

Online Anhang

Die Bedeutung des steigenden Bildungsgrades für den *Aufschub* und das *Nachholen* der Kohortenfertilität*

Tomáš Sobotka, Kryštof Zeman, Ron Lesthaeghe, Tomas Frejka,
Karel Neels

1 Fragestellungen, Daten und Methodik

Der steigende Bildungsgrad, vor allem von Frauen, wird immer wieder als wichtigster Einflussfaktor auf den *Übergang zu später Mutterschaft (postponement transition)* bezeichnet (Mills et al. 2011; Neels 2010; Gustafsson/Kalwij 2006; Lappegård/Rønsen 2005; Sobotka 2004; Rindfuss et al. 1996; Blossfeld/Huinink 1991). Studien, deren Schwerpunkt auf der Periodenperspektive liegt, beziehen das Bildungsniveau in der Regel als eine der untersuchten Kovariaten in ihre Betrachtungen ein. Studien aus reiner Kohortenperspektive sind seltener zu finden. Außerdem beschäftigen sie sich oft nicht mit dem Einfluss des Bildungsgrades. Eine Schwierigkeit, vor der Forscher stehen, die sich mit den Auswirkungen der Bildung auf das Niveau und das Timing der Kohortenfertilität befassen möchten, ist die Datenverfügbarkeit. In Studien aus reiner Periodenperspektive liefern Umfragedaten nützliche Informationen, auch in Bezug auf Frauen im jüngeren Reproduktionsalter. Bei Kohortenstudien, in denen die Betrachtung vollständiger oder fast vollständiger Reproduktionsverläufe angestrebt wird, ist es notwendig, unter den Frauen im höheren Reproduktionsalter und denen, die das gebärfähige Alter gerade hinter sich gelassen haben, qualitativ hochwertige Daten zur retrospektiven Fertilität, Partnerschaft und Bildung sowie zum beruflichen Werdegang zu erheben. Potenzielle Schwierigkeiten erwachsen zudem aus der Möglichkeit der umgekehrten Kausalität. Dies bedeutet, dass sich die Geburt von Kindern zu einem frühen Lebenszeitpunkt auf den im späteren Lebensverlauf erreichten Bildungsgrad auswirkt, und nicht umgekehrt, wie meist angenommen wird. Mehrere aktuelle Studien vertreten den Standpunkt, dass der Einfluss von Fertilität auf Bildung möglicherweise bedeutender ist als der Einfluss des Bildungsgrades auf die Fertilität (Cohen et al. 2011; Gerster et al. 2009).

* Der Online Anhang enthält ergänzende Materialien zum Aufsatz. DOI 10.4232/10.CPoS-2011-10de, URL: <http://www.comparativepopulationstudies.de/index.php/CPoS/article/view/86/84>.

Bei den Studien aus Kohortenperspektive, die sich mit der Bedeutung der Bildung für die Fertilität beschäftigen, kann man grob zwischen drei Kategorien unterscheiden. Zur ersten Kategorie zählen deskriptive Studien, die Trends und Unterschiede in der Kohortenfertilität und der Paritätsverteilung nach Bildungsniveau aufzeigen. Die Studie der nordischen Länder von *Andersson et al.* (2009) ist ein sehr gutes Beispiel für diesen Ansatz. Die zweite Kategorie umfasst Hazard-Modelle, die – unabhängig vom Einfluss anderer wichtiger Kovariaten – die Bedeutung des Bildungsgrades für die Unterschiede von Fertilitätsverläufen aufzeigen. Solche Studien richten den Blick gewöhnlich auf mehrere Kohorten, können sich aber auch mit einer einzigen Kohorte beschäftigen. So wurden in einem Fall beispielsweise die schnellen Fertilitätstransformationen der Kohorte 1971, deren Verhalten unter dem starken Einfluss der deutschen Vereinigung 1990 stand, untersucht (*Huinink/Kreyenfeld* 2004). Die dritte Kategorie untersucht den Einfluss, der durch eine Veränderung der Zusammensetzung der Bildungsgrade in der Bevölkerung auf die Trends beim Fertilitätsniveau und -quantum ausgeübt wird. Mit genau diesem Aspekt wollen wir uns in diesem ergänzenden Anhang befassen. Wie im Hauptteil dieses Beitrags unterteilen wir die Reproduktionsverläufe der Kohorten in zwei verschiedene Ebenen – eine Ebene der rückläufigen Fertilität im niedrigeren Alter (als *Aufschub* bezeichnet) und eine Ebene des kompensierenden Fertilitätsanstiegs im höheren Reproduktionsalter (*Nachholen*).

Um die Rolle des steigenden Bildungsgrades zu verdeutlichen, greifen wir sowohl auf Umfragedaten als auch auf Zensusdaten aus Belgien zurück, um stratifizierte Hazard-Modelle sowohl des *Aufschubs* als auch des *Nachholens* der ersten Geburt zu schätzen. Durch den *Aufschub* der Geburten in höhere Altersstufen muss in die longitudinalen Hazard-Modelle, die viele Geburtskohorten umfassen, eine Alter-Kohorten-Interaktion aufgenommen werden. Diesen Aspekt lösen wir, indem wir die Hazard-Modelle nach Altersgruppe stratifizieren, so dass die verbleibende Alter-Kohorten-Interaktion innerhalb der Altersgruppen durch die im Rahmen des Modells erfolgende Verknüpfungsfunktion aufgefangen wird. Die Stratifizierung nach Alter ermöglicht auch eine direktere Identifizierung der Faktoren, die zum *Aufschub* bzw. *Nachholen* der Fertilität beitragen. Zur Veranschaulichung schätzen wir den Einfluss, den das steigende Niveau des Bildungsgrades auf den *Aufschub* der Erstgeburten in ausgewählten europäischen Ländern ausübt auf der Grundlage von Daten aus der dritten Runde des *European Social Survey* (ESS), die im Jahr 2006 erhoben wurden. Dem relationalen Modell nach *Lesthaeghe* (2001) folgend, analysieren wir die Erstgeburtenrisiken im Alter zwischen 15 und 27 Jahren für Frauen, die zwischen 1950 und 1979 geboren wurden im Verhältnis zu denen der Kohorte 1946-1950, die hier als Bezugswert dient. Bei den geschätzten Hazard-Modellen handelt es sich um diskrete Zeitmodelle mit einer Logit-Verknüpfung, die eine Interpretation der Kohortenunterschiede aufgrund der Odds Ratios (Quotenverhältnisse) in Relation zur Bezugskohorte erlauben.

Außerdem verdeutlichen wir den Einfluss des steigenden Bildungsniveaus auf das *Nachholen* der Erstgeburten, wobei als Beispiel die Zensusdaten 2001 für Belgien verwendet werden. Es war nicht möglich, zu diesem Zweck die ESS-Daten zu nutzen, die zur Analyse der Einflüsse der Bildung auf den *Aufschub* der Erstgebur-

ten verwendet wurden, da die Stichprobe der kinderlosen Frauen im Alter von 30+ zu klein war, um stabile, signifikante Ergebnisse zu liefern. Analog zu den beiden Modellen des *Aufschubs* der Fertilität spezifizieren wir auch für das *Nachholen* zwei Hazard-Modelle. Jedes Modell beinhaltet einen quadratischen Effekt des Alters, der um den Intervallmittelpunkt zentriert ist. Diese Ergebnisse, die sich beim ersten Modell zeigen, werden als *Brutto*-Kohortenunterschiede bezeichnet. Im zweiten Modell (in dem die Ergebnisse als *Netto*-Kohortenunterschiede bezeichnet werden) wird das stratifizierte Modell in diskreter Zeit dahingehend erweitert, dass der Einfluss der Bildung sowie die Alter-Bildungs-Interaktion einbezogen werden. In diesem Modell erfassen die Kohortenunterschiede das steigende Bildungsniveau im Laufe aufeinanderfolgender Geburtskohorten.

2 Modellierung des *Aufschubs* der Erstgeburt

Wir untersuchen in neun europäischen Ländern bzw. Regionen (Belgien, Ostdeutschland, Westdeutschland, den Niederlanden, Österreich, Schweden, der Schweiz, Spanien und Ungarn) den Einfluss des steigenden Bildungsgrades auf den *Aufschub* der ersten Geburt. Alle im Hauptbeitrag analysierten Länder – mit Ausnahme der Tschechischen Republik und der USA – werden in diese Analyse einbezogen.

Für jedes Land werden zwei Modelle geschätzt: 1) ein Modell, das die *Bruttokohortenunterschiede* im Verhältnis zur Bezugskohorte schätzt und 2) ein Modell, das die *Nettokohortenunterschiede* zeigt, unter Kontrolle des im Verlauf aufeinanderfolgender Geburtskohorten steigenden Bildungsniveaus sowie der Interaktion zwischen der Bildung und den altersspezifischen Erstgeburten-Risikoverteilungen (Neels 2009). Die Geburtskohorten 1945-1949 werden für sämtliche betrachteten Länder als Bezugsmarke verwendet.¹ Die Kohortenunterschiede für jedes Land werden als Odds Ratios in Relation zum Bezugswert ausgedrückt. Daher lassen sich die Werte der Odds Ratios nicht ohne weiteres länderübergreifend vergleichen, da sowohl ihre absoluten Werte als auch der Grundwert des Risikos der Bezugskohorte zwischen den einzelnen Ländern stark variieren. Trotz der relativ kleinen Stichprobengrößen deutet die Validierung darauf hin, dass die Daten zuverlässige Schätzungen der abgeschlossenen Fertilität liefern.

Tabelle A1 fasst die Hauptergebnisse nach Ländern zusammen. Für Belgien entsprechen die Schätzungen der Auswirkungen des steigenden Bildungsgrades auf die Erstgeburtenrisiken den Ergebnissen, die sich durch eine direkte Standardisierung der ordnungsfolgenspezifischen Fertilitätsverteilungen auf der Grundlage der Zensusdaten ergeben (Neels/De Wachter 2010). Wenn dieses Modell auf andere europäische Länder angewandt wird, ergibt sich, dass das steigende Bildungsniveau unter den Frauen im Alter zwischen 15-27 Jahren in Belgien, Westdeutschland,

¹ Im Gegensatz zu den anderen Teilen unserer Studie verwenden wir für alle analysierten Länder die gleiche Bezugskohorte. So lassen sich die Modellschätzungen und ihre länderübergreifenden Vergleiche einfacher und direkter durchführen.

Tab. A1: Odds Ratios der ersten Geburt im Alter zwischen 15 und 27 Jahren in aufeinanderfolgenden 5-Jahres-Geburtskohorten im Verhältnis zur Bezugskohorte (ref.); Bruttounterschiede und Unterschiede bei Kontrolle für Bildung in ausgewählten europäischen Ländern. Geburtskohorten 1945-1979

Land	Verhältnis des Erstgeburtenrisikos in aufeinanderfolgenden 5-Jahres-Kohorten im Verhältnis zur Bezugskohorte:						
	C1945-49	C1950-54	C1955-59	C1960-64	C1965-69	C1970-74	C1975-79
Belgien							
<i>Bruttokohortenunterschiede</i> ¹	ref.	0,75ns	0,49**	0,64*	0,49**	0,39***	0,28***
- Kontrolle für Bildung ²	ref.	0,92ns	0,61*	0,94ns	0,75ns	0,61*	0,47*
- Unterschiedsänd. in % ³	ref.	-18,6	-19,8	-31,9	-35,3	-36,1	-39,5
Ostdeutschland							
<i>Bruttokohortenunterschiede</i> ¹	ref.	0,85ns	1,18ns	0,75ns	0,71ns	0,31*	0,24**
- Kontrolle für Bildung ²	ref.	0,79ns	1,21ns	0,75ns	0,69ns	0,29*	0,23**
- Unterschiedsänd. in % ³	ref.	+8,3	+2,5	+0,1	+3,3	+5,8	+2,5
Westdeutschland							
<i>Bruttokohortenunterschiede</i> ¹	ref.	0,90ns	0,78ns	0,53**	0,48***	0,43***	0,30***
- Kontrolle für Bildung ²	ref.	1,15ns	0,99ns	0,69ns	0,65*	0,63ns	0,41**
- Unterschiedsänd. in % ³	ref.	-	-21,3	-23,4	-25,7	-31,9	-28,2
Niederlande							
<i>Bruttokohortenunterschiede</i> ¹	ref.	1,13ns	0,92ns	0,63*	0,53**	0,40***	0,49**
- Kontrolle für Bildung ²	ref.	1,41ns	0,96ns	0,76ns	0,75ns	0,49**	0,70ns
- Unterschiedsänd. in % ³	ref.	+24,8	-4,3	-16,8	-29,4	-16,7	-30,6
Österreich							
<i>Bruttokohortenunterschiede</i> ¹	ref.	0,88ns	0,62*	0,73ns	0,88ns	0,49**	0,41***
- Kontrolle für Bildung ²	ref.	0,87ns	0,65*	0,80ns	0,94ns	0,56**	0,49**
- Unterschiedsänd. in % ³	ref.	+0,7	-4,9	-8,8	-6,1	-11,5	-15,5
Schweden							
<i>Bruttokohortenunterschiede</i> ¹	ref.	0,93ns	0,65*	0,50**	0,54**	0,38***	0,41***
- Kontrolle für Bildung ²	ref.	0,85ns	0,77ns	0,64ns	0,72ns	0,46**	0,77ns
- Unterschiedsänd. in % ³	ref.	+9,0	-16,3	-22,2	-24,6	-16,8	-46,6
Schweiz							
<i>Bruttokohortenunterschiede</i> ¹	ref.	0,77ns	0,75ns	0,63*	0,64*	0,39**	0,68ns
- Kontrolle für Bildung ²	ref.	0,85ns	0,79ns	0,63ns	0,70ns	0,45**	0,78ns
- Unterschiedsänd. in % ³	ref.	-9,5	-4,4	+1,0	-8,7	-13,7	-12,7
Spanien							
<i>Bruttokohortenunterschiede</i> ¹	ref.	0,94ns	0,60*	0,65*	0,30***	0,22***	0,15***
- Kontrolle für Bildung ²	ref.	1,25ns	0,88ns	0,90ns	0,39**	0,36***	0,26***
- Unterschiedsänd. in % ³	ref.	-	-32,3	-27,5	-23,7	-40,7	-43,4
Ungarn							
<i>Bruttokohortenunterschiede</i> ¹	ref.	0,76ns	0,75ns	0,78ns	1,14ns	0,68ns	0,69*
- Kontrolle für Bildung ²	ref.	0,82ns	0,85ns	0,88ns	1,46ns	0,76ns	0,67ns
- Unterschiedsänd. in % ³	ref.	-6,5	-12,1	-10,5	+28,1	-11,6	+3,7

Hinweise: ¹ Die Bruttokohortenunterschiede werden aus Hazard-Modellen in diskreter Zeit errechnet, einschließlich der linearen (AGE_LIN) und quadratischen (AGE_QUA) Effekte des Alters sowie eines Kohorteneffekts (COHORT). Angesichts der begrenzten Altersspanne hat die Einbeziehung der AGE_LIN-COHORT- und AGE_QUA-COHORT-Interaktionen den Fit des Modells in den betrachteten Ländern nicht verbessert. Alle Modelle verwenden eine Logit-Verknüpfung. ² Die Nettokohortenunterschiede werden aus Hazard-Modellen in diskreter Zeit errechnet, einschließlich des Effekts der Bildung (EDUCATION) sowie der Interaktion zwischen Bildung und Alter (d.h. EDUCATION und AGE_LIN sowie EDUCATION und AGE_QUA). ³ Die Odds Ratios ($\exp(\beta)$), die einen negativen Effekt darstellen, liegen im Wertebereich zwischen 0 und 1. Die proportionale Abnahme der Odds Ratio wurde berechnet als: $(1 - (1/\exp(\beta_N)/(1/\exp(\beta_G)))) * 100$, wobei $\exp(\beta_G)$ den Bruttokohortenunterschied darstellt und $\exp(\beta_N)$ den Nettokohortenunterschied bei der Kontrolle von Bildung.

den Niederlanden, Schweden und Spanien einen starken Einfluss auf den Rückgang der Erstgeburtenrisiken ausübt. In diesen Ländern fielen die Erstgeburtenrisiken in den jüngeren Altersstufen in der Geburtskohorte 1975-79 auf 14-48 % des Wertes der Bezugskohorte 1945-49 ab, was weit unter dem Niveau liegt, das sich im Rahmen eines hypothetischen Szenarios abzeichnet, wenn sich das Bildungsniveau nicht ändern würde. In Schweden zum Beispiel – dem Land, in dem der Einfluss des veränderten Bildungsniveaus auf die Erstgeburtenziffern am höchsten ausfiel – lag das relative Erstgeburtenrisiko bei den Frauen der Geburtsjahrgänge 1975-79 in den Altersstufen unter 28 im Vergleich zur Referenzkohorte 1945-49 bei 0,41. Hätte sich das Bildungsniveau hingegen nicht geändert, würden die Erstgeburtenrisiken in Schweden in den jüngeren Altersstufen noch deutlich höher liegen, und in Relation zur Fertilität der Bezugskohorte „nur“ auf 0,77 fallen. Es ist allerdings überraschend, dass die Änderungen im Bildungsniveau bei den jüngsten Kohorten, die in zwei ehemaligen staatssozialistischen Regionen, und zwar Ostdeutschland und Ungarn, untersucht wurden, keinen starken Einfluss auf die relativen Erstgeburtenrisiken ausübten. In Ungarn lässt sich dieses Ergebnis zum Teil vielleicht durch eine besondere Entwicklung des *Fertilitätsaufschubs* erklären, gekennzeichnet durch einen langsamen Beginn in den Kohorten der 1950er, einer Umkehr in den Kohorten der frühen 1960er und einer markanten Wiederaufnahme des *Aufschubprozesses* unter Frauen, die nach 1965 geboren wurden.

Die Erstgeburtenrisiken würden auch dann in allen hier betrachteten Ländern deutlich zurückgehen, wenn beim Bildungsniveau keine Änderungen stattfinden würden. In den Niederlanden, Schweden und der Schweiz würde dieser Rückgang nur relativ mäßig, in Ostdeutschland und Spanien aber besonders deutlich ausfallen (ungefähr drei Viertel im Vergleich zur Bezugskohorte). In mehreren Ländern, darunter Belgien, Deutschland (beide Teile), Österreich und Spanien, gibt es – nachdem für das Niveau der Bildungsabschlüsse korrigiert wurde – weiterhin signifikante Aufschübe zwischen den Kohorten sowie Umkehrungen in der Entwicklung der Erstgeburtenrisiken. Diese Feststellung macht es notwendig, weitere ergänzende Erklärungen für den *Aufschub* der Fertilität zu finden. Dieses unregelmäßige Muster des *Aufschubs* im Verlauf aufeinanderfolgender Geburtskohorten – z.B. bei der Kohorte 1955-1959 in Belgien – legt nahe, dass Periodenfaktoren den Fortgang des Übergangs zu später Mutterschaft stark beeinflussen können. Daher wäre es sinnvoll, das Modell um periodenspezifische Schwankungen von Kontextfaktoren zu erweitern, wie etwa die Auswirkungen der konjunkturellen Entwicklung sowie des Arbeitsmarktes (*Sobotka et al.* 2011; *Neels* 2010).

3 Analyse des Nachholens der Erstgeburten in Belgien

Um die andere Seite der Medaille zu analysieren – den Einfluss der Bildung auf den Prozess des *Nachholens von Geburten* – beschäftigen wir uns mit einer 1 %-Stichprobe der Zensusdaten 2001 für Belgien. Eine derartige Analyse kann mit den oben verwendeten Umfragedaten aus mehreren Ländern nicht durchgeführt werden, da letztere keine ausreichend große Stichprobe kinderloser Frauen im Alter von über

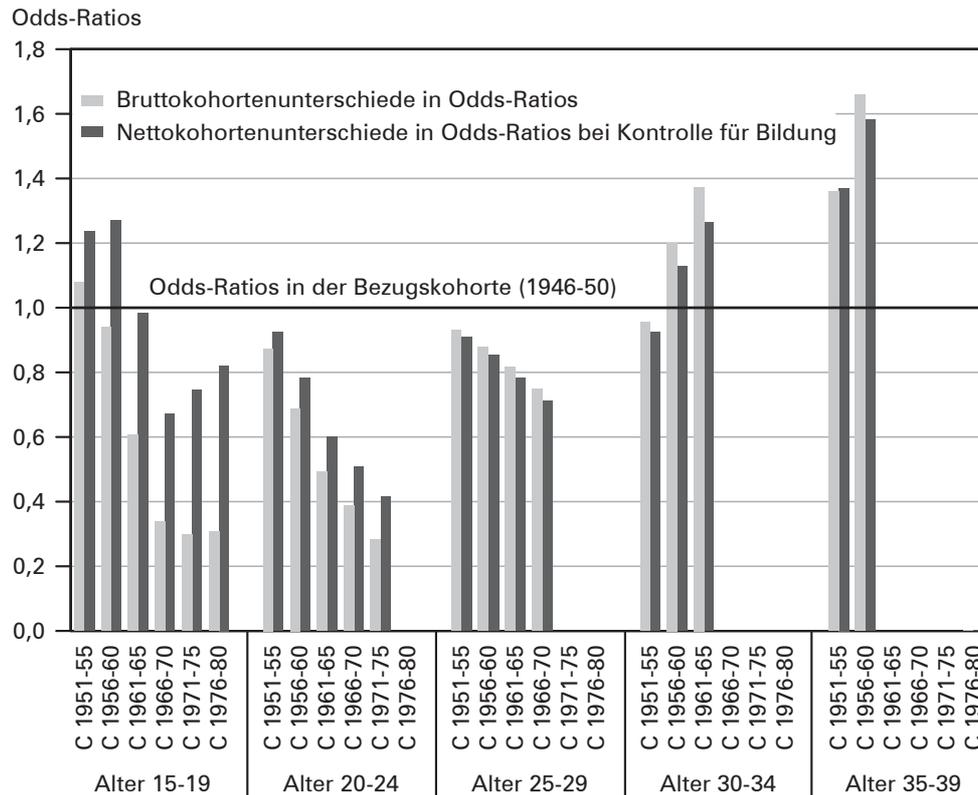
30 Jahren umfassen. Der Nachteil des Datensatzes für Belgien liegt einerseits darin, dass er nur über ein Land eine Aussage trifft, und andererseits darin, dass die Daten nur die frühe Stufe des Nachholprozesses bis 2001 zeigen – als nur die Frauen, die vor 1960 geboren wurden, das Alter von 40 Jahren erreicht hatten und praktisch während der gesamten Phase des *Nachholens* untersucht werden konnten.

Abbildung A1 zeigt die Ergebnisse von zwei stratifizierten Modellen, die an die Erstgeburtenrisiken belgischer Frauen der Geburtsjahrgänge von 1946 bis 1980 angepasst wurden. Das erste Modell vergleicht die Erstgeburtenrisiken (Odds Ratios) in den Altersstufen von 15-39 unter den zwischen 1951 und 1980 geborenen Kohorten mit den Erstgeburtenrisiken von Frauen, die in den Jahren zwischen 1946 und 1950 geboren wurden (Bezugskohorte).² Das zweite Modell (*Nettokohortenunterschiede*) berücksichtigt den Einfluss des über die aufeinanderfolgenden Geburtskohorten hinweg steigenden Bildungsniveaus und zeigt den Trend der Erstgeburtensziffern in dem hypothetischen Fall, dass sich das Bildungsniveau nicht geändert hätte. Die Ergebnisse zum *Aufschub* der ersten Geburt stimmen mit dem oben durchgeführten länderübergreifenden Vergleich überein. Die Erstgeburtenrisiken gingen in den Altersstufen 15-24 deutlich zurück und ein großer Teil dieses Rückgangs, insbesondere unter den Frauen im Teenageralter, ist dem steigenden Bildungsniveau zuzuschreiben. Im Alter von 25-29 schritt der Rückgang langsamer voran, wobei der Anstieg im Bildungsniveau den Rückgang des Erstgeburtenrisikos sogar verlangsamte. Das *Nachholen* wird nach dem Alter von 30 Jahren und noch deutlicher im Alter von 35-39 erkennbar, wobei die Erstgeburtenrisiken bei den Frauen der Geburtsjahrgänge 1951-55 bzw. 1956-60 um 35 bzw. 65 % anstiegen. Der Einfluss des steigenden Bildungsgrads war in diesen Kohorten allerdings eher begrenzt und ein Großteil des bei der Risikoquote beobachteten Aufwärtstrends wäre auch dann eingetreten, wenn in der Zusammensetzung der Bildungsgrade in der weiblichen Bevölkerung keine Änderungen stattgefunden hätten. Der über dem Alter von 30 Jahren beobachtete Anstieg der Erstgeburtenrisiken war nicht ausreichend, um die Rückgänge der Risiken für die Geburt eines Kindes in den jüngeren Altersstufen komplett zu kompensieren. Dennoch liegt der Index des Nachholens (R/c) beim Alter von 34 Jahren in den betrachteten Modellen für die Geburtskohorten 1956-1960 und 1961-1965 bei 0,66 bzw. 0,69. Somit war das *Nachholen* im Fall der Erstgeburten „unvollständig“, was einen Anstieg des Anteils der kinderlosen Frauen impliziert.

Diese Ergebnisse zeigen insgesamt, dass neben dem steigenden Bildungsniveau oft auch andere Faktoren entscheidende Impulse zum *Aufschub* und *Nachholen* der Fertilität lieferten (*Lesthaeghe/Surkyn* 1988), und dass der Übergang zu später Mutterschaft aufgrund von wirtschaftlichen und sonstigen Einflussfaktoren, die vermutlich als Periodeneffekte auftraten, oft ungleichmäßig voranschritt (*Ní Bhrolcháin* 1992).

² In der Analyse wird zwischen fünf Bildungsgraden unterschieden: i) kein Abschluss bzw. Primarstufe, ii) unterer Sekundarstufenabschluss, iii) höherer Sekundarstufenabschluss, iv) kurzer Tertiärbildungsabschluss und v) langer Tertiärbildungsabschluss.

Abb. A1: Brutto- und Nettokohortenunterschiede der Erstgeburtenrisiken (Odds Ratios) der Geburtskohorten 1951-1980 im Verhältnis zur Kohorte 1946-1950. Belgische Frauen, Analyse stratifiziert nach 5-Jahres-Alters- und Kohortengruppen



Hinweise: *Bruttokohortenunterschiede*: Ergebnisse der Hazard-Modelle in diskreter Zeit, separat geschätzt nach 5-Jahres-Altersgruppen mit Kohorteneffekt; unter Kontrolle linearer und quadratischer Alterseffekte (um den Intervallmittelpunkt zentriert)

Nettokohortenunterschiede: Ergebnisse der Ereignisdatenmodelle in diskreter Zeit, separat geschätzt nach 5-Jahres-Altersgruppen; Kohorteneffekt unter Kontrolle linearer und quadratischer Alterseffekte, der Bildung und der Alter-Bildungs-Interaktion.

Literatur

Andersson, Gunnar et al. 2009: Cohort fertility patterns in the Nordic countries. In: Demographic Research 20,14: 313-352 [doi:10.4054/DemRes.2009.20.14].

Blossfeld, Hans-Peter; Huinink, Johannes 1991: Human capital investments or norms of role transition? How women's schooling and career affect the process of family formation. In: American Journal of Sociology 97,1: 143-168 [doi:10.1086/229743].

Cohen, Joel E.; Kravdal, Øystein; Keilman, Nico 2011: Childbearing impeded education more than education impeded childbearing among Norwegian women. In: PNAS Early Edition [doi:10.1073/pnas.1107993108].

- Gerster, Mette; Ejrnæs, Mette; Keiding, Niels* 2009: The effect of educational attainment on ultimate fertility - does feedback play a role? Research Report 09/08. Department of Biostatistics, University of Copenhagen. URL: https://ifsv.sund.ku.dk/biostat/biostat_annualreport/images/1/17/ResearchReport-2009-8.pdf, November 2011.
- Gustafsson, Siv; Kalwij, Adriaan* 2006: Education and postponement of maternity. Economic analyses of industrialized countries. European Studies of Population 15. Springer.
- Huinink, Johannes; Kreyenfeld, Michaela* 2004: Family formation in times of social and economic change: An analysis of the 1971 East German cohort. In: MPIDR Working Paper 2004-013. Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research. URL: <http://www.demogr.mpg.de/papers/working/wp-2004-013.pdf>, Mai 2005.
- Lappegård, Trude; Rønsen, Marit* 2005: The multifaceted impact of education on entry into motherhood. In: European Journal of Population 21,1: 31-49 [doi:10.1007/s10680-004-6756-9].
- Lesthaeghe, Ron* 2001: Postponement and recuperation: Recent fertility trends and forecasts in six Western European countries. Paper presented at the IUSSP Seminar "International perspectives on low fertility: Trends, theories and policies", Tokyo, 21-23 March 2001. www.vub.ac.be/SOCO/ron/PospRecupFertTokyoSeminar.pdf.
- Lesthaeghe, Ron; Surkyn, Johan* 1988: Cultural dynamics and economic theories of fertility change. In: Population and Development Review 14,1: 1-45 [doi:10.2307/1972499].
- Mills, Melinda et al.* 2011: Why do people postpone parenthood? Reasons and social policy incentives. Human Reproduction Update 17,6: 848-860 [doi:10.1093/humupd/dmr026].
- Neels, Karel* 2009: Postponement and recuperation of cohort fertility. Paper presented at the IUSSP International Population Conference, Marrakech, Morocco.
- Neels, Karel* 2010: Economic context and fertility outcomes. Exploring educational differentials in postponement and recuperation of first births in Belgium, France, and the Netherlands. Paper presented at the EAPS European Population Conference, Vienna, Austria.
- Neels, Karel; De Wachter, David* 2010: Postponement and recuperation of Belgian fertility: how are they related to rising female educational attainment? In: Vienna Yearbook of Population Research 8: 77-106 [doi:10.1553/populationyearbook2010s77].
- Ní Bhrolcháin, Máire* 1992: Period paramount? A critique of the cohort approach to fertility. In: Population and Development Review 18,4: 599-629 [doi:10.2307/1973757].
- Rindfuss, Ron R.; Morgan, Philip S.; Offut, Kate* 1996: Education and the changing age pattern of American fertility. In: Demography 33,3: 277-290 [doi: 10.2307/2061761].
- Sobotka, Tomáš* 2004: Postponement of childbearing and low fertility in Europe. PhD Thesis, University of Groningen. Amsterdam: Dutch University Press.
- Sobotka, Tomáš; Skirbekk, Vegard; Philipov, Dimiter* 2011: Economic recession and fertility in the developed world. In: Population and Development Review 37,2: 267-306 [doi:10.1111/j.1728-4457.2011.00411.x].

Dr. Tomáš Sobotka (✉). Dr. Kryštof Zeman. Vienna Institute of Demography, Österreichische Akademie der Wissenschaften und Wittgenstein Centre for Demography and Global Human Capital. Wien, Österreich. E-Mail: tomas.sobotka@oeaw.ac.at; krystof.zeman@oeaw.ac.at. URL: <http://www.oeaw.ac.at>

Dr. Ron Lesthaeghe. Prof. Em. Vrije Universiteit Brussel (VUB) and visiting Research Associate, Center for Demographic Studies, Universitat Autònoma de Barcelona (UAB). E-Mail: rlesthaeghe@yahoo.com

Dr. Tomas Frejka. Independent Consultant, Sanibel, Florida, USA.
E-Mail: tfejka@aol.com

Prof. Dr. Karel Neels, Departement Sociologie, Universiteit Antwerpen. Belgien.
E-Mail: Karel.Neels@ua.ac.be. URL: <http://www.ua.ac.be>

Comparative Population Studies – Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft

www.comparativepopulationstudies.de

ISSN: 1869-8980 (Print) – 1869-8999 (Internet)

Published by / Herausgegeben von

Prof. Dr. Norbert F. Schneider

Federal Institute for Population Research
D-65180 Wiesbaden / Germany

Managing Editor /

Verantwortlicher Redakteur

Frank Swiaczny

Editorial Assistant /

Redaktionsassistent

Katrin Schiefer

**Language & Copy Editor (English) /
Lektorat & Übersetzungen (englisch)**

Amelie Franke

Copy Editor (German) /

Lektorat (deutsch)

Dr. Evelyn Grünheid

Layout / Satz

Beatriz Feiler-Fuchs

E-mail: cpos@destatis.de

Scientific Advisory Board /

Wissenschaftlicher Beirat

Jürgen Dorbritz (Wiesbaden)

Paul Gans (Mannheim)

Johannes Huinink (Bremen)

Marc Luy (Wien)

Clara H. Mulder (Groningen)

Notburga Ott (Bochum)

Peter Preisendörfer (Mainz)

Board of Reviewers / Gutachterbeirat

Martin Abraham (Erlangen)

Laura Bernardi (Lausanne)

Hansjörg Bucher (Bonn)

Claudia Diehl (Göttingen)

Andreas Diekmann (Zürich)

Gabriele Doblhammer-Reiter (Rostock)

Henriette Engelhardt-Wölfler (Bamberg)

E.-Jürgen Flöthmann (Bielefeld)

Alexia Fürnkranz-Prskawetz (Wien)

Beat Fux (Zürich)

Joshua Goldstein (Rostock)

Karsten Hank (Köln)

Sonja Haug (Regensburg)

Franz-Josef Kemper (Berlin)

Michaela Kreyenfeld (Rostock)

Aart C. Liefbroer (Den Haag)

Kurt Lüscher (Konstanz)

Dimiter Philipov (Wien)

Tomáš Sobotka (Wien)

Heike Trappe (Rostock)