

Auswirkungen des Generationenwettbewerbs und -austausches auf die späte Erwerbsbeteiligung und den Erwerbsausstieg aus einer Mehrebenenperspektive*

Henriette Engelhardt, Christopher Schmidt

Zusammenfassung: Wir untersuchen in diesem Beitrag die Auswirkungen der demografischen, ökonomischen sowie arbeitsmarktspezifischen Strukturen auf die Arbeitsmarkt-beteiligung und auf den Übergang in die Nichterwerbstätigkeit (bzw. den Erwerbsausstieg) in Bezug auf ältere Männer in elf europäischen Ländern. Unsere Analyse orientiert sich in theoretischer Hinsicht an den Aspekten des intragenerationalen Wettbewerbs sowie des intergenerationalen Austausches. In Übereinstimmung mit der Easterlin-Hypothese, der zufolge der intragenerationale Wettbewerb mit der Kohortengröße zunimmt, nehmen wir einen negativen Effekt der Kohortengröße auf die Arbeitsmarkt-beteiligung sowie einen positiven Effekt in Bezug auf ein frühzeitiges Ausscheiden aus dem Arbeitsmarkt an. Davon ausgehend, dass unterschiedliche Kohorten zumindest bis zu einem gewissen Grad austauschbar sind, vermuten wir, dass die Wahrscheinlichkeit eines frühzeitigen Erwerbsausstiegs durch ein hohes intergenerationales Austauschverhältnis zugunsten älterer Arbeitnehmer reduziert wird. Die Arbeitsmarkt-beteiligung wird somit durch die Altersstruktur der Bevölkerung sowohl zum Zeitpunkt des Beginns der Erwerbstätigkeit als auch während der Erwerbstätigkeit beeinflusst. Außerdem gehen wir davon aus, dass ein geringer Anteil an Hochschulabsolventen in älteren Kohorten die Chancen älterer Arbeitnehmer auf eine Arbeitsmarkt-beteiligung verringert. Zusätzlich zu demografischen Strukturen wirken sich wirtschaftliche Rahmenbedingungen wie das BIP pro Kopf und dessen Entwicklung im Zeitverlauf sowohl positiv als auch negativ auf die Beschäftigung älterer Mitarbeiter aus. Außerdem wird die Erwerbsbeteiligung einzelner Personen sowie deren Übergang in die Nichterwerbstätigkeit von Merkmalen der Arbeitsmarkt-Struktur wie z.B. Arbeitslosenquoten, Teilzeitquoten oder die Anzahl der Arbeitsplätze im Dienstleistungssektor beeinflusst. Wir untersuchen diese Thesen auf der Grundlage von zusammengeführten Daten der ersten beiden SHARE-Wellen sowie Indikatoren auf Makroebene von Eurostat. Wir verwenden für unsere Schätzungen ein Random-Intercept-Logit-Modell mit zwei Ebenen, mit

* Eine frühere Fassung dieses Beitrages findet sich bei *Engelhardt und Schmidt* (2011).

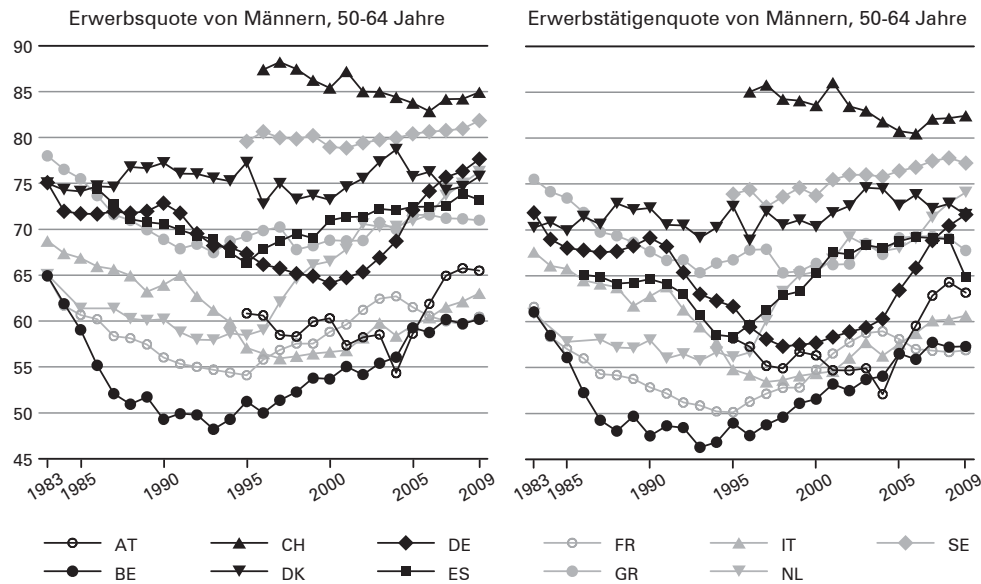
dessen Hilfe wir den Varianzanteil im Hinblick auf die späte Erwerbskarriere in den einzelnen Ländern bestimmen können, der auf landesspezifische Faktoren zurückzuführen ist, und den relativen Effekt spezifischer soziodemografischer und sozio-ökonomischer Hintergründe quantifizieren können. Unsere Ergebnisse zeigen, dass die unterschiedliche Arbeitsmarktbeteiligung in den einzelnen Ländern in erster Linie auf die Ausprägung von Langzeitarbeitslosigkeit und den Anteil älterer Männer mit einem hohen Bildungsabschluss zurückzuführen ist. Unsere Analysen lassen zwar einen gewissen intragenerationalen Wettbewerb erkennen, wir können jedoch keine Belege für einen intergenerationalen Wettbewerb finden, durch den ein frühzeitiger Erwerbsausstieg erzwungen oder die Erwerbsbeteiligung reduziert wird.

Schlagwörter: Ältere Arbeitnehmer · Arbeitsmarktbeteiligung · Frühzeitiges Ausscheiden aus dem Arbeitsmarkt · Relative Kohortengröße · Mehrebenenmodellierung · Übergang in den Ruhestand

1 Einleitung

Die europäischen Arbeitsmärkte zeichnen sich durch hohe Arbeitslosenquoten bei älteren Arbeitnehmern und einen frühen Übergang in den Ruhestand aus. Der nachhaltige demografische Wandel in Europa verlangt jedoch die Aktivierung „ungenutzter Kapazitäten“ für den Arbeitsmarkt (Börsch-Supan *et al.* 2009). Aus diesem Grund haben zahlreiche Länder institutionelle Reformen durchgeführt, z.B. in Form einer Erhöhung des gesetzlichen Renteneintrittsalters, um ältere Arbeitskräfte länger auf dem Arbeitsmarkt zu halten (Eichhorst 2011). Doch auch wenn die Erwerbsbeteiligung älterer Arbeitnehmer in den meisten europäischen Ländern im Laufe der letzten Jahre gestiegen ist, gibt es europaweit deutliche Unterschiede im Hinblick auf den Anteil älterer Männer, die erwerbstätig sind oder zumindest noch nicht in Rente gegangen sind (Abb. 1). Die Erwerbsquoten bewegen sich im Jahr 2009 zwischen 85 % in der Schweiz bzw. 82 % in Schweden und 60 % in Belgien bzw. Frankreich. Die Erwerbstätigenquote schwanken länderübergreifend und im Zeitverlauf noch etwas deutlicher, lassen jedoch im Wesentlichen ähnliche Muster erkennen.

Aus theoretischer Sicht sind die länderübergreifenden Unterschiede im Hinblick auf die Erwerbsquoten mit einer ganzen Reihe von Determinanten verbunden. The- sen aus Perspektive der Nachfrageseite betrachten Erwerbsquoten als eine Folge wirtschaftlicher Zwänge, die von konjunkturellen Entwicklungen abhängig sind (Auer/Fortuny 2000; Dorn/Souza-Posa 2010). Beiträge, die sich an der Angebots- seite orientieren, betonen hingegen die Entscheidungsfreiheit des Einzelnen im Hinblick auf einen Rückzug aus dem Arbeitsmarkt. Hier werden individuelle Ent- scheidungen auf der Grundlage persönlicher sowie institutioneller Faktoren getrof- fen (Buchholz *et al.* 2006; Hofäcker 2010; Engelhardt 2011). Auf aggregierter Ebene

Abb. 1: Erwerbs- und Erwerbstätigenquoten von Männern im Alter von 50 bis 64 Jahren, 1983-2009

Quelle: *Eurostat Online Datenbank* (2010), ausgewählte Länder

tragen diese individuellen Entscheidungen zu unterschiedlichen Erwerbsquoten in den einzelnen Ländern bei.

Durch die Konzentration auf institutionelle Rahmenbedingungen und gesetzliche Bestimmungen werden strukturelle Effekte bei der Erklärung international variierender Erwerbsquoten kaum berücksichtigt. Neben Arbeitsmarktstrukturen und wirtschaftlichen Rahmenbedingungen wirken sich auch unterschiedliche Altersstrukturen sowie Bildungsabschlüsse der einzelnen Kohorten auf die Erwerbsbeteiligung aus (Bloom et al. 1987; Garloff et al. 2010; Stenberg/Wikström 2004; Zimmermann 1991). Wir möchten in unserer Analyse die potentiellen Auswirkungen etwas näher beleuchten, die von anderen Faktoren als institutionelle Rahmenbedingungen wie der Regelaltersgrenze oder dem Beschäftigungsschutz auf die Arbeitsmarktbeteiligung und den Erwerbsausstieg ausgeübt werden. Aus diesem Grund finden Institutionen und finanzielle Anreize im Rahmen unserer Analyse keinerlei Berücksichtigung. Wir sind uns jedoch darüber im Klaren, dass institutionelle Rahmenbedingungen im Hinblick auf international divergente Erwerbsverlaufsmuster eine zentrale Rolle spielen. Unsere zentrale Hypothese besagt jedoch, dass auch andere landestypische Merkmale existieren, die mit der Arbeitsmarktbeteiligung und dem Erwerbsausstieg korrelieren. Von dieser These ausgehend versuchen wir, herauszufinden, welche landesspezifischen Merkmale Variationen auf Landesebene am besten erklären können.

Theorien über die potentiellen Auswirkungen der Altersstruktur der Bevölkerung auf individuelle Erwerbsverläufe gehen auf die Easterlin-Hypothese zurück,

der zufolge die relative Größe einer Kohorte mit dem Grad des intragenerationalen Wettbewerbs in einem positiven Zusammenhang steht (*Easterlin* 1980). Der zunehmende Wettbewerb stellt für Mitglieder großer Geburtskohorten bei ihrem Eintritt in den Arbeitsmarkt einen relativen Nachteil dar und führt schließlich zu niedrigeren Erwerbsquoten. Dieses Verhältnis sollte zusätzlich durch die Kohortenfolge beeinflusst werden: die Größe jüngerer Kohorten sollte mit der Erwerbsbeteiligung älterer Arbeitnehmer in einem negativen Zusammenhang stehen, da letztere ersetzt werden könnten (*Macunovich* 2009). Vor diesem Hintergrund gehen wir davon aus, dass sich demografische und sozioökonomische Strukturen auf die aktuelle Erwerbsbeteiligung sowie Übergänge in den Ruhestand auswirken. Sie fungieren als Ausgangsbedingungen zum Zeitpunkt des Eintritts in den Arbeitsmarkt und als aktuelle Einflussfaktoren in Form von Veränderungen im Erwerbsverlauf. Wir analysieren insbesondere die Auswirkungen der Altersverteilung, der Bildungszusammensetzung sowie arbeitsmarktspezifischer und ökonomischer Rahmenbedingungen auf die späte Erwerbskarriere in Europa anhand von Daten der ersten beiden Wellen des *Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe* (SHARE), ergänzt durch aggregierte Daten von Eurostat. Unser empirischer Rahmen basiert auf einem länderübergreifenden Vergleich einer einzelnen Kohorte. Die Varianz liegt daher auf der Länderebene und nicht auf der Kohortenebene. Die Abhängigkeiten zwischen Alter, Periode und Kohorte müssen folglich nicht entflochten werden.

Im folgenden Abschnitt befassen wir uns mit den theoretischen Auswirkungen demografischer, ökonomischer sowie arbeitsmarktspezifischer Strukturen auf das Verhalten auf Mikroebene; dieser Abschnitt enthält außerdem Verweise auf andere Forschungsbeiträge zu diesem Thema. Im darauffolgenden Teil werden die von uns verwendeten Daten, Variablen und Methoden erläutert. Im vierten Abschnitt präsentieren und interpretieren wir die Ergebnisse unserer empirischen Analyse. Dieser Beitrag endet mit einer Zusammenfassung sowie einem Ausblick auf die künftige Forschung, die weitere Erkenntnisse im Hinblick auf die Zusammenhänge zwischen Sozialstrukturen und individuellen Verhaltensweisen liefern könnte.

2 Theoretischer Rahmen

Auswirkungen demografischer, ökonomischer sowie arbeitsmarktspezifischer Strukturen auf die späte Erwerbskarriere

Es ist allgemein bekannt, dass die Erwerbsbeteiligung und der Übergang in den Ruhestand abhängig von landesspezifischen Merkmalen variieren, wobei in erster Linie ökonomische und institutionelle Kriterien wie Konjunkturzyklen (vgl. *Bils* 1985; *Bosworth/Burtless* 2010; *Bover et al.* 2002; *Darby et al.* 2001; *Dereveux* 2000; *Elsby et al.* 2010), Renten- und Sozialsysteme (vgl. *Debrand/Sirven* 2009; *Börsch-Supan et al.* 2009; *Engelhardt* 2011), Systeme zur Regelung von Beschäftigungsverhältnissen, Bildungssysteme und eine aktive Arbeitsmarktpolitik zur Beschäftigungsförderung (vgl. *Eichhorst* 2006; *Buchholz et al.* 2006; *Hofäcker* 2010; *Engelhardt* 2011) genannt werden. Die internationalen Unterschiede im Bereich der späten Erwerbskarriere,

die auf demografische, arbeitsmarktspezifische sowie langfristige ökonomische Strukturen zurückzuführen sind, fanden bisher jedoch weniger Beachtung.

