

FERTILITÄT IN STIEFFAMILIEN*

Thomas Klein und Jan Eckhard

Zusammenfassung: Der Aufsatz bietet deskriptive Ergebnisse und theoriegeleitete Analysen zur Fertilität in Stieffamilien auf der Grundlage der Daten des Familiensurvey 2000. Partnerschaften mit Stiefkindern weisen gegenüber Partnerschaften ohne Stiefkinder eine geringere Neigung zur Geburt eines ersten gemeinsamen leiblichen Kindes auf. Die Untersuchungen zeigen, dass lediglich das höhere Alter der Frauen in Partnerschaften mit Stiefkindern, nicht jedoch das Vorhandensein von Stiefkindern hierfür ausschlaggebend ist. Für die bei Kontrolle des Alters unterschiedslosen paarbezogenen Erstgeburtenraten werden verschiedene Erklärungsmöglichkeiten diskutiert. Im Unterschied zum ersten gemeinsamen Kind besteht jedoch ein negativer Einfluss der Stiefkinder auf die Familienerweiterung, welcher auf die mit einem weiteren gemeinsamen leiblichen Kind der Partner erreichten höheren Gesamtkinderzahl in Stieffamilien zurückzuführen ist. Unter der Bedingung gleicher Gesamtkinderzahlen neigen hingegen Stieffamilien stärker als „Normalfamilien“ zu einer weiteren Familienexpansion.

I. Einleitung

Vor dem Hintergrund steigender Scheidungszahlen und gleichzeitig steigender Wiederheiratschancen von Frauen (vgl. z.B. Dobritz 1997; Klein 1990; Schwarz 1997) kann vermutet werden, dass generatives Verhalten im Kontext inkonstanter Paarbezüge für die Analyse der Geburtenentwicklung zunehmend bedeutsam wird. Neben den Geburten in zweiten oder dritten Ehen spielen insbesondere in den jüngeren Jahrgängen auch die Geburten von geschiedenen und nicht wiederheiratenden Müttern eine immer beachtenswertere Rolle (Klein 1990: 122, 125). Im Auge zu behalten ist in diesem Zusammenhang außerdem, dass immer mehr Kinder in nicht-ehelichen Partnerschaften geboren werden, welche (auch bei einer gemeinsamen Elternschaft der Partner) ein höheres Trennungsrisiko aufweisen als eheliche Partnerschaften.¹ Geht man dabei auf Grund empirischer Befunde (vgl. Buber und Prskawetz 2000) davon aus, dass Kinder aus einer früheren Partnerschaft vor allem dann (bzw. bei dem Elternteil) Einfluss auf das (weitere) generative Verhalten nehmen, wenn sie (bzw. bei dem sie) im Haushalt

* Die Autoren danken den anonymen Gutachtern der Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie für wertvolle kritische Hinweise und Anregungen.

¹ Der Anteil der nicht-ehelich geborenen Erstkinder hat sich zwischen 1970 und 1994 in Westdeutschland von 9 auf 18 Prozent und in Ostdeutschland von 22 auf 55 Prozent erhöht. Zu berücksichtigen ist hierbei, dass ein großer Anteil der nicht-ehelichen Geburten durch eine nachträgliche Eheschließung der Eltern ‚legitimiert‘ wird. Allerdings ist dies immerhin bei etwa 65 Prozent der nicht-ehelichen Geburten in Westdeutschland und bei etwa 50 Prozent der nicht-ehelichen Geburten in Ostdeutschland nicht der Fall (vgl. Peuckert 1999: 107f.).

leben, so rückt insbesondere die Fertilität in Stieffamilien ins Blickfeld wissenschaftlichen Interesses.

Auf der Grundlage sozialwissenschaftlicher Umfragedaten² kann für das Jahr 1999 ein Anteil der Stieffamilien mit Stiefkindern unter 18 Jahren bezogen auf die Gesamtzahl der Familien mit Kindern unter 18 Jahren von 6 Prozent in den alten und 11,5 Prozent in den neuen Bundesländern aufgezeigt werden (Teubner 2002: 40). Hinzu kommen zahlreiche ‚Alleinerziehende‘ mit einem festen Partner. Eine Darstellung der zeitlichen Entwicklung ist bislang am ehesten aus der Kinderperspektive möglich: Von den 16- bis 17-jährigen Kindern waren 1988 in den alten Bundesländern ca. 5 Prozent und in den neuen Bundesländern ca. 4 Prozent Stiefkinder. Im Jahr 2000 liegen die entsprechenden Werte bei ca. 6 Prozent im Westen und 8 Prozent im Osten (Alt 2003: 241). Hierbei sind wiederum zusätzlich die Kinder von Alleinerziehenden mit festen Partnerschaften ohne gemeinsamen Haushalt in Rechnung zu stellen. Dies betrifft vermutlich die Mehrheit der 10 Prozent (alte Bundesländer) bzw. 20 Prozent (neue Bundesländer) Kinder, welche im Jahr 2000 mit einem alleinerziehenden Elternteil zusammenleben (Teubner 2002: 40).³

Die bereits vorliegenden Analysen zur Fertilität in Stieffamilien sind in theoretischer Hinsicht ganz überwiegend von ad-hoc-Hypothesen über den Kinderwunsch geleitet (s.u.). Anliegen des vorliegenden Aufsatzes ist demgegenüber eine theoriebezogenere Diskussion der Bestimmungsgründe des generativen Verhaltens in Stieffamilien. Bereits untersuchte ad-hoc-Hypothesen sowie auch eigene Annahmen über spezifische Einflussfaktoren der stieffamilialen Fertilität sollen dabei in eine allgemeinere familiensoziologische Theorie des generativen Handelns eingebettet werden. Vergleichende empirische Untersuchungen anhand der Daten des Familiensurvey 2000 zum timing und spacing von Geburten im Verlauf von Partnerschaften mit und ohne Stiefelternschaftsbeziehungen dienen der Überprüfung der Hypothesen.

Es folgt zunächst in Abschnitt II eine theoretische Diskussion der Faktoren, die das generative Verhalten in Stieffamilien von dem in Normalfamilien⁴ unterscheiden, sowie ein Überblick über bisherige Studien. Nach einigen datentechnischen und methodischen Erläuterungen (Abschnitt III) und der Beschreibung wichtiger Rahmenbedingungen (Abschnitt IV) werden in Abschnitt V einige Ergebnisse zur Fertilität in Stieffamilien präsentiert. Anders als bisher vorliegende Analysen bezieht sich der Beitrag dabei auf Partnerschaften unabhängig vom formalen Familienstand und unabhängig von einem gemeinsamen Haushaltskontext. Die nachfolgenden Analysen sind also nicht auf Zusammenlebende oder gar auf Ehen beschränkt. Sie sind somit unbeeinträchtigt von Kausalitätsproblemen, die sich dadurch ergeben, dass Heirat und Haushaltsgründungen

2 In der amtlichen Statistik wird nicht zwischen leiblicher und nicht-leiblicher Elternchaft unterschieden. Die Verbreitung der Stieffamilien kann für Deutschland daher ausschließlich mittels Umfragedaten wie dem Familiensurvey oder dem Fertility and Family Survey untersucht werden.

3 Auch der Anteil der Kinder, die bei einem alleinerziehenden Elternteil (mit oder ohne festen Partner) aufwachsen, wird in empirischen Studien als ansteigend herausgestellt (vgl. beispielsweise Alt 2003).

4 Die Bezeichnung bezieht sich auf den statistischen Normalfall der Familie mit ausschließlich leiblichen Kindern; mit dem Begriff soll keine Werthaltung zum Ausdruck gebracht werden.

auch erst *infolge* generativer Entscheidungen erfolgen können.⁵ Im Unterschied zu einigen bislang vorliegenden Studien (z.B. Griffith, Koo und Suchindran 1985; Wineberg 1990; Jeffries, Berrington und Diamond 2000) finden zudem nicht nur frühere Kinder der Frau, sondern die Kinder beider Partner Berücksichtigung. Die Ergebnisse werden in Abschnitt VI zusammengefasst und diskutiert.

II. Theoretische Überlegungen und Forschungsstand

1. Stiefelternschaft im Spiegel familienökonomischer Überlegungen

Generative Entscheidungen lassen sich im Spannungsfeld zwischen Nutzen und Kosten von Kindern analysieren. Von Leibenstein (1957; 1974) stammt hierbei die traditionelle Unterscheidung zwischen Konsum-, Einkommens- und Sicherheitsnutzen. Eine aktuellere Studie von Nauck und Kohlmann (1999) differenziert zwischen einer psychologisch-affektiven, einer ökonomisch-utilitaristischen und einer sozial-normativen Nutzendimension. Dabei entspricht weitgehend der psychologisch-affektive Nutzen dem Konsumnutzen und der ökonomisch-utilitaristische Nutzen dem Einkommens- und Sicherheitsnutzen. Hinzu kommt jedoch die sozial-normative Nutzendimension. Zu dem sozial-normativen „Wert von Kindern“ lässt sich auch zählen, dass Kinder familiäre Bindungen festigen können. In westlichen Industriegesellschaften und im Kontext hoher Scheidungszahlen ist hierbei die integrative Funktion gemeinsamer Kinder vor allem für die Kernfamilie und für die Stabilisierung der Partnerschaft von Bedeutung.

Ausgehend von Becker (vgl. v.a. Becker 1996: 143) lässt sich annehmen, dass der Nutzen jedes weiteren Kindes umso geringer ist, je mehr Kinder schon vorhanden sind bzw. je höher die Ordnungszahl des Kindes ist. Dies gilt vor allem für den Konsumnutzen, da dieser im Gegensatz zum Einkommens- und Sicherheitsnutzen von Kindern psychischer und nicht materieller Art ist und sich somit nicht in gleicher Weise kumulieren lässt. Auch in Bezug auf den sozial-normativen Nutzen ist in westlichen Industriegesellschaften von stark abnehmendem Grenznutzen weiterer Kinder auszugehen.

Was die Kosten von Kindern betrifft, so sind neben den direkten Kosten für die Versorgung und Ausstattung der Kinder in erster Linie die Opportunitätskosten des entgangenen Erwerbseinkommens von Bedeutung.⁶ Hinzu kommen immaterielle Kos-

5 Der Begriff der Stieffamilie ist also in der vorliegenden Studie unabhängig davon definiert, ob die Partner einen gemeinsamen Haushalt teilen. Dieses Stieffamilienkonzept vermeidet nicht nur die zuvor angesprochene Problematik, sondern ist auch gleichermaßen plausibel. Schließlich ist die Definition des gemeinsamen Haushalts durchaus fließend: Immerhin werden in dem hier ausgewerteten Familiensurvey 2000 nur mindestens 1 Jahr (meist sehr viel länger) dauernde Partnerschaften erfasst, und auch ohne einen formal gemeinsamen Haushalt wird die freie Zeit gemeinsam verbracht, Gegenstände des Partners werden wechselseitig in der Wohnung des anderen deponiert, und Stiefelternschaft wird faktisch gelebt. Das der vorliegenden Studie zugrunde liegende Stieffamilienkonzept wird von Teubner (2002: 44) auch als Stieffamilie „im weiteren Sinne“ bezeichnet. 8,5 Prozent (alte Bundesländer) bzw. 14,5 Prozent (neue Bundesländer) der Familien sind Stieffamilien „im weiteren Sinne“ (Teubner 2000: 45).

6 Ausschlaggebend hierfür ist die vor allem in Westdeutschland geringe Vereinbarkeit von Beruf und Familie.

ten, die mit dem individuell zugeschriebenen Nutzen einer Erwerbstätigkeit und mit der Reduzierung arbeitsbezogener Sozialkontakte zusammenhängen. Zu den immateriellen Kosten gehören auch Opportunitätskosten in Bezug auf Partnerschaft, Freizeitgestaltung usw. Bezüglich der Kosten ist – analog dem abnehmenden Grenznutzen – von abnehmenden Grenzkosten weiterer Kinder auszugehen: Ist der Übergang zur Elternschaft bereits erfolgt, so sind die Opportunitäten vor allem im Hinblick auf die Erwerbstätigkeit, aber auch im Hinblick auf das Freizeitverhalten bereits eingeschränkt und als Hinderungsgrund erneuter Fertilitätsentscheidungen von geringerer Tragweite. Die Kostendegression ist um so stärker ausgeprägt, je niedriger die Altersabstände zwischen den Kindern sind.

Analysiert man vor diesem Hintergrund die Fertilität in Stieffamilien, so ist anzunehmen, dass der sozial-normative Nutzen und annäherungsweise auch der psychisch-affektive Nutzen der Elternschaft sich nicht vollständig auch auf nicht-leibliche Elternschaftsbeziehungen übertragen lässt. Die Kosten von Kindern sind hingegen weitgehend davon unabhängig, ob es sich um leibliche oder um nicht-leibliche Kinder handelt. Somit ergeben sich durch die Existenz von Stiefkindern veränderte Nutzen-Kosten-Relationen für die Geburten weiterer Kinder:

- Bei Gründung einer Stieffamilie ist ein weiteres Kind das erste gemeinsame Kind, und für den Stiefelternteil ist es meist das erste leibliche Kind. Gleichzeitig handelt es sich um ein Kind höherer Ordnungszahl mit verminderten Zusatzkosten. Es wäre allerdings voreilig, im Vergleich zur ‚Normalfamilie‘ aus ähnlichem Nutzen und aber geringeren Kosten in Stieffamilien auf eine größere Bereitschaft zu einem ersten gemeinsamen Kind zu schließen. Im Hinblick auf den Nutzen ist zu beachten, dass der Nutzen leiblicher Elternschaft nur für einen Elternteil neu entsteht und dies natürlich nur, sofern nicht beide Partner Kinder in die neue Beziehung mitbringen (doppelte Stiefelternschaft). Nimmt man hingegen an, dass erste gemeinsame Kinder vor allem auf Grund ihrer Bindungswirkung für die Partnerschaft gewünscht werden, so ist durchaus von einer höheren Neigung der Partnerschaften mit Stiefkindern zu ersten gemeinsamen Kindern auszugehen. Allerdings wäre auch ein gegenteiliger Effekt der Bindungswirkung gemeinsamer Kinder denkbar: Die Bereitschaft für ein erstes gemeinsames Kind ist auch als Teil der Partnerschaftsentwicklung zu verstehen und in Stieffamilien für den Stiefelternteil (der sich damit nicht nur auf eine längerfristige Paarbeziehung, sondern auch auf eine nicht-leibliche Elternschaftsbeziehung gegenüber dem Stiefkind festlegt) mit einer konsequenzenreicheren Partnerwahl verbunden.
- Ist schon ein gemeinsames Kind vorhanden, so ist die Paarentwicklung (die notwendig ist für die Bereitschaft, ein gemeinsames Kind zu haben) abgeschlossen, eine leibliche Elternschaft ist verwirklicht, und der speziell mit leiblichen Kindern verbundene Nutzen lässt sich mit einem weiteren Kind kaum steigern. Für das weitere generative Verhalten sind nun wohl eher die Kosten der Fertilitätsentscheidungen ausschlaggebend. Sofern Stiefkinder (insbesondere jüngeren Alters) die mit steigender Kinderzahl absinkenden Kosten pro Kind mitbestimmen, ist eine Tendenz der Stieffamilien zu vergleichsweise hohen Kinderzahlen zu erwarten.
- Die geringeren Grenzkosten sind im Hinblick auf die erwerbsbezogenen Opportunitätskosten auch davon abhängig, ob es sich um eine Stiefvater- oder eine Stiefmutter-

terfamilie handelt. Hinsichtlich der erwerbsbezogenen Opportunitätskosten hängt die Kostendegression außerdem vom Bildungsniveau der Frau ab.

2. Weitere Hypothesen

Bisherige Untersuchungen zur Fertilität in Stieffamilien basieren überwiegend auf ad-hoc-Hypothesen, die auf Griffith, Koo und Suchindran (1985) zurückgehen. Diese thematisieren verschiedene Aspekte des Nutzens weiterer Kinder in Stieffamilien, wohingegen die Unterschiedlichkeit der Kostensituation unbeachtet bleibt. Eine dieser Thesen, die später als „commitment-effect“ (Vikat, Thomson und Hoem 1999) oder als „union confirmation“-Hypothese (Henz 2002) bezeichnet wurde, postuliert, dass die Fertilität in zweiten Ehen oder in Folgepartnerschaften unabhängig ist von der Zahl der vorehelichen Kinder. Die These beruht auf der Annahme, dass der Wunsch nach einem gemeinsamen leiblichen Kind davon geprägt ist, dass das gemeinsame Kind als Symbol der Partnerschaft fungiert und die Partner enger aneinander bindet. Eine zweite These – später auch als „parenthood“-Hypothese (ebd.) bezeichnet – lässt hingegen erwarten, dass die Fertilität einer Partnerschaft geringer ist, wenn einer der Partner bereits vor der Partnerschaft geborene Kinder hat. Die Geburt eines ersten Kindes ist nach dieser These durch die Erlangung der leiblichen Elternschaft als Attribut des Erwachsenenstatus motiviert, die in Stieffamilien zumindest für einen Elternteil schon existiert. Beide Hypothesen thematisieren also letztendlich verschiedene Aspekte immateriellen Nutzens biologischer Elternschaft.

Eine dritte von Griffith, Koo und Suchindran (1985: 74f.) präsentierte These bezieht sich auf das sozial-tradierte Ideal der Zwei-Kinder-Familie. Mit dieser These wird angenommen, dass Partnerschaften mit einem vorpartnerschaftlichen Kind, welches im Haushalt der Partner lebt, stärker zur Geburt eines weiteren Kindes neigen als solche mit mehr als einem vorpartnerschaftlichen Kind. Mit Blick auf die Geschwisterfunktion für ein bereits vorhandenes Kind taucht diese These bei anderen Autoren auch als „sibling“-Hypothese (Henz 2002: 309) auf.

Unter Vernachlässigung aller kostenbezogenen Überlegungen haben damit drei Hypothesen über die Geburtenrate eines ersten gemeinsamen Kindes in Stieffamilien im Vergleich zu Normalfamilien Verbreitung gefunden: die „parenthood“-Hypothese, die eine geringere Geburtenrate in Stieffamilien prognostiziert, die „sibling“-Hypothese mit der Prognose einer höheren Geburtenrate und die „commitment“-Hypothese, nach der keine Unterschiede zu erwarten sind. Stellt man in Stieffamilien eine Kostendegression in Rechnung, so lassen sich gleiche Geburtenraten auch mit der „parenthood“-Hypothese (geringerer Nutzen, aber auch geringere Kosten) und eine höhere Geburtenrate auch mit der „commitment“-Hypothese (gleicher Nutzen und geringere Kosten) vereinbaren.

Einen Anknüpfungspunkt zu weiteren theoretischen Überlegungen bietet die von Birg und Mitarbeitern vorgeschlagene „biographische Theorie der Reproduktion“ (vgl. Birg, Flöthmann und Reiter 1991; Birg 1992). Kernthese dieses Ansatzes ist, dass Kinder eine längerfristige biographische Festlegung bedeuten, welche die Handlungsalternativen zukünftiger Entscheidungen in bedeutsamen Ausmaß einschränkt. Was die

biographische Theorie hierbei leistet, ist vor allem eine Ausweitung des Opportunitätskostenbegriffs auch auf den Wegfall zukünftiger biographischer Möglichkeiten. Die Opportunitätskosten biographischer Festlegungen sind für die Fertilitätsentscheidung von Stieffamilien insofern bedeutsam, als angenommen werden kann, dass die Entscheidung zu einem ersten leiblichen Kind höhere Festlegungskosten impliziert als die Entscheidung zu einem leiblichen Kind zweiter oder höherer Ordnung. Auf dieser Basis lässt sich annehmen, dass die Wahrscheinlichkeit der Geburt eines ersten gemeinsamen Kindes in Stieffamilien höher ausfällt als in Familien ohne Stiefkinder, da sich zumindest einer der Partner bereits auf Elternschaft festgelegt hat. Die Neigung zu einem ersten gemeinsamen Kind würde sich auf dieser Basis noch weiter erhöhen, wenn wechselseitige Stiefelternschaft vorliegt, da in diesem Fall beide Elternteile bereits auf leibliche Elternschaft festgelegt sind.

Im Rahmen theoretischer Überlegungen ist schließlich nicht ohne Bedeutung, dass Stieffamilien eine sehr selektive Partnerschaftsform darstellen. Mit Bezug auf empirische Ergebnisse zu den Determinanten des Scheidungsrisikos erscheinen z.B. die Konfessionszugehörigkeit, die Bildung und der Erwerbsstatus der Partner als Variablen, von denen anzunehmen ist, dass sie einerseits in Stieffamilien anders verteilt sind als in Normalfamilien (weil sie das Scheidungsrisiko beeinflussen) und andererseits einen Einfluss auf das generative Verhalten ausüben. Hinsichtlich der meisten Selektionsmerkmale (z.B. Konfessionslosigkeit, hohes formales Bildungsniveau der Frau) ist wohl davon auszugehen, dass Stieffamilien zu einer geringeren Fertilität tendieren als Normalfamilien. Bedeutsam sind zudem systematische Unterschiede zwischen Normal- und Stieffamilien insbesondere hinsichtlich des Alters, da sich die Wahrscheinlichkeit einer Familientrennung über die Lebensdauer akkumuliert. Bei einem tendenziell höheren Alter bei Partnerschaftsbeginn der Partnerschaften mit Stiefkindern (vor allem in Bezug auf das Alter der Frau) ist ein reduzierender Lebenszykluseffekt auf die Geburtenneigung dieser Partnerschaften zu erwarten, der sich jedoch durchaus im Rahmen der getroffenen Annahmen über die Bestimmungsgründe des generativen Handelns begründen lässt: Im Falle von Stiefmutterfamilien macht die Akkumulation von berufsrelevantem Humankapital im Verlauf der kinderlosen Jahre der Frau eine späte Entscheidung zum Übergang zur Elternschaft zunehmend kostspielig. Im Falle von Stiefvaterfamilien gilt gleiches, wenn die Geburt des Stiefkindes weit zurückliegt und die Mutter erwerbstätig ist. Darüber hinaus ist natürlich die biologisch begründete Altersbegrenzung der weiblichen Fruchtbarkeit in Rechnung zu stellen.

3. Stand der empirischen Forschung

Die empirische Forschung zum generativen Verhalten in Stieffamilien war bis vor einigen Jahren ausschließlich auf die Untersuchung der Fertilität von zweiten Ehen beschränkt (für einen Überblick vgl. Heckerens 1986; Vikat, Thomson und Hoem 1999). Empirische Studien zur Fertilität in zweiten Ehen benennen weitere Einflussfaktoren wie etwa die Konfession, Stadt-Land-Unterschiede, Bildung und sozio-ökonomische Stellung (Cohen und Sweet 1974). Levin und O'Hara (1978) monieren die oft fehlende Beachtung von Partnermerkmalen in zweiten Ehen und zeigen Einflüsse der

Ehebiographie des Partners auf die Fertilität. Von Bedeutung ist außerdem das Alter bei Erstheirat, welches als Indikator für die familiäre Orientierung der Frau interpretiert wird (Cohen und Sweet 1974). Die Beschränkung auf zweite Ehen ist allerdings zunehmend unrealistisch geworden. Zum einen wird ein sicher nicht unbedeutender Anteil der zweiten Ehen auch deswegen geschlossen, weil vor dem Zeitpunkt der Wiederheirat ein Kind der neuen Partner schon geplant oder gezeugt wurde (Klein 1990). Zum anderen wird auch das generative Verhalten derjenigen zunehmend bedeutsam, die nicht nochmals heiraten oder sich von Partnern trennen, mit denen sie nichtehelich gemeinsame Kinder haben. Entsprechend wird die Erforschung der Fertilität von Stieffamilien seit einigen Jahren auf die Untersuchung der Fertilität von zweiten Partnerschaften ausgedehnt – in der Regel allerdings unter Beschränkung auf Partnerschaften mit gemeinsamem Haushalt.

Aus der Untersuchung von Vikat, Thomson und Hoem (1999) geht hervor, dass die Wahrscheinlichkeit der Geburt eines ersten gemeinsamen Kindes in einer Partnerschaft nicht durch die Zahl der vor der Partnerschaft geborenen Kinder (von einem oder von beiden Partnern) beeinflusst wird, wohingegen die Geburt eines zweiten gemeinsamen Kindes abhängig ist von der Zahl der vor der Partnerschaft geborenen Kinder. Dies sind Anhaltspunkte für die „commitment“-Hypothese und für die „sibling“-Hypothese. Buber und Prskawetz (2000) zeigen im übrigen eine höhere Fertilität von Stiefmutterfamilien. Die Ergebnisse einer interessanten Analyse von Henz (2002) sind u.E. schwierig zu interpretieren, weil der Vergleich zwischen Stieffamilien und Normalfamilien auf der Basis der Gesamtparität durchgeführt ist. Dies heißt, dass die Bereitschaft für ein erstes gemeinsames Kind in Stieffamilien mit der Bereitschaft für ein weiteres Kind der betreffenden Parität in Normalfamilien verglichen wird, wofür aber unterschiedliche Prozesse verantwortlich sind: einerseits der Paarbildungsprozess und andererseits die Verwirklichung der angestrebten Familiengröße.

Ein Forschungsbedarf ist insbesondere in zwei Richtungen zu erkennen: Zum einen fehlt bislang eine theorieorientierte Analyse, in der vor allem auch Überlegungen zu den Kosten von Kindern Berücksichtigung finden. Zum anderen fehlen Analysen, die in einer früheren Phase der Partnerschaftsentwicklung ansetzen als derjenigen der Gründung eines gemeinsamen Haushalts oder gar der Eheschließung, weil beide Entscheidungen oft auch erst infolge einer ungeplanten Schwangerschaft oder simultan mit der Entscheidung für ein erstes Kind getroffen werden – mit der Folge, dass der Entscheidungsprozess für (oder gegen) ein erstes gemeinsames Kind bislang unzureichend erfasst wurde.⁷

III. Daten und Methode

Beim Familiensurvey 2000 (vgl. Bien und Marbach 2003) handelt es sich um eine für Deutschland repräsentative Erhebung des Deutschen Jugendinstituts e.V. mit 10.093 realisierten Interviews.⁸ Davon beruhen 2.002 Interviews auf einer Wiederholungsbe-

⁷ Statistisch-methodisch gesehen ist dieses Problem gleichbedeutend mit dem Problem der Linkszensierung.

⁸ Hinzu kommen 225 Zusatzinterviews mit Jugendlichen im Alter von 16 und 17 Jahren, wel-

fragung von Personen, die schon in den Jahren 1988 und 1994 befragt wurden.⁹ Die nachfolgend beschriebenen Ergebnisse beschränken sich auf Deutsche mit Westbiographie¹⁰ – dies sind insgesamt 7.273 Personen. Nicht-Deutsche wurden ausgeschlossen, weil ihr generatives Verhalten Sonderbedingungen unterliegt und ihre Fertilitätsbiographie überwiegend (abhängig von der Wanderungsbiographie) nicht zur Erklärung der Geburtenentwicklung in der Bundesrepublik beiträgt. Unberücksichtigt bleiben aus dem letztgenannten Grund auch Deutsche mit Wanderungshintergrund über die Außengrenzen hinweg und außerdem Deutsche mit (zumindest teilweise) einer Ostbiographie, deren Kinderbiographie im Hinblick auf die politischen Veränderungen nach 1990 einer gesonderten Analyse bedarf.¹¹

Aus den Angaben zur Partnerschaftsbiographie resultieren insgesamt 12.116 Partnerschaften.¹² Unter Beschränkung auf Deutsche mit Westbiographie verbleiben 9.512 Partnerschaften. Wegen fehlender Angaben zum Beginn der Partnerschaft (181 Fälle) und zur Geburt leiblicher Kinder (17 Fälle) und wegen 4 Fällen von Überschneidung verschiedener Partnerschaften im Lebenslauf des Befragten reduziert sich die Zahl der Partnerschaften um 202 Fälle, in denen Kinder- und Partnerschaftsbiographie nicht sinnvoll einander zugeordnet werden konnten. Es verbleiben damit 9.310 Partnerschaften in der Analyse (vgl. *Tabelle 1*). Die Personenzahl reduziert sich in diesem Kontext auf 7.234 Personen. Weitere Fallzahlreduzierungen erklären sich bei einzelnen Berechnungen durch fehlende Werte bei weiteren Variablen.

Die Zuordnung von Kindern zu Partnerschaften resultiert aus der Verknüpfung der Kinder- und der Partnerschaftsbiographie des Familiensurvey. Eine Schwierigkeit der Verknüpfung besteht darin, dass aus der Kinderbiographie nicht unmittelbar hervorgeht, ob ein Kind überhaupt aus einer – und wenn ja, aus welcher – der angegebenen Partnerschaften hervorgegangen ist. Auch eine rein zeitbezogene Zuordnung ist nicht zweifelsfrei möglich, da der Beginn und das Ende einer Partnerschaft nur jahresgenau erfasst sind. Für die vorliegende Analyse wurde davon ausgegangen, dass ein leibliches Kind, das zwischen dem Beginn und dem Ende einer Partnerschaft geboren wurde, als Kind dieser Partnerschaft aufgefasst werden kann, es sei denn, der Befragte gab an, dass er mit dem Partner der betreffenden Partnerschaft keine gemeinsamen Kinder

che jedoch in den Analysen des vorliegenden Beitrags und in allen hier wiedergegebenen Fallzahlen nicht berücksichtigt sind.

9 Die Panelbefragung ist eine Wiederholungsbefragung von 2002 Personen mit deutscher Staatsbürgerschaft im Alter von 30 bis 67 Jahren, welche bereits 1988 und 1994 interviewt worden waren. Der ‚replikative Survey‘ repräsentiert die 18- bis 55-jährige Wohnbevölkerung.

10 Da das generative Verhalten retrospektiv erhoben wurde, können diejenigen nicht berücksichtigt werden, bei denen nicht rekonstruierbar ist, inwiefern sich ihre Fertilitätsbiographie in Ost- oder Westdeutschland vollzogen hat. Befragten mit Wohnortwechsel zwischen West und Ost wurde nur dann eine Westbiographie zugerechnet, wenn sie vor dem 15. Lebensjahr in den Westen gekommen sind, und seitdem nur noch in Westdeutschland gelebt haben.

11 Auf den Familiensurvey 1988 wurde nicht zurückgegriffen, da für die Untersuchungen der vorliegenden Arbeit notwendige Angaben dort nicht erhoben sind. Dies betrifft die Angaben zu den vor dem Partnerschaftsbeginn geborenen leiblichen Kindern der ehemaligen Partner.

12 Als Partnerschaft sind im Familiensurvey neben den Ehen alle mindestens einjährigen Partnerschaften und alle aktuell (also zum Befragungszeitpunkt) bestehenden Partnerschaften erfasst, jeweils unabhängig von ihrer bisherigen Dauer und unabhängig vom Familienstand und von einem gemeinsamen Haushalt.

Tabelle 1: Beschreibung der Stichprobe (Deutsche mit Westbiographie)

	Personen		Partnerschaften	
	absolut	%	absolut	%
Insgesamt	7234 ¹	100	9310 ¹	100
<i>Geschlecht (der Befragungsperson)</i>				
Weiblich	4031	55,5	5344	57,4
Männlich	3221	44,5	3966	46,6
<i>Zahl der Partnerschaften</i>				
Keine Partnerschaft	1000	13,8		
1 Partnerschaft	3997	55,3		
2 Partnerschaften	1576	21,8		
3 oder mehr Partnerschaften	661	9,1		
<i>Kinderzahl (leibliche bzw. gemeinsame Kinder)</i>				
Kein Kind	2641	36,5	4813	51,7
1 Kind	1443	20,0	1564	16,8
2 Kinder	2158	29,8	2092	22,5
3 Kinder	730	10,1	639	6,9
4 oder mehr Kinder	262	3,6	202	2,2
<i>Familienform zu Beginn der Partnerschaft²</i>				
Partnerschaft ohne Kinder			8392	90,1
Stiefvaterfamilien			626	6,7
Stiefmutterfamilien			209	2,3
Familien mit doppelter Stiefelternschaft			83	0,9
<i>Darunter:</i>				
<i>ohne gemeinsamen Haushalt der Partner²</i>				
Partnerschaft ohne Kinder			1447	76,6
Stiefvaterfamilien			327	17,3
Stiefmutterfamilien			76	4,0
Familien mit doppelter Stiefelternschaft			40	2,1

1 Die Nicht-Berücksichtigung von 39 Personen bzw. 202 Partnerschaften begründet sich mit fehlenden Angaben zur Geburt leiblicher Kinder, mit fehlenden Angaben zum Beginn oder zum Ende von Partnerschaften oder durch die gleichzeitige Existenz zweier Partnerschaften, sofern dadurch eine Zuordnung der leiblichen Kinder zu den Partnerschaften nicht mehr möglich war.

2 Unterschiede zu den im Text wiedergegebenen Zahlen von Teubner (2002) beruhen zum einen darauf, dass hier über alle retrospektiv erfassten (und nachfolgend analysierten) Partnerschaften gemeinsam berichtet wird, während sich die Angaben von Teubner auf das Jahr 1999 beziehen. Zum anderen sind die Angaben von Teubner hochgerechnet, wohingegen *Tabelle 1* über die Struktur der Stichprobe informiert.

Quelle: Familiensurvey 2000; eigene Berechnung.

hat.¹³ Ist ein Kind in einem Jahr geboren, in dem der Befragte eine Partnerschaft beendet oder begonnen hat, so wurde es als Kind dieser Partnerschaft behandelt, wenn die Gesamtzahl aller der Partnerschaft zugeordneten Kinder hierdurch nicht größer wird als die vom Befragten angegebene Anzahl der gemeinsamen Kinder mit dem betreffenden Partner. Falls ein Kind in einem Jahr geboren wurde, in dem sowohl eine

13 Diese Annahme ist auch deshalb plausibel, weil der Beginn einer Partnerschaft vom Befragten selbst definiert wurde. Die Frageformulierung lautet: „Wann wurde die Beziehung zu diesem Partner so eng, dass man vom Beginn einer Partnerschaft sprechen könnte.“ Es ist kaum anzunehmen, dass die Zeugung eines Kindes mit dem betreffenden Partner vor dem hierbei angegebenen Zeitpunkt liegt. Anders als in anderen Studien, die nur Partnerschaften mit gemeinsamem Haushalt erfassen – beispielsweise dem Fertility and Family Survey – ist die Zuordnung von Kindern zu Partnerschaften deshalb im Familiensurvey vergleichsweise gut möglich.

Partnerschaft beendet als auch eine andere begonnen wurde, wurde das Kind derjenigen Partnerschaft zugeordnet, welcher ein Kind zugeordnet werden muss, damit die angegebenen Kinderzahlen mit den Zahlen der zugeordneten Kinder übereinstimmen.

Aus der Zuordnung von Kindern zu einzelnen Partnerschaften ergibt sich auch, welche Kinder nicht aus der betreffenden Partnerschaft hervorgegangen sind. Soweit diese Kinder mit dem Befragten bzw. dem Partner leben, wurden die betreffenden Partnerschaften als Stiefvaterfamilien, Stiefmutterfamilien oder Familien mit doppelter Stiefelternschaft klassifiziert. Eine Häufigkeitsauszählung der Familienformen findet sich in *Tabelle 1*. Daraus geht auch hervor, mit welcher Häufigkeit hier von Stiefelternschaft ausgegangen wird, ohne dass die Partner in demselben Haushalt leben.

Tabelle 1 enthält auch eine darüber hinausgehende Beschreibung der Stichprobe. Der Tabelle ist insbesondere auch zu entnehmen, dass der Familiensurvey 2000 stark ‚frauenlastig‘ ist. Der Frauenüberschuss in der Stichprobe beruht auf der besseren Erreichbarkeit von Frauen, vor allem, wenn Kinder im Haushalt leben. Die Stichprobenausfälle sind deshalb in Bezug auf das generative Verhalten nicht als neutral zu bezeichnen. Vielmehr ist eine Überschätzung der Fertilität zu vermuten. Diese Überschätzung bestätigt sich, wenn man für einige Geburtsjahrgänge die (unkorrigierten) Fertilitätsergebnisse des Familiensurvey mit den Ergebnissen anderer Studien vergleicht (*Tabelle 2*). Für die 1950–59 geborenen Frauen errechnet sich beispielweise aus dem Familiensurvey eine zusammengefasste Geburtenziffer¹⁴ von 1,75, während Kopp (2002: 39) für den Jahrgang 1955 den Wert von nur 1,6 errechnet (vgl. *Tabelle 2*).

Tabelle 2: Vergleichswerte der Kohortenfertilität (zusammengefasste Geburtenziffern)

	Familiensurvey 2000		Vergleichsergebnisse			
	unkorrigiert	gewichtet ¹	Birg et al. ²	Dinkel/ Milenovic ³	Höhn ⁴	Kopp ⁵
<i>Frauen</i>						
Jahrgänge 1935–1939	2,21	2,21		1,94		
Jahrgänge 1940–1949	1,77	1,77	1,78		1,77	1,7
Jahrgänge 1950–1959	1,75	1,62			1,62	1,6
Jahrgänge 1960–1969	1,13	1,11				0,9
<i>Männer</i>						
Jahrgänge 1935–1940	1,87	1,87	1,83			

1 Vgl. Text.

2 Birg et al. (1984: 117); der Vergleichswert bezieht sich auf den Jahrgang 1945.

3 Dinkel und Milenovic (1992: 70); Berechnung der Geburtenziffer für die zusammengefassten Jahrgänge auf Grundlage der dort angegebenen Werte für die einzelnen Jahrgänge.

4 Höhn (1994: 9); die Vergleichswerte beziehen sich auf die Jahrgänge 1945 und 1955.

5 Kopp (2002: 39); die Vergleichswerte beziehen sich auf die Jahrgänge 1945, 1955 und 1965.

Quelle: eigene Zusammenstellung.

14 Die zusammengefasste Geburtenziffer (auch Total Fertility Rate, TFR, genannt) definiert sich als Summe der altersspezifischen Geburtenziffern aller Altersstufen und gibt die Kinderzahl im Lebenslauf wieder. Alle hier wiedergegebenen zusammengefassten Geburtenziffern sind kohortenbezogen berechnet.

Tabelle 3: Die Verteilung von Erwerbstätigkeit mit Kindern im Mikrozensus und im Familiensurvey 2000 und daraus resultierende Gewichtungsfaktoren

	Anteil nach dem Mikrozensus 2000 ¹ (%) (1)	Anteil nach dem Familiensurvey 2000 ² (%) (2)	Gewichtungsfaktor (3) = (1) / (2)
Erwerbstätige Frauen mit Kindern unter 10 Jahren im Haushalt	10,81	11,70	0,92393
Erwerbstätige Frauen ohne Kinder unter 10 Jahren im Haushalt	46,99	42,46	1,10669
Nicht erwerbstätige Frauen mit Kindern unter 10 Jahren im Haushalt	8,41	17,02	0,49412
Nicht erwerbstätige Frauen ohne Kinder unter 10 Jahren im Haushalt	33,81	28,83	1,17274
Erwerbstätige Männer	72,82	71,95	1,01209
Nicht erwerbstätige Männer	27,18	28,05	0,96898

1 Statistisches Bundesamt (2000a: 39–41; 2000b: 195); eigene Berechnung.

2 Eigene Berechnung.

Für alle deskriptiven Berechnungen des vorliegenden Beitrags wurde deshalb ein Gewichtungsfaktor berechnet, der – differenziert nach Geschlecht – die Erwerbstätigkeit und die Existenz von Kindern unter 10 Jahren im Haushalt an die Verteilung des Mikrozensus 2000 anpasst. Beide Merkmale sind vor allem bei Frauen wichtige Determinanten der Erreichbarkeit bei der Befragung. *Tabelle 3* zeigt, dass insbesondere nicht-erwerbstätige Frauen mit Kindern unter 10 Jahren im Familiensurvey stark überrepräsentiert sind und dementsprechend mit einem geringen Gewichtungsfaktor verrechnet werden. Obwohl der in *Tabelle 3* wiedergegebene Gewichtungsfaktor sehr einfach konstruiert ist, führt er zu wesentlich verbesserter Übereinstimmung mit den Ergebnissen anderer Studien (vgl. *Tabelle 2*).

Im Folgenden werden zum einen Sterbetafelanalysen dargestellt. Zum anderen geht die Analyse von einem Hazardmodell aus, das folgendermaßen formuliert ist:

$$\ln h_i(t) = a + bt + c \ln t + \sum_j \alpha_j x_{ij} + \sum_k \beta_k u_{ik}(t).$$

Dabei bezeichnet $\ln h_i(t)$ die logarithmierte Rate der Geburt eines ersten oder eines weiteren Kindes im Zeitpunkt t seit Geburt des Befragten, seit Beginn der Partnerschaft oder seit der Geburt des letzten Kindes. Die Berechnung mit der Methode des Episodensplitting (vgl. Blossfeld et al. 1986) geht dabei von einjährigen Zeitintervallen bzw. spells i aus. Zeitunabhängige Merkmale sind durch x_{ij} wiedergegeben. Hierzu gehören insbesondere die Kohortenzugehörigkeit und das Bildungsniveau bei Beginn der Partnerschaft. Das Bildungsniveau des Partners eines Befragten wurde in der Partnerschaftsbiographie nur für den Zeitpunkt des Beginns der Partnerschaft erhoben. Auch für den Befragten wurde deshalb das Bildungsniveau auf Basis der Bildungsbiographie für den Zeitpunkt des Beginns der Partnerschaft zurückliegend berechnet.¹⁵ $u_{ik}(t)$ re-

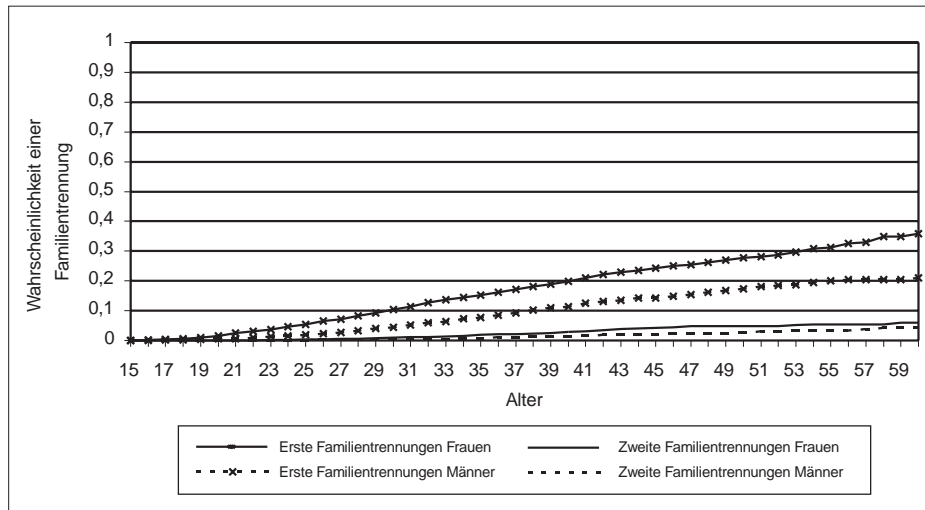
15 Die Analyse nimmt dabei in Kauf, dass nur auf das Schulbildungsniveau Bezug genommen werden kann und sich dieses bei jungen Partnern im Lebensverlauf nachträglich ändern kann.

präsentiert ferner die zeitabhängigen Variablen, die sich im Partnerschaftsverlauf bzw. im Lebenslauf verändern. Hierzu gehört insbesondere auch das aktuelle Alter der Frau. Zur Modellierung des erst ansteigenden und schließlich wieder abfallenden Zeitverlaufs der Geburtenrate – die typisch ist sowohl für die Erstgeburt im Lebenslauf und im Partnerschaftsverlauf als auch für die Geburt eines weiteren Kindes im weiteren Lebens- und Partnerschaftsverlauf – ist die Geburtenrate in Abhängigkeit von den zwei Variablen t (in Jahren) und $\ln t$ modelliert. Unter der Annahme, dass der Regressionskoeffizient zu t , d.h. b , einen negativen Wert annimmt, beschreibt die Verknüpfung von t und $\ln t$ den typischen, nicht-monotonen Verlauf, wobei diese Modellierung sehr flexibel ist sowohl in Bezug auf die Wendepunkte der Hazardrate als auch in Bezug auf das Ausmaß dauerhafter Ereignislosigkeit.¹⁶

IV. Deskriptive Rahmenbedingungen

Zur Verbreitung von Familientrennungen und des generativen Verhaltens, das sich an Familientrennungen anschließt, können an dieser Stelle einige deskriptive Ergebnisse angeführt werden. Die *Abbildung 1* zeigt die altersspezifische Wahrscheinlichkeit für erste und zweite Familientrennungen (Trennungen von Partnerschaften oder Ehen mit gemeinsamen leiblichen Kindern) westdeutscher Frauen und Männer. Aus den Kurven

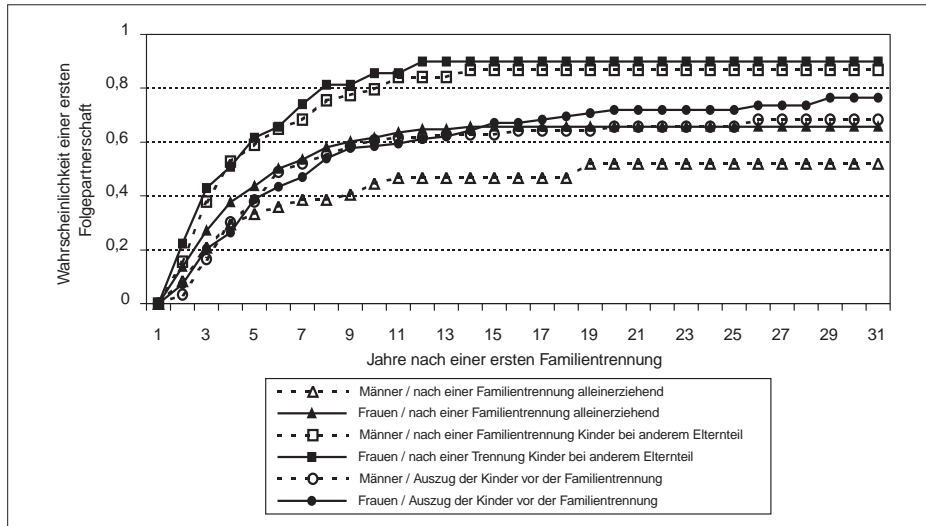
Abbildung 1: Erste und zweite Familientrennungen im Lebenslauf von Männern und Frauen



Daten: Familiensurvey 2000, gewichtet (vgl. Text).

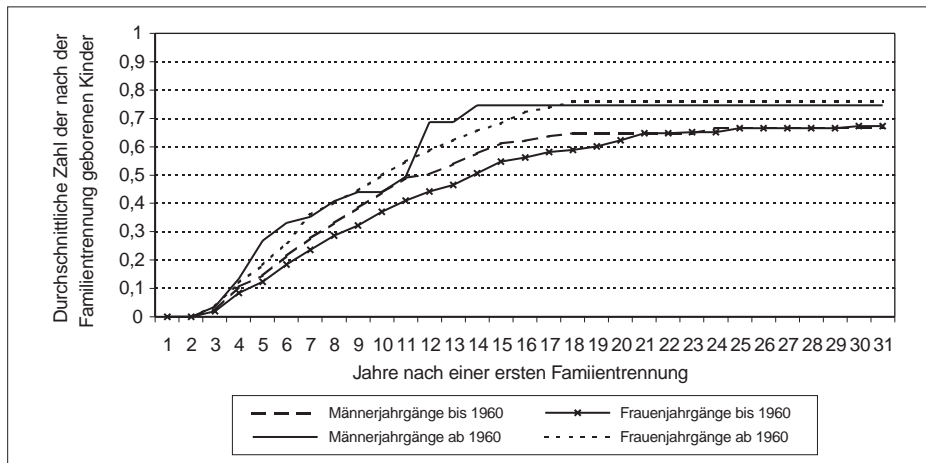
¹⁶ Dieselbe Modellierung der Zeitabhängigkeit hat sich auch in anderen Zusammenhängen, z.B. bei der Analyse des Scheidungsrisikos (Klein 1995; Klein und Stauder 1999), bewährt. Diese Modellierung stellt auch eine Erweiterung der Sichelfunktion dar (Diekmann und Mitter 1983).

Abbildung 2: Nach einer ersten Familientrennung eingegangene Folgepartnerschaften nach dem zeitlichen Abstand von der Familientrennung, Geschlecht und Elternchaftsstatus nach der Familientrennung



Daten: Familiensurvey 2000, gewichtet (vgl. Text).

Abbildung 3: Kumulierte Anschluss-Geburtenziffer nach Familientrennungen nach dem zeitlichen Abstand zur Familientrennung, Geschlecht und Geburtsjahrgang



Daten: Familiensurvey 2002, gewichtet (vgl. Text).

verlaufen geht hervor, dass sich insbesondere zweite Familientrennungen noch bis in die zweite Lebenshälfte ereignen. Für Frauen liegt die Wahrscheinlichkeit dafür, eine erste Familientrennung erlebt zu haben, bei Erreichen des 60. Lebensjahres bei knapp 30 Prozent, die einer zweiten Familientrennung bei 2 Prozent. Für Männer sind es 23 und 1 Prozent.

Als eine wichtige Voraussetzung dafür, dass weiteres generatives Verhalten im Anschluss an eine Familientrennung stattfinden kann, stellt *Abbildung 2* das Eingehen von Folgepartnerschaften im Anschluss an Familientrennungen dar. Interessant ist hierbei, dass die Neigung zu Folgepartnerschaften davon abhängig ist, ob eine Person nach einer Familientrennung weiterhin mit den vor der Trennung geborenen Kindern zusammen lebt. Wie die Abbildung zeigt, reduziert sich die Wahrscheinlichkeit einer ersten Folgepartnerschaft, wenn eine Person nach einer Familientrennung zunächst alleinerziehend ist. Demgegenüber ist die Wahrscheinlichkeit einer ersten Folgepartnerschaft deutlich höher, wenn die von der Familientrennung betroffenen Kinder zum Zeitpunkt der Trennung bereits nicht mehr im Haushalt der Eltern leben, und sie ist noch höher, wenn mit der Trennung von dem anderen Elternteil gleichzeitig auch eine Trennung von den gemeinsamen Kindern erfolgt. Des Weiteren ist die Neigung zu Folgepartnerschaften unabhängig vom Verbleib der Kinder nach der Trennung bei Männern geringer als bei Frauen. Zu beachten ist bei diesen Ergebnissen allerdings, dass bis auf das Geschlecht keine Kovariablen berücksichtigt wurden, und dass vor allem Alterseffekte eine bedeutende Rolle spielen dürften.

Abbildung 3 zeigt schließlich den zeitlichen Verlauf der durchschnittlichen Anzahl der nach Familientrennungen geborenen Kinder von Männern und Frauen. Um den Unterschieden im generativen Verhalten der verschiedenen Geburtskohorten wenigstens ansatzweise gerecht zu werden, wurde hierbei zwischen nach und bis einschließlich 1960 geborenen Männern bzw. Frauen unterschieden. Zu erkennen ist, dass sich Männer und Frauen nicht in der Anschluss-Fertilität nach Familientrennungen unterscheiden. In den Geburtsjahrgängen bis einschließlich 1960 werden nach einer Familientrennung durchschnittlich noch etwa 0,6 und in den Jahrgängen ab 1960 noch etwa 0,7 Kinder geboren. Insofern Männer seltener als Frauen alleinerziehend sind und Alleinerziehende gemäß *Abbildung 2* seltener Folgepartnerschaften eingehen, deuten die zwischen den Geschlechtern gleichen Zahlen der Anschluss-Geburten darauf hin, dass die geringere Neigung zu Folgepartnerschaften der Alleinerziehenden eventuell durch eine größere Geburtenneigung in den Folgepartnerschaften kompensiert wird.

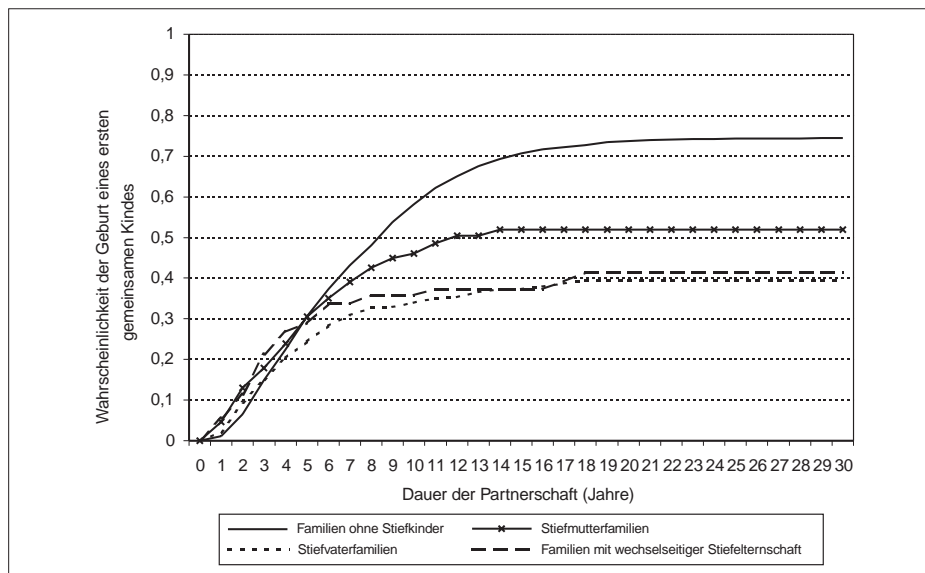
V. Ergebnisse

1. Das erste gemeinsame Kind

Abbildung 4 beschreibt zunächst die Bereitschaft zu einem ersten gemeinsamen Kind. Wie aus der Abbildung ersichtlich, haben Stieffamilien auf Dauer wesentlich seltener ein gemeinsames Kind als Partnerschaften (beziehungsweise Ehen) ohne Stiefkinder.¹⁷

¹⁷ Die Wahl der Partnerschaften oder Ehen ohne Stiefkinder als Vergleichsgruppe dient dazu, die

Abbildung 4: Wahrscheinlichkeit der Geburt eines ersten gemeinsamen Kindes im Partnerschaftsverlauf für verschiedene Partnerschaftsformen



Daten: Familiensurvey 2000, gewichtet (vgl. Text).

Besonders gering ist langfristig die Wahrscheinlichkeit eines gemeinsamen Kindes in Stiefvaterfamilien und in dem Fall, dass beide Partner Kinder in die neue Beziehung mitbringen. Lediglich in etwa den ersten 5 Jahren der Partnerschaft ist ein gemeinsames Kind in Stieffamilien häufiger anzutreffen. Stellt man in Rechnung, dass die Kostendegression mit dem Alter von Stiefkindern abnimmt, so entspricht die höhere Fertilität während der ersten Beziehungsjahre den in aller Regel geringeren Zusatzkosten des ersten gemeinsamen Kindes in Stieffamilien. Die Unterschiede widersprechen allerdings dem Argument geringerer Kosten – zumindest geben diese in der Nutzen-Kosten-Relation langfristig nicht den Ausschlag. Zu berücksichtigen sind zudem Selektionseffekte und systematische Unterschiede zwischen Normal- und Stieffamilien hinsichtlich fertilitätsrelevanter Faktoren.

Eine differenziertere Analyse geht aus Tabelle 4 hervor. In Spalte 1 der Tabelle finden sich zunächst die aus Abbildung 4 bekannten Unterschiede der Geburtenrate eines ersten gemeinsamen Kindes: Diese ist beispielsweise in Stiefvaterfamilien nur 0,778fach so hoch wie in Normalfamilien. Tabelle 4 informiert im übrigen über einen negativen (Partnerschafts-)Kohorteneffekt.¹⁸ Die weiteren Koeffizienten in der ersten Spalte von

Bedeutung von Stiefkindern für das partnerschaftsbezogene Geburtenverhalten aufzuzeigen. Beispielsweise wären zweite Ehen keine angemessene Vergleichsgruppe, da auch Stieffamilien einbezogen werden, bei denen der leibliche Elternteil nie verheiratet war oder nicht wiederverheiratet ist.

¹⁸ Weitergehende, hier nicht wiedergegebene Analysen zeigen, dass in Normalfamilien eher ein Aufschub der Familiengründung als ein Verzicht stattfindet.

Tabelle 4 beschreiben zudem den typischen, nicht-monotonen Verlauf der Familiengründungsrate nach Beginn der Partnerschaft.

Spalte 2 von Tabelle 4 geht der Frage nach, inwieweit systematische Altersunterschiede der Frau zwischen Stieffamilien und Normalfamilien zu der Beobachtung von Abbildung 4 beitragen. Es ist davon auszugehen, dass das Durchschnittsalter der Frau vor allem in Stiefvaterfamilien und in Doppelstieffamilien höher ist als in Normalfamilien und sich die Fertilität dadurch vermindert.¹⁹ Wie aus Tabelle 4 (Spalte 2) hervorgeht, sind nach Konstanthaltung des Alters der Frau keinerlei signifikante Unterschiede der Erstgeburtenrate zwischen den Familienformen festzustellen. Nur das in Stieffamilien höhere Alter der Frau reicht also aus, um die Familiengründungsunterschiede in Abbildung 4 zu nivellieren. Der systematische Altersunterschied zwischen Stieffamilien und Familien ohne Stiefkinder stellt sich also als der bedeutsamste Baustein zur Erklärung des Fertilitätsunterschiedes zwischen diesen Partnerschaftsformen heraus.

In der dritten Spalte von Tabelle 4 ist neben dem Alter der Frau zusätzlich die Religions- und Konfessionszugehörigkeit und das Bildungsniveau der Partner kontrolliert. Bezüglich der Konfessionszugehörigkeit ist beispielsweise ersichtlich, dass Konfessionslosigkeit die Rate einer gemeinsamen Familiengründung reduziert, während diese durch katholische Konfessionszugehörigkeit beider Partner deutlich erhöht wird. Weiterführende Schulabschlüsse der Frau senken erwartungsgemäß die Bereitschaft zu einem ersten gemeinsamen Kind, was sich mit den erwerbsbezogenen Opportunitätskosten erklärt. Die Unterschiede zwischen den Familienformen bleiben jedoch weitgehend unverändert. Das heißt, dass sich keine Selektionseffekte bezüglich Konfessionszugehörigkeit und Bildungsniveau aufzeigen lassen, und unter Kontrolle systematischer Altersunterschiede ist die Bereitschaft zu einem ersten gemeinsamen Kind in Stieffamilien nicht signifikant unterschiedlich zu der in Normalfamilien. *Ceteris paribus* – das heißt insbesondere unter gegebenen Kosten – würde dieser Befund die „commitment“-Hypothese untermauern. Unterstellt man allerdings in Stieffamilien eine Kostendegression, dann ist der Befund auch mit der „parenthood“-Hypothese vereinbar – in diesem Fall würde der geringere Nutzen durch geringere Kosten kompensiert. Die „sibling“-Hypothese, nach welcher weitere Kinder auf Grund ihrer Geschwisterfunktion oder zum Erreichen einer ideellen Familiengröße gewünscht werden, lässt sich hingegen nicht bestätigen, da keine höhere Neigung zu einem ersten gemeinsamen Kind seitens der Stieffamilien festzustellen ist.

Kostenüberlegungen wurden in bisherigen Untersuchungen zur Fertilität in Stieffamilien gänzlich ausgespart. Um die Wirksamkeit kostenbezogener Mechanismen zu überprüfen, geht die weitere Analyse von zwei Überlegungen aus: Ein erster Gedankengang beruht darauf, dass die zentralen Opportunitätskosten des entgangenen Erwerbseinkommens – und damit auch die Degression der Opportunitätskosten – mit dem Bildungsniveau der Frau variieren. Sofern vor allem in Stiefvaterfamilien geringere *zusätzliche* Opportunitätskosten unterstellt werden können als in Normalfamilien, ist auf dieser Basis in Stiefvaterfamilien ein geringerer Bildungseffekt auf die Geburtenrate eines ersten gemeinsamen Kindes zu erwarten, und im Vergleich der Familienformen ist

¹⁹ Dabei geht die Analyse von derselben nicht-monotonen Modellierung des Alters der Frau im Lebensverlauf aus wie sie zuvor der Analyse des Partnerschaftsverlaufs zugrunde gelegt wurde.

Table 4: Übergangsraten zum ersten gemeinsamen leiblichen Kind einer Partnerschaft in Abhängigkeit von der Familienform und weiteren Faktoren (Relative Risiken)

	1.	2.	3.	4.	5.
S = space ¹	0,846***	0,922***	0,920***	0,919***	0,926
ln (S)	1,449***	1,210***	1,261***	1,263***	0,946
Beginn der Partnerschaft ²	0,981***	0,979***	0,981***	0,981***	0,983*
A=Alter der Frau (minus 13)		0,767***	0,766***	0,767***	0,759***
ln (A)		35,881***	39,216***	38,873***	4,522***
Stiefvaterfamilie	0,778***	0,979	0,950	0,885**	1,242
Stiefmutterfamilie	0,855	1,014	1,002	1,032	
Doppelstieffamilie	0,674**	1,112	0,863	0,947	
Konfession des Mannes ³ :					
Katholisch			0,914**	0,914**	
Andere Konfession			1,156	1,167	
Konfessionslos			0,884**	0,883**	
Konfession der Frau ³ :					
Katholisch			0,954	0,956	
Andere Konfession			0,987	0,979	
Konfessionslos			0,869**	0,867**	
Beide Partner katholisch			1,227**	1,225**	
Bildungsabschluss des Mannes ⁴ :					
Mittlere Reife			0,948	0,947	
FH/Abitur			0,930	0,917*	
Bildungsabschluss der Frau ⁴ :					
Mittlere Reife			0,827***	0,817***	
FH/Abitur			0,682***	0,673***	
Stiefmutterfamilie und:					
Mittlere Reife der Frau				0,936	
FH/Abitur der Frau				0,768	
Stiefvaterfamilie und:					
Mittlere Reife der Frau				1,347*	
FH/Abitur der Frau				1,541	
Doppelstieffamilie und:					
Mittlere Reife der Frau				0,406	
FH/Abitur der Frau				1,265	
Alter des jüngsten Kindes im Haushalt					0,999***
Konstante ⁵	-35,632***	-34,905***	-30,537***	-30,379***	-27,110
Geburten	4337	4337	4337	4337	180
Partnerschaftsjahre	48880	48880	48880	48880	3515
Log-Likelihood	-14510,842	-14095,922	-14051,035	-14047,155	-609,436

*** (**, *) = mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 1 Prozent (5 Prozent, 10 Prozent).

1 Jahre seit Geburt des letzten Kindes.

2 Kalenderjahr (4-stellig).

3 Dummyvariablen mit den Referenzkategorien ‚nicht katholisch‘, ‚katholisch oder konfessionslos‘ beziehungsweise ‚nicht konfessionslos‘.

4 Referenzkategorie: ‚maximal Hauptschulabschluss‘.

5 log-linearer Effekt.

Quelle: Familiensurvey 2000.

von einer Kostendegression vor allem bei höher gebildeten Frauen auszugehen. In eine weitere Berechnung (Tabelle 4, Spalte 4) wurden deshalb Interaktionseffekte zwischen den Familienformen und dem Bildungsniveau der Frau aufgenommen. Aus datentechnischen Gründen bezieht sich die Analyse hierbei nur auf den Schulbildungsabschluss bei Beginn der Partnerschaft (s.o.). Trotzdem deutet sich in der Tat ein signifikant positiver Interaktionseffekt an. Dieser wirkt der Bildungsdifferenzierung der Geburtenrate in Normalfamilien entgegen und lässt somit – korrespondierend mit geringeren zusätzlichen Opportunitätskosten – geringere Bildungsunterschiede der Erstgeburtenrate in Stiefvaterfamilien erkennen.

Eine zweite Überlegung zur Überprüfung kostenbezogener Mechanismen beruht darauf, dass die Kostendegression, die bei einem ersten gemeinsamen Kind in Stieffamilien zum Tragen kommt, vom Alter des jüngsten Stiefkinds abhängt: Je geringer der Altersabstand zu einem potenziellen gemeinsamen Kind, um so niedriger sind zusätzliche Kosten anzusetzen. Dies betrifft sowohl die zusätzlichen Opportunitätskosten bezüglich Erwerbstätigkeit, Partnerschaft und Freizeit als auch die direkten Zusatzkosten. Wie aus Spalte 5 von Tabelle 4 hervorgeht, reduziert sich die Erstgeburtenrate in der Partnerschaft mit jedem Altersjahr des jüngsten Stiefkinds auf das 0,999fache.²⁰ Das Ergebnis kann damit als ein zweiter Hinweis auf die Bedeutsamkeit der (Opportunitäts-)Kosten zur Erklärung generativer Entscheidungen in Stieffamilien gewertet werden.

2. Weitere gemeinsame Kinder

Tabelle 5 geht schließlich den Determinanten weiterer Kinder nach. Ein zweites gemeinsames Kind wird in Stieffamilien seltener geboren als in Normalfamilien (Spalte 1 von *Tabelle 5*). Besonders groß ist der Unterschied zur Normalfamilie in Stiefvaterfamilien und in Doppelstieffamilien. Bei beiden Familienformen reduziert sich jedoch der Unterschied, wenn das systematisch höhere Alter der Frau kontrolliert wird (Spalte 2 von *Tabelle 5*). Die nach wie vor geringere Zweitgeburtenrate in allen Stieffamilienformen ist mit der höheren (Familien-)Parität des zweiten gemeinsamen Kindes erklärbar. Selektionseffekte in Bezug auf Bildung und Konfession sind auch beim zweiten Kind von untergeordneter Bedeutung (vgl. Spalte 3 von *Tabelle 5*).

Um einen unterschiedlichen Nutzen eines weiteren gemeinsamen Kindes bei gegebenen Kosten zu untersuchen, ist es sinnvoll, sich auf die familienbezogene Parität zu konzentrieren. In *Tabelle 6* ist hierzu die Geburtenrate des dritten und des vierten Kindes in der Familie bei zumindest schon einem gemeinsamen Kind analysiert.²¹ Hierbei kann von einheitlichen Zusatzkosten einer weiteren Geburt ausgegangen werden. Die Analyse zeigt, dass Stieffamilien unter diesen Randbedingungen eine größere Fertilität haben als Normalfamilien (Spalten 1 und 4 von *Tabelle 6*). Dies deutet an,

²⁰ Aus datentechnischen Gründen bezieht sich die Berechnung nur auf Stiefmutter- und Stiefvaterfamilien, in denen der leibliche Elternteil interviewt wurde.

²¹ Hinsichtlich eines zweiten Kindes ist diese Betrachtung nicht sinnvoll, da es sich in Stieffamilien um das erste Kind handelt und somit einem anderen Prozess – nämlich dem Paarbildungsprozess – mit anderen Bestimmungsgründen unterliegt.

Table 5: Übergangsraten zum zweiten gemeinsamen leiblichen Kind einer Partnerschaft in Abhängigkeit von der Familienform und weiteren Faktoren (Relative Risiken)

	1.	2.	3.
S = space ¹	0,530***	0,560***	0,564***
ln (S)	2,580***	2,468***	2,482***
Beginn der Partnerschaft ²	0,998	0,999	1,001
A=Alter der Frau (minus 13)		0,879***	0,878***
ln (A)		2,108***	2,059***
Stiefvaterfamilie	0,595***	0,683***	0,731***
Stiefmutterfamilie	0,676***	0,726**	0,731**
Doppelstieffamilie	0,462***	0,595*	0,607
Konfession des Mannes ³ :			
Katholisch			1,059
Andere Konfession			1,114
Konfessionslos			0,977
Konfession der Frau ³ :			
Katholisch			0,971
Andere Konfession			1,207
Konfessionslos			0,722***
Beide Partner katholisch			1,104
Bildungsabschluss des Mannes ⁴ :			
Mittlere Reife			0,979
FH/Abitur			1,287***
Bildungsabschluss der Frau ⁴ :			
Mittlere Reife			1,071
FH/Abitur			1,296***
Konstante ⁵	-2,6817	5,7510	4,948
Geburten	2747	2747	2747
Partnerschaftsjahre	25802	25802	25802
Log-Likelihood	-7823,530	-7784,818	-7754,699

*** (**, *) = mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 1 Prozent (5 Prozent, 10 Prozent).

1 Jahre seit Geburt des letzten Kindes.

2 Kalenderjahr (4stellig).

3 Dummyvariablen mit den Referenzkategorien ‚nicht katholisch‘, ‚katholisch oder konfessionslos‘ beziehungsweise ‚nicht konfessionslos‘.

4 Referenzkategorie: ‚maximal Hauptschulabschluss‘.

5 log-linearer Effekt:

Quelle: Familiensurvey 2000.

dass von unterschiedlichem Nutzen gemeinsamer gegenüber nicht gemeinsamer Kinder ausgegangen werden kann. Ein drittes bzw. viertes Kind ist in einer Familie ohne Stiefkinder ein drittes bzw. viertes gemeinsames Kind, in einer Stieffamilie (mit mindestens einem gemeinsamen Kind) aber erst ein zweites bzw. ein drittes oder zweites gemeinsames Kind. Insofern die Stieffamilien bei Konstanzhaltung der Grenzkosten eine höhere Neigung zu dritten oder vierten bei den Partnern lebenden Kindern zeigen, kann dies als Hinweis auf einen (anhand dieser Ergebnisse nicht genauer zu bestimmenden) Elternschaftsnutzen interpretiert werden, welcher ein Nutzen biologischer Elternschaft, offenbar nicht aber ein Nutzen von Stiefelternschaft ist. Der Unterschied zwischen

Tabelle 6: Übergangsraten zum dritten und vierten bei den Partnern einer Partnerschaft lebenden Kindern in Abhängigkeit von der Familienform und weiteren Effekten (Relative Risiken)

	3. Kind insgesamt (bei mindestens 1 gemeinsamen Kind)			4. Kind insgesamt (bei mindestens 1 gemeinsamen Kind)		
S = space ¹	0,617***	0,688***	0,692***	0,667***	0,763***	0,770***
ln (S)	1,900***	1,892***	1,852***	1,481***	1,508***	1,520***
Beginn der Partnerschaft ²	0,997	0,995	1,004	0,983**	0,998	0,996
A=Alter der Frau (minus 13)		0,837***	0,829***		0,848***	0,835***
ln (A)		2,107**	2,171**		1,371	1,473
Stiefvaterfamilie	1,897***	1,853***	1,996***	2,263***	2,040***	2,038***
Stiefmutterfamilie	1,662**	1,398	1,399	3,548***	2,462***	2,445***
Doppelstieffamilie	–	–	–	2,680**	1,878	1,948
Konfession des Mannes ³ :						
Katholisch			0,972			1,039
Andere Konfession			1,478			1,131
Konfessionslos			1,029			1,426
Konfession der Frau ³ :						
Katholisch			0,925			0,614**
Andere Konfession			1,540*			0,824
Konfessionslos			0,958			0,875
Beide Partner katholisch			1,294			1,076
Bildungsab. des Mannes ⁴ :						
Mittlere Reife			0,751***			0,893
FH/Abitur			1,436***			1,477**
Bildungsabs. der Frau ⁴ :						
Mittlere Reife			0,946			0,703*
FH/Abitur			1,385**			1,188
Konstante ⁵	-2,129	14,444*	11,229	-31,279**	-1,9476*	-6,793
Geburten	813	813	803	242	242	242
Partnerschaftsjahre	30713	30668	30207	9166	9166	9166
Log-Likelihood	-3365,991	-3305,441	-3240,379	-986,563	-945,251	-935,557

*** (**, *) = mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 1 Prozent (5 Prozent, 10 Prozent).

1 Jahre seit Geburt des letzten Kindes.

2 Kalenderjahr (4stellig).

3 Dummyvariablen mit den Referenzkategorien ‚nicht katholisch‘, ‚katholisch oder konfessionslos‘ beziehungsweise ‚nicht konfessionslos‘.

4 Referenzkategorie: ‚maximal Hauptschulabschluss‘.

5 log-linearer Effekt.

Quelle: Familiensurvey 2000.

Stiefmutter- und Normalfamilien reduziert sich allerdings, wenn das höhere Alter der Mutter in Stiefmutterfamilien kontrolliert wird (Spalten 2 und 5 von Tabelle 6). Die Kontrolle von Selektionseffekten (Spalten 3 und 6 von Tabelle 6) trägt wiederum nur marginal zu höheren Geburtenraten bei.

VI. Diskussion

Die Ergebnisse der Untersuchungen lassen sich somit wie folgt zusammenfassen: Eine zunächst festgestellte geringere Neigung zur Familiengründung durch Geburt eines ersten gemeinsamen Kindes in Stieffamilien ist im Wesentlichen auf das höhere Durchschnittsalter der Frau in Stieffamilien zurückzuführen. In diesem Punkt bestätigt sich die Annahme, dass das (durch die Akkumulation der Wahrscheinlichkeit einer Familientrennung über das Lebensalter bedingte) systematisch auftretende höhere Alter der Frau in Stieffamilien gegenüber Partnerschaften (beziehungsweise Ehen) ohne Stiefkinder einen entscheidenden fertilitätsreduzierenden Einfluss hat. Die Annahme, dass die Fertilität darüber hinaus auch von anderen Selektionsmerkmalen bestimmt wird, welche in der Familiensoziologie auch als Determinanten des Trennungsrisikos diskutiert werden, lässt sich hingegen nicht belegen. Weder bezüglich des Überganges zu einem ersten gemeinsamen Kind noch bezüglich des Überganges zu Kindern höherer Ordnungszahl lassen sich Selektionseffekte hinsichtlich der Bildung und der Konfession feststellen.

Die geringere Rate von Geburten erster gemeinsamer Kinder in Stieffamilien ist also in erster Linie auf Altersunterschiede zurückzuführen. Von besonderem Interesse sind des weiteren die direkten Konsequenzen von Stiefelternschaftsbeziehungen für das paarbezogene Geburtenverhalten. Wird der systematische Altersunterschied zwischen Stieffamilien und anderen Partnerschaften durch Konstanthaltung des Alters der Frau nivelliert, so zeigen sich Hinweise darauf, welche Wirkungsweisen des Vorhandenseins von Stiefelternschaftsbeziehungen auf die paarbezogene Fertilität denkbar sind: Die bei Kontrolle des Alters nicht signifikant von einander abweichenden Raten für erste gemeinsame Kinder können als Untermauerung der Annahme erachtet werden, dass die Entscheidung zu einem ersten gemeinsamen Kind durch dessen Bindungsfunktion für die Partnerschaft motiviert ist, sofern man nicht von einem kostenreduzierenden Effekt der Anzahl der Stiefkinder ausgeht. Insofern stimmt dieser Befund mit den Ergebnissen und Folgerungen der Analysen von Vikat et al. (1999) für Schweden und von Buber und Prskawetz (2000) für Österreich überein. Bei Annahme einer Kostendegression in Stieffamilien, die sich mit Bezug auf familienökonomische Überlegungen und im Hinblick auf die Opportunitätskosten der Lebensplanung auch mit Bezug auf die „biographische Theorie der demographischen Reproduktion“ (Birg, Flöthmann und Reiter 1991) begründen lässt, wäre bei Betonung des Nutzenaspekts gemeinsamer biologischer Elternschaft eine höhere Familiengründungsneigung der Stieffamilien gegenüber den Familien ohne Stiefkinder zu erwarten gewesen. Unter Aufrechterhaltung der Annahme einer Kostendegression in Stieffamilien spricht das Ergebnis der zwischen den Familienformen gleichen Familiengründungsneigung hingegen für die Annahme, dass vor allem das Erreichen des Elternschaftsstatus für die Fertilitätsentscheidung ausschlaggebend ist. Zwar wäre der Nutzen eines ersten gemeinsamen Kindes nach dieser Annahme in Stieffamilien geringer als in Partnerschaften ohne Stiefkinder, dies würde jedoch durch die geringeren Kosten kompensiert werden. Für eine solche Interpretation sprechen die festgestellten geringeren Bildungseffekte bei den Stiefvaterfamilien. Diese deuten an, dass von geringeren Opportunitätskosten der Frauen in Stiefvaterfamilien auszugehen ist, was sich wiederum positiv auf die Entscheidung zu einem ers-

ten gemeinsamen Kind auswirkt. Die hier wie auch andernorts festgestellte Tendenz zur Geringhaltung des Altersabstandes zwischen dem jüngsten Stiefkind und dem ersten gemeinsamen leiblichen Kind kann als weiterer Hinweis auf die Bedeutsamkeit von Kosten einer Fertilitätsentscheidung angeführt werden. Hierzu anzumerken ist jedoch, dass zur Bedeutung des Alters des jüngsten Stiefkindes nur eingeschränkte Untersuchungen möglich waren.

Von Alters-, Bildungs- und Konfessionseffekten unabhängige Unterschiede der Fertilität verschiedener Familienformen können in Übereinstimmung mit der Untersuchung von Vikat, Thomson und Hoem sowie mit der Untersuchung von Buber und Prskawetz erst hinsichtlich des Übergangs zum zweiten gemeinsamen Kind festgestellt werden. Allerdings ist darauf hinzuweisen, dass die spärlichen Partnerangaben hierbei eine Berücksichtigung des Ausbildungsniveaus der Elternteile als zeitabhängige Variable nicht zuließen, was zu einer genaueren Prüfung der Selektionsthese wünschenswert gewesen wäre. Übereinstimmend mit den genannten Studien ist auch der Befund, dass die Neigung zu zweiten gemeinsamen Kindern in Stiefvaterfamilien geringer ist als in Stiefmutterfamilien bzw. dass vor der Partnerschaft geborene Kinder des Mannes, welche bei den Partnern leben, eine größere Bedeutsamkeit für die Fertilität der Stieffamilien haben als vor der Partnerschaft geborene Kinder der Frau. Die selteneren Geburten zweiter gemeinsamer Kinder in Stieffamilien entsprechen der Annahme niedrigeren Nutzens von Kindern höherer Ordnungszahlen. Bei Kontrolle der Gesamtzahl der in der Familie lebenden Kinder – und damit der Kosten eines weiteren Kindes – zeigen Stieffamilien demgegenüber eine höhere Neigung zu weiteren Kindern. Hieraus lassen sich Annahmen zu unterschiedlichem Nutzen von biologischer gegenüber Stiefelternschaft ableiten.

Wesentliche Ergebnisse der bisher vorliegenden Studien zur Fertilität in Stieffamilien können somit bestätigt werden. Damit ist insofern durchaus ein Erkenntnisgewinn verbunden, dass verschiedene Studien – wie beispielsweise die bislang einzige Untersuchung der Fertilität von Stieffamilien in Deutschland (Henz 2002) – ihre Ergebnisse auf Grund fehlender Angaben zum Partnerschaftsbeginn und damit einhergehenden Schwierigkeiten der Zuordnung von Geburten zu Partnerschaften nur unter Vorbehalt geltend machen konnten, während der hier verwendete Familiensurvey 2000 eine solche Zuordnung vergleichsweise gut ermöglicht. Hinzu kommt, dass die vorliegende Arbeit der tendenziellen Verbreitung unkonventioneller Partnerschaftsformen und der Kausalitätsbeziehung zwischen Fertilität und Partnerschaftsform besser gerecht wird, indem auch Partnerschaften ohne gemeinsamen Haushalt einbezogen werden.

Über bisherige Untersuchungen hinausgehend wird ferner die Bedeutsamkeit der direkten und der Opportunitätskosten des generativen Verhaltens in Stieffamilien theoretisch diskutiert und empirisch herausgestellt. Hierdurch ergibt sich nicht zuletzt eine gegenüber anderen Arbeiten abweichende theoretische Interpretation der Ergebnisse: Bezieht man insbesondere die unterschiedlichen Zusatzkosten weiterer Kinder in die Interpretation ein, so bekommt (evtl. neben der Bindungsfunktion gemeinsamer Kinder) das Motiv leiblicher Elternschaft stärkeres Gewicht für die Fertilitätsentscheidung.

Literatur

- Alt, Christian*, 2003: Wandel familialer Lebensverhältnisse von Kindern in Zeiten der Pluralisierung. S. 219–244 in: *Walter Bien* und *Jan Marbach* (Hg.), Partnerschaft und Familiengründung. Analysen der dritten Welle des Familien-Survey. Opladen: Leske + Budrich.
- Becker, Gary S.*, 1996: Familie, Gesellschaft und Politik – die ökonomische Perspektive. Tübingen: Mohr.
- Bien, Walter*, und *Jan Marbach* (Hg.), 2003: Partnerschaft und Familiengründung. Analysen der dritten Welle des Familien-Survey. Opladen: Leske + Budrich.
- Birg, Herwig*, 1992: Differentielle Reproduktion aus der Sicht der biographischen Theorie der Fertilität. S. 189–215 in: *Eckart Voland* (Hg.), Fortpflanzung: Natur und Kultur im Wechselspiel – Versuch eines Dialoges zwischen Biologen und Sozialwissenschaftlern. Frankfurt a.M.: Suhrkamp.
- Birg, Herwig, E.-Jürgen Flöthmann* und *Iris Reiter*, 1991: Biographische Theorie der demographischen Reproduktion. Frankfurt a.M./New York: Campus.
- Birg, Herwig, Johannes Huinink, Helmut Koch* und *Hubert Vorholt*, 1984: Kohortenanalytische Darstellung der Geburtenentwicklung in der Bundesrepublik Deutschland. Bielefeld: IBS-Materialien.
- Blossfeld, Hans-Peter, Alfred Hamerle* und *Karl Ulrich Mayer*, 1986: Ereignisanalyse. Statistische Theorie und Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Frankfurt a.M.: Campus.
- Buber, Isabella*, und *Alexia Prskawetz*, 2000: Fertility in Second Unions in Austria. *Demographic Research* 3.
- Cohen, Sarah Betsy*, und *James A. Sweet*, 1974: The Impact of Marital Disruption and Remarriage on Fertility. *Journal of Marriage and the Family* 36: 87–96.
- Diekmann, Andreas*, und *Peter Mitter*, 1983: The „sickle-hypothesis“ – a Time Dependent Poisson Model with Applications to Deviant Behavior and Occupational Mobility. *Journal of Mathematical Sociology* 9: 85–101.
- Dinkel, Rainer*, und *Ina Milenovic*, 1992: Die Kohortenfertilität von Männern und Frauen in der Bundesrepublik Deutschland. Eine Messung mit Daten der empirischen Sozialforschung. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 44: 55–75.
- Dobritz, Jürgen*, 1997: Die Berechnung zusammengefasster Wiederverheiratungsziffern Geschiedener – Probleme, Berechnungsverfahren und Ergebnisse. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 23: 253–262.
- Griffith, Janet D., Helen P. Koo* und *M. C. Suchindran*, 1985: Childbearing and Family in Remarriage. *Demography* 22: 73–88.
- Heckerens, Hans-Peter*, 1986: Generatives Verhalten Wiederverheirateter. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft* 12: 503–517.
- Henz, Ursula*, 2002: Childbirth in East and West German Stepfamilies. Estimated Probabilities from Hazard Rate Models. *Demographic Research* 7: 306–342.
- Höhn, Charlotte* (Hg.), 1994: Die Alten der Zukunft. Bevölkerungsstatistische Datenanalyse. Stuttgart: Kohlhammer.
- Jeffries, Julie, Ann Berrington* und *Ian Diamond*, 2000: Childbearing Following Marital Dissolution in Britain. *European Journal of Population* 16: 193–210.
- Klein, Thomas*, 1990: Wiederheirat nach Scheidung in der Bundesrepublik. Eine empirische Überprüfung bislang vorliegender Theorieansätze aus der Perspektive des Lebensverlaufs. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 42: 60–80.
- Klein, Thomas*, 1995: Ehescheidung in der Bundesrepublik und in der früheren DDR. Unterschiede und Gemeinsamkeiten. S. 76–89 in: *Bernhard Nauck, Norbert F. Schneider* und *Angelika Tölke* (Hg.), Familie und Lebensverlauf im gesellschaftlichen Umbruch. Stuttgart: Enke.
- Klein, Thomas*, und *Johannes Stauder*, 1999: Der Einfluß ehelicher Arbeitsteilung auf die Ehestabilität. S. 159–177 in: *Thomas Klein* und *Johannes Kopp* (Hg.), Scheidungsursachen aus soziologischer Sicht. Würzburg: Ergon.
- Kopp, Johannes*, 2002: Geburtenentwicklung und Fertilitätsverhalten. Konstanz: UVK Medien.

- Kreyenfeld, Michaela*, und *Johannes Huinink*, 2003: Der Übergang zum ersten und zweiten Kind. In: *Walter Bien* und *Jan Marbach* (Hg.), Partnerschaft und Familiengründung. Analysen des Familiensurvey. Opladen: Leske + Budrich.
- Leibenstein, Harvey*, 1957: Economic Backwardness and Economic Growth. New York/London: Wiley.
- Leibenstein, Harvey*, 1974: An Interpretation of The Economic Theory of Fertility: Promising Path or Blind Alley? *Journal of Economic Literature* 12: 457–479.
- Levin, Martin L.*, und *C. Joseph O'Hara*, 1978: The Impact of Marital History of Current Husband on the Fertility of Remarried White Women in the United States. *Journal of Marriage and the Family* 40: 95–102.
- Nauck, Bernhard*, und *Annette Kohlmann*, 1999: Values of Children. Ein Forschungsprogramm zur Erklärung von generativem Verhalten und intergenerativen Beziehungen. S. 53–74 in: *Friedrich W. Busch, Bernhard Nauck* und *Rosemarie Nave-Herz* (Hg.), Aktuelle Forschungsfelder der Familienwissenschaft. Würzburg: Ergon.
- Peuckert, Rüdiger*, 1999: Familienformen im sozialen Wandel. 3. Auflage. Opladen: Leske + Budrich.
- Schwarz, Karl*, 1997: Wiederverheiratung Geschiedener und Verwitweter im früheren Bundesgebiet. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaften* 23: 71–73.
- Statistisches Bundesamt*, 2000a: Haushalte und Familien. Fachserie 1. Reihe 3. Ergebnisse des Mikrozensus. Stuttgart: Metzler & Poeschel.
- Statistisches Bundesamt*, 2000b: Stand und Entwicklung der Erwerbstätigkeit. Fachserie 1. Reihe 4.4.1. Ergebnisse des Mikrozensus. Stuttgart: Metzler & Poeschel.
- Teubner, Markus*, 2002: Wie viele Stieffamilien gibt es in Deutschland? S. 23–51 in: *Walter Bien, Angela Hardt* und *Markus Teubner* (Hg.), Stieffamilien in Deutschland. Eltern und Kinder zwischen Normalität und Konflikt. Opladen: Leske + Budrich.
- Vikat, Andres, Elizabeth Thomson* und *Jan M. Hoem*, 1999: Stepfamily Fertility in Contemporary Sweden: The Impact of Childbearing Before the Current Union. *Population Studies* 53: 211–225.
- Wineberg, Howard*, 1990: Childbearing after Remarriage. *Journal of Marriage and the Family* 52: 31–38.

Korrespondenzanschrift: Thomas Klein und Jan Eckhard, Institut für Soziologie, Universität Heidelberg, Sandgasse 9, D-69117 Heidelberg
E-Mail: thomas.klein@urz.uni-heidelberg.de