

Argumente und Evidenz gegen eine Koppelung der Rente an die Kinderzahl

Von Tomas Kögel*

Abstract

The present article presents empirical evidence that the size of public pensions is insignificant for differences in birth rates between Western European countries. This implies that false incentives provided by pension entitlements independent of the number of children do not lead to any significant distortions of the fertility decision. In addition, it is shown empirically that the cross-country differences in birth rates are caused, in particular, by differences in the availability and acceptance of day-care facilities for children. Therefore, rather than spending public money to provide pension entitlements dependent on the number of children, it would be better to subsidize or expand day-care facilities for children.

Zusammenfassung

Der vorliegende Beitrag zeigt empirische Evidenz dafür, dass Unterschiede in den Geburtenraten zwischen westeuropäischen Ländern nicht durch Unterschiede im Ausmaß der gesetzlichen Rentenversicherung verursacht sind. Daraus folgt, dass der fertilitätshemmende Fehlanreiz einer Rente, die nicht an die Kinderzahl gekoppelt ist, unbedeutend sein dürfte. Zudem wird empirische Evidenz dafür vorgelegt, dass jene Länderunterschiede in den Geburtenraten insbesondere durch Unterschiede in der Verfügbarkeit und Akzeptanz der Nutzung von Kindertagesstätten verursacht sind. Dies bedeutet, dass die Ausgaben einer Koppelung der Rente an die Kinderzahl besser für die Subventionierung oder den Ausbau von Kindertagesstätten verwendet werden sollten.

JEL Classification: H55, J13.

Received: September 29, 2005

Accepted: February 13, 2007

1. Einleitung

Vor der Bundestagswahl im September 2005 sah das gemeinsame Wahlprogramm von CDU und CSU die Einführung eines Kinderbonus in den Bei-

* Ich bin zwei anonymen Gutachtern und Gert G. Wagner dankbar für wichtige inhaltliche und methodische Verbesserungsvorschläge.

tragen zur gesetzlichen Rentenversicherung vor (ab jetzt „Rentenversicherung“ anstatt „gesetzlichen Rentenversicherung“). Eltern im Jahr 2007 oder später geborener Kinder sollte eine Reduktion bei den Beiträgen in die Rentenversicherung von 50 Euro im Monat pro Kind gewährt werden (Frankfurter Allgemeine Zeitung, 2005). Der Koalitionsvertrag der im Herbst 2005 gebildeten großen Koalition sah keinen Kinderbonus in der Rentenversicherung vor. Viele Politiker innerhalb der CDU und insbesondere der CSU befürworten aber nach wie vor eine Berücksichtigung von Kindern in der Rente. Wissenschaftlich wird diese Idee vom Ifo-Instituts für Wirtschaftsforschung und dem Institut für Wirtschaftspolitik an der Universität Köln propagiert. Deshalb ist eine wissenschaftliche Auseinandersetzung mit der Idee einer Koppelung der Rente an die Kinderzahl noch relevant.

Aufgrund der bevorstehenden Bevölkerungsalterung steht uns ein Belastungsanstieg in der Rentenversicherung bevor. Deshalb sind mögliche Schwächen jenes Versicherungssystems ins öffentliche Bewusstsein geraten. Im Umlageverfahren der Rentenversicherung bedeutet eine höhere Anzahl an Kindern eine höhere Anzahl an zukünftigen Beitragszahlern. Da die Anzahl an Beitragszahlern immer geringer wird, ist zunehmend ins öffentliche Bewusstsein geraten, dass alle Personen im Rentenalter von einer höheren Anzahl an Beitragszahlern profitieren, während nur Eltern den Aufwand des Kindererziehens tragen. Es wird argumentiert, dadurch würde die Rentenversicherung einen Fehlanreiz für Elternschaft bewirken, der eine Korrektur durch eine Koppelung der Rente an die Kinderzahl erforderlich mache.

Abschnitt 2 stellt die theoretische Argumentation der Befürworter einer Berücksichtigung von Kindern in der Rente dar. Der Abschnitt enthält zudem eine Bestandsaufnahme einer empirischen Literatur, die Zweifel an einem Effekt der Rentenversicherung auf die Geburtenrate in Industrieländern aufkommen lässt und stattdessen auf einen Effekt der Vereinbarkeit von Beruf und Familie auf die Geburtenrate hinweist. Dies wiederum lässt Zweifel daran aufkommen, dass eine Koppelung der Rente an die Kinderzahl empfehlenswert ist und lässt die Subventionierung oder den Ausbau von Kindertagesstätten als vielversprechendere Alternative erscheinen. Abschnitt 3 testet gleichzeitig für die Existenz eines Effekts des Ausmaßes der Rentenversicherung und eines Effekts der Vereinbarkeit von Beruf und Familie auf Unterschiede in den Geburtenrate zwischen westeuropäischen Ländern. Abschnitt 4 diskutiert die Empfehlung des Abschlussberichts der sogenannten Rürup-Kommission zur Koppelung der Rente an die Kinderzahl und ein Urteil des Bundesverfassungsgerichts zu diesem Thema.

2. Argumente für und insbesondere gegen eine Koppelung der Rente an die Kinderzahl

Wie insbesondere Cigno (1993), Sinn (1997), van Groezen, Leers und Meijdam (2003) und Auer und Büttner (2004) zeigen, bedeutet die fehlende Kompensation von Eltern für ihren Aufwand des Großziehens zukünftiger Rentenbeitragszahler, dass Elternschaft eine positive „Externalität“ auf die Finanzierung zukünftiger Rentenbezüge bewirkt. Dies bewirkt, dass Eltern bei der Wahl der Kinderzahl den Finanzierungsbeitrag ihrer Kinder auf zukünftige Rentenbezüge nicht mitberücksichtigen. Eltern wählen die Kinderzahl, bei der Gleichheit des privaten Grenznutzens eines zusätzlichen Kindes und der privaten Grenzkosten eines zusätzlichen Kindes besteht. Der private Grenznutzen eines zusätzlichen Kindes enthält aber nicht den Grenznutzen durch dieses Kind auf die Finanzierung zukünftiger Rentenbezüge (d. h. enthält nicht den Grenznutzen durch die Externalität der Elternschaft). Somit ist die Fertilitätsentscheidung der Eltern „verzerrt“ und Eltern wählen eine geringere Kinderzahl, als gesellschaftlich wünschenswert wäre.¹

Die Befürworter der Koppelung der Rente an die Kinderzahl halten die Externalität der Elternschaft für bedeutend, weil sie aus ihrer Sicht eine der wichtigsten Ursachen des Geburtenrückgangs der 60er Jahren ist (vgl. Sinn, 2003a). Aus dieser Sicht war die eigene Altersvorsorge vor der Einführung der Rentenversicherung ein Motiv für Elternschaft. Mit der Einführung der Rentenversicherung fiel dieses Motiv für Elternschaft weg, da für Eltern ihr Einfluss auf die Altersvorsorge über eine größere Anzahl zukünftiger Rentenbeitragszahler nicht wahrnehmbar ist und somit eine Externalität darstellt. Früher enthielt der private Grenznutzen eines zusätzlichen Kindes den Nutzenzuwachs aus Transferzahlungen jenes Kindes für die eigene Altersversorgung. Die Rentenversicherung hat jene Transferzahlungen der eigenen Kinder verdrängt und stattdessen die Transferzahlungen der Kinder an die Generation ihrer Eltern „sozialisiert“ (vgl. Sinn, 2003a). Dadurch habe die Einführung der Rentenversicherung einen fertilitätshemmenden Fehlanreiz bewirkt (vgl. Sinn, 2001), der einen der wichtigsten Ursachen des Geburtenrückgangs darstelle.

Unter anderem Fenge und Meier (2005) zeigen, dass man die von den Eltern gewählte Kinderzahl auf das gesellschaftlich optimale Niveau erhöhen kann, wenn man die Kinderzahl in den Rentenbezügen berücksichtigt. Dies gilt dann, wenn die daraus resultierenden zusätzlichen Rentenbezüge genau der

¹ Dies ist deshalb der Fall, weil der gesellschaftliche Grenznutzen eines zusätzlichen Kindes die Externalität der Elternschaft enthält und der private und der gesellschaftliche Grenznutzen jeweils in der Kinderzahl fallend sind. Deshalb liegt Gleichheit des privaten Grenznutzens und der privaten Grenzkosten bei einer geringeren Kinderzahl vor, als dies bei Gleichheit des gesellschaftlichen Grenznutzens und der gesellschaftlichen Grenzkosten der Fall wäre (wobei bei gleicher Kinderzahl die gesellschaftlichen und die privaten Grenzkosten gleich sind).

Höhe der Externalität entsprechen. Man spricht davon, dass in jenem Fall die Externalität „internalisiert“ wird. Ein „Kinderbonus“ in den Rentenbeiträgen, dessen Höhe genau der Höhe der Externalität entspricht, würde ebenfalls die Externalität internalisieren. In beiden Fällen wird die Externalität letztendlich deshalb internalisiert, weil durch die Berücksichtigung von Kindern in der Rente wieder das Motiv auflebt, Kinder für die eigene Altersvorsorge in die Welt zu setzen.

Unter anderem Sinn (2005) plädiert allerdings für indirekte Rentenabschläge Kinderarmer anstelle einer Erhöhung der Rentenbezüge Kinderreicher (vgl. auch Voigtländer, 2005). Eine Rentenerhöhung Kinderreicher würde nämlich nicht das Problem des demografisch bedingten Belastungsanstiegs in der Rentenversicherung lösen. Stattdessen wird vorgeschlagen, den Beitragssatz aller Rentenzahler und die Rentenbezüge Kinderreicher auf dem jetzigen Niveau bestehen zu lassen und die demografisch bedingt notwendigen Kürzungen der Rentenbezüge alleine auf Kinderarme zu beschränken. Zukünftige Rentenbezüge von Eltern mit drei Kindern sollten auf dem heutigen Niveau bleiben, während sie für Rentenbeitragszahler mit weniger als drei Kindern proportional zur Anzahl ihrer fehlenden Kinder gekürzt werden sollten. Eine Internalisierung der Externalität der Elternschaft ergibt sich dann dadurch, dass Elternschaft eine geringere Kürzung der Rentenbezüge mitsichbringt. Damit das Rentenniveau Kinderarmer nicht sinkt, wird vorgeschlagen die private Altersvorsorge im Rahmen einer erweiterten Riester-Rente auf ungefähr 8 % des Bruttoeinkommens zu erweitern und für Kinderarme zur Pflicht zu machen.²

Befürworter einer Berücksichtigung von Kindern in der Rente behaupten, einschlägige Fachliteratur habe empirisch nachgewiesen, dass die Rentenversicherung zur Reduktion der Geburtenrate seit den 60er-Jahren beigetragen habe (vgl. Sinn, 2003b, S. 30). Die Befürworter beziehen sich hierbei stets auf Cigno und Rosati (1996) und Cigno, Casolaro und Rosati (2002 – 2003). Meines Erachtens stellen jene beiden Arbeiten aber keine überzeugenden Nachweise eines Effekts der Rentenversicherung auf die Geburtenrate dar. Die Autoren in jenen beiden Arbeiten finden in Zeitreihendaten verschiedener Industrieländer seit 1950 einen signifikanten Effekt des Ausmaßes der Rentenversicherung auf die Geburtenrate. Dies bedeutet aber, dass meist geringe Schwankungen der Rentenbezüge über die Zeit, z. B. verursacht durch Konjunkturzyklen, so große Schwankungen in der Erwartung späterer Alterseinkünfte bewirkt haben müssten, dass Eltern daraufhin ihr Geburtenverhalten geändert haben. Es scheint hingegen viel plausibler, dass die Erwartung späterer Alterseinkünfte vielmehr aufgrund des generellen Niveaus der Renten-

² Sinn (2005) begründet zu geringe freiwillige private Altersvorsorge aber nicht mit zu kurzfristig denkendem Sparen. Stattdessen argumentieren er, dass ohne Zwang zur privaten Altersvorsorge viele Kinderarme spekulieren würden, der Staat würde für den fehlenden Vermögensaufbau in Form von Sozialhilfe einspringen.

bezüge gebildet wird. Für die Existenz eines Effekts dieses generellen Niveaus der Rentenbezüge kann jedoch viel besser in einer Querschnittsanalyse zwischen verschiedenen Ländern getestet werden.

Empirische Evidenz in Paneldaten, d. h. kombinierten Querschnitts- und Zeitreihendaten, für einen Effekt des Ausmaßes der Rentenversicherung auf die Geburtenrate wird in Ehrlich und Zhong (1998) und Zhang und Zhang (2004) gefunden. Jene Studien finden aber nur Evidenz für einen solchen Effekt in einem zusammengefassten Datensatz aus Entwicklungs- und Industrieländern. Ehrlich und Zhong testen die Hypothese auch in einem Datensatz, der auf Industrieländern beschränkt ist, und finden dann keine Evidenz für einen Effekt der Rentenversicherung auf die Geburtenrate. Dies spricht dafür, dass in Entwicklungsländern mit noch nicht entwickeltem Bankenwesen eigene Kinder tatsächlich eine Form der Altersvorsorge sein könnten. Entsprechend der Argumentation der Befürworter der Koppelung der Rente an die Kinderzahl, scheint in Entwicklungsländern eine Erhöhung des Ausmaßes der Rentenversicherung eine Reduktion des Motivs für Elternschaft zu bewirken. In Industrieländern mit entwickeltem Bankenwesen scheinen jedoch Personen im gebärfähigem Alter Ersparnis als vernünftiger Form der Altersvorsorge als Elternschaft anzusehen.³ Dies bedeutet aber, dass in Industrieländern der fertilitätshemmende Fehlanreiz der Rentenversicherung unbedeutend sein dürfte und keine Notwendigkeit der Koppelung der Rente an die Kinderzahl besteht.

Alternativ zur Rentenversicherung werden immer wieder Unterschiede in der Vereinbarkeit von Beruf und Familie als Grund für Unterschiede in den Geburtenraten zwischen Industrieländern genannt (siehe u. a. Börsch-Supan, 2005, und Wagner, 2006). Indirekte Evidenz für jene These wird u. a. in der Studie von Esping-Andersen (1999) vorgelegt, in der für die 90er Jahre eine positive Querschnittskorrelation zwischen der Geburtenrate und der Frauenerwerbsquote zwischen OECD-Ländern nachgewiesen wird. Kögel (2006) zeigt, dass dies nicht bedeutet, dass höhere Frauenerwerbstätigkeit eine höhere Geburtenrate bewirkt. Jene Studie weist eine negative Korrelation zwischen Unterschieden in den Geburtenraten und Unterschieden in den Frauenerwerbsquoten westeuropäischer Länder nach. Im Unterschied zu Esping-Andersen und ähnlichen Studien verwendet Kögel ein Maß der Geburtenrate, das um einen Tempoeffekt bereinigt ist, der durch den Anstieg des Durchschnittsalters

³ Alternativ zur Entwicklung des Bankenwesens, könnte die Nichtsignifikanz der Rentenversicherung in Industrieländern darin begründet sein, dass Eltern bei der Wahl ihrer Kinderzahl nicht so rational sind, dass sie die Auswirkungen der Elternschaft auf ihre Altersvorsorge mitberücksichtigen (ich danke einem der Gutachter für den Hinweis). Da jenes Argument dann aber auch für Entwicklungsländer gelten müsste, müsste es sich in jenem Fall bei dem signifikanten Effekt der Rentenversicherung auf die Geburtenrate in Entwicklungsländern um eine Scheinkorrelation handeln, die durch ausgelassene Variablen verursacht ist.

der Geburt verursacht ist. Zum anderen wird in Kögel in einer Querschnittsregression für die Nutzung von Kindertagesstätten und die Langzeitarbeitslosenquote von Frauen kontrolliert. Laut Kögel verursacht das Auslassen jener „Kontrollvariablen“ in Esping-Andersen und ähnlichen Studien eine Verzerrung des Koeffizienten der Frauenerwerbsquote.⁴ Dass sich durch diese Verzerrung sogar das Vorzeichen jenes Koeffizienten ändert, lässt darauf schließen, dass die ausgelassenen Kontrollvariablen zusammen einen größeren Anteil der Unterschiede in den Geburtenraten zwischen westeuropäischen Ländern erklären, als es die Frauenerwerbsquote tut. Ein positiver Effekt der Nutzung von Kindertagesstätten und ein negativer Effekt der Frauenerwerbsquote auf die Geburtenrate legen wiederum den Schluß nahe, dass der Geburtenrückgang in der 60er Jahren in Deutschland insbesondere durch den Anstieg der Frauenerwerbsquote bei geringer Vereinbarkeit von Beruf und Familie verursacht ist.

Das eben genannte empirische Ergebnis in Daten auf der Makroebene in der Studie von Kögel ist konsistent mit dem empirischen Ergebnis in Hilgeman and Butts (2004). Jene Autoren führen Mehrebenenregressionen in einem Datensatz aus Industrieländern durch. In diesen Regressionen wird die Anzahl an Geburten auf der Mikroebene auf Variablen auf der Mikroebene und Variablen auf der Makroebene regressiert. Die Autoren finden einen positiven Effekt von Unterschieden in der Nutzung von Kindertagesstätten auf der Makroebene auf die Anzahl an Geburten auf der Mikroebene.⁵

Kögel (2006) belegt empirisch, dass Unterschiede in der Nutzung von Kindertagesstätten zwischen westeuropäischen Ländern in gleichem Ausmaß durch Unterschiede in der gesellschaftlichen Akzeptanz der Nutzung von Kindertagesstätten, wie durch Unterschiede im Anteil der Staatsausgaben im Bruttosozialprodukt für Familiendienstleistungen, wie z. B. Kindertagesstätten, verursacht sind. Das letztere dürfte die Verfügbarkeit erschwinglicher Kindertagesstätten beeinflussen. Eine bessere Verfügbarkeit entsprechender Kindertagesstätten dürfte aber auch die gesellschaftlichen Akzeptanz der Nutzung von Kindertagesstätten erhöhen (vgl. Fagnani, 2002). Sowohl Unterschiede in der gesellschaftlichen Akzeptanz der Nutzung von Kindertagesstätten, als auch deren Verfügbarkeit, stellen Unterschiede in der Vereinbarkeit von Beruf und Familie dar. Aus den empirischen Resultaten in Kögel und Hilgeman and Butts folgt, dass die Subventionierung oder der Ausbau von Kindertagesstätten zur Erhöhung der Geburtenrate empfehlenswert ist.

⁴ Nichtbereinigung der Geburtenrate um einen Tempoeffekt stellt ein Auslassen der Kontrollvariable „Tempoeffekt der Geburtenrate“ dar.

⁵ Hilgeman and Butts kontrollieren ebenfalls in ihren Regressionen für Frauenerwerbstätigkeit sowohl auf der Mikroebene, als auch auf der Makroebene. Es wird ein negativer Effekt beider Frauenerwerbstätigkeitsvariablen nachgewiesen.

3. Empirische Tests

Der vorliegende Abschnitt enthält Resultate eines empirischen Tests, der zeigen soll, ob Unterschiede in den Geburtenraten zwischen westeuropäischen Ländern durch Unterschiede im Ausmaß der Rentenversicherung oder alternativ durch Unterschiede in der Frauenerwerbstätigkeit, der Vereinbarkeit von Beruf und Familie und der Langzeitarbeitslosigkeit von Frauen verursacht sind. Die letztgenannte alternative Hypothese basiert auf der im letzten Abschnitt genannten empirischen Studie von Kögel (2006). Der vorliegende Beitrag verwendet dieselben Daten wie jene Studie, fügt aber die Variable Ausmaß der Rentenversicherung als weitere Variable der Analyse hinzu. Außerdem wird die sogenannte three-stage least squares Schätzmethode anstelle der sogenannten two-stage least squares Schätzmethode verwendet. Dieser Wechsel der Schätzmethode erfolgt, weil erstere Schätzmethode Korrelationen von Störvariablen berücksichtigt.

Als Maß für die Geburtenrate wird in der demografischen Literatur meist die zusammengefasste Geburtenziffer verwendet, die die Summe aller altersspezifischen Geburtenraten von Frauen misst. Jene Variable ist unabhängig von der Alterstruktur der weiblichen Bevölkerung im gebärfähigem Alter. Allerdings wird in dem vorliegenden Abschnitt (wie in Kögel, 2006) eine sogenannte bereinigte zusammengefasste Geburtenziffer verwendet. Die bereinigte zusammengefasste Geburtenziffer ist die nach der sogenannten Bongaarts-Feeney Methode um das Altersmuster der Geburt bereinigte zusammengefasste Geburtenziffer (siehe Bongaarts und Feeney, 1998). Ein Anstieg des Gebäralters reduziert die zusammengefasste Geburtenziffer, ohne dass die durchschnittliche Anzahl an Geburten eines Geburtenjahrgangs gefallen sein muss und bewirkt dadurch einen Tempoeffekt in der zusammengefassten Geburtenziffer. Wie bereits im vorherigen Abschnitt erwähnt wurde, zeigt Kögel (2006), dass Bereinigung der zusammengefassten Geburtenziffer um jenen Tempoeffekt zu einer Reduktion der Verzerrung des Wertes der Querschnittskorrelation zwischen der zusammengefassten Geburtenrate und der Frauenerwerbsquote beiträgt.

Die in dem vorliegenden Beitrag verwendeten Daten der bereinigten zusammengefassten Geburtenziffer zwölf westeuropäischer Länder stammen von Sobotka (2004).⁶ Es handelt sich hierbei um Durchschnittswerte für die Jahre 1995–2000 oder das letzte verfügbare Jahresintervall. Es wurden Durchschnittswerte über eine Fünfjahresperiode verwendet, weil aufgrund der Bereinigungsmethode von Bongaarts und Feeney jährliche Daten Unregelmäßigkeiten über die Zeit aufweisen, die in Durchschnittswerten über eine Fünfjah-

⁶ Die zwölf westeuropäischen Länder sind Dänemark, Finnland, Frankreich, Griechenland, Irland, Italien, Niederlande, Norwegen, Österreich, Portugal, Schweden und Spanien.

resperiode ausgeglichen werden (vgl. Sobotka, 2004). Alle weiteren in der empirischen Studie verwendeten Querschnittsdaten sind ebenfalls Durchschnittswerte für die Jahre 1995–2000, sofern nicht anders erwähnt. Die Wahl der Länder folgte der Verfügbarkeit von Daten für alle Variablen der Studie. Die in der Studie verwendete Frauenerwerbsquote ist der Anteil vollzeit- oder teilzeitbeschäftigter Frauen im Alter zwischen 25 und 49. Die Langzeitarbeitslosenquote von Frauen ist der Anteil der länger als ein Jahr arbeitslosen Frauen. Die genauen Definitionen der Variablen und deren Datenquellen sind im Anhang genannt.

In der folgenden Regressionsanalyse sind die Geburtenrate und die Frauenerwerbsquote sowohl abhängige Variablen als auch endogene unabhängige Variablen. Wegen des letzteren wird die sogenannte three-stage least squares Schätzmethode verwendet. Das geschätzte Modell ist folgendes Gleichungssystem:

- (1) $\text{Geburtenziffer} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{ Frauenerwerbsquote} + \alpha_2 \text{Ln der Kinderkrippe}$
 $+ \alpha_3 \text{ weibliche Langzeitarbeitslosenquote} + \alpha_4 \text{ Ausmaß der GRV} + \varepsilon,$
- (2) $\text{Frauenerwerbsquote} = \beta_0 + \beta_1 \text{ weibliche Langzeitarbeitslose} + \beta_2 \text{ Geburtenziffer}$
 $+ \beta_3 \text{Ln der staatlichen Beschäftigung} + \beta_4 \text{ Geschlechternorm} + v.$

Die abhängige Variable in Gleichung (1) ist die bereinigte zusammengefasste Geburtenziffer (in (1) mit Geburtenziffer bezeichnet). Die unabhängigen Variablen in (1) sind: Die Frauenerwerbsquote, der natürliche Logarithmus der Kinderkrippe, die „weibliche Langzeitarbeitslosenquote“ und das Ausmaß der gesetzlichen Rentenversicherung (GRV). Hierbei bezeichnet der natürliche Logarithmus der Kinderkrippe den natürlichen Logarithmus des Anteils der Kinder unter drei Jahren, die eine private oder öffentliche Kindertagesstätte besuchen. Die „weibliche Langzeitarbeitslosenquote“ stellt die Langzeitarbeitslosenquote von Frauen dar und das Ausmaß der GRV bezeichnet den Anteils der Ausgaben eines Landes für die gesetzliche Rentenversicherung im Brutto-sozialprodukt im Jahr 1996. Die Variable ε ist ein Störterm.⁷

Die abhängige Variable in Gleichung (2) ist die Frauenerwerbsquote. Die unabhängigen Variablen in (2) sind: Die „weibliche Langzeitarbeitslosenquote“, die Geburtenziffer, der natürliche Logarithmus der staatlichen Beschäftigung und die Geschlechternorm. Der natürliche Logarithmus der staat-

⁷ Andere Variablen stellten sich als nichtsignifikant für die bereinigte zusammengefasste Geburtenziffer heraus. Bei jenen nichtsignifikanten Variablen handelt es sich u. a. um das Durchschnittsalter bei der Geburt, der Anzahl erlangter Schuljahre der weiblichen Bevölkerung im gebärfähigen Alter, der zusammengefassten Scheidungsrate und der zusammengefassten Heiratsrate. Als nichtsignifikant erwiesen sich ebenso verschiedene Familienpolitikindikatoren (Kindergeld, freiwilliger Familienurlaub in Firmen und flexible Arbeitszeit) und freiwillige Teilzeitarbeit (mit Daten jeweils aus OECD, 2001, Tabelle 4.9).

lichen Beschäftigung stellt den natürlichen Logarithmus des Anteils staatlich Beschäftigter in der Anzahl der gesamten Beschäftigten eines Landes im Jahr 1994 dar. Die Geschlechternorm bezeichnet einen Index in Interviews von Eurobarometer 1997 für Zustimmung zu dem Standpunkt „Es ist für eine Frau genauso wichtig einen Job zu haben, wie für einen Mann“. Die Variable v ist wiederum ein Störterm.⁸ Der im Jahr 1994 gemessene Anteil der staatlich Beschäftigten wird verwendet, weil durch Verwendung jener verzögerten Variable mögliche Rückkoppelungseffekte der Frauenerwerbsquote auf den Anteil der staatlich Beschäftigten reduziert werden können.

Der Anteil der staatlichen Beschäftigung und die Geschlechternorm sind Variablen, die einen Einfluß auf die Frauenerwerbsquote haben dürften, aber keinen Einfluß auf die bereinigte zusammengefasste Geburtenziffer haben dürften, und somit nicht in Gleichung (1) gehören. Aus ökonomischer Sicht muss mindestens eine jener beiden Variablen zur Identifikation des Gleichungssystems alleine in Gleichung (2) und nicht in Gleichung (1) gehören. Ebenso wird unterstellt, dass die Nutzung von Kindertagesstätten und das Ausmaß der Rentenversicherung einen Einfluß auf die zusammengefasste Geburtenziffer, aber keinen Einfluß auf die Frauenerwerbsquote haben, und somit nicht in Gleichung (2) gehören. Wiederum muss aus ökonomischer Sicht mindestens eine jener beiden Variablen zur Identifikation des Gleichungssystems alleine in Gleichung (1) und nicht in Gleichung (2) gehören.

Die unterste Reihe der Tabelle 1 zeigt die Resultate von overidentification tests.⁹ Jene Tests ergeben sowohl für Gleichung (1) (in der ersten Spalte mit Zahlen), als auch für Gleichung (2) (in der zweiten Spalte mit Zahlen) einen hohen P -Wert. Dies belegt, dass sowohl der Anteil der staatlichen Beschäftigung und die Geschlechternorm nicht in Gleichung (1) gehören, als auch die Nutzung von Kindertagesstätten und das Ausmaß der Rentenversicherung nicht in Gleichung (2) gehören, und somit Identifikation des Gleichungssystems erfüllt ist.

⁸ Die Wahl, ob eine Variable im natürlichen Logarithmus oder im Niveau in das Gleichungssystem eingefügt wurde, wurde danach getroffen, welche der beiden Spezifikation jener Variable den geringeren P -Wert ergibt. Die Verwendung des natürlichen Logarithmus approximiert einen nichtlinearen Effekt.

⁹ Jene Tests folgen Davidson und McKinnon (2004, S. 337–338) angewandt auf three-stage least squares. Im Fall von Gleichung (1) wird bei diesem Test der durch three-stage least squares geschätzte Wert von ε mit der Kleinsten Quadrate (KQ) Schätzmethode auf den natürlichen Logarithmus der staatlichen Beschäftigung und die Geschlechternorm regressiert. Der P -Wert des overidentification tests in Tabelle 1 ergibt sich dann aus der Teststatistik nR^2 jener eben genannten KQ-Regression (wobei n die Anzahl der Länder im Datensatz bezeichnet) und Vergleich mit der χ^2 -Verteilung mit einem Freiheitsgrad. Der eine Freiheitsgrad ergibt sich aus Subtraktion der Anzahl an endogener Regressoren in Gleichung (1) (einer, nämlich die Frauenerwerbsquote) von der Anzahl an Variablen, die in Gleichung (2), aber nicht in Gleichung (1) gehören (zwei, nämlich der natürliche Logarithmus der staatlichen Beschäftigung und die Geschlechternorm).

Tabelle 1

Three-stage least squares Schätzergebnisse

| Abhängige Variable | Geburtenziffer (1) | Frauenenerwerbsquote (2) |
|-------------------------------------|-----------------------|-----------------------------|
| Konstante | 3,36 (0,00) | 0.25 (0,00) |
| Frauenenerwerbsquote | -1,54 (0,02) | |
| Ln der Kinderkrippe | 0,19 (0,00) | |
| Weibliche Langzeitarbeitslosenquote | -4,64 (0,01) | -2,67 (0,00) |
| Ln des Ausmaß der GRV | -0,03 (0,74) | |
| Geburtenziffer | | -0,06 (0,01) |
| Ln der staatlichen Beschäftigung | | 0,10 (0,00) |
| Geschlechternorm | | 0,39 (0,00) |
| Overidentification test: | P-Wert 0,87 | P-Wert 0,35 |

Bemerkung: P-Werte in Klammern hinter den Werten der Koeffizienten.

Man würde meinen, dass die Variable Nutzung von Kindertagesstätten simultan die Geburtenziffer und die Frauenenerwerbsquote beeinflusst. Deshalb ist das eben genannte Resultat einer Nichtsignifikanz der Nutzung von Kindertagesstätten für die Frauenenerwerbsquote überraschend. Grund für dieses Resultat in den Daten dürfte die Tatsache sein, dass zum einen Irland eine überdurchschnittlich hohe Nutzung von Kindertagesstätten aufweist, während dessen Frauenenerwerbsquote unterdurchschnittlich gering ist. Zum anderen weisen Österreich und Portugal eine unterdurchschnittlich geringe Nutzung von Kindertagesstätten auf, während deren Frauenenerwerbsquoten überdurchschnittlich hoch sind. Die Werte der anderen Kontrollvariablen in Gleichung (2) können hingegen die Frauenenerwerbsquoten jener drei Länder wiederum recht gut erklären.

In Tabelle 1 zeigen die Reihen über den beiden untersten Reihen die Resultate aus der simultanen Schätzung des Gleichungssystems (1)-(2). Die Resultate der ersten Gleichung mit der bereinigten zusammengefassten Geburtenziffer als der abhängigen Variable zeigen, dass das Ausmaß der gesetzlichen Rentenversicherung nichtsignifikant für die bereinigte zusammengefasste Geburtenziffer ist (da der P-Wert jenes Koeffizienten sehr hoch ist). Hingegen sind die Frauenenerwerbsquote, die Nutzung von Kindertagesstätten und die Langzeitarbeitslosenquote von Frauen signifikant für die bereinigte zusammengefasste Geburtenziffer und haben die erwarteten Vorzeichen der Koeffizienten.

Somit findet die vorliegende empirische Studie keinen Effekt des Ausmaßes der Rentenversicherung auf die Geburtenrate, aber sehr wohl einen Effekt einer geringen Vereinbarkeit von Beruf und Familie auf die Geburtenrate. In der zweiten Gleichung mit der Frauenenerwerbsquote als der abhängigen Varia-

ble sind die Langzeitarbeitslosenquote von Frauen, die Geburtenziffer, der Anteil der staatlichen Beschäftigung und die Geschlechternorm alle signifikant mit den erwarteten Vorzeichen der Koeffizienten.

4. Schlussbetrachtungen

Der Abschlussbericht der sogenannten Rürup-Kommission (Kommission für die Nachhaltigkeit in der Finanzierung der sozialen Sicherungssysteme, 2003, S. 114–118) empfiehlt eine finanzielle Kompensation des Kindergroßziehens im Rahmen des Steuer- und Transfersystems anstelle einer Berücksichtigung von Kindern in der Rente.¹⁰ Die Bevorzugung einer Steuerfinanzierung wird damit begründet, dass auch Nichtangehörige der gesetzlichen Rentenversicherung von der Anzahl an Kindern profitieren, weil Kinder auch zukünftige Steuerzahler sind. Nichtangehörige der gesetzlichen Rentenversicherung würden sich aber im Fall einer Berücksichtigung von Kindern in der Rente an der finanziellen Kompensation für das Kindergroßziehen nicht beteiligen. Eine Förderung von Kindererziehungsleistungen im Rahmen des Transfersystems, z. B. über Kindergeld, wird bevorzugt, weil sonst Eltern, die der gesetzlichen Rentenversicherung nicht angehören, keine finanzielle Förderung von Kindern zugute kommt. Übersetzt in die Terminologie des vorliegenden Beitrags bevorzugt die Rürup-Kommission ein steuerfinanziertes Kindergeld zur Internalisierung der Externalität der Elternschaft. Van Groezen, Leers und Meijdam (2003) zeigen aber, dass ein Kindergeld und eine Koppelung der Rente an die Kinderzahl siamesische Zwillinge sind.¹¹ D. h. die Argumente des vorliegenden Beitrags gegen eine Koppelung der Rente an die Kinderzahl gelten ebenso für ein Kindergeld. Somit ist ein Kindergeld ebenfalls – wie übrigens auch die Berücksichtigung von Kindererziehungsleistungen in der gesetzlichen Pflegeversicherung (GPV) – nicht empfehlenswert.

Das Bundesverfassungsgericht hat in einem Urteil vom 3. April 2003 dem Gesetzgeber aufgetragen bis Ende 2004 eine kinderbezogene Beitragsdifferenzierung in der GPV einzuführen. Zudem sollen die Konsequenzen des Urteils für andere Zweige der Sozialversicherung geprüft werden. Bezüglich der Pflegeversicherung hat der Gesetzgeber daraufhin beschlossen, den Beitragssatz zur GPV für Kinderlose nur um 0,25 Prozent zu erhöhen (und Empfänger von Arbeitslosengeld II und vor 1940 geborene davon auszunehmen). Da der vorliegende Beitrag zeigt, dass eine Berücksichtigung von Kindern in der Rente die Geburtenrate nicht erhöhen dürfte, folgt aus dem Urteil des Bundesverfassungsgerichts kein Handlungsbedarf für die Rentenversicherung.

¹⁰ Vgl. auch Ruland (2003).

¹¹ Genaugenommen wird dieses Resultat für den Fall gezeigt, in dem es keine Berufstätige gibt, die nicht der gesetzlichen Rentenversicherung angehören, und sich somit nicht die von der Rürup-Kommission genannten Problem ergeben.

Literatur

- Adsera, A.* (2005): Where are the Babies? Labor Market Conditions and Fertility in Europe, IZA Discussion Paper No. 1576.
- Auer, L. von/Büttner, B.* (2004): Endogenous Fertility, Externalities, and Efficiency in Old Age Pension Systems, *Journal of Institutional and Theoretical Economics* 160, 294–310.
- Baum, C./Schaffer, M./Stillman, S.* (2004): Instrumental Variables and GMM: Estimation and Testing, Boston College Working Papers in Economics No. 545.
- Bongaarts, J./Feeney, G.* (1998): On the Quantum and Tempo of Fertility, *Population and Development Review* 24, 271–291.
- Börsch-Supan, A.* (2005): Statement zur sogenannten Elternrente, 56. Jahresversammlung des ifo Instituts für Wirtschaftsforschung, zugänglich unter: http://www.cesifo-group.de/pls/portal/docs/PAGE/IFOCONTENT/NEUESEITEN/EVENT/IFOJV/IFO_JV_2005/JV-20050623-BOERSCH-SUPAN.PDF.
- Cigno, A.* (1993): Intergenerational Transfers Without Altruism: Family, Market and State, *European Journal of Political Economy* 9, 505–518.
- Cigno, A./Rosati, F. C.* (1996): Joint Determined Saving and Fertility Behavior, *European Economic Review* 40, 1561–1589.
- Cigno, A./Casolaro, L./Rosati, F. C.* (2002–2003): The Impact of Social Security on Saving and Fertility in Germany, *Finanzarchiv* 59, 189–211.
- Da Rocha, J. M./Fuster, L.* (2006): Why are Female Participation and Fertility Rates Positively Correlated Across OECD Countries?, *International Economic Review* 47, 1187–1222.
- Davidson, R./McKinnon, J. G.* (2004): *Econometric Theory and Methods*, Oxford University Press, Oxford.
- Ehrlich, I./Zhong, J.-G.* (1998): Social Security and the Real Economy: An Inquiry into Some Neglected Issues, *American Economic Review, Papers and Proceedings* 88, 151–157.
- Esping-Andersen, G.* (1999): *Social Foundations of Postindustrial Economies*, Oxford University Press, Oxford.
- Eurobarometer* (1997): Equal Opportunities for Women and Men in Europe? – Eurobarometer 44.3, zugänglich unter: http://europa.eu.int/comm/public_opinion/archives/ebs/ebs_097_en.pdf.
- Eurostat* (2005a): Data: Population/Social Conditions – Labour Market, zugänglich unter: http://epp.eurostat.cec.eu.int/portal/page?_pageid=1996,45323734&_dad=portal&_schema=PORTAL&screen=welcomeref&open=/&product=EU_MASTER_labour_market&depth=2 (abgerufen April 2005).
- Eurostat* (2005b): Tables: Long-term Indicators – Population and Social Conditions, zugänglich unter:

- http://epp.eurostat.cec.eu.int/portal/page?_pageid=1996,45323734&_dad=portal&_schema=PORTAL&screen=welcomeref&open=/&product=Yearlies_new_population&depth=2 (abgerufen April 2005).
- Fagnani, J.* (2002): Why do French Women Have More Children Than German Women? Family Policies and Attitudes Towards Child Care Outside the Home', *Community, Work & Family* 5, 103 – 119.
- Fenge, R./Meier, V.* (2005): Pensions and Fertility Incentives, *Canadian Journal of Economics* 38, 28 – 48.
- Frankfurter Allgemeine Zeitung (2005): Wahlprogramm der Union „Wir bitten um einen Regierungsauftrag“, vom 12. 7. 2005 zugänglich unter:
<http://www.faz.net/s/Rub28FC768942F34C5B8297CC6E16FFC8B4/Doc~E7136BBCF7BED4CF4BE976C6606A83633ATpl~Ecommon~Scontent.html>.
- Hilgeman, C./Butts, C. T.* (2004): Family Policy, Women's Employment, and Below-Replacement Fertility in Developed Countries: A Hierarchical Bayesian Approach, Institute for Mathematical Behavioral Sciences, Paper 18, zugänglich unter:
http://www.imbs.uci.edu/tr/abs/2004/mbs04_11.pdf.
- Kögel, T.* (2006): An Explanation for the Positive Correlation Between Fertility and Female Employment Across Western European Countries, Arbeitspapier 2006 – 11 der Fakultät für Volkswirtschaftslehre an der Loughborough Universität, zugänglich unter: http://ideas.repec.org/p/lbo/lbowps/2006_11.html.
- Kommission für die Nachhaltigkeit in der Finanzierung der sozialen Sicherungssysteme (2003): Abschlussbericht, Bundesministerium für Gesundheit und Soziale Sicherung, Berlin, zugänglich unter:
http://www.mea.uni-mannheim.de/mea_neu/pages/files/topics/Kommissions_Bericht.pdf.
- OECD (2001): Balancing Work and Family Life: Helping Parents Into Paid Employment, OECD Employment Outlook, Paris: OECD, 129 – 166.
- Ruland, F.* (2003): Weniger Rente für Kinderlose?: Contra, in: Frankfurter Allgemeine Zeitung vom 11. 9. 2003.
- Sinn, H.-W.* (1997): The Value of Children and Immigrants in a Pay-As-You-Go Pension System: A Proposal for a Partial Transition to a Funded System, NBER Working Paper 6229.
- Sinn, H.-W.* (2001): Rentenhöhe nach Kinderzahl, in: Welt am Sonntag vom 8. 4. 2001, S. 56.
- Sinn, H.-W.* (2003a): Rente nach Kinderzahl, in: Frankfurter Allgemeine Zeitung vom 14. 1. 2003, Nr. 11, S. 12
- Sinn, H.-W.* (2003b): Das Demographische Defizit. Die Fakten, die Folgen, die Ursachen und die Politikimplikationen, ifo Schnelldienst 56 (5), 20 – 36.
- Sinn, H.-W.* (2005): Führt die Kinderrente ein!, in: 56. Jahresversammlung des ifo Instituts für Wirtschaftsforschung, zugänglich unter:
http://www.cesifo-group.de/portal/page?_pageid=36,343360&_dad=portal&_schema=PORTAL&item_link=ifostimme-FAZ-09-06-05.htm.
- Sobotka, T.* (2004): Is Lowest-Low Fertility in Europe Explained by the Postponement of Childbearing?, *Population and Development Review* 30, 195 – 220.

- Van Groezen, B. / Leers, T. / Meijdam, L. (2003): Social Security and Endogenous Fertility: Pensions and Child Allowances as Siamese Twins, *Journal of Public Economics* 87, 233 – 251.
- Voigtländer, M. (2005): Elternrente statt Kindergeld, *Ordnungspolitischer Kommentar* Nr 8/2005, Institut für Wirtschaftspolitik an der Universität Köln.
- Wagner, G. G. (2006): Kinder machen reicht nicht, in: *Financial Times Deutschland* vom 20. 3. 2006.
- Zhang, J. / Zhang, J. (2004): How does Social Security Affect Economic Growth? Evidence from Cross-Country Data, *Journal of Population Economics* 17, 473 – 500.

Anhang: Definitionen und Datenquellen

Geburtenziffer

Definition: Bereinigte zusammengefasste Geburtenziffer = Summe der alters-spezifischen Geburtenraten von Frauen, im allgemeinen im Alter 15 – 49, bereinigt um das Altersmuster der Geburt nach der Bongaarts und Feeney-Methode (Durchschnitt der Jahre 1995 – 2000 oder im Fall einzelner Länder des letzten verfügbaren Jahresintervalls – siehe Sobotka, 2004, für Details).

Datenquelle: Sobotka (2004).

Frauenerwerbsquote

Definition: Summe aus teil- und vollzeitbeschäftigter Frauen im Alter 25 – 49 und arbeitslos gemeldeter Frauen im Alter 25 – 49 geteilt durch die Anzahl aller Frauen im Alter 25 – 49 (Durchschnitt der Jahre 1995 – 2000).

Datenquelle: Eurostat (2000a).

Ln der Kinderkrippe

Definition: Natürliche Logarithmus des Anteils der Kinder unter drei Jahren, die eine private oder öffentliche Kindertagesstätte besuchen.

Datenquelle: OECD (2001, Table 4.7).

Weibliche Langzeitarbeitslosenquote

Definition: Anzahl der länger als ein Jahr arbeitslosen Frauen geteilt durch die Summe der teil- und vollzeitbeschäftigten Frauen und der arbeitslosen Frauen (Durchschnitt der Jahre 1995 – 2000).

Datenquelle: Eurostat (2005b).

Ln des Ausmaß der gesetzlichen Rentenversicherung

Definition: Natürliche Logarithmus des Anteils der Ausgaben eines Landes für das gesetzliche Rentenversicherungssystem im Bruttozivilprodukt im Jahr 1996.

Datenquelle: International Labour Organization zugänglich über

<http://www-ilo-mirror.cornell.edu/public/english/protection/socfas/research/stat/table14.htm>.

Ln der staatlichen Beschäftigung

Definition: Natürliche Logarithmus des Anteils der staatlich Beschäftigten an der gesamten Anzahl an Beschäftigten eines Landes im Jahr 1994.

Datenquelle: Adsera (2005).

Geschlechternorm

Definition: Anteil an Frauen der stark zustimmend oder zustimmend ist zum Standpunkt „Es ist für eine Frau genauso wichtig einen Job zu haben, wie für einen Mann“.

Datenquelle: Eurobarometer (1997). Aufgrund Fehlens eines Wertes für Norwegen wurde für Norwegen der Durchschnittswert der anderen nordischen Länder (Dänemark, Finnland and Schweden) verwendet.