Wie *Easterlin* (1980: 29-34) gezeigt hat, wirkt sich die relative Kohortengröße auf die individuellen Chancen während des gesamten Erwerbslebens aus. Wenn eine Person einer vergleichsweise großen Geburtskohorte angehört, beeinflusst dieser Umstand ihre Chancen auf einen erfolgreichen Eintritt in den Arbeitsmarkt sowie ihren Verbleib im Arbeitsmarkt negativ. *Easterlin* behauptet, dass eine steigende relative Kohortengröße einen zunehmenden Wettbewerb innerhalb einer Kohorte bedingt. Entsprechend unterliegen Mitglieder großer Eintrittskohorten zum Zeitpunkt ihres Eintritts in den Arbeitsmarkt einem höheren Arbeitslosigkeitsrisiko (*Bloom et al.* 1987). Dieser Effekt wird auch als „*Cohort Crowding*“ bezeichnet und bezieht sich hauptsächlich auf Auswirkungen auf den Bildungsabschluss, die Arbeitslosigkeit sowie das Lohnniveau zu Beginn des Erwerbslebens (vgl. *Bound/Turner* 2007; *Keister/Deeb-Sossa* 2001; *Korenman/Neumark* 2000; *Welch* 1979). In Übereinstimmung mit *Easterlin* gehen wir davon aus, dass dieser Effekt des intragenerationalen Wettbewerbs während der gesamten Erwerbskarriere andauert. Somit wirkt sich die relative Kohortengröße zum Zeitpunkt des Eintritts in den Arbeitsmarkt negativ auf die Erwerbsquoten im höheren Alter aus. Daher sollten länderübergreifende Unterschiede in puncto Erwerbsbeteiligung und -ausstieg – zumindest bis zu einem gewissen Grad – durch unterschiedliche relative Kohortengrößen zu erklären sein.

Darüber hinaus gibt es einige wenige empirische Belege für eine Verdrängung der älteren Generation durch die jüngere: durch die Analyse von Zeitreihen altersspezifischer Arbeitslosenquoten von 1967 bis 1988 unter Verwendung von Kointegrationsmethoden konnte *Zimmermann* (1991) einen positiven Effekt der relativen Kohortengröße (Anzahl der Personen im Alter von 15-34 Jahren geteilt durch die Anzahl der Personen im Alter von 35-54 Jahren) sowie des relativen Kohortenalters (mittleres Alter der jüngeren Kohorte geteilt durch das mittlere Alter der älteren Kohorte) auf die Arbeitslosigkeit der älteren Generation in Westdeutschland nachweisen, der sowohl kurzfristig als auch langfristig wirkt. *Shimer* hat (2001) im Rahmen der Analyse staatenübergreifender Unterschiede in den USA von 1978 bis 1996 einen negativen Effekt des Anteils Jugendlicher an der Erwerbsbevölkerung (Anzahl der Personen im Alter von 16-24 Jahren geteilt durch die Anzahl der Personen im Alter von 16-64 Jahren) auf die altersspezifische Arbeitslosigkeit sowie einen positiven Effekt auf die altersspezifischen Erwerbs- und Erwerbstätigenquoten beobachtet. *Shimer* begründet diesen relativ überraschenden Effekt in Bezug auf die Arbeitslosigkeit damit, dass junge Arbeitnehmer durch größere Mobilität für flexiblere Arbeitsmärkte sorgen und dadurch das Angebot an frei werdenden Arbeitsplätzen ankurbeln. Dieses Argument reicht jedoch nicht aus, um länderübergreifende Unterschiede im Hinblick auf die Erwerbsbeteiligung und den Übergang in den Ruhestand zu erklären. Wir nehmen an, dass Länder mit einem großen innerbetrieblichen Ausbildungsangebot und weniger institutionalisierten Erwerbskarrieren eine stärkere Arbeitskräftefluktuation erkennen lassen. *Shimer* zufolge sollten auf lokalen Arbeitsmärkten mit einem überdurchschnittlich hohen Anteil junger Arbeitnehmer mehr Stellen angeboten werden, wodurch die Erwerbsbeteiligung und der Verbleib Älterer auf dem Arbeitsmarkt gefördert werden. Wir vermuten jedoch,

dass auf nationaler Ebene der intergenerationale Wettbewerb die treibende Kraft darstellt. Wenn große Kohorten in den Arbeitsmarkt eintreten, nimmt der Wettbewerb zwischen den Kohorten zu und die Erwerbsbeteiligung Älterer sollte zurückgehen, während die Ausstiegsquoten steigen sollten.

Die Korrelation zwischen der relativen Kohortengröße Jüngerer und der Erwerbsbeteiligung Älterer trifft jedoch nur bei der Annahme zu, dass jüngere und ältere Arbeitnehmer zumindest bis zu einem gewissen Grad austauschbar sind. In Bezug auf sogenannte „bridge jobs“ (Ruhm 1990), die besonders in den USA weit verbreitet sind, ist diese Annahme allgemein anerkannt (vgl. Macunovic 2009). Es gibt jedoch keine oder kaum Belege dafür, dass jüngere und ältere Arbeitnehmer vollständig austauschbar sind (Card/Lemieux 2001; Hamermesh 1993; Kalwij et al. 2009). Sie unterscheiden sich hinsichtlich ihrer Qualifikation, da sich die Arbeitsplatzanforderungen und Beschäftigungsstrukturen von Kohorte zu Kohorte im Zuge des technologischen Fortschritts verändert haben (Acemoglu 2002; Blossfeld 1987, 1989; DiPrete et al. 1997). Die unterschiedliche Bildung sowie Ausbildung jüngerer und älterer Arbeitnehmer steht daher ihrer Austauschbarkeit im Wege. Diese könnte somit lediglich in Bezug auf ungelernte Tätigkeiten gegeben sein. Bei dieser Annahme sollte ein steigender Anteil hochqualifizierter älterer Personen (d.h. mit einem Hochschulabschluss) zu einer erhöhten Wahrscheinlichkeit der Erwerbsbeteiligung älterer Arbeitnehmer aller Bildungsebenen führen.

Diese Beziehung zwischen Makro- und Mikroebene unterscheidet sich von dem Effekt der Bildung auf individueller Ebene, wonach ein hoher Bildungsabschluss mit einem geringeren Arbeitslosigkeitsrisiko und besseren (Wieder)beschäftigungschancen korreliert (Buchholz et al. 2006; Chan/Stevens 2001; Hairault et al. 2010). Wenn ältere Arbeitnehmer mit jüngeren um ungelernte Tätigkeiten konkurrieren, scheiden ältere Arbeitnehmer mit einem Hochschulabschluss aus dem Wettbewerb aus. Wenn man von einem konstanten Angebot ungelerner Tätigkeiten ausgeht, dann sorgt ein großer Anteil älterer Arbeitnehmer mit einem hohen Bildungsniveau für weniger Wettbewerb. Die begrenzte Anzahl von Konkurrenten erhöht für weniger qualifizierte ältere Arbeitnehmer die individuelle Wahrscheinlichkeit, eine Anstellung zu bekommen.

Neben der Altersstruktur und dem Bildungsabschluss von Kohorten wirken sich auch die aktuellen Arbeitsmarktbedingungen auf die Erwerbsquoten und Austrittsraten aus. Die Reduzierung der Arbeitsstunden im höheren Alter gilt als eine Methode, um das Renteneintrittsalter nach hinten zu verschieben und somit die Erwerbsbeteiligung Älterer zu steigern (Bosch/Schief 2007; Delsen 1996). Das Angebot an Teilzeitarbeitsstellen für ältere Arbeitnehmer sollte sich positiv auf die individuelle Erwerbsbeteiligung auswirken und entsprechend negativ auf den Übergang in die Nichterwerbstätigkeit. Darüber hinaus gilt die Beschäftigung im Dienstleistungssektor ebenfalls als ein Faktor, der die Chancen auf eine späte Erwerbskarriere erhöht, da wirtschaftliche Umstrukturierungen infolge der Globalisierung in diesem Sektor weniger häufig stattfinden (Blossfeld et al. 2006). Wir gehen daher davon aus, dass der Anteil älterer Arbeitnehmer im Dienstleistungssektor positiv mit der Wahrscheinlichkeit der Erwerbsbeteiligung sowie negativ mit dem Erwerbsausstieg korreliert.

Arbeitslosigkeit ist ein weiterer wichtiger Aspekt der aktuellen Arbeitsmarktlage. In einigen Ländern – wie z.B. in Deutschland – ist Langzeitarbeitslosigkeit innerhalb der älteren Bevölkerung weit verbreitet (*OECD 2005*), wobei Arbeitslosigkeit häufig als Zugangspfad zur Rente genutzt wird (*Brussig/Wübbecke 2009*). Somit lassen höhere Langzeitarbeitslosenquoten innerhalb der älteren Bevölkerung auf schlechte Beschäftigungschancen oder eine Prävalenz der Überbrückungsstrategie schließen, was zu unterschiedlichen Effekten für die individuelle Erwerbsbeteiligung führt. Wir erwarten einerseits einen negativen Effekt von Langzeitarbeitslosigkeit, falls die Nicht-Erwerbstätigkeit vollständig unfreiwillig ist und Erwerbsausstiege so schnell wie möglich realisiert werden. Andererseits rechnen wir mit einem nicht-negativen Effekt im Hinblick auf die individuelle Erwerbsbeteiligung für den Fall, dass Langzeitarbeitslosigkeit – zumindest bis zu einem gewissen Grad – freiwillig ist und einen häufig in Anspruch genommenen Rentenzugangspfad darstellt. Langzeitarbeitslosigkeit sollte daher nicht mit einem erhöhten Erwerbsausstiegsrisiko oder der Chance auf eine Erwerbsbeteiligung korrelieren.

Alle bisher behandelten soziodemografischen und arbeitsmarktspezifischen Faktoren führen zu einem Überangebot an Arbeitskräften. Insbesondere die ökonomische Forschung belegt die Auswirkungen konjunktureller Entwicklungen auf die Beschäftigungsmöglichkeiten durch die Beeinflussung der Nachfrage nach Arbeitskräften. Dem okunschen Gesetz zufolge existiert ein negativer Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Wirtschaftskraft (*Lee 2000; Okun 1962*). Das Wirtschaftswachstum wirkt sich in doppelter Weise auf den Zeitpunkt des Übergangs in den Ruhestand aus: erstens durch einen stabileren Arbeitsmarkt und zweitens durch einen wachsenden individuellen Wohlstand. Die beiden Phänomene haben jedoch einen gegenteiligen Effekt. In einer stärkeren Wirtschaft stellen die Arbeitgeber mehr ein und es gibt weniger Entlassungen, so dass Arbeitnehmer später in Rente gehen. Durch Wohlstand steigen aber auch die persönlichen finanziellen Mittel, um eine Freizeitpräferenz zu realisieren und aus dem Erwerbsleben auszuschcheiden. Wirtschaftliche Rezession hat in beiden Fällen einen gegenteiligen Einfluss auf den Zeitpunkt des Übergangs in den Ruhestand (*Bosworth/Burtless 2010*).

Wenn sich die Forschung auch größtenteils mit den kurzfristigen Auswirkungen konjunktureller Entwicklungen befasst (vgl. *Bils 1985; Bosworth/Burtless 2010; Bover et al. 2002; Darby et al. 2001; Dereveux 2000; Elsby et al. 2010*), belegen aktuelle empirische Studien, dass sich die wirtschaftlichen Bedingungen zum Zeitpunkt des Eintritts in den Arbeitsmarkt nicht nur auf die anfänglichen Beschäftigungsmöglichkeiten und Löhne auswirken, sondern auch auf die späte Erwerbskarriere (vgl. *Brunner/Kuhn 2010; Kahn 2010; Kwon et al. 2010; Oreopoulos et al. 2008*). In Übereinstimmung mit der Easterlin-Hypothese über die relative Kohortengröße geht man davon aus, dass die wirtschaftlichen Rahmenbedingungen zum Zeitpunkt des Eintritts in den Arbeitsmarkt die künftigen Chancen mitbestimmen. Da Arbeitgeber in Zeiten wirtschaftlicher Booms oder Flaute die Möglichkeit haben, Personal einzustellen beziehungsweise die Notwendigkeit entsteht, Personal freizusetzen, können die Erwerbskarrieren junger Arbeitnehmer durch einen Nachfrageüberhang oder umgekehrt ein Nachfragedefizit geprägt sein (*Brunner/Kuhn 2010*). Daher sollte das BIP pro Kopf zum Zeitpunkt des Eintritts in den Arbeitsmarkt länderspezifische

Varianz erklären und in einem negativen Zusammenhang mit dem Erwerbsausstieg stehen.

Auswirkungen des Arbeitskontextes sowie persönlicher Merkmale auf die späte Erwerbskarriere

Länderspezifische Unterschiede spiegeln sich als Variation auf individueller und beruflicher bzw. betrieblicher Ebene wieder (Engelhardt 2011). Wir müssen daher für individuelle Merkmale und den Arbeitskontext kontrollieren, um die Erwerbsbeteiligung und den frühzeitigen Erwerbsausstieg älterer Arbeitnehmer schätzen zu können.

Weitreichende Veränderungen auf dem Arbeitsmarkt infolge der Globalisierung sowie der „Krise der Massenproduktion“ (Castells 2000) veranlassen Unternehmen mit Personalanpassungen zu reagieren. Insbesondere klassische Branchen wie der Fertigungssektor sind dazu gezwungen, Umstrukturierungen vorzunehmen, da sie europaweit schrumpfen. Ältere Mitarbeiter innerhalb dieser Branchen sollten eine höhere Wahrscheinlichkeit eines frühzeitigen Übergangs in den Ruhestand erkennen lassen als Mitarbeiter in wachsenden Industriezweigen wie beispielweise dem Dienstleistungssektor (Buchholz et al. 2006). Selbst die Firmengröße wirkt sich positiv auf die Wahrscheinlichkeit des Übergangs in die Rente aus. Größere Unternehmen sind durch wirtschaftliche Veränderungen dazu gezwungen, ihre Organisationsstruktur durch Personalabbau und Auslagerung anzupassen (Hofäcker 2010). Diese Umstrukturierungsmaßnahmen wirken sich in besonderer Weise auf ältere Arbeitnehmer aus. Ihre Löhne bewegen sich aufgrund von nachgelagerter Kompensation und SenioritätSENTLohnungen meist auf einem höheren Niveau (Hutchens 1986; Lazear 1979), während die Aus-/Weiterbildungsrendite infolge einer kürzeren Restarbeitszeit geringer ausfällt (Prskawetz/Lindh 2006). Darüber hinaus sind größere Unternehmen eher dazu in der Lage, Anreize für eine Frühverrentung anzubieten. Betriebsrentensysteme in Verbindung mit Abfindungszahlungen führen zu einem „Angebot, das man nicht ablehnen kann“ (Bellmann/Janik 2007). Vor diesem Hintergrund kann man davon ausgehen, dass in größeren Unternehmen ein höheres Frühverrentungsrisiko besteht (Buchholz et al. 2006).

Angesichts der Tatsache, dass sich Beschäftigungsstrukturen verändern und ganze Branchen schrumpfen können, gewinnen Humankapital, Beschäftigung und Qualifikation für die späte Erwerbskarriere eine zentrale Bedeutung. Eine hohe Qualifikation schützt Arbeitnehmer vor diversen Arbeitsmarktrisiken (Blossfeld et al. 2006). Ein niedriges Bildungsniveau sollte die Erwerbsbeteiligung im Allgemeinen reduzieren und das Risiko eines frühzeitigen Übergangs in den Ruhestand erhöhen.

Neben diesen „Push-Faktoren“ (Schils 2008) im Hinblick auf die Erwerbstätigkeit, spielt die Stellung im Erwerbsleben selbst eine wichtige Rolle. Selbständigkeit ist mit einer privaten Altersvorsorge und einem hohen Arbeitseinsatz verbunden. Aus diesen Gründen ist ein frühzeitiger Übergang in den Ruhestand häufig nicht möglich oder zumindest nicht erwünscht. Selbständigkeit reduziert die Wahrscheinlichkeit eines frühzeitigen Ausscheidens aus dem Erwerbsleben (Blöndal/Scarpetta 1998). Empirische Studien belegen darüber hinaus, dass eine gute Gesundheit und

insbesondere das Nichtvorliegen einer Schwerbehinderung die Wahrscheinlichkeit der Beteiligung am Arbeitsmarkt erhöhen (*Currie/Madrian 1999; Börsch-Supan et al. 2009*).

Schließlich sind auch die Determinanten der Haushaltszusammensetzung sowie die Merkmale des Partners/der Partnerin zu berücksichtigen. Die Erwerbsbeteiligung und der Erwerbsausstieg sind von der Anzahl der Haushaltsmitglieder sowie dem Beschäftigungsstatus eines potentiellen Partners/einer potentiellen Partnerin abhängig.

So untersuchte beispielsweise *Drobníč (2002)* den Haushaltskontext („*coupled retirement*“) und kam zu der Schlussfolgerung, dass individuelle Übergänge in den Ruhestand zeitlich mit dem Ehepartner/der Ehepartnerin abgestimmt werden. Dessen/deren Verbleib im Erwerbsleben könnte daher die Wahrscheinlichkeit eines frühzeitigen Ausscheidens aus dem Arbeitsmarkt verringern. Die Haushaltgröße könnte insofern eine entscheidende Rolle spielen, als große Haushalte tendenziell mehr Probleme haben, ihren bisherigen Lebensstandard mit Rentenzahlungen aufrecht zu erhalten, die unterhalb des bisherigen Einkommensniveaus liegen (*Blöndal/Scarpetta 1998*).

3 Daten und Methoden

Personendaten

Unsere empirische Analyse basiert auf den ersten beiden Wellen des *Survey of Health, Ageing, and Retirement in Europe (SHARE)*. Im Rahmen dieser Befragung werden individuelle Daten zu den Bereichen Beschäftigung und Gesundheit sowie verschiedenen sozioökonomischen Variablen für Personen in einem Alter ab 50 Jahren in 14 europäischen Ländern erhoben (*Börsch-Supan/Jürges 2005*).¹ Die Daten aus elf Ländern, die an beiden Wellen teilgenommen haben (Belgien, Dänemark, Deutschland, Frankreich, Griechenland, Italien, die Niederlande, Österreich, Schweden, die Schweiz, Spanien), erlauben die Bestimmung der Erwerbsbeteiligung im Jahr 2004 und der Übergänge vom Erwerbsleben in die Nichterwerbstätigkeit (Erwerbsausstieg) zwischen 2004 und 2006 sowie der individuellen Faktoren, die diesen Übergängen zugrundeliegen (vgl. *Engelhardt 2011*).

¹ In diesem Beitrag werden SHARELIFE-Daten (Release 1 vom 24. November 2010) bzw. SHARE-Daten (Release 2.5.0 vom 24. Mai 2011) verwendet. Die SHARE-Datenerhebung wurde hauptsächlich durch das 5. Rahmenprogramm der Europäischen Union (Projekt QLK6-CT-2001-00360 im thematischen Programm „Lebensqualität“), das 6. Rahmenprogramm der Europäischen Union (Projekt SHARE-I3, RII-CT-2006-062193, COMPARE, CIT5-CT-2005-028857 und SHARELIFE, CIT4-CT-2006-028812) und das 7. Rahmenprogramm der Europäischen Union (SHARE-PREP, 211909 und SHARE-LEAP, 227822) finanziert. Weitere Finanzmittel wurden freundlicherweise vom U.S. National Institute on Aging (U01 AG09740-13S2, P01 AG005842, P01 AG08291, P30 AG12815, Y1-AG-4553-01 und OGHA 04-064, IAG BSR06-11, R21 AG025169) sowie verschiedenen nationalen Geldgebern zur Verfügung gestellt (eine vollständige Liste der Träger findet sich auf <http://www.share-project.org>).

Für unsere Analysen der Erwerbsbeteiligung beschränken wir unsere Stichprobe auf Personen im Alter von 50 bis 64 Jahren zum Zeitpunkt der ersten Welle und schätzen die Wahrscheinlichkeit ihrer Erwerbsbeteiligung (als Angestellte, Selbständige oder Arbeitslose) im Jahr 2004. Bei unserer Analyse des Übergangs in die Nichterwerbstätigkeit (bzw. des Erwerbsausstiegs) konzentrieren wir uns auf Personen im Alter von 50 bis 61 Jahren, die im Jahr 2004 erwerbstätig waren, und schätzen die Wahrscheinlichkeit ihres Ausscheidens aus dem Erwerbsleben (als Rentner, dauerhaft Erwerbsunfähige, Behinderte oder Hausfrau bzw. Hausmann) vor der zweiten Welle. Anstelle potentieller vorübergehender Arbeitslosigkeit können wir im Rahmen dieser Analyse untersuchen, ob sich die Personen effektiv aus dem Erwerbsleben zurückziehen. Durch den Altersbereich wird sichergestellt, dass keine Personen berücksichtigt werden, die zum Zeitpunkt der zweiten Welle ein Alter von 65 Jahren (das in den meisten SHARE-Ländern der gesetzlichen Altersgrenze entspricht, vgl. *Engelhardt* 2011) erreicht haben.

Da die elf Länder im Hinblick auf die Erwerbsquote älterer Frauen deutliche Unterschiede erkennen lassen, die in konservativen sowie südeuropäischen Ländern zu Problemen in Verbindung mit der Stichprobengröße führen, beschränken wir unsere Analyse auf Muster der späten Erwerbskarriere von Männern. Die ausgewählte Stichprobe beschränkt die Analysen der Erwerbsbeteiligung auf 4.557 und die Analysen des Übergangs in die Nichterwerbstätigkeit auf 2.739 Beobachtungen. Im Rahmen der multivariaten Analysen wird die Anzahl der Fälle aufgrund fehlender Beobachtungen zu relevanten Kovariaten weiter reduziert (*Engelhardt* 2011).

Als Kontrollvariablen berücksichtigen wir sowohl im Modell der Erwerbsbeteiligung als auch im Modell für den Erwerbsausstieg eine Reihe individueller Merkmale sowie Haushaltsmerkmale (vgl. *Engelhardt* 2011). Als individuelle Merkmale beziehen wir Dummy-Variablen für das Alter (Dreijahres-Intervalle), die subjektive Gesundheit (weniger gute Gesundheit) und den höchsten Bildungsabschluss (Primarschulabschluss, Sekundarschulabschluss, Hochschulabschluss) ein. Die Mittelwerte dieser Variablen sind in Tabelle 1 aufgeführt.

Als Haushaltsmerkmale berücksichtigen wir das logarithmierte imputierte Brutto-Gesamthaushaltseinkommen, geteilt durch die Kaufkraftparität (also das nominale Bruttoeinkommen); dieser Wert ist besonders für Vergleiche zwischen Ländern mit einem unterschiedlichen Einkommensniveau geeignet.² Um Annahmen über eine Äquivalenzskala zu umgehen, berücksichtigen wir wie *Schwarze* (2003) zusätzlich die logarithmierte Haushaltsgröße. Darüber hinaus wird die Existenz eines Partners/einer Partnerin innerhalb des Haushaltes sowie dessen/deren Erwerbstätigkeit mithilfe von zwei Dummy-Variablen erfasst.

Im Rahmen der Analyse des Übergangs in die Nichterwerbstätigkeit kontrollieren wir außerdem für Beschäftigungsmerkmale. Die Daten über die Firmengröße werden klassiert (200+ Mitarbeiter, 25–199 Mitarbeiter, weniger als 25 Mitarbeiter). Um dem Umstand Rechnung zu tragen, dass die Firmengröße lediglich für Beschäf-

² Weitere Informationen zu den im Rahmen von SHARE verwendeten Imputationsmethoden finden sich bei *Christelis* (2011).

Tab. 1: Mittelwerte von Variablen, die im Rahmen der Analyse der Erwerbsbeteiligung sowie des Erwerbsausstiegs verwendet wurden

	Erwerbsbeteiligung			Ausscheiden aus dem Arbeitsmarkt		
	beteiligt	nicht beteiligt	Summe	Im Arbeitsmarkt	Nicht im Arbeitsmarkt	Summe
<i>Persönliche Merkmale</i>						
Alter 50-52	0,268	0,048***	0,193	0,333	0,085***	0,293
Alter 53-55	0,267	0,082***	0,204	0,309	0,209***	0,293
Alter 56-58	0,234	0,183***	0,217	0,240	0,338***	0,256
Alter 59-61	0,147	0,302***	0,199	0,119	0,368***	0,159
Alter 62-64	0,084	0,386***	0,187			
Primarschulabschluss	0,332	0,460***	0,375	0,316	0,368*	0,324
Sekundarschulabschluss	0,375	0,336**	0,362	0,383	0,372	0,381
Hochschulabschluss	0,293	0,205***	0,263	0,301	0,260+	0,294
Weniger gute Gesundheit	0,126	0,297***	0,184	0,114	0,200***	0,128
<i>Haushaltsmerkmale</i>						
Log (Haushaltsbruttoeinkommen)	10,694	10,280***	10,553	10,727	10,572**	10,702
Log (Haushaltsgröße)	0,877	0,771***	0,840	0,906	0,829***	0,894
Partner/Partnerin erwerbstätig	0,473	0,066***	0,334	0,499	0,405***	0,484
Alleinstehend	0,144	0,149	0,146	0,148	0,110*	0,142
<i>Merkmale der (letzten) Tätigkeit</i>						
Selbständig				0,223	0,115***	0,206
Arbeitslos				0,071	0,170***	0,087
Dienstleistungssektor				0,549	0,524	0,545
Öffentlicher Sektor				0,279	0,310	0,284
1-24 Mitarbeiter				0,560	0,554	0,559
25-199 Mitarbeiter				0,272	0,251	0,269
200+ Mitarbeiter				0,168	0,195	0,173
Mit der Arbeitsstelle zufrieden				0,863	0,740***	0,843
Anzahl der Beobachtungen	2.961	1.532	4.493	2.265	435	2.700

Anmerkung: Mittelwerte und Beobachtungen beziehen sich auf das vollständige Modell, bei dem alle Beobachtungen mit fehlenden Werten ausgelassen wurden; Unterschiede zwischen den beiden Gruppen signifikant bei + $p < 0,10$, * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Quelle: SHARE (Version 2.5.0), eigene Berechnungen

tigte im privaten Sektor erfasst wurde, führen wir zusätzlich eine Dummy-Variable ein, die zwischen öffentlichem und privatem Sektor sowie Selbständigkeit unterscheidet. Darüber hinaus kontrollieren wir für den Dienstleistungssektor sowie für die Zufriedenheit mit der Arbeitsstelle.

Aggregierte Daten

Die Daten über demografische sowie ökonomische und arbeitsmarktspezifische Strukturen auf Makroebene werden von Eurostat übernommen und beziehen sich – wenn nicht anders angegeben – auf den Zeitraum der ersten SHARE-Welle. Abbildung 2 gibt einen Überblick über die Zusammenhänge zwischen den sozioökonomischen Variablen und der Erwerbsquote von Männern im Alter von 50 bis 64 Jahren für die SHARE-Länder im Jahr 2004 auf Makroebene.

Als Indikator zur Überprüfung der Easterlin-Hypothese über die relative Kohortengröße dient der Anteil von Männern im Alter von 15 bis 29 Jahren an allen Männern im Alter von 15 bis 64 Jahren im Jahr 1970. Wir beziehen uns auf das Jahr 1970, da die im Jahr 2004 50- bis 64-jährigen Männer im Jahr 1970 im Alter zwischen 15 und 29 Jahren waren. Abbildung 2 (erste Grafik oben links) lässt eine schwache Korrelation zwischen dem Anteil junger Männer im Jahr 1970 und der Erwerbsbeteiligung von Männern im Alter von 50 bis 64 Jahren im Jahr 2004 erkennen. Im Gegensatz zur Easterlin-Hypothese können wir auf aggregierter Ebene einen positiven Zusammenhang erkennen. Vergleichsweise große Eintrittskohorten im Jahr 1970 lassen eine überdurchschnittlich hohe Erwerbsbeteiligung erkennen. Es gibt keine Belege auf Makroebene für einen intragenerationalen Wettbewerb.

Um die Hypothese des intergenerationalen Wettbewerbs zwischen jüngeren und älteren Arbeitnehmern zu überprüfen, können wir nicht auf die relative Kohortengröße jüngerer und älterer Arbeitnehmer im Jahr 2004 zurückgreifen: die Erfassung beider relativer Kohortengrößen würde zu Endogenität führen. *Macunovich* (2009) folgend wird die Größe der jüngeren Kohorte zeitlich verzögert durch die mittlere zusammengefasste Geburtenziffer in der ersten Hälfte der 1980er Jahre operationalisiert. Wenn sich die Fertilität zu diesem Zeitpunkt auf einem hohen Niveau bewegt hat, gibt es im Jahr 2004 mehr jüngere Konkurrenten. Empirisch ist ein schwacher positiver Zusammenhang zwischen der Fertilität und der Erwerbsbeteiligung von Männern zu beobachten (vgl. Abb. 2). Wir können daher die Wettbewerbshypothese im Hinblick auf den intergenerationalen Wettbewerb für unsere SHARE-Länder nicht belegen.

Der Bildungsabschluss wird anhand des Anteils älterer Männer erfasst, die einen Hochschulabschluss erworben haben. In Abbildung 2 ist der von uns im theoretischen Teil angenommene positive Zusammenhang zu erkennen.

Im Hinblick auf die Arbeitslosigkeit haben wir den Anteil langzeitarbeitsloser Männer innerhalb der Gruppe der älteren arbeitslosen Männer betrachtet. In Übereinstimmung mit unserer Hypothese korrelieren hohe Anteile Langzeitarbeitsloser – zumindest auf Makroebene – mit niedrigen Erwerbsquoten. Der Anteil älterer Männer, die eine Teilzeitbeschäftigung ausüben, und der Anteil 50- bis 64-jähriger Männer, die im Dienstleistungssektor tätig sind, stehen jedoch mit der Erwerbsbeteiligung auf Makroebene in keinem Zusammenhang.

Zur Quantifizierung der ökonomischen Begleitumstände verwenden wir das BIP pro Kopf (bereinigt um die Kaufkraftparität) in US-Dollar im Jahr 1970, um die wirtschaftlichen Rahmenbedingungen zum Zeitpunkt des Eintritts in den Arbeitsmarkt zu messen. Die Veränderung des BIP pro Kopf von 1970 bis 2004 spiegelt die

Abb. 2: Erwerbsquoten von Männern im Alter von 50 bis 64 Jahren im Jahr 2004 sowie ausgewählte Indikatoren sozioökonomischer Bedingungen auf Makroebene in ausgewählten europäischen Ländern

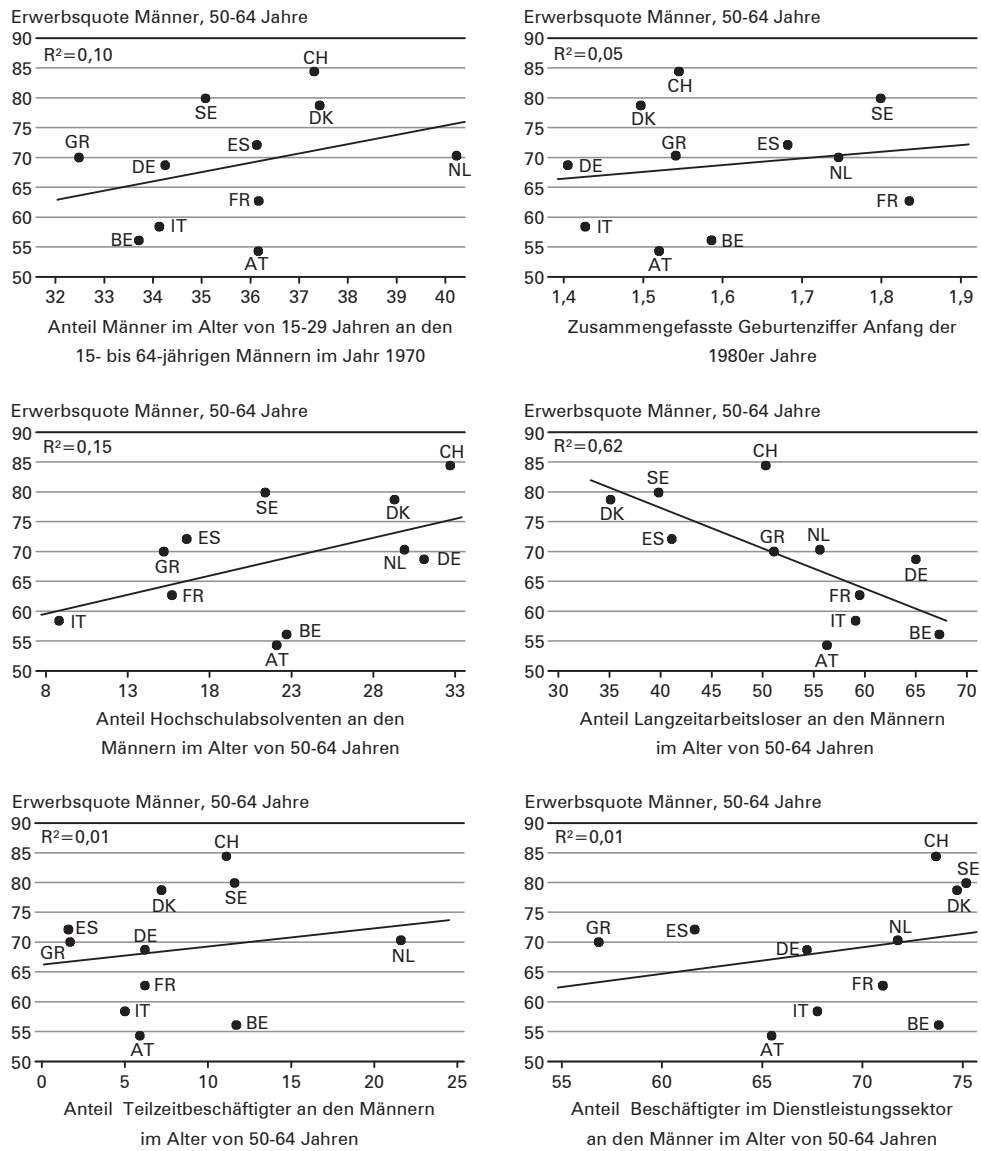
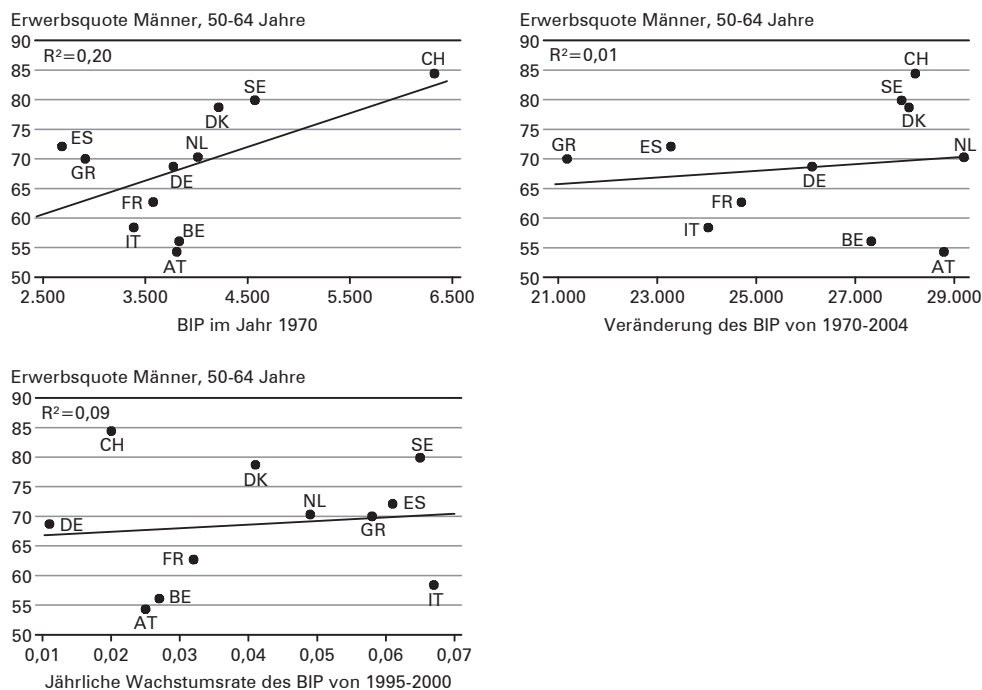


Abb. 2: Fortsetzung



Quelle: SHARE (Version 2.5.0) und Eurostat, eigene Berechnungen; R^2 auf Basis bivariater linearer Regressionsmodelle auf Länderebene; Daten sind nach Bevölkerungsgröße gewichtet.

langfristige wirtschaftliche Entwicklung wider, wobei die mittlere jährliche Wachstumsrate des BIP pro Kopf von 1995 bis 2000 in % für kurzfristige Veränderungen zum Zeitpunkt der Planung eines Erwerbsausstiegs kontrolliert. Das BIP im Jahr 1970 lässt den angenommenen positiven Zusammenhang mit der Erwerbsbeteiligung erkennen. Das anhand der Differenz des BIP zwischen 1970 und 2004 ermittelte Wirtschaftswachstum steht jedoch mit der Erwerbsbeteiligung in keinem Zusammenhang. Im Hinblick auf kurzfristige Veränderungen Ende der 1990er Jahre ist hingegen ein schwacher positiver Zusammenhang mit der Erwerbsbeteiligung festzustellen.

Method

Wir schätzen die Auswirkungen der Determinanten der Erwerbsbeteiligung sowie des Übergangs in die Nichterwerbstätigkeit mithilfe eines Mehrebenenmodells. Wenn die hierarchische Struktur der Daten (Personen nach Ländern geschachtelt) außer Acht gelassen wird, könnten sowohl Parameter als auch deren Standardfehler verzerrt werden (Guo/Zhao 2000; Rabe-Hesketh/Skrondal 2005). Um die Inter-

dependenz zwischen Bürgern desselben Landes zu berücksichtigen, beziehen wir landesspezifische Zufallseffekte ein. *Engelhardt* (2011) zufolge lässt sich die Wahrscheinlichkeit der Erwerbsbeteiligung sowie des Übergangs in die Nichterwerbstätigkeit p_{ij} wie folgt darstellen:

$$\log \left[\frac{p_{ij}}{1 - p_{ij}} \right] = \beta_0 + \beta_1 x_{1,ij} + \dots + \beta_k x_{k,ij} + u_j + v_{ij},$$

wobei i für Individuen, j für Länder und k für die Anzahl beobachteter individueller oder länderspezifischer erklärender Variablen x_{ij} steht. Der Zufallsteil setzt sich aus dem landesspezifischen Fehlerterm u_j und dem personenspezifischen Fehlerterm v_{ij} zusammen. Der zufällige Ländereffekt u_j kann als Effekt landesspezifischer Determinanten interpretiert werden, für die nicht kontrolliert wurde (einschließlich gemeinsamer Umweltfaktoren, sozialer Kontexte und Normen). Ebenso kann das Residuum für Personen innerhalb der einzelnen Länder v_{ij} als Effekt ihrer personenspezifischen Merkmale interpretiert werden, zuzüglich Messfehlern (*Engelhardt* 2011). Es wird angenommen, dass beide Fehlerterme unabhängig verteilt sind, mit einem Mittelwert von null und einer konstanten Varianz innerhalb eines Landes (σ_u^2) sowie zwischen den einzelnen Ländern (σ_v^2). Die Hinzunahme erklärender Variablen sowohl auf Landesebene als auch auf individueller Ebene bewirkt eine Reduzierung der verbleibenden Varianz der Fehlerterme. Daher gibt uns die Varianz der Fehlerterme Aufschluss über die Bedeutung der landesspezifischen Variablen für die abhängigen Variablen. Eine alternative Methode zur Beurteilung der Bedeutung landesspezifischer Variablen stellt die residuale Intraklassen-Korrelation ρ dar:

$$\rho = \frac{\sigma_u^2}{(\sigma_u^2 + \sigma_v^2)},$$

mit $\sigma_v^2 = \frac{\pi^2}{3}$ im Falle eines logit-Modells (vgl. *Snijders/Bosker* 1999: 213-215). Der residuale Intraklassen-Korrelationskoeffizient (ICC) gibt das Verhältnis zwischen der Varianz der Zufallseffekte u und der Gesamtvarianz wieder und kann daher als der Anteil der beobachteten Varianz an der abhängigen Variable interpretiert werden, welcher der Landesebene geschuldet ist. Dieser Wert sinkt, wenn der auf individuelle Merkmale zurückzuführende Teil der Varianz steigt. Der Varianzanteil, der diesen Merkmalen zuzuschreiben ist, lässt sich einfach mithilfe der Formel $1 - \rho$ berechnen.

Veränderungen des ICC und modellübergreifende Vergleiche könnten irreführend sein, da diese substantielle und künstliche Elemente enthalten (*Hox* 2010: 136-138). Wir verwenden daher *Median Odds Ratios* (MOR) als eine alternative Kennzahl für länderübergreifende Unterschiede (*Larsen et al.* 2000; *Larsen/Merlo* 2005; *Merlo et al.* 2006; *Merlo et al.* 2009). Das MOR quantifiziert die Varianz auf Ebene zwei mittels der allgemein gebräuchlichen Odds-Ratio-Skala und wird wie folgt berechnet:

$$MOR = \exp\left(\sqrt{2 \times \sigma_u^2} \times \Phi^{-1}(0.75)\right),$$

wobei $\Phi^{-1}(0.75)$ dem Wert des 75. Perzentil der kumulativen Normalverteilung mit einem Mittelwert von null und einer Varianz von eins entspricht. Das MOR schwankt zwischen eins (d.h. keine Varianz auf Ebene zwei) und unendlich. Die gemessene Level-2-Varianz auf der Odds-Ratio-Skala steht für das mittlere Chancenverhältnis zwischen zwei zufällig ausgewählten Personen aus unterschiedlichen Clustern mit ansonsten gleichen Eigenschaften. Wenn also z.B. eine Person theoretisch in ein Land mit einer höheren Prävalenz der Arbeitsmarktbeteiligung oder des Ausscheidens aus dem Arbeitsmarkt zieht, steigt das Risiko der Person (im Mittel) um den Faktor des MOR.

Die Interpretation der Signifikanzniveaus der geschätzten Koeffizienten und Varianzparameter erweist sich in den meisten Mehrebenenmodellen als Fallstrick, da die Aussagekraft solcher Tests von der Stichprobengröße abhängig ist. Dabei ist zu bedenken, dass im Rahmen der Analyse eines Koeffizienten auf Ebene zwei lediglich die Stichprobengröße der zweiten Ebene ausschlaggebend ist (*Snijders* 2005). Da unsere Daten allerdings nur elf Länder einschließen, ist ein Test zur Überprüfung der Frage, ob ein Effekt auf Ebene zwei statistisch von null abweicht, nur eingeschränkt aussagekräftig.

Eine alternative Kennzahl zur Beurteilung der Bedeutung unterschiedlicher Indikatoren auf Landesebene ist das *Interval Odds Ratio* (IOR) (*Larsen et al.* 2000; *Larsen/Merlo* 2005; *Merlo et al.* 2006; *Merlo et al.* 2009). Das IOR bezieht sich auf ein willkürlich ausgewähltes Intervall, das auf dem Median der Odds-Ratio-Verteilung für alle möglichen Paare mit identischen Kovariaten (mit Ausnahme des Wohnsitzes) zentriert ist. Üblicherweise wird das 80 %-Intervall verwendet. Die Grenzen berechnen sich wie folgt:³

$$IOR_{lower} = \exp\left(\beta \times (x_1 - x_2) + \sqrt{2 \times \sigma_u^2} \times \Phi^{-1}(0.10)\right)$$

$$IOR_{upper} = \exp\left(\beta \times (x_1 - x_2) + \sqrt{2 \times \sigma_u^2} \times \Phi^{-1}(0.90)\right),$$

wobei β für den Regressionskoeffizienten des jeweiligen Indikators auf Landesebene steht und x_1 bzw. x_2 für die kontrastierenden Werte dieses Indikators stehen. Für den IOR-80 wird das 10. Perzentil der kumulativen Normalverteilung als untere Grenze festgelegt. Die obere Grenze bezieht sich daher auf das 90. Perzentil. Auch wenn das IOR kein Konfidenzintervall ist, muss überprüft werden, ob das Intervall

³ Theoretische Ableitungen der Formeln zur Berechnung des MOR sowie des IOR finden sich im Anhang von *Larsen* und *Merlo* (2005).

den Wert eins einschließt. Ist dies nicht der Fall, dann ist der Effekt eines Indikators auf Landesebene im Vergleich zur Residualvarianz auf Ebene zwei stark ausgeprägt. Andernfalls lässt das IOR auf einen schwachen Effekt des genannten Indikators schließen. Ein solches Ergebnis steht in der Regel mit einer vergleichsweise großen Spannweite des IOR im Einklang, das auf eine hohe Residualvarianz auf Landesebene schließen lässt.

4 Ergebnisse

Als Ausgangspunkt für die Mehrebenenanalyse verwenden wir ein Modell, das ausschließlich personenspezifische Kovariaten enthält. Mithilfe dieses Referenzmodells können wir die Aussagekraft von Kovariaten auf Landesebene beurteilen, welche schrittweise einbezogen werden. Um den Effekt verschiedener Variablen zu vergleichen, verwenden wir standardisierte Beta-Koeffizienten. Wir zeigen für jede Modellspezifikation die geschätzten Varianzen des landesspezifischen Fehlerterms, des ICC sowie des MOR. Die geschätzten Varianzen geben uns eine Vorstellung davon, in welchem Umfang Unterschiede zwischen den einzelnen Ländern anhand von Variablen auf Makroebene zu erklären sind. Zusätzlich zu den klassischen Signifikanztests berechnen wir das IOR, um die Bedeutung einzelner Indikatoren zu beurteilen. Der ICC zeigt die verbleibende unerklärte Varianz auf Landesebene im Vergleich zur individuellen Ebene. Das MOR gibt uns Aufschluss über den verbleibenden Effekt eines theoretischen Umzugs in ein Land mit höheren Werten des entsprechenden Indikators. Wenn man die Makrovariablen einbezieht, welche die Unterschiede zwischen den einzelnen Ländern erklären, sinken der ICC und das MOR.

Erwerbsbeteiligung

Modell M1-0 in Tabelle 2 zeigt die Ergebnisse der logistischen Mehrebenen-Regressionsanalyse der Erwerbsbeteiligung von Männern ohne Kovariaten auf Landesebene. Der Intraklassen-Korrelationskoeffizient ICC misst den Anteil der Varianz der abhängigen Variable, der unbeobachteten Merkmalen auf Landesebene zuzuschreiben ist. Der ICC beläuft sich auf 0,079, nachdem für Kovariaten auf individueller Ebene kontrolliert wurde. Folglich können 7,9 % der Varianz der Erwerbsbeteiligungswahrscheinlichkeit in Europa auf unbeobachtete landesspezifische Faktoren zurückgeführt werden, wenn wir für die individuellen Kovariaten kontrollieren. Auf den ersten Blick reicht der geringe Anteil der Variation, welcher der Landesebene zuzuschreiben ist, scheinbar nicht aus, um Mehrebenenmodelle zu rechtfertigen. Doch angesichts der Tatsache, dass sich die untersuchten Länder in ihren wohlfahrtsstaatlichen Rahmenbedingungen relativ ähnlich sind, sind wir der Auffassung, dass dieser restliche Anteil erklärungsbedürftig ist. Die geschätzte Residualvarianz zwischen den einzelnen Ländern beläuft sich auf etwa 0,28. Das MOR gibt diese Restvarianz auf der Odds-Ratio-Skala wieder und beläuft sich auf 1,66. Wenn eine Person aus einem Land mit einer geringen Wahrscheinlichkeit der Arbeitsmarkt-beteiligung in ein Land mit einer höheren Wahrscheinlichkeit umzieht, steigt ihre Erwerbsbeteili-

Tab. 2: Soziostrukturelle Determinanten der Erwerbsbeteiligung von Männern im Alter von 50-64 Jahren in Welle 1

Indikator auf Landesebene	β	IOR-80 (untere Grenze)	IOR-80 (obere Grenze)	Varianz zwischen den Ländern	ICC	MOR	Erklärte Varianz auf Landesebene	BIC
M1-0				0,283** (2,725)	0,079	1,661		3826,1
<i>Alle Indikatoren getrennt</i>								
M1-1								
Anteil Männer im Alter von 15-29 Jahren im Jahr 1970 an den Männern von 15-64 Jahren	0,105 (0,284)	0,457	3,121	0,281** (2,740)	0,079	1,658	0,007	3834,4
M1-2								
Zusammengefasste Geburtenziffer Anfang der 1980er Jahre	-0,044 (0,129)	0,358	2,453	0,282** (2,728)	0,079	1,660	0,002	3834,5
M1-3								
Anteil Hochschulabsolventen an den Männern im Alter von 50-64 Jahren	0,493 (1,701)	0,983	5,246	0,224*** (3,180)	0,064	1,571	0,207	3832,1
<i>Alle Indikatoren kombiniert</i>								
M1-4								
Anteil Männer im Alter von 15-29 Jahren im Jahr 1970 an den Männern von 15-64 Jahren	-0,199 (0,517)	0,314	1,624					
Zusammengefasste Geburtenziffer Anfang der 1980er Jahre	-0,225 (0,691)	0,315	1,629	0,205*** (3,346)	0,059	1,541	0,274	3848,0
Anteil Hochschulabsolventen an den Männern im Alter von 50-64 Jahren	0,667 + (1,904)	1,298	6,710					

Anmerkung: Standardisierte Beta-Koeffizienten; absolute t-Statistik in Klammern; + $p < 0,10$, * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Quelle: SHARE (Version 2.5.0) und Eurostat; eigene Berechnungen, unter Kontrolle individueller Merkmale (Alter, Bildung, Einkommen, Haushaltsgröße, Familienstand, Erwerbstätigkeit des Partners/der Partnerin)

gungswahrscheinlichkeit im Mittel um das 1,66-fache. Wenn wir bestimmte Variable auf Landesebene einbeziehen (Tab. 2 bis 4), können wir einen Rückgang sowohl des ICC als auch des MOR beobachten.⁴

Auf Landesebene wird der erste Indikator zur Berücksichtigung der Sozialstruktur in Modell M1-1 eingeführt. Der Effekt des Anteils von Männern im Alter zwischen 15 und 29 Jahren im Jahr 1970 unterscheidet sich jedoch nicht signifikant von null. Dasselbe gilt für die mittlere Geburtenziffer Anfang der 1980er Jahre, die in Modell M1-2 dargestellt ist. Das IOR-80 enthält in Bezug auf beide Indikatoren den Wert eins. ICC und MOR bleiben nahezu unverändert, wobei die Residualvarianz durch die Einbeziehung dieser Indikatoren in das Modell nicht reduziert wird.

Der Effekt des Bildungsabschlusses lässt hingegen darauf schließen, dass die Wahrscheinlichkeit der Arbeitsmarktbeteiligung mit dem Anteil von Hochschulabsolventen bei den Männern deutlich steigt (Modell M1-3). Auch wenn sich der Wert der t-Statistik lediglich auf 1,7 beläuft, schließt das IOR-80 nur knapp den Wert Eins ein und belegt die Bedeutung dieses Indikators. ICC, MOR sowie die erklärte Varianz auf Landesebene bekräftigen dieses Ergebnis. Mehr als 20 % der Varianz auf Ebene zwei sind auf das Bildungsniveau älterer Arbeitnehmer zurückzuführen. Das MOR sinkt von 1,68 auf 1,57. Zieht eine Person aus einem Land mit einer niedrigen Wahrscheinlichkeit der Arbeitsmarktbeteiligung in ein Land mit einer höheren Wahrscheinlichkeit, jedoch denselben Bildungsabschlüssen innerhalb der älteren Bevölkerung um, steigt die Wahrscheinlichkeit ihrer eigenen Erwerbsbeteiligung im Mittel lediglich um einen Faktor von 1,57.

In Modell M1-4 werden die Indikatoren der Sozialstruktur gemeinsam kontrolliert. Die Ergebnisse verändern sich jedoch nicht wesentlich, mit der Ausnahme, dass der Effekt des Bildungsniveaus innerhalb der älteren Bevölkerung auf der Ebene von 10 % signifikant ist. Wir müssen daher zu dem Schluss kommen, dass die Arbeitsmarktbeteiligung über die nationalen Stichproben hinweg lediglich mit dem Anteil älterer Arbeitnehmer variiert, die mindestens über einen Hochschulabschluss verfügen. Im Hinblick auf die Arbeitsmarktbeteiligung können weder die Easterlin-Hypothese noch die Austausch-Hypothese statistisch belegt werden, auch wenn beide Indikatoren in die erwartete Richtung weisen. Das Fehlen statistischer Belege könnte auf die geringen Fallzahlen der nationalen Ebene zurückzuführen sein. Insgesamt können die Indikatoren der Sozialstruktur 27,4 % der länderübergreifenden Varianz erklären und reduzieren das MOR auf 1,54.

Tabelle 3 enthält Modelle, in denen wir für die Indikatoren landesspezifischer Arbeitsmarktstrukturen kontrollieren. Modell M1-0 dient erneut als Referenzmodell

⁴ Was die Kovariaten auf individueller Ebene anbelangt, so lassen die geschätzten standardisierten Koeffizienten die erwarteten Effekte erkennen und bleiben für verschiedene Modellspezifikationen inhaltlich konstant, auch wenn Variablen auf Landesebene einbezogen werden. Erwartungsgemäß ist die Wahrscheinlichkeit der Erwerbsbeteiligung mit zunehmendem Alter stark rückläufig, steigt mit einer wachsenden Bildung an und sinkt im Fall einer weniger guten Gesundheit. Außerdem ist die Wahrscheinlichkeit der Erwerbsbeteiligung bei Haushalten mit einem hohen Einkommen ebenso wie in größeren Haushalten höher. Ist der Partner/die Partnerin erwerbstätig, steigt die Erwerbsbeteiligung deutlich an; auch in Singlehaushalten ist die Erwerbsbeteiligung höher. Die Koeffizienten auf individueller Ebene sind im Anhang aufgeführt.

Tab. 3: Arbeitsmarktspezifische Determinanten der Erwerbsbeteiligung von Männern im Alter von 50-64 Jahren in Welle 1

Indikator auf Landesebene	β	IOR-80 (untere Grenze)	IOR-80 (obere Grenze)	Varianz zwischen den Ländern	ICC	MOR	Erklärte Varianz auf Landesebene	BIC
M1-0				0,283** (2,725)	0,079	1,661		3826,1
<i>Alle Indikatoren getrennt</i>								
M1-5 Anteil Langzeitarbeitsloser an den Männern im Alter von 50-64 Jahren	-0,660* (2,242)	0,170	0,809	0,185*** (3,471)	0,053	1,508	0,344	3830,4
M1-6 Anteil Teilzeitbeschäftigter an den Männern im Alter von 50-64 Jahren	0,039 (0,108)	0,408	2,799	0,282** (2,727)	0,079	1,660	0,001	3834,5
M1-7 Anteil Beschäftigter im Dienstleistungssektor an den Männern im Alter von 50-64 Jahren	0,031 (0,085)	0,400	2,746	0,283** (2,726)	0,079	1,661	0,000	3834,5
<i>Alle Indikatoren kombiniert</i>								
M1-8 Anteil Langzeitarbeitsloser an den Männern im Alter von 50-64 Jahren	-0,700* (2,358)	0,162	0,750					
Anteil Teilzeitbeschäftigter an den Männern im Alter von 50-64 Jahren	0,242 (0,606)	0,701	3,238	0,178*** (3,530)	0,051	1,496	0,369	3846,9
Anteil Beschäftigter im Dienstleistungssektor an den Männern im Alter von 50-64 Jahren	-0,176 (0,436)	0,358	1,656					

Anmerkung: Standardisierte Beta-Koeffizienten; absolute t-Statistik in Klammern; + p<0,10, * p<0,05, ** p<0,01, *** p<0,001

Quelle: SHARE (Version 2.5.0) und Eurostat; eigene Berechnungen, unter Kontrolle individueller Merkmale (Alter, Bildung, Einkommen, Haushaltsgröße, Familienstand, Erwerbstätigkeit des Partners/der Partnerin)

für die Unterschiede zwischen den einzelnen Ländern sowie für den Effekt von Indikatoren auf Ebene zwei.

Modell M1-5 lässt einen deutlichen Rückgang der Erwerbsbeteiligung mit einem zunehmenden Anteil älterer langzeitarbeitsloser Männer erkennen. Das IOR ist schmal und kleiner als eins. Die Residualvarianz zwischen den einzelnen Ländern wird deutlich auf einen Wert von 0,185 reduziert, woraus ein residuärer ICC von 5,3 % resultiert. Folglich erklärt die Inzidenz von Langzeitarbeitslosigkeit innerhalb der älteren und arbeitslosen Bevölkerung mehr als 34 % der Unterschiede zwischen den einzelnen Ländern. Das residuale MOR geht auf 1,508 zurück. Langzeitarbeitslosigkeit spielt als Erklärung für die länderübergreifende Varianz offensichtlich eine größere Rolle als alle Indikatoren der Sozialstruktur zusammen.

Der Effekt des Anteils teilzeitbeschäftigter Männer im Alter von 50 Jahren oder älter sowie des Anteils der Beschäftigten im Dienstleistungssektor weicht jedoch nicht signifikant von null ab (M1-6 und M1-7). Mithin bleibt der ICC bei 7,9 % und die IORs erstrecken sich über ein vergleichsweise großes Intervall, das in beiden Fällen den Wert eins einschließt.

Diese Ergebnisse bleiben selbst dann unverändert, wenn wir im Modell (M1-8) für alle arbeitsmarktspezifischen Determinanten kontrollieren. ICC, MOR und der Anteil der erklärten Varianz auf Landesebene stimmen in etwa mit den Werten für die Inzidenz von Langzeitarbeitslosigkeit überein. Wir können folglich unsere Hypothese in Bezug auf eine Förderung der Arbeitsmarktbeteiligung älterer Männer durch Teilzeitbeschäftigung und eine Tätigkeit im Dienstleistungssektor nicht belegen. Langzeitarbeitslosigkeit ist jedoch scheinbar ein vorwiegend unfreiwilliger Status und Erwerbsausstiege werden so schnell wie möglich realisiert. Daher verringert das Leben in einem Land mit einer hohen Langzeitarbeitslosenquote bei älteren männlichen Arbeitslosen die Wahrscheinlichkeit der Erwerbsbeteiligung im Jahr 2004.

In Tabelle 4 sind die Ergebnisse in Bezug auf ökonomische Determinanten der Erwerbsbeteiligung dargestellt.

Im Vergleich zum Referenzmodell M1-0 werden in Modell M1-9 die ökonomischen Bedingungen zum Zeitpunkt des Arbeitsmarkteintritts der älteren Arbeitnehmer von heute berücksichtigt. Der Effekt der wirtschaftlichen Rahmenbedingungen zu diesem Zeitpunkt ist positiv, jedoch nicht signifikant. Die untere Grenze des IOR liegt jedoch weniger deutlich unter 1, was darauf schließen lässt, dass das BIP pro Kopf zum Zeitpunkt des Eintritts in den Arbeitsmarkt zumindest eine gewisse Rolle spielt. Der ICC geht außerdem auf 7 % zurück, was einen Anteil der länderübergreifenden Varianz von 11,9 % erklärt.

Kurz- und langfristige Konjunkturschwankungen lassen hingegen nicht den erwarteten Zusammenhang mit der Wahrscheinlichkeit der Erwerbsbeteiligung erkennen (M1-10 und M1-11). Ihre geschätzten Effekte sind nicht statistisch signifikant, auch wenn sie in die erwarteten Richtungen weisen. Wenn wir allerdings für die ökonomischen Rahmenbedingungen zum Zeitpunkt des Eintritts in den Arbeitsmarkt kontrollieren, ändert sich dieses Ergebnis zum Teil. Die Bedingungen zum Zeitpunkt des Eintritts selbst werden signifikant (M1-12). Obwohl das langfristige Wachstum, gemessen an der Veränderung des BIP pro Kopf von 1970 bis 2004,

Tab. 4: Ökonomische Determinanten der Erwerbsbeteiligung von Männern im Alter von 50-64 Jahren in Welle 1

Indikator auf Landesebene	β	IOR-80 (untere Grenze)	IOR-80 (obere Grenze)	Varianz zwischen den Ländern	ICC	MOR	Erklärte Varianz auf Landesebene	BIC
M1-0				0,283** (2,725)	0,079	1,661		3826,1
<i>Alle Indikatoren getrennt</i>								
M1-9 BIP im Jahr 1970	0,325 (1,216)	0,889	5,424	0,249** (2,998)	0,070	1,610	0,119	3833,1
M1-10 Veränderung des BIP von 1970 bis 2004	-0,025 (0,068)	0,368	2,525	0,282** (2,725)	0,079	1,660	0,001	3834,5
M1-11 Jährliches Wachstum des BIP in % von 1995 bis 2000	0,139 (0,406)	0,471	3,173	0,277** (2,754)	0,078	1,652	0,020	3834,3
<i>Alle Indikatoren kombiniert</i>								
M1-12 BIP im Jahr 1970	0,661* (1,983)	2,199	11,153					
Veränderung des BIP von 1970 bis 2004	-0,467 (1,100)	0,221	1,123	0,201*** (3,408)	0,057	1,533	0,290	3847,7
Jährliches Wachstum des BIP in % von 1995 bis 2000	0,279 (0,846)	0,664	3,369					

Anmerkung: Standardisierte Beta-Koeffizienten; absolute t-Statistik in Klammern; + p<0,10, * p<0,05, ** p<0,01, *** p<0,001

Quelle: SHARE (Version 2.5.0) und Eurostat; eigene Berechnungen, unter Kontrolle individueller Merkmale (Alter, Bildung, Einkommen, Haushaltsgröße, Familienstand, Erwerbsstatus des Partners/der Partnerin)

weiterhin nicht signifikant ist, schließt das IOR vergleichsweise knapp den Wert Eins ein. Dies lässt darauf schließen, dass das langfristige Wirtschaftswachstum für länderübergreifende Unterschiede im Hinblick auf die Wahrscheinlichkeit der Erwerbsbeteiligung zumindest eine gewisse Rolle spielt. Kurzfristige Konjunkturschwankungen, die in Form der mittleren jährlichen Wachstumsrate des BIP von 1995 bis 2000 erfasst wurden, stehen jedoch in keinem Zusammenhang mit der unterschiedlichen Arbeitsmarktbeteiligung in den einzelnen Ländern.

Die ökonomischen Determinanten erklären zusammen genommen 29,0 % der Unterschiede zwischen den Ländern. Im Einklang mit unserer Hypothese erhöht ein Eintritt in den Arbeitsmarkt bei vergleichsweise günstigen Bedingungen die Wahrscheinlichkeit der Erwerbsbeteiligung auch im höheren Alter. Ein stärkeres langfristiges Wirtschaftswachstum hingegen verringert die Wahrscheinlichkeit. Wir müssen daher annehmen, dass langfristiges Wirtschaftswachstum zu mehr Wohlstand führt und so einen Erwerbsausstieg möglich macht. Kurzfristiges Wachstum bewirkt hingegen – wenn überhaupt – eher einen Verbleib im Arbeitsmarkt. Die ökonomischen Begleitumstände erklären jedoch nur den kleinsten Anteil der länderübergreifenden Varianz im Hinblick auf die Arbeitsmarktbeteiligung.

Es überrascht nicht, dass die ökonomischen Effekte voneinander abhängig sind, da die Bedingungen zum Zeitpunkt des Eintritts in den Arbeitsmarkt den Ausgangspunkt des wirtschaftlichen Wachstums bestimmen. Folglich sollte die erklärte länderübergreifende Variation ohnehin steigen. Wir haben sämtliche Kombinationen dieser Indikatoren analysiert, indem wir Interaktionsterme in separaten Modellen getestet haben, um verzerrte Haupteffekte auszuschließen. Die Interaktionsterme haben unsere Modelle jedoch nicht verbessert und wurden in Tabelle 4 nicht berücksichtigt.

Übergang in die Nichterwerbstätigkeit

In Tabelle 5 bis 7 sind die Ergebnisse der logistischen Mehrebenen-Regressionsanalyse des Übergangs von Männern in die Nichterwerbstätigkeit dargestellt. Da die meisten freiwilligen Erwerbsausstiege deutlich vor Erreichen der Regelaltersgrenze stattfinden, beschränken wir unsere Analyse auf Männer im Alter von 50 bis 61 Jahren zum Zeitpunkt der ersten Befragung.

Wie in Modell M2-0 zu erkennen ist, lassen sich etwa 9,2 % der Unterschiede im Hinblick auf den Übergang in die Nichterwerbstätigkeit in Europa durch landesspezifische Faktoren erklären. Folglich sind etwa 91 % der beobachteten Variation in Bezug auf die abhängige Variable Merkmalen auf persönlicher Ebene zuzuschreiben. Das MOR lässt jedoch darauf schließen, dass die Landesebene ein entscheidender Faktor für ein frühzeitiges Ausscheiden aus dem Arbeitsmarkt ist. Wenn eine Person in ein Land mit einer theoretisch höheren Wahrscheinlichkeit eines frühzeitigen Erwerbsausstiegs umzieht, steigt ihr eigenes Risiko im Mittel um einen Faktor von mehr als 1,73. Wir können daher schlussfolgern, dass die Landesebene für die Wahrscheinlichkeit des Ausscheidens aus dem Arbeitsmarkt vor Erreichen

Tab. 5: Sozialstrukturspezifische Determinanten des Erwerbsausfalls von Männern im Alter von 50-61 Jahren zwischen Welle 1 und 2

Indikator auf Landesebene	β	IOR-80 (untere Grenze)	IOR-80 (obere Grenze)	Varianz zwischen den Ländern	ICC	MOR	Erklärte Varianz auf Landesebene	BIC
M2-0				0,331* (2,203)	0,092	1,732		2123,8
<i>Alle Indikatoren getrennt</i>								
M2-1 Anteil Männer im Alter von 15-29 Jahren im Jahr 1970 an den Männern von 15-64 Jahren	0,657 (1,332)	0,909	5,984	0,270* (2,479)	0,076	1,642	0,185	2130,1
M2-2 Zusammengefasste Geburtenziffer Anfang der 1980er Jahre	0,018 (0,036)	0,359	2,897	0,331* (2,203)	0,092	1,732	0,000	2131,7
M2-3 Anteil Hochschulabsolventen an den Männern im Alter von 50-64 Jahren	-0,243 (0,514)	0,260	2,058	0,325* (2,248)	0,090	1,723	0,019	2131,4
<i>Alle Indikatoren kombiniert</i>								
M2-4 Anteil Männer im Alter von 15-29 Jahren im Jahr 1970 an den Männern von 15-64 Jahren	1,109* (2,085)	1,812	9,636					
Zusammengefasste Geburtenziffer Anfang der 1980er Jahre	-0,086 (0,194)	0,393	2,088	0,213** (2,850)	0,061	1,552	0,359	2143,6
Anteil Hochschulabsolventen an den Männern im Alter von 50-64 Jahren	-0,711 (1,502)	0,174	0,924					

Anmerkung: Standardisierte Beta-Koeffizienten; absolute t-Statistik in Klammern; + p<0,10, * p<0,05, ** p<0,01, *** p<0,001

Quelle: SHARE (Version 2.5.0) und Eurostat; eigene Berechnungen, unter Kontrolle individueller Merkmale (Alter, Bildung, Einkommen, Haushaltsgröße, Familienstand, Erwerbsstatus, Partnerschaft, Beschäftigungsstatus, Sektor, Zufriedenheit mit der Arbeitsstelle)

der Regelaltersgrenze eine größere Rolle spielt als für die Wahrscheinlichkeit der Erwerbstätigkeit bis zum Erreichen eines Alters von 64 Jahren.⁵

Ein Blick auf Modell M2-1 in Tabelle 5 zeigt uns, dass die Varianz auf Ebene zwei von 0,331 auf 0,270 zurückgeht, wenn wir für die relative Kohortengröße der älteren Arbeitnehmer von heute kontrollieren. ICC und MOR sinken auf 7,6 % bzw. 1,64 und stehen so mit einer Reduzierung der Varianz auf Landesebene um 18,5 % im Einklang. Der geschätzte Effekt in Modell M2-1 weicht dennoch nicht signifikant von Null ab. Das IOR schließt darüber hinaus den Wert eins ein, wenn auch nur knapp. Dennoch ist dieser Effekt gegenüber den Effekten der zusammengefassten Geburtenziffer Anfang der 1980er Jahre sowie des Bildungsabschlusses älterer Arbeitnehmer (M2-2 und M2-3) vergleichsweise stark ausgeprägt. Diese Indikatoren lassen keine markante Reduzierung der Varianz im Hinblick auf ein frühzeitiges Ausscheiden aus dem Arbeitsmarkt erkennen.

Die Auswirkungen der relativen Kohortengröße zum Zeitpunkt des Eintritts in den Arbeitsmarkt werden weiterhin in Modell M2-4 betont. Der positive Effekt wird statistisch signifikant, wenn wir für die Sozialstruktur insgesamt kontrollieren. Dieses Ergebnis bestätigt die Easterlin-Hypothese. In einem Land, in dem die älteren Arbeitnehmer von heute einer großen Eintrittskohorte angehören, ist das individuelle Risiko eines frühzeitigen Erwerbsausstiegs im Vergleich zu anderen Ländern erhöht. Auch wenn die übrigen Indikatoren der Sozialstruktur mit einem großen IOR, das den Wert eins einschließt, ebenso wenig signifikant sind, steigt die erklärte Varianz auf 35,9 %. Das residuale MOR geht auf 1,55 zurück, was in etwa dem Wert des MOR in Bezug auf die Erwerbsbeteiligung entspricht. Da das MOR modellübergreifend vergleichbar ist, lässt dies einerseits auf eine stärkere Auswirkung der Sozialstruktur im Hinblick auf einen frühzeitigen Erwerbsausstieg und andererseits auf einen unveränderten Anteil der unerklärten Varianz schließen.

Tabelle 6 enthält die Ergebnisse in Bezug auf arbeitsmarktspezifische Determinanten. Die Effekte von Merkmalen auf persönlicher Ebene bleiben unverändert, wenn wir diese Indikatoren berücksichtigen.

Die Arbeitsmarktstruktur, insbesondere die Inzidenz von Langzeitarbeitslosigkeit, erklärt fast 37 % der Variation bei der Erwerbsbeteiligung (Tab. 3, Modell M1-8). Allein die Langzeitarbeitslosigkeit innerhalb der älteren arbeitslosen Bevölkerung

⁵ Die Variablen auf individueller Ebene lassen größtenteils die erwarteten Effekte erkennen. In den untersuchten Ländern steigt die Wahrscheinlichkeit des Erwerbsausstiegs (wie erwartet) mit zunehmendem Alter sowie im Fall einer weniger guten Gesundheit deutlich an und ist im Fall eines Hochschulabschlusses im Vergleich zu einem Abschluss bis zur Sekundarstufe stark rückläufig. Im Hinblick auf den Haushalt ist die Wahrscheinlichkeit eines Erwerbsausstiegs bei Befragten aus Haushalten mit einem hohen Einkommen stark reduziert. Bei einem erwerbstätigen Partner/einer erwerbstätigen Partnerin oder in Singlehaushalten geht die Wahrscheinlichkeit des Übergangs der Befragten in die Nichterwerbstätigkeit merklich zurück. Was die beruflichen Merkmale angeht, so ist ein Erwerbsausstieg bei selbständigen Männern sowie bei Männern, die mit ihrer Arbeit zufrieden sind, wesentlich weniger wahrscheinlich. Im Hinblick auf die Unternehmensgröße, den öffentlichen Sektor sowie den Dienstleistungssektor sind keine signifikanten Effekte zu beobachten, auch wenn die Richtungen der Sektor-Effekte mit unseren Erwartungen übereinstimmen. Die Koeffizienten auf individueller Ebene sind im Anhang aufgeführt.

Tab. 6: Arbeitsmarktspezifische Determinanten des Erwerbsausstiegs von Männern im Alter von 50-61 Jahren zwischen Welle 1 und Welle 2

Indikator auf Landesebene	β	IOR-80 (untere Grenze)	IOR-80 (obere Grenze)	Varianz zwischen den Ländern	ICC	MOR	Erklärte Varianz auf Landesebene	BIC
M2-0				0,331* (2,203)	0,092	1,732		2123,8
<i>Alle Indikatoren getrennt</i>								
M2-5 Anteil Langzeitarbeitsloser an den Männern im Alter von 50-64 Jahren	0,630 (1,301)	0,784	5,342	0,280* (2,483)	0,078	1,657	0,155	2130,1
M2-6 Anteil Teilzeitbeschäftigter an den Männern im Alter von 50-64 Jahren	0,283 (0,550)	0,520	4,014	0,318* (2,255)	0,088	1,713	0,040	2131,4
M2-7 Anteil Beschäftigter im Dienstleistungssektor an den Männern im Alter von 50-64 Jahren	0,280 (0,508)	0,488	3,791	0,320* (2,248)	0,089	1,715	0,035	2131,4
<i>Alle Indikatoren kombiniert</i>								
M2-8 Anteil Langzeitarbeitsloser an den Männern im Alter von 50-64 Jahren	0,646 (1,330)	0,821	5,293					
Anteil Teilzeitbeschäftigter an den Männern im Alter von 50-64 Jahren	0,007 (0,012)	0,398	2,564	0,264* (2,547)	0,074	1,633	0,202	2145,5
Anteil Beschäftigter im Dienstleistungssektor an den Männern im Alter von 50-64 Jahren	0,324 (0,477)	0,562	3,625					

Anmerkung: Standardisierte Beta-Koeffizienten; absolute t-Statistik in Klammern; + p<0,10, * p<0,05, ** p<0,01, *** p<0,001

Quelle: SHARE (Version 2.5.0) und Eurostat; eigene Berechnungen, unter Kontrolle individueller Merkmale (Alter, Bildung, Einkommen, Haushaltsgröße, Familienstand, Erwerbstatus, Partnerschaft, Beschäftigungsstatus, Sektor, Zufriedenheit mit der Arbeitsstelle)

reduziert das residuale MOR auf 1,50 (Tab. 3, Modell M1-5). Die Arbeitsmarktstruktur ist hingegen nur für etwa 20 % der Fälle eines frühzeitigen Ausscheidens aus dem Arbeitsmarkt verantwortlich (M2-8). Wenn wir für Langzeitarbeitslosigkeit kontrollieren, bleibt das residuale MOR in Bezug auf den Erwerbsausstieg auf einem Niveau von etwa 1,66 (M2-5). Auch wenn dies einem proportionalen Rückgang der Varianz von mehr als 15 % entspricht, können wir auf individueller Ebene keine Belege für einen bedeutsamen Zusammenhang mit einem frühzeitigen Erwerbsausstieg finden. Der Effekt ist statistisch nicht signifikant und das breite IOR schließt offensichtlich den Wert eins ein. Im Hinblick auf den Anteil älterer Teilzeitbeschäftigter sowie Beschäftigter im Dienstleistungssektor (M2-6 und M2-7) gibt es keine statistischen Belege für einen systematischen Zusammenhang mit dem individuellen Risiko eines frühzeitigen Erwerbsausstiegs. Dieses Ergebnis bleibt auch in Modell M2-8 unverändert, nachdem wir gleichzeitig für arbeitsmarktspezifische Strukturen kontrolliert haben.

In Tabelle 7 sind die geschätzten Ergebnisse in Bezug auf ökonomische Determinanten eines frühzeitigen Erwerbsausstiegs aufgeführt.

In Modell M2-9 können wir einen negativen Zusammenhang zwischen dem BIP zum Zeitpunkt des Eintritts in den Arbeitsmarkt und einem frühzeitigen Erwerbsausstieg beobachten, was mit unserer Hypothese übereinstimmt. Auch wenn der Effekt nicht signifikant von null abweicht, schließt das IOR knapp den Wert Eins ein. Dies lässt zumindest auf eine gewisse Bedeutung schließen. Wir müssen jedoch annehmen, dass die wirtschaftliche Lage zum Zeitpunkt des Eintritts in den Arbeitsmarkt die individuelle Wahrscheinlichkeit eines Erwerbsausstiegs marginal beeinflusst, da der ICC und das MOR nur geringfügig zurückgehen. Dasselbe gilt für das langfristige Wirtschaftswachstum, das anhand der Veränderung des BIP von 1970 bis 2004 gemessen wird, ebenso wie für das kurzfristige Wachstum, das wir mithilfe der mittleren jährlichen Wachstumsrate des BIP von 1995 bis 2000 messen (M2-10 und M2-11). Diese Indikatoren erklären jeweils 8 % bzw. 2,2 % der länderübergreifenden Unterschiede, wobei die diesbezüglichen IORs den Wert Eins deutlich einschließen.

Wenn wir einen Blick auf Modell M2-12 werfen, in dem für alle Indikatoren gleichzeitig kontrolliert wird, kommen wir zu unterschiedlichen Ergebnissen. Die geschätzten Richtungen der ökonomischen Begleitumstände bleiben unverändert, die Eintrittsbedingungen und das langfristige Wachstum weichen jedoch signifikant von null ab, wobei die IORs den Wert Eins eindeutig ausschließen. Der ICC geht auf 4,1 % zurück, was einer Reduzierung der Varianz um 57,8 % entspricht. Das residuale MOR sinkt auf 1,43 und erreicht somit den geringsten, modellübergreifend gemessenen Wert. Wie bereits erwähnt sind diese Indikatoren voneinander abhängig, auch wenn sie nicht miteinander interagieren. Diese Ergebnisse bleiben auch dann unverändert, wenn wir in Modell M2-12 die jährliche Wachstumsrate von 1995 bis 2000 außer Acht lassen (hier nicht dargestellt).

Eine vergleichsweise gute wirtschaftliche Lage zum Zeitpunkt des Eintritts in den Arbeitsmarkt sorgt für bessere Karrierechancen. Dies hat zur Folge, dass die Wahrscheinlichkeit eines frühzeitigen Erwerbsausstiegs in den Ländern geringer ist, die ein vergleichsweise hohes BIP zum Zeitpunkt des Einstiegs der älteren Arbeitnehmer von heute in den Arbeitsmarkt hatten. Dieser langfristige Effekt wird

Tab. 7: Ökonomische Determinanten des Erwerbsausstiegs von Männern im Alter von 50-61 Jahren zwischen Welle 1 und Welle 2

Indikator auf Landesebene	β	IOR-80 (untere Grenze)	IOR-80 (obere Grenze)	Varianz zwischen den Ländern	ICC	MOR	Erklärte Varianz auf Landesebene	BIC
M2-0				0,331* (2,203)	0,092	1,732		2123,8
<i>Alle Indikatoren getrennt</i>								
M2-9 BIP im Jahr 1970	-0,521 (1,230)	0,149	1,057	0,293* (2,460)	0,082	1,676	0,116	2130,2
M2-10 Veränderung des BIP von 1970 bis 2004	0,428 (0,825)	0,596	4,414	0,305* (2,320)	0,085	1,694	0,080	2131,0
M2-11 Jährliches Wachstum des BIP in % von 1995 bis 2000	-0,193 (0,393)	0,287	2,257	0,324* (2,231)	0,090	1,721	0,022	2131,5
<i>Alle Indikatoren kombiniert</i>								
M2-12 BIP im Jahr 1970	-1,427** (3,121)	0,040	0,156					
Veränderung des BIP von 1970 bis 2004	1,451** (2,775)	2,623	10,169	0,140*** (3,522)	0,041	1,428	0,578	2139,1
Jährliches Wachstum des BIP in % von 1995 bis 2000	-0,271 (0,709)	0,374	1,451					

Anmerkung: Standardisierte Beta-Koeffizienten; absolute t-Statistik in Klammern; + p<0,10, * p<0,05, ** p<0,01, *** p<0,001

Quelle: SHARE (Version 2.5.0) und Eurostat; eigene Berechnungen, unter Kontrolle individueller Merkmale (Alter, Bildung, Einkommen, Haushaltsgröße, Familienstand, Erwerbstatus, Partnerschaft, Beschäftigungsstatus, Sektor, Zufriedenheit mit der Arbeitsstelle)

durch die Veränderung des BIP von 1970 bis 2004 aufgehoben. Je stärker das BIP im Zeitverlauf ansteigt, desto höher ist heute die Wahrscheinlichkeit eines frühzeitigen Erwerbsausstiegs in den einzelnen Ländern. Diese Ergebnisse lassen darauf schließen, dass ökonomisch günstige Bedingungen zum Zeitpunkt des Eintritts in den Arbeitsmarkt die Wahrscheinlichkeit eines frühzeitigen Erwerbsausstiegs durch die Stabilisierung von Erwerbsverläufen verringern, während wirtschaftlicher Aufschwung für mehr Wohlstand sorgt und somit die Wahrscheinlichkeit eines frühzeitigen Erwerbsausstiegs erhöht. Der negative Effekt des kurzfristigen Wachstums von 1995 bis 2000 ist zwar nicht signifikant, lässt aber ebenfalls darauf schließen, dass eine günstige Konjunktur bei Beginn der späten Erwerbskarriere dem Erwerbsausstieg älterer Arbeitnehmer entgegenwirkt.

5 Schlussfolgerung

Dieser Beitrag untersucht die Erwerbsbeteiligung älterer Männer sowie deren Übergang in die Nichterwerbstätigkeit in elf europäischen Ländern anhand von individuellen Daten der ersten beiden SHARE-Wellen, verknüpft landesspezifischen Daten von Eurostat. Die Makrodaten konzentrieren sich auf die Altersstrukturen sowie auf arbeitsmarktspezifische und ökonomische Indikatoren in den untersuchten Ländern. Mithilfe von Mehrebenenmodellen schätzen wir den Varianzanteil in Bezug auf die Erwerbsbeteiligung und den Erwerbsausstieg, der mit landesspezifischen Merkmalen in einem Zusammenhang steht. Wir verwenden denselben analytischen Rahmen wie *Engelhardt* (2011) und können so die relativen Auswirkungen unterschiedlicher struktureller Indikatoren quantifizieren.

Die länderübergreifende Varianz zwischen den einzelnen SHARE-Ländern im Hinblick auf die Arbeitsmarktbeteiligung sowie den Übergang in die Nichterwerbstätigkeit fällt insgesamt vergleichsweise gering aus (7,9 % und 9,2 %). Wenn wir jedoch die Länder, die an den ersten beiden Wellen teilgenommen haben, genauer betrachten, stellen wir fest, dass unsere Stichprobe aufgrund fehlender liberaler sowie postsozialistischer Staaten relativ homogen ist. Unsere Analyse zeigt, dass die Erwerbsbeteiligung älterer Männer und ihr Übergang in die Nichterwerbstätigkeit abhängig von landesspezifischen Merkmalen variieren, wovon jedoch institutionelle Rahmenbedingungen hier explizit ausgenommen sind. Die länderübergreifenden Unterschiede im Hinblick auf die individuelle Erwerbsbeteiligung korrelieren mit der Prävalenz landesspezifischer Langzeitarbeitslosigkeit und dem Bildungsniveau der älteren Bevölkerung. Ein hoher Anteil Langzeitarbeitsloser ist mit einer reduzierten Wahrscheinlichkeit der individuellen Erwerbsbeteiligung verbunden. Wir müssen davon ausgehen, dass Langzeitarbeitslosigkeit in erster Linie unfreiwillig ist und ein Ausscheiden aus dem Arbeitsmarkt so schnell wie möglich realisiert wird. Folglich steht Langzeitarbeitslosigkeit in einem positiven Zusammenhang mit einem frühzeitigen Erwerbsausstieg, auch wenn dieser Effekt im Rahmen unserer Analyse nicht signifikant ist. Ein großer Anteil hochqualifizierter älterer Männer hingegen führt zu einer höheren individuellen Wahrscheinlichkeit der Teilnahme am Arbeitsmarkt. Dieses Ergebnis stimmt voll und ganz mit unserer Hypothese überein und bekräftigt

tigt unser Argument, dass ein hoher Anteil Männer mit einem Hochschulabschluss innerhalb der älteren Bevölkerung den Wettbewerb um ungelernte Tätigkeiten verringert, bei denen jüngere und ältere Arbeitnehmer tatsächlich austauschbar sind. Es ist daher wenig überraschend, dass unsere Hypothesen des intra- und intergenerationalen Wettbewerbs nur dann Bestand haben, wenn wir für den Bildungsabschluss älterer Männer kontrollieren. Auch wenn die Effekte nicht signifikant von null abweichen, bewirken die relative Kohortengröße und die Größe nachfolgender Kohorten mit zunehmendem Wettbewerb eine Reduzierung der individuellen Erwerbsbeteiligungswahrscheinlichkeit, wenn wir für den Anteil älterer Arbeitnehmer mit einem Hochschulabschluss kontrollieren. Andernfalls werden diese Unterschiede durch unterschiedliche landesspezifische Bildungsniveaus verschleiert. Abweichend von unseren Hypothesen spielen die ökonomischen Begleitumstände im Hinblick auf die Erklärung länderübergreifender Unterschiede im Bereich der Erwerbsbeteiligung lediglich eine untergeordnete Rolle. Ein Grund dafür könnten großzügige wohlfahrtsstaatliche Strukturen sein, die in Form von Arbeitslosengeld ein Ausscheiden Arbeitsloser aus dem Arbeitsmarkt verhindern.

Wenn es jedoch darum geht, länderübergreifende Unterschiede hinsichtlich des Übergangs in die Nichterwerbstätigkeit zu erklären, spielen die ökonomischen Begleitumstände eine zentrale Rolle. In Übereinstimmung mit unserer Hypothese steht das BIP zum Zeitpunkt des Eintritts in den Arbeitsmarkt in einem negativen Zusammenhang mit einem frühzeitigen Erwerbsausstieg. Arbeitnehmer in Ländern mit einem hohen BIP zum Zeitpunkt des Eintritts in den Arbeitsmarkt lassen eine vergleichsweise geringe Wahrscheinlichkeit eines frühzeitigen Erwerbsausstiegs erkennen. Die Entwicklung des BIP pro Kopf von 1970 bis 2004 fördert jedoch den Rückzug aus dem Erwerbsleben. In Ländern, die einen deutlichen Anstieg des BIP verzeichnet haben, lassen die Arbeitnehmer eine höhere Wahrscheinlichkeit eines frühzeitigen Erwerbsausstiegs erkennen. Man könnte daher argumentieren, dass das Wirtschaftswachstum im Laufe dieser 35 Jahre in aufstrebenden Ländern einen gewissen Wohlstand begründet hat. Dies könnte die Arbeitnehmer dazu motivieren, eine Freizeitpräferenz zu realisieren oder Regierungen dazu bewegen, die Sozialleistungen für Ältere auszuweiten. Kurzfristige Konjunkturschwankungen bewirken hingegen scheinbar – wenn überhaupt – eher einen Verbleib der Älteren auf dem Arbeitsmarkt. Neben ökonomischen Begleitumständen wirkt sich die Sozialstruktur deutlich auf die Wahrscheinlichkeit eines frühzeitigen Erwerbsausstiegs aus. Insbesondere der intragenerationale Wettbewerb kristallisiert sich als ein aussagekräftiger Prädiktor länderübergreifender Unterschiede heraus, da die individuelle Wahrscheinlichkeit eines frühzeitigen Erwerbsausstiegs mit der relativen Größe der eigenen Eintrittskohorte zunimmt.

Insgesamt zeigt unsere Analyse, dass sozioökonomische Strukturen in einem erheblichen Umfang länderübergreifende Unterschiede im Hinblick auf die Erwerbsbeteiligung sowie den Übergang in die Nichterwerbstätigkeit erklären. Für eine abschließende Beurteilung der Effekte muss zusätzlich für institutionelle Faktoren kontrolliert werden. So steht beispielsweise die Langzeitarbeitslosigkeit mit der Gesetzgebung im Bereich des Beschäftigungsschutzes in einem Zusammenhang. Wir können daher die Frage, ob der geschätzte Effekt auf die institutionellen

Bestimmungen oder deren soziale Konsequenzen zurückzuführen ist, zum jetzigen Zeitpunkt nicht beantworten. Dieses Ergebnis sollte auch dann nicht außer Acht gelassen werden, wenn institutionelle Effekte untersucht werden. Es ist allgemein verbreitet, länderübergreifende Unterschiede im Hinblick auf die späte Erwerbskarriere in erster Linie aus institutioneller Sicht zu erklären. Wie unsere Ergebnisse jedoch zeigen, werden die Unterschiede zwischen den einzelnen Ländern von weiteren Faktoren beeinflusst. Uns ist bisher keine Studie bekannt, in deren Rahmen versucht wurde, institutionelle und soziale Faktoren in Bezug auf die Arbeitsmarkt-beteiligung und den Erwerbsausstieg mithilfe eines multivariaten Mehrebenenmodells zu entschlüsseln.

Literatur

- Acemoglu, Daron* 2002: Technical Change, Inequality, and Labor Market. In: *Journal of Economic Literature* XL: 7-72 [doi: 10.1257/0022051026976].
- Auer, Peter; Fortuny, Mariàngels* 2000: Aging of the Labour Force in OECD Countries: Economic and Social Consequences. ILO Employment Paper 2000/2. Geneva: International Labour Office.
- Bellmann, Lutz; Janik, Florian* 2007: Firms and Early Retirement: Offers That One Does Not Refuse. IZA Discussion Paper No. 2931. Bonn [doi: 10.1007/s12651-009-0023-9].
- Bils, Mark J.* 1985: Real Wages over the Business Cycle: Evidence from Panel Data. In: *Journal of Political Economy* 93,4: 666-689 [doi: 10.1086/261325].
- Blöndal, Sveinbjörn; Scarpetta, Stefano* 1998: The Retirement Decision in OECD Countries. OECD Working Paper No. 202, OECD Economics Department.
- Bloom, David E.; Freeman, Richard B.; Korenman, Sanders D.* 1987: The Labour-Market Consequences of Generational Crowding. In: *European Journal of Population* 3: 131-176.
- Blossfeld, Hans-Peter* 1987: Labor-Market Entry and the Sexual Segregation of Careers in the Federal Republic of Germany. In: *The American Journal of Sociology* 93,1: 89-118.
- Blossfeld, Hans-Peter* 1989: Kohortendifferenzierung und Karriereprozess. Eine Längsschnittstudie über die Veränderung der Bildungs- und Berufschancen im Lebenslauf. Frankfurt/Main: Campus.
- Blossfeld, Hans-Peter; Buchholz, Sandra; Hofäcker, Dirk* (Hrsg.) 2006: Globalization, Uncertainty and Late Careers in Society. London/New York: Routledge [doi: 10.2383/25962].
- Börsch-Supan, Axel; Jürges, Hendrik* (Hrsg.) 2005: The Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe: Methodology. Mannheim: Mannheim Research Institute for the Economics of Ageing (MEA) [doi: 10.1093/ije/dyt088].
- Börsch-Supan, Axel; Brugiavini, Agar; Croda, Enrica* 2009: The role of institutions and health in European patterns of work and retirement. In: *Journal of European Social Policy* 19: 341-358 [doi: 10.1177/1350506809341515].
- Bosch, Gerhard; Schief, Sebastian* 2007: Older Employees in Europe between 'Work Line' and Early Retirement. In: *Transfer: European Review of Labour and Research* 13,4: 575-593 [doi: 10.1177/102425890701300405].

- Bosworth, Barry P.; Burtless, Gary* 2010: Recessions, Wealth Destruction, and the Timing of Retirement. Center for Retirement Research Working Paper 2010-22. Center for Retirement Research at Boston College [doi: 10.2139/ssrn.1719604].
- Bound, John; Turner, Sarah* 2007: Cohort Crowding: How Resources Affect Collegiate Attainment. In: *Journal of Public Economics* 91: 877-899 [doi: 10.1016/j.jpubeco.2006.07.006]
- Bover, Olympia; Arellano, Manuel; Bentolila, Samuel* 2002: Unemployment Duration, Benefit Duration and the Business Cycle. In: *The Economic Journal* 112: 223-265 [doi: 10.1111/1468-0297.00034].
- Brunner, Beatrice; Kuhn, Andreas* 2010: The Impact of Labor Market Entry Conditions on Initial Job Assignment, Human Capital Accumulation, and Wages. IZA Discussion Paper No. 5360. Bonn [doi: 10.2139/ssrn.1722160].
- Brussig, Martin; Wübbeke, Christina* 2009: Policy-Making in Ageing Labour Markets: The Case of Hidden Early Retirement in Germany. In: *Kuhn, Michael; Ochs, Carsten* (Hrsg.): *Labour Markets and Demographic Change*. Wiesbaden: VS Verlag: 252-280 [doi: 10.1007/978-3-531-91478-7_13].
- Buchholz, Sandra; Hofäcker, Dirk; Blossfeld, Hans-Peter* 2006: Globalization, Accelerating Social Change and Late Careers: A Theoretical Framework. In: *Blossfeld, Hans-Peter; Buchholz, Sandra; Hofäcker, Dirk* (Hrsg.): *Globalization, Uncertainty and Late Careers in Society*. London/New York: Routledge: 1-23 [doi: 10.2383/25962]
- Card, David; Lemieux, Thomas* 2001: Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men? A Cohort-Based Analysis. In: *The Quarterly Journal of Economics* 116: 705-746 [doi: 10.1162/00335530151144140].
- Castells, Manuel* 2000: *The Rise of the Network Society: The Information Age. Economy, Society and Culture*. Oxford: Blackwell Publishers.
- Chan, Sewin; Stevens, Ann Huff* 2001: Job Loss and Employment Patterns of Older Workers. In: *Journal of Labor Economics* 19, 2: 484-521 [doi: 10.1086/319568].
- Christelis, Dimitris* 2011: Imputation of Missing Data in Waves 1 and 2 of SHARE. SHARE – Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe. Working Paper Series 01-2011. Mannheim [doi: 10.2139/ssrn.1788248].
- Currie, Janet; Madrian, Brigitte C.* 1999: Health, health insurance and the labor market. In: *Ashenfelter, Orley; Card, David* (Hrsg.): *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam: North Holland: 3309-3416.
- Darby, Julia; Hart, Robert A.; Vecchