation verwendet wird, so reduziert sich entweder ihre Humankapitalakkumulation, oder in dem Fall in dem die Humankapitalakkumulation verschoben wird, reduziert sich die Erwerbszeit, also die ‚pay-back‘-Periode für das Humankapital. Typischerweise wird sogar beides anzutreffen sein. Die Opportunitätskosten sind der dadurch entgangene zukünftige Konsumverlust. Entschließt sich die Person, die Kinderbetreuungsphase während der Erwerbsphase anzusiedeln, so bestehen die Kosten aus mindestens vier Komponenten. Zum einen ist da der direkte Einkommensausfall in der Zeit der Kinderbetreuung. Zum anderen sinkt das zukünftige Einkommen durch die reduzierte Berufserfahrung und die Abschreibung auf das vorhandene Humankapital. Hinzu kommt, daß bei vorausschauendem Handeln die Humankapitalakkumulation auf Grund der antizipierten kürzeren ‚pay-back‘-Phase niedriger ausfallen wird. Die Behandlung von Kindern als dauerhafte Konsumgüter führt zu einem weiteren Kostenfaktor. Hat man sich einmal für Kinder entschieden und diese Entscheidung realisiert, so sind in jeder Folgeperiode unabsehbare Kosten damit verbunden, die die übrigen Wahl- und Substitutionsmöglichkeiten einschränken. Diese Interpretation von Kindern als Restriktionen der Konsumententscheidungen bestimmt die Richtung der Wirkung von Unsicherheit über die ökonomischen Variablen. Wenn es möglich ist,

durch Warten mehr über die zukünftigen Pfade der unsicheren Variablen zu erfahren, dann lohnt sich das Warten bei Risikoneutralität so lange, bis der erwartete Nutzenverlust höher bewertet wird wie der erwartete Nutzen der zusätzlichen Kinder (d.h. dem Nutzengewinn durch besseres Wissen zu einem späteren Zeitpunkt - somit kann dann ein ‚besserer‘ Nutzenpfad für den Rest des Lebens erreicht werden - steht ein Nutzenverlust durch zeitliche Verschiebung der Geburten gegenüber).

Es gibt kein Modell, das alle hier besprochenen Komponenten gleichzeitig enthält, da die in diesem Zusammenhang meistens verwendeten dynamischen Programmierungsmodelle sehr schnell so kompliziert werden, daß sie kaum noch anwendbar sind und man auch keine eindeutigen Aussagen ableiten kann.⁴ Diese Überlegungen und das Fehlen von geeignetem Datenmaterial zur Schätzung derart komplexer Modelle, die leider zur Abbildung der Situation in den NBL nach der Vereinigung notwendig wären, lassen den Versuch wenig sinnvoll erscheinen, ein voll ausformuliertes theoretisches Modell zur Beschreibung des Geburtseinbruchs in den NBL zu konstruieren. Vielmehr soll hier versucht werden, die beobachteten empirischen Phänomene im Rahmen der zuvor angestellten Überlegungen zu interpretieren.

Zuvor sollen noch die vielen empirischen Arbeiten mit Mikrodaten erwähnt werden, die es insbesondere für Schweden und die USA gibt.⁵ Wie oft bei empirischen Untersuchungen erhalten die verschiedenen Autoren, die mit unterschiedlichen Methoden unterschiedliche Datensätze analysieren, Ergebnisse, die mehr oder auch weniger den theoretischen Ergebnissen der Literatur entsprechen. Oft werden allerdings Effekte gefunden, die mit den theoretischen Vorstellungen zumindest kompatibel sind: Negative Effekte des Einkommens der Frauen, also ein dominierender Substitutionseffekt; positive Effekte des Einkommens und des Bildungsniveaus der Männer und eine höhere Geburtswahrscheinlichkeit bei arbeitslosen Frauen. Da selbst diese Effekte nicht in jeder Studie anzutreffen sind, verwundert es nicht, daß weitere empirische Regularitäten kaum ausgemacht werden können.

⁴ In *The Economics of the Family* (S. 127) hat Allesandro Cigno dies prägnant auf folgenden Nenner gebracht: „The relatively few attempts at constructing such a model are based on drastic simplifications that remove much of the economic content. ... Furthermore, these models tell us nothing about how the actual or expected birth profile is affected by differences in personal characteristics or the economic environment.“

⁵ Z. B. Bloemen und Kalwij (1996), Heckman und Walker (1990), Heckman, Hotz und Walker (1985), Hotz und Miller (1988), Newman und McCulloch (1984), Tasiran (1995), Walker (1995). Siehe auch die Quellen in den Übersichtsartikeln von Arroyo und Zhang (1997) und Hotz, Klerman und Willis (1997).

3.2 Implikationen für die Situation in den NBL nach der Vereinigung

Dieser Abschnitt betrachtet die wichtigsten Veränderungen, die in den NBL nach der Vereinigung zu beobachten sind und bringt sie in Verbindung mit den theoretischen Überlegungen, die im vorherigen Abschnitt skizziert wurden.

Die Vereinigung führte sicher zu erhöhten direkten Kosten der Kinder. Unter direkten Kosten sind vor allem Kosten zu verstehen, die durch am ‚Markt‘ erworbene Kinderbetreuung, also Tagesmütter, Kindergärten, etc. entstehen und in der DDR stärker subventioniert wurden. Der Effekt auf die Geburten sollte hier eindeutig negativ sein. Ein ebenfalls negativer Effekt ist mit der Erhöhung der indirekten Kosten der Kinder verbunden. Hier ist insbesondere der Übergang vom ostdeutschen Babyjahr mit Gehaltsfortzahlung zum westdeutschen Erziehungsurlaub mit wesentlich geringeren finanziellen Zahlungen zu erwähnen. Als eine andere Komponente gestiegener indirekter Kosten ist auch die durch den Wegfall der öffentlichen Betreuungsmöglichkeiten in den ersten zwei Jahren des Kindes verursachte längere „Babypause“ zu nennen, die neben direkten Einkommensverlusten auch zu teilweise erheblichen Abschreibungen des Humankapitals führen kann. Einen ebenfalls eindeutig negativen Effekt zumindest auf das ‚Timing‘ der Geburten und damit letztendlich auch auf die Kinderzahl hat die im westdeutschen System verankerte Problematik von Kindern während der Ausbildung. Kinder und Ausbildung sind entweder nahezu unvereinbar mit einer Berufstätigkeit aufgrund der Belastungen für die Frau,⁶ oder aber zumindest mit hohen Kosten verbunden. Der negative Effekt der Reallohnsteigerungen und der positive Effekt der Arbeitslosigkeit aufgrund veränderter Opportunitätskosten sind hingegen nicht eindeutig, da sie jeweils mit einem gegenläufigen Einkommenseffekt verbunden sind. Unter der hier zur Vereinfachung getroffenen Annahme, daß auch in den neuen Ländern die Kinderbetreuung weitgehend von den Frauen übernommen wird und mit dem Einkommen verbundene Qualitätsüberlegungen keine Rolle spielen, sind die Effekte dieser beiden Faktoren für Männer jedoch eindeutig und aufgrund des reinen Einkommenseffektes von umgekehrtem Vorzeichen. Die extremen Änderungen der relativen Preise, insbesondere von westlichen Konsumgütern, die weitgehend nicht als komplementär zu Kindern angesehen werden können, haben einen negativen Effekt. Das gleiche gilt auch für die neuen Verwendungsmöglichkeiten der Freizeit. Ist der Effekt der erwarteten Einkommensprofile schon deshalb unklar, weil un-

⁶ Zur Vereinfachung der Diskussion wird im folgenden davon ausgegangen, daß die Kinderbetreuung weitgehend von der Frau durchgeführt wird. Damit soll ausschließlich einem empirischen Tatbestand Rechnung getragen werden. Dies ist auf keinen Fall als die Beschreibung einer gewünschten gesellschaftlichen Norm zu betrachten.

klar ist, in welche Richtung diese Erwartungen überhaupt gehen, so sollte die große Unsicherheit über die neuen Institutionen und die weitere wirtschaftliche Entwicklung einen eher negativen Einfluß ausüben. A priori unklar erscheint ebenfalls, ob es noch einen einkommensunabhängigen Qualitätseffekt geben könnte, der dadurch zustande kommt, daß die Eltern für gleiches gesellschaftliches Ansehen ihrer Kinder mehr Humankapital für notwendig erachten. Der Grund hierzu könnte der Übergang von veralteten ostdeutschen Technologien zu anspruchsvolleren westlichen Produktions- und Wirtschaftspraktiken sein.

Betrachtet man die Summe all dieser Faktoren, so läßt sich vermuten, daß es in der DDR rational war, die Kinder im Schnitt früher als in der BRD zu bekommen. Allein dieser Effekt würde dazu führen, daß ein bestimmter Anteil von Frauen mit ihrem DDR-Kinderbestand über dem für ihr Alter im Westen optimalen Kinderbestand liegt. Dieser Effekt sollte die erwarteten zukünftigen Geburten zu jedem Zeitpunkt reduzieren, wahrscheinlich sogar unter das entsprechende Westniveau. Nach diesen Überlegungen sind die wichtigsten Erklärungskomponenten für das Fallen der Geburtenraten in den neuen Bundesländern identifiziert worden, jedoch konnte über die quantitative Bedeutung der einzelnen Effekte keine Aussage getroffen werden. Dazu soll der folgende empirische Teil beitragen.

4. Empirische Analyse der Geburtenentwicklung

Was kann eine empirische Analyse leisten? Zum einen kann sie im Idealfall aus den theoretisch möglichen Erklärungsansätzen die tatsächlich relevanten Ansätze herausfiltern und relative Größenordnungen der Effekte aufdecken. Zum anderen können die in der Literatur zu findenden Erklärungen auf ihre Plausibilität hin überprüft werden.

In der demographisch-soziologischen Literatur gibt es schon empirische Arbeiten mit deutlichen Aussagen: Ein Diskussionspapier von Schulz et al. (1993) hat den Titel: „Gegenwärtiger Geburtenrückgang läßt mittelfristig einen ‚Babyboom‘ erwarten“.⁷ Als Erklärung hierfür heißt es: „Die empirische Analyse zeigt ..., daß in Ostdeutschland vor allem die jungen Frauen, die befürchtet hatten, ihren Arbeitsplatz zu verlieren, zunächst auf Kinder verzichtet haben, ...“. Das heißt, die Unsicherheit und die Arbeitslosigkeit werden weitgehend für den Geburtenrückgang verantwortlich gemacht. Eine Studie der UNICEF (1993) schreibt den Einbruch den unterschiedlichen Einkommensverhältnissen in Ost und West und ebenfalls der Unsicherheit zu. Die Arbeit von Conrad et al. (1996) hingegen will den Geburte-

⁷ Siehe auch Witte und Wagner (1995).

neinbruch eher als einen Anpassungsprozeß an westdeutsche demographische Muster verstehen. Aber auch hier ist die empirische Evidenz für die aufgestellten Behauptungen eher dünn.

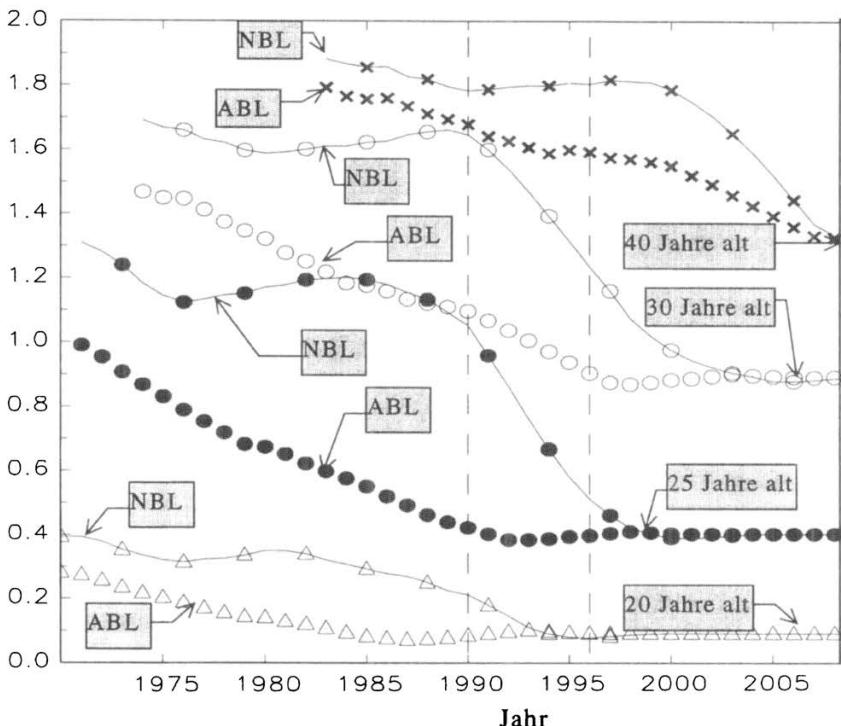
Es ist offensichtlich, daß weiterer Erklärungsbedarf besteht. Welche Daten stehen nun für eine empirische Analyse überhaupt zur Verfügung? Zum einen gibt es die Meldungen der Standesämter, die vom Statistischen Bundesamt bzw. früher für die DDR vom Statistischen Amt der DDR gesammelt und u.a. in Form altersspezifischer Geburtenraten jährlich zur Verfügung gestellt werden. Zum anderen gibt es Individualdatensätze, die den Vorteil haben, daß man auch individuelle Heterogenität, die über reine altersbedingte Unterschiede hinausgeht, beobachten und analysieren kann.

4.1 Altersspezifische Geburtsraten

Vor der Analyse der Individualdaten ist es lehrreich, zuerst einen Blick auf die *aggregierten Daten* zu werfen. Abbildung 3 zeigt die durchschnittliche Kinderzahl, die Frauen in Ost- und Westdeutschland in einem bestimmten Alter erreicht haben. Zuerst soll nur der Teil der Abbildung diskutiert werden, der sich auf die Zeit bis 1996 bezieht. Betrachten wir zunächst die Gruppe der 40-Jährigen. Da nach einem Alter von 40 Jahren nahezu keine Geburten mehr zu beobachten sind, entspricht die durchschnittliche Kinderzahl der Kinderzahl, die im Lebenszyklus erreicht wurde (completed fertility rate, CFR). Der Trend ist für Ost und West fallend. Für den Westen erreicht diese Rate 1996 den Wert 1,6, liegt also etwas über der TFR. Die CFR im Osten lag 1990 nur 0,1 über der des Westens, jedoch verdoppelte sich trotz des Geburteneinbruchs dieser Abstand bis 1996. Interessant ist auch ein Vergleich der 25jährigen Frauen in den neuen Bundesländern mit den 30-jährigen Frauen in den alten Bundesländern. Man sieht, daß die durchschnittliche Kinderzahl z. B. 1989 aufgrund der frühzeitigen Geburten im Osten nahezu gleich ist. Das Gleiche gilt auch für einen Vergleich der 30-jährigen Frauen im Osten mit den 40jährigen Frauen im Westen.

Die wichtigsten Ergebnisse, die aus dieser Grafik abgeleitet werden können, sind folgende: Erstens, das *Timing* der Geburten war im Osten deutlich anders als im Westen. Dies erscheint auch aufgrund der schon beschriebenen Anreizstruktur als rational. Zweitens, auch sechs Jahre nach dem Geburteneinbruch gibt es keine ostdeutsche Kohorte, deren durchschnittliche Kinderzahl unter der entsprechenden westdeutschen Kohorte liegt.

Es ist interessant, dieses Ergebnis mit den altersspezifischen Fruchtbarkeitsziffern (AFZ) in den neuen und den alten Bundesländern (ABL) für das Jahr 1995 zu vergleichen. Aus Abbildung 2 ist ersichtlich, daß sich die AFZ



Anmerkung: Diesen Berechnungen liegen altersspezifische Geburtsraten ab 1960 zu Grunde, daher beginnen für höhere Altersgruppen die Graphen erst nach 1970. Siehe auch die Anmerkungen zu Abbildung 1.

Abbildung 3: Durchschnittliche Kinderzahl der Frauen im Alter von 20, 25, 30 und 40 Jahren in den alten und den neuen Bundesländern ab 1970

bis zum Alter 25 zwischen Ost und West kaum unterscheiden. Dabei handelt es sich genau um die Altersgruppen von Frauen, die vor 1990 - also zu Zeiten des Incentivesystems der DDR - noch zu jung waren, um schon einen ‚erheblichen Kinderbestand‘ (siehe Abbildung 3) mit in das neue System zu bringen. Wie von den theoretischen Überlegungen schon erwartet, lässt sich ihr Geburtsverhalten nicht von dem Geburtsverhalten gleichaltriger westdeutscher Frauen unterscheiden. Für Frauen älter als 25 liegt die Fertilität in den NBL auch 1995 erheblich unter der entsprechenden AFZ der ABL. Vergleicht man dies mit der Abbildung 3, so sieht man, daß diese Frauen im Vergleich zu den gleichaltrigen Frauen der ABL einen erheblichen *zusätzlichen* (relativ zu den ABL) ‚Kinderbestand‘ mit in das neue System bringen. Entsprechend ist es diese Gruppe, die sich nach wie vor mit Geburten am meisten zurückhält.

Wenn sich also tatsächlich die Frauen und Familien in den neuen Bundesländern den westdeutschen Fertilitätsmustern anpassen, dann ist auf keinen Fall mit einem Babyboom aufgrund ‚nachzuholender‘ Geburten zu rechnen. Davon wäre nur bei einer Rückkehr in die Fertilitätsmuster der DDR auszugehen. Nach den Überlegungen, die im Abschnitt 3.2 angestellt wurden, erscheint dies aber nicht plausibel.⁸ Zur Illustration enthält Abbildung 3 auch eine Prognose, die eine Anpassung an westliche Fertilitätsmuster mit der von Conrad et al. (1996) vorgeschlagenen Methode simuliert wurde. Diese Prognose verdeutlicht trotz ihres teilweise spekulativen Charakters, daß die Anpassung für die Gruppe der 25-jährigen Frauen fast schon abgeschlossen ist, während mit einem Ende der Anpassung für 40-jährige Frauen erst gegen 2010 zu rechnen ist.

4.2 Individualdaten

Nachdem auch der vorherige Abschnitt klare Evidenz gegen die Vorstellung von einem zukünftigen *Babyboom* geliefert hat, folgt nun eine empirische Analyse der Gründe für den Geburteneinbruch mit Hilfe von Individualdaten. Allerdings kann aufgrund der unzureichenden Datenlage für die DDR vor 1990 keine direkte Analyse des Geburteneinbruchs erfolgen. Statt dessen wird versucht, einen Vergleich mit den alten Bundesländern – als dem ‚benchmark‘-Fall – heranzuziehen. Dieser Vergleich ist sinnvoll, da im Westen das gleiche institutionelle Umfeld herrscht wie in den NBL nach 1990.

Von den Mikrodaten können Aussagen zu mehreren Fragestellungen erwartet werden. Zum einen ist zu klären, ob die Wahrscheinlichkeit, ein Kind zu bekommen, überhaupt von den Faktoren Fertilitätsgeschichte, das heißt der individuellen Geburtenentwicklung bis einschließlich Frühjahr 1990, und den gebildeten Erwartungen abhängt, wenn man für den Einfluß anderer Faktoren wie Alter, Bildung, regionale Unterschiede, usw. kontrolliert hat. Wenn dies der Fall ist, stellt sich dann die Frage, welcher der Effekte dominiert. Diese Frage ist wichtig, um Evidenz für eine Interpretation des Einbruchs als dauerhafte Anpassung (dominierende Effekte der Fertilitätsgeschichte) oder als temporäres Phänomen aufgrund der schlechten wirtschaftlichen Lage in der Transformationsphase der NBL (dominierende Effekte z. B. der Arbeitsmarkterwartungen) zu erhalten. Außerdem ist es sicher interessant festzustellen, ob diese beiden Effekte tatsächlich groß ge-

⁸ Ausführlichere Auswertungen der altersspezifischen Geburtenzahlen finden sich beispielsweise in Birg, Flöthmann (1993), Conrad et al. (1996) und Münz und Ulrich (1993, 1994).

nug sind, um den Fall der Geburten unter das Westniveau zu erklären oder ob evt. noch ganz Faktoren eine Rolle spielen.

Die Grundidee der empirischen Analyse ist es, die Wahrscheinlichkeit, mindestens ein Kind im Zeitraum Frühjahr 1991 bis Frühjahr 1995 zu bekommen, in Abhängigkeit von erklärenden Variablen zu beschreiben. Diese Variablen sollen Faktoren messen, die die Geburten maßgeblich beeinflussen, ohne aber selbst von der Geburtsentscheidung beeinflußt zu werden. Auf diese Weise kann z. B. erklärt werden, ob die zwischen NBL und ABL zu beobachtenden Unterschiede in den Geburtenraten weitgehend auf beobachtbaren Faktoren wie z. B. die individuelle Geburtsgeschichte oder unterschiedliche Erwartungen über die Zukunft zurückzuführen sind.

Die Umsetzung dieser Idee kann folgendermaßen erfolgen:⁹ Ziel ist die Schätzung einer Funktion, die die Wahrscheinlichkeit, zwischen 1991 und 1995 ein Kind zu bekommen, in Abhängigkeit von „erklärenden“ (exogenen) Faktoren beschreibt. Dabei wird erlaubt, daß dieser funktionale Zusammenhang in den alten und den neuen Bundesländern *a priori* verschieden sein kann. Die Frage lautet nun, welche Variablen für diese Fragestellung als exogen zu betrachten sind. Aufgrund der historischen Entwicklung in der DDR und den vorhin angestellten theoretischen Überlegungen sollten folgende individuellen Charakteristika, die alle vor Beginn einer Schwangerschaft gemessen werden müssen, approximiert werden: Die individuelle Fertilitätsgeschichte in der DDR, der Arbeitsmarktstatus, die individuellen Erwartungen bezüglich der eigenen Aussichten auf dem Arbeitsmarkt, Bildungsniveau bzw. Humankapital, Vermögen, Familienstand in der DDR und Informationen über einen möglicherweise vorhandenen Partner und dessen Charakteristika. Zusätzlich können auch regionale Unterschiede, z. B. aufgrund von Variationen der Kinderbetreuungskosten oder Konsumgüterpreisen, eine Rolle spielen. Da es das Ziel ist, die Geburtswahrscheinlichkeit nach Mitte 1990 bei gegebenem Verhalten bis zum Ende der DDR zu analysieren, sollten sich diese Variablen auf den Zeitraum vor Mitte 1990 beziehen.

Der meines Wissens einzige an den Universitäten zur Zeit zur Verfügung stehende Datensatz, der alle diese Informationen für die neuen und die alten Bundesländer weitgehend enthält, ist das Sozioökonomische Panel (GSOEP).¹⁰ Es handelt sich dabei um einen Personen- und Haushaltspaneldatensatz, das heißt, die gleichen Befragungseinheiten werden im jährlichen Abstand befragt. Die erste derartige Befragung in den ABL fand 1984 mit ungefähr 5000 Haushalten statt, während die Befragungen in den NBL ab Mai 1990, also noch zu Zeiten der ehemaligen DDR, mit ca. 2000 Haus-

⁹ Die ökonometrischen Details finden sich in Anhang A.

¹⁰ Eine Datenbeschreibung findet sich auf der Homepage des DIW im WWW unter <http://www.diw-berlin.de/soep>.

halten aufgenommen wurden. Die hier verwendete Stichprobe bezieht sich auf den Zeitraum 1990 bis 1995. Es wurden nur Frauen betrachtet, die 1990 zwischen 17 und 39 Jahren alt waren. Die Stichprobe besteht aus 1012 Beobachtungen für den Osten, darunter sind 100 Frauen, die eine Geburt zwischen Frühjahr 1991 und Frühjahr 1995 hatten. Die entsprechenden Zahlen für den Westen lauten 1457 Frauen, davon 325 mit einer Geburt.

Die deskriptiven Statistiken in Tabelle 3 zeigen jeweils die Mittelwerte der Variablen der Stichproben für die neuen und für die alten Bundesländer. Dabei sind die Mittelwerte für die Untergruppe der Frauen, die 1991 und später mindestens eine Geburt hatten, getrennt ausgegeben. Man sieht, daß die beiden Stichproben weitgehend mit dem übereinstimmen, was man über die beiden Populationen weiß. Daher soll auch nur auf zwei Ergebnisse hingewiesen werden: Während 1990 in der DDR-Stichprobe nur 24% der Frauen noch kinderlos waren, waren dies in der alten BRD fast 50%. Interessanterweise gibt es allerdings bezüglich dieser Variablen schon keinerlei Unterschiede mehr für die Gruppe der Frauen mit Geburten. Das bedeutet, obwohl die Geburtswahrscheinlichkeiten im Osten allgemein weit unter denen im Westen liegen, sind sie für die Gruppen der kinderlosen Frauen nahezu identisch. Auch dieses Detail ist im Einklang mit den im Abschnitt 4.1 gefundenen Ergebnissen. Eine andere interessante Variable mißt die Sorgen um die Sicherheit des Arbeitsplatzes: Während sich im Osten rund ein Drittel der Frauen große Sorgen machten, sind dies im Westen nur 4%. Die Frauen mit Geburten unterscheiden sich hier allerdings kaum von den Frauen ohne Geburten.

Die Schätzergebnisse sind im Anhang detailliert beschrieben. Dort werden auch ihre statistischen Eigenschaften kurz betrachtet. Diesbezüglich soll hier nur erwähnt werden, daß die Qualität der Schätzungen hoch ist. Insbesondere zeigen die Ergebnisse der Schätzung für die neuen Bundesländer eine erstaunliche Robustheit bzgl. alternativer Spezifikationen.

Bezüglich der in den bisherigen Betrachtungen aufgezeigten Bestimmungsgründe der Fertilität können hier natürlich nur derartige Effekte identifiziert werden, die auf Variablen basieren, die über die Bevölkerung variieren. Insbesondere sind erwartete und tatsächlich eingetretene Ergebnisse, die für die ökonomische Situation und die Familiensituation von Bedeutung sind, relevant. Die Ergebnisse deuten direkt und indirekt auf einen positiven Einfluß der Einkommenshöhe der Frau als auch ihres Partners hin, während sich für einen Einfluß des Vermögens keine Hinweise finden lassen. Ebenso gibt es keine direkte empirische Evidenz für einen negativen Einfluß des Arbeitslosigkeitsrisikos. Einen entscheidenden Faktor stellt die Fertilitätsgeschichte vor der Vereinigung dar. Darauf wird im folgenden noch eingegangen werden.

Tabelle 3

Deskriptive Statistiken der verwendeten Stichprobe

	NBL		ABL	
	Alle	Geburt	Alle	Geburt
			91-95	
Beobachtungen:	1012	100	1457	325
Variable			Mittelwert / Anteil in %	
Mindestens eine Geburt	1991 - 1992	5	55	13
	1993 - 1995 ^{*)}	5	56	11
	1991 - 1995 ^{*)}	9	100	21
Erstgeburt	1984	5	4	3
	1985	5	6	3
	1986	4	6	4
	1987	4	3	4
	1988	4	13	4
	1989	3	4	4
	1990	3	7	4
Kinderlos		24	45	49
	Mutter eines Kindes	32	37	24
	zweier Kinder	36	14	20
	von drei und mehr Kinder	9	4	8
Alter	bis 18 Jahre	6	11	7
	19 bis 21 Jahre	11	22	11
	22 bis 24 Jahre	9	25	14
	25 bis 27 Jahre	13	22	15
	28 bis 30 Jahre	16	11	14
	31 bis 33 Jahre	16	2	14
	34 bis 36 Jahre	15	6	13
Schuljahre		10,0	10,1	9,9
Kein Berufsabschluß		12	17	33
Berufsabschluß: Universität		8	4	7
Große Sorgen um den Schutz der Umwelt		58	50	73
um den Arbeitsplatz		33	32	4
Erwartet keine berufliche Verschlechterung in nächsten 2 Jahren		41	51	47
Kein Vermögen (Haushalt)		1	1	7
Kein Partner		25	36	33
Partner mit Universitätsabschluß		10	9	9
Partner erwartet keine berufliche Verschlechterung in nächsten 2 J.		27	29	43
Partner erwartet in nächsten 2 Jahren nicht, den Beruf zu wechseln		31	32	40
Haushalt einer potentiellen Mutter mit Partner besitzt Bausparvertrag	k.a.	k.a.	41	60

Anmerkung: Die Stichproben stammen aus dem GSOEP Ost und West (1990-1995). Es wurden nur Frauen im Alter zwischen 17 und 39 (im Jahre 1990) betrachtet, die 1990 und 1991 vollständige Angaben machten. Wenn nicht anders angegeben, dann beziehen sich die Variablen auf den Zeitpunkt 1990. k.a.: In den NBL gab es zum Befragungszeitpunkt 1990 noch keine Bausparverträge. „1995“ bezieht sich nur auf die ersten Monate des Jahres vor dem Interview in diesem Jahr. *Schuljahre* mißt die Anzahl der Jahre, die zum Erreichen des erworbenen Schulabschlusses notwendig sind.

Anhand der Schätzergebnisse allein ist es jedoch nicht möglich, Aussagen darüber zu treffen, wie sehr die einzelnen Aspekte für das Auseinanderklaffen der Geburtsraten in Ost- und Westdeutschland verantwortlich sind. Dieses sollen die folgenden Simulationen leisten.

Die Idee der in Tabelle 4 enthaltenen Simulationen besteht darin zu zeigen, wie sich die Differenz der für die alten und neuen Bundesländer vorhergesagten mittleren Geburtenwahrscheinlichkeit ändert, wenn man die Verteilung der Charakteristika, also der konditionierenden Variablen (Spalte 1), der Ostdeutschen durch die Charakteristika der Westdeutschen ersetzt (Spalten 2 und 3) und umgekehrt (Spalten 4 und 5).

Betrachten wir dies im einzelnen für den hypothetischen Fall, daß die ostdeutschen Personen sukzessive, d.h. für zunehmend mehr Charakteristika, die Verteilung der Charakteristika vergleichbarer westdeutscher Personen erhalten (Spalten 2 und 3): Die Differenz der Geburtenrate in der Stichprobe im Zeitraum 1991-1995 beträgt ursprünglich 12,4%-Punkte, bei einem Niveau von 22,3% im Westen und von 9,9% im Osten. Unterstellt man nun die regionale¹¹ und die Altersverteilung, die im Westen beobachtbar ist, auch für den Osten, so sinkt diese Differenz auf 10%-Punkte (Demographie II). Unterstellt man nun aber weiter die gemeinsame Westverteilung auch der Variablen, die die Fertilitätsgeschichte messen, so reduziert sich diese Differenz um fast die Hälfte auf 5,7%-Punkte. Allein daraus kann der starke Einfluß der individuellen Fertilitätsgeschichte abgelesen werden. Führt man das gleiche Experiment für die Erwartungsvariablen durch, so findet man, daß deren Effekt alleine nur 0,2%-Punkte beträgt, also sehr gering ist. Verschärft man das Experiment nun dahingehend, daß man - unrealistischerweise - von einer maximal positiven Erwartungshaltung ausgeht, so ist auch hier der Effekt immer noch deutlich geringer als der Effekt der unterschiedlichen Fertilitätsgeschichten. Der wieder ansteigende Wert für den Fall ‚alle Charakteristika‘, d.h. alle Charakteristika werden aus der Westverteilung genommen, zeigt ein Problem der Analyse: Es ist nur schwer möglich, die Verteilungen der Charakteristika vollständig anzulegen, denn zum einen ist die Vergleichbarkeit z. B. der Bildungsvariablen nur mit willkürlichen Annahmen herstellbar. Zum anderen sind einige Variablen, wie das Vorhandensein von Vermögen in Form von Bausparverträgen, für den Osten gar nicht definiert, da es im Mai 1990 diesen Vermögensbestandteil in der DDR nicht gab.

Betrachtet man das umgekehrte Experiment, das heißt die Westverteilung wird durch eine Ostverteilung der Charakteristika ersetzt (Spalten 4 und 5),

¹¹ Hier wird nur die Einwohnerzahl der Agglomeration gemessen. Andere Informationen, wie z. B. das Bundesland, wurden nicht verwendet, da sie nicht vergleichbar sind.

Tabelle 4
Ergebnisse der Simulationen

Geschätztes Modell	Geburtswahrscheinlichkeit 1991-1995 in %			
	Mittel in %	Str. des Mittels	Mittel in %	Str. des Mittels
Mit Modell geschätzte Wahrscheinlichkeiten	9,9	0,86	22,3	0,97
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Simulationsvarianten	Diff. in %-Punkten	<i>t</i> -Wert*)	Diff. in %-Punkten	<i>t</i> -Wert*)
Keine Veränderung	12,4	9,6	12,4	9,6
Alter	11,6	7,8	10,5	8,1
und Gemeinde/Stadtgröße	10,0	5,9	8,8	5,7
Fertilitätsgeschichte				
Alter, Gemeinde/Stadtgröße	10,0	5,9	8,8	5,8
und Fertilitätsgeschichte, Familienstand	5,7	2,8	5,8	3,9
und Bildungsniveau	8,8	4,7	5,4	3,6
Erwartungen				
Alter, Gemeinde/Stadtgröße	10,0	5,9	8,8	5,8
und Erwartungen	9,8	5,8	7,7	4,9
und Erwartungen max. positiv	7,1	2,1	7,1	2,6
und Erwartungen und Bildung	12,0	7,7	7,3	4,5
Fertilitätsgeschichte und Erwartungen				
Alter, Gemeinde/Stadtgröße	10,0	5,9	8,8	5,8
und Erwartungen	9,8	5,8	7,7	4,9
und Fertilitätsgeschichte, Familienstand	5,7	2,8	5,8	3,9
und Erwartungen	5,5	2,5	4,9	3,2
Alle Charakteristika				
Alter, Gemeinde/Stadtgröße	10,0	5,9	8,8	5,8
Alle Charakteristika**)	8,4	4,2	1,9	1,1

Anmerkung: *) Test der Nullhypothese, daß die Differenz der Wahrscheinlichkeiten ($p_{West} - p_{Ost}$) gleich Null ist. – **) Der Koeffizient der in den NBL nicht beobachtbaren Variablen wurde für das Modell der NBL auf null gesetzt. Die approximativen asymptotischen *t*-Werte wurden mit Hilfe der *Delta-Methode* aus den zwei geschätzten Kovarianzmatrizen für die geschätzten Modellkoeffizienten berechnet. Der Übergang zu der jeweils anderen Verteilung der entsprechenden Charakteristika wurde durch Ziehen in der entsprechenden gemeinsamen Verteilung der *X*-Variablen in der jeweils anderen Subpopulation erzeugt (*partieller bootstrap* mit jeweils 1000 Replikationen). Siehe auch Anhang A.

so erhält man qualitativ die gleichen Ergebnisse. Ein wesentlicher Unterschied besteht allerdings darin, daß bei Berücksichtigung aller Charakteristika der Unterschied zwischen alten und neuen Bundesländern fast gänzlich verschwindet.

Abschließend ist festzustellen, daß der Effekt der unterschiedlichen Fertilitätsgeschichten eindeutig alle anderen Effekte dominiert. Erwartungen der Berufstätigen bezüglich der individuellen als auch der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung spielen nur eine absolut untergeordnete Rolle. Welche Bedeutung Humankapitalvariablen bei der Erklärung des Unterschiedes der Geburtenraten besitzen, bleibt allerdings aufgrund der problematischen Vergleichbarkeit zwischen Ost- und Westdeutschland unklar. Insofern können auch aus diesen Ergebnissen nicht weitergehende Schlüsse gezogen werden wie z. B., daß sich Ost- und Westdeutsche bei gleichen Charakteristika gleich verhalten würden. Genau diese Vergleichbarkeit von Bewohnern der ABL und der NBL ist aufgrund der unterschiedlichen Vergangenheit nicht denkbar. Die dominierende Rolle der Fertilitätsgeschichte und die geringen Effekte der Arbeitsmarkterwartungen bedeuten jedoch trotz dieser Einschränkung weitere Evidenz für die Anpassungshypothese.

5. Abschließende Bemerkungen

Zusammenfassend läßt sich feststellen, daß fast alle verfügbare Evidenz für eine Interpretation des Geburtenrückganges als Anpassungsprozeß an das westliche Fertilitätsmuster spricht, das vor allem durch wesentlich spätere Geburten gekennzeichnet ist. Dies kann man durchaus als ein rationales Verhalten der Frauen und Familien in den neuen Bundesländern interpretieren, wenn man bereit ist, das westdeutsche Fertilitätsmuster als ‚optimale Antwort‘ auf die in der Bundesrepublik Deutschland vorherrschenden Institutionen anzusehen.

Folgende Faktoren können als konkrete Evidenz für diese These angesehen werden: Erstens, die veränderten institutionellen Gegebenheiten erhöhen die Opportunitätskosten früherer Geburten, vor allem während der Ausbildung, sei es in den Betrieben oder den Universitäten und Fachschulen, erheblich. Zweitens, die Frauen, die zur Zeit der Wiedervereinigung zu jung waren, um schon eine relevante Anzahl von Geburten in der DDR zu haben, verhalten sich nahezu identisch wie die vergleichbare Altersgruppe aus Westdeutschland. Drittens, auch nach dem Geburteneinbruch ist die durchschnittliche Kinderzahl in keiner Altersgruppe unter das Niveau der alten Bundesländer gefallen. Viertens, die mikroökonomischen Untersuchungen haben deutlich gezeigt, daß die unterschiedlichen ‚Kinderbestände‘ einen Großteil der Differenz der Geburtenrate zwischen Ost- und West-

deutschland erklären können. Hingegen können die Variablen, die die individuell erwartete allgemeine und persönliche ökonomische Situation messen, in nur sehr geringem Maße zur Erklärung der Geburtendifferenz beitragen.

All dies deutet darauf hin, daß dieser Anpassungsprozeß zwar zu einer ‚lost-generation‘ führen wird, in Zukunft allerdings wieder mit einer Normalisierung der Geburtenentwicklung wahrscheinlich auf westdeutschem Niveau zu rechnen ist. Ein Babyboom steht aber nicht zu erwarten. Somit erscheint beispielsweise eine teilweise Stillegung leerstehender Schulen und Kindergartenkapazitäten durchaus sinnvoll. Die langfristigen Auswirkungen dieses wohl nur als temporär anzusehenden Geburteneinbruchs zum Beispiel auf den Arbeitsmarkt sind allerdings schwer abzusehen.

Anhang

1. Ökonometrie

Die Grundidee der empirischen Analyse besteht darin, die Wahrscheinlichkeit, mindestens ein Kind im Zeitraum Frühjahr 1991 bis Frühjahr 1995 zu gebären (p), in Abhängigkeit von erklärenden Variablen (X) zu beschreiben ($p(x)$). Diese Variablen sollen Faktoren messen, die die Geburten maßgeblich beeinflussen. Auf diese Weise kann z. B. erklärt werden, ob die zwischen ABL und NBL zu beobachtenden Unterschiede in den Geburtenraten weitgehend auf beobachtbare Faktoren, wie z. B. die individuelle Geburtsgeschichte oder unterschiedliche Erwartungen über die Zukunft, zurückzuführen sind.

Die Umsetzung dieser Idee kann folgendermaßen erfolgen: Ziel ist die Schätzung von $p(x) = P(\text{Geburt ab 1991}|X = x)$. Wie schon in Abschnitt 4 erwähnt, wird erlaubt, daß dieser funktionale Zusammenhang in den alten und den neuen Bundesländern a priori verschieden sein kann ($p^w(x)$, $p^o(x)$). Da aufgrund der Fallzahlen in der Oststichprobe eine nichtparametrische Schätzung dieser bedingten Wahrscheinlichkeiten aufgrund vieler diskreter Komponenten von X nicht möglich ist, wird ein parametrisches Modell (hier ein Probit) geschätzt und dessen Validität durch Spezifikationstests und Sensitivitätsanalysen überprüft ($p^w(x) = \Phi(x\beta_0^w)$; $p^o(x) = \Phi(x\beta_0^o)$), dabei bezeichnet $\Phi(a)$ die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung evaluiert an der Stelle (a). Die unbekannten Koeffizienten $\beta_0 = (\beta_0^w, \beta_0^o)$ werden jeweils auf der entsprechenden Teilstichprobe für die alten und die neuen Bundesländer mit Hilfe eines binären Probitmodells konsistent geschätzt.

Die Idee der Simulationen besteht darin zu zeigen, wie sich die Differenz der für die alten und neuen Bundesländer vorhergesagten mittleren Geburtenwahrscheinlichkeit verändert, wenn man die Verteilung der Charakteristika, d.h. der konditionierenden Variablen, der Ostdeutschen durch die Charakteristika der Westdeutschen ersetzt und umgekehrt. Die beobachtbare Differenz der mittleren Geburtenwahrscheinlichkeiten läßt sich unter Anwendung des Gesetzes der iterativen Erwartungswerte auch schreiben als $E_{x^w}p^w(x) - E_{x^o}p^o(x)$. $E_{x^w}(\cdot)$ bzw. $E_{x^o}(\cdot)$ bezeichnet die Erwartungsbildung bezüglich der Verteilung der Zufallsvariablen X in den ABL bzw. den NBL. Nach einem Übergang zu einer Verteilung der Charakterika, wie sie in den

Tabelle

Schätzergebnisse mit Mikrodaten für NBL und ABL

Variable	NBL (N=1012)		ABL (N=1457)	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Konstante	-14,8	3,6	-0,39	0,3
Alter	bis 18 Jahre	1,77	3,9	0,16
	19 bis 21 Jahre	1,69	4,1	0,85
	22 bis 24 Jahre	1,98	5,0	0,98
	25 bis 27 Jahre	1,66	4,2	1,20
	28 bis 30 Jahre	1,16	2,9	1,00
	31 bis 33 Jahre	0,36	0,8	0,83
	34 bis 36 Jahre	0,88	2,1	0,46
Erstgeburt	1984	0	-	0,42
	1985	0	-	0,46
	1986	0	-	0,66
	1987	0	-	0,69
	1988	0,69	2,6	1,14
	1989	-0,14	0,4	1,34
	1990	0,21	0,7	1,35
Ein Kind	-0,45	1,7	-0,59	3,6
Zwei Kinder	-0,90	3,3	-1,04	5,7
Drei und mehr Kinder	-0,51	1,4	-0,51	2,4
Kein Partner	-0,36	1,4	-0,29	1,9
Erwartet keine berufliche Verschlechterung in den nächsten 2 Jahren	0,41	3,2	0,07	0,8
Partner erwartet keine berufliche Verschlechterung in nächsten 2 Jahren	-0,17	1,0	0,20	1,7
Partner erwartet in den nächsten 2 Jahren nicht den Beruf zu wechseln	0,41	2,6	0,05	0,4
Haushalt besitzt kein Vermögen	0	-	0,40	2,3
Haushalt (Frau mit Partner) besitzt Bausparvertrag	k.a.	-	0,30	2,8
Schuljahre	2,48	3,5	-0,31	1,1
[Schuljahre] ²	-0,12	3,5	1,69	1,3
Partner mit Universitätsabschluß	0,57	2,4	0,004	0,2
Gemeinde unter 2000 Einwohner	-0,41	2,6	-0,40	1,5
Stadt über 100 000 Einwohner	-0,39	2,1	-0,08	0,7

Anmerkung: Abhängige Variable: Indikator für Geburt zwischen 1991 und 1995 (binäres Probitmodell). „0“: Variable ist im Datensatz vorhanden, aber Koeffizient wurde a priori auf 0 restriktiert (um eine relativ sparsame Parametrisierung für die Simulationen zu erhalten). Diese Restriktionen wurden nachträglich mit Score-Tests gegen fehlende Variablen überprüft und konnten auf allen konventionellen Signifikanzniveaus nicht verworfen werden.

k.a.: Variable im ist Datensatz nicht vorhanden.

Fettgedruckte Koeffizienten haben eine t-Wert größer als 2. t-Werte sind mit der von White (1982) vorgeschlagenen Methode unter Verwendung der erwarteten bedingten Hessematrix geschätzt worden. Wenn nicht explizit anders angegeben, dann beziehen sich die erklärenden Variablen auf den Zeitpunkt Mitte 1990.

Siehe Anmerkungen zu Tabelle 3.

NBL zu beobachten ist, wird dann hieraus $E_{x^0} p^w(x) - E_{x^0} p^o(x)$, d.h. der Erwartungsoperator wirkt bzgl. einer veränderten Verteilung des Variablenvektors X . Diese Erwartungswerte können durch entsprechende Stichprobenmittelwerte ersetzt werden. Dies ist jedoch nicht so einfach möglich, wenn - wie in der Tabelle 4 geschehen- der Fall betrachtet wird, bei dem nur einige Komponente von X aus der jeweils anderen Verteilung stammen. Daher wurde ein anderes Verfahren entwickelt: Für Übergang zu der jeweils anderen Verteilung der entsprechenden Charakteristika wurde durch Ziehen in der entsprechenden gemeinsamen Verteilung der X -Variablen, bzw. einer Untermenge davon, in der jeweils anderen Subpopulation ein künstliches Sample erzeugt und der Mittelwert gebildet. Dieses Verfahren wurde 1000 Mal wiederholt, um die Simulationsvarianz klein zu halten (*partieller bootstrap*). Approximative Standardfehler wurden mit der *delta*-Methode berechnet.

2. Ergebnisse der ökonometrischen Schätzungen und Spezifikationstests

Die Nachfolgende Tabelle enthält die Schätzergebnisse der Probitschätzungen. Die gewählte Spezifikation wurde mit Informationsmatrixtests gegen allgemeine Fehl-spezifikation, mit Score-Tests gegen Nichtnormalität (Pearson-Familie), mit Score-Tests gegen Heteroskedastie und mit Score-Tests gegen fehlende Variablen überprüft. Diese Verfahren sind in Lechner (1996) genauer beschrieben. Beide Modelle wurden nicht abgelehnt. Die Score-Tests gegen fehlende Variablen überprüften nicht nur die in der Tabelle ersichtlichen Nullrestriktionen in der Spezifikation der NBL, sondern auch weitere im SOEP zur Verfügung stehende Variablen. Detaillierte Ergebnisse der Spezifikationstests sind vom Autor auf Anfrage erhältlich.

Sensitivitätsanalysen bezüglich Stichprobenselektion, Variablendefinition und einer Beschränkung der Analyse auf Erstgeborenen zeigten ebenfalls keine Probleme der gewählten Spezifikation an.

Literatur

Arroyo, C. R. / J. Zhang (1997), Dynamic microeconometric models of fertility choice, *Journal of Population Economics*, 10, 23-65.

Becker, G. S. (1960), An Economic Analysis of Fertility, in *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, New York.

Becker, G. S. / H. G. Lewis (1973), On the Interaction between Quantity and Quality of Children, *The Journal of Political Economy*, 81, 279-288.

Birg, H. / E.-J. Flöthmann (1993), Analyse und Prognose der Fertilitätsentwicklung in den alten und neuen Bundesländern, Mimeo, Institut für Bevölkerungsforschung und Sozialpolitik, Universität Bielefeld.

Bloemen, H. / A. Kalwij (1996), Female Employment and Timing of Birth Decisions: A Multiple State Transition Model, CENTER Discussion Paper, Universität Tilburg, 9626.

Cigno, A. (1991), *The Economics of the Family*, Oxford.

Conrad, C. / M. Lechner / W. Werner (1996), East German Fertility After Unification: Crisis or Adaptation, *Population and Development Review*, 22, 331-358.

Heckman, J. J. / V. J. Hotz und *J. Walker* (1985), New Evidence on the Timing and Spacing of Births, *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, 74, 179-184.

Heckman, J. J. / J. R. Walker (1990), The Relationship Between Wages and Income and the Timing and Spacing of Births: Evidence from Swedish Longitudinal Data, *Econometrica*, 58, 1411-1441.

Hotz, J. V. / R. A. Miller (1988), An Empirical Analysis of Life Cycle Fertility and Female Labour Supply, *Econometrica*, 56, 91-118.

Hotz, J. V. / J. A. Klerman / R. Willis (1997): The Economics of Fertility in Developed Countries, in M.R. Rosenzweig und O. Stark (Hrsg.), *Handbook of Population and Family Economics*, Kapitel 7, 275-347.

Lechner, M. (1996), An Evaluation of Public Sector Sponsored Continuous Vocational Training Programs in East Germany, *Beiträge zur angewandten Wirtschaftsforschung*, Universität Mannheim, 539-96.

Malthus, T. R. (1803), *An Essay on the Principle of Population*, London (1973).

Moffitt, R. (1984), Optimal life-cycle profiles of fertility and labor supply, in T. P. Schultz und K. Wolpin (Hrsg.), *Research in Population Economics*, 5, 29-50.

Münz, R. / R. Ulrich (1993), Demographische Entwicklung in Ostdeutschland und in ausgewählten Regionen: Analyse und Prognose bis 2010, *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, 19, 475-515.

– (1994), Depopulation After Unification? The Demographic Future of East Germany, *Occasional Paper*, Center for German and European Studies, University of California at Berkeley.

Newman, J. L. / C. E. McCulloch (1984), A Hazard Rate Approach to the Timing of Births, *Econometrica*, 52, 934-961.

Pohl, K. / B. Störzbach / H. Wendt (1992), Die demographische Lage in Deutschland und der Europäischen Gemeinschaft, *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, 18, 3-93.

Schulz, E. (1995), Auswirkungen des Bevölkerungsrückgangs in den neuen Bundesländern auf ausgewählte Infrastrukturbereiche, *DIW Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung*, 95, 493-508.

Schulz, E. / G. G. Wagner / J. C. Witte (1993), Gegenwärtiger Geburtenrückgang in Ostdeutschland lässt mittelfristig einen 'Babyboom' erwarten, *Discussion paper 83*, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin.

Tasiran, A.C. (1995), *Fertility Dynamics*, Dordrecht.

Trappe, H. (1995), Emanzipation oder Zwang? Frauen in der DDR zwischen Beruf, Familie und Sozialpolitik, Berlin.

Unicef (1993), *Central and Eastern Europe in Transition*, New York.

United Nations (1991), *World Population Prospects 1990*, New York.

Walker, J. R. (1995), The effect of public policies on recent Swedish fertility behavior, *Journal of Population Economics*, 8, 223-251.

Ward, M. P. / W. P. Butz (1980), Completed Fertility and its Timing, *Journal of Political Economy*, 88, 917-940.

Winkler, G. (1989), *Geschichte der Sozialpolitik in der DDR: 1945-1985*, Berlin.

Witte, J. C. / G. G. Wagner (1995), Declining Fertility in East Germany after Unification: A Demographic Response to Socioeconomic Change, *Population and Development Review*, 21, 387-397.

Zimmermann, K. F. (1986), *Familienökonomie*, Berlin.

Zusammenfassung

Mit der deutschen Vereinigung war ein massiver Einbruch der Geburtenzahlen in den neuen Bundesländern (NBL) verbunden. Diese Arbeit analysiert zum einen mit dem theoretischen Rahmen der neoklassischen Bevölkerungökonomie die Incentivewirkungen der Institutionen, die vor und nach der Vereinigung in den NBL anzutreffen waren. Zum anderen wird im empirischen Teil mit altersspezifischen Geburtsraten des Statistischen Bundesamts und den Individualdaten des Sozioökonomischen Panels die Bedeutung der möglichen Erklärungen analysiert. Nahezu alle verfügbare Evidenz spricht für eine Interpretation des Geburtenrückgangs als Anpassungsprozeß an das westliche Fertilitätsmuster, das vor allem durch wesentlich spätere Geburten im Lebenszyklus einer Frau gekennzeichnet ist.

Abstract

East German birth rates decreased dramatically after German unification. Using neoclassical population economics the first part of this paper analyzes the expected impact on birth rates of the different incentive structures before and after unification. Aggregate data on birth rates for different age groups as well as micro data of the German Socio-economic Panel is then used to try to judge the importance of the competing theoretical explanation. Almost all the evidence suggests that the drop in birth rates should be interpreted as being part of an adjustment process leading to West German fertility profiles that are characterized by comparatively late births.

JEL-Klassifikation: J 11, J 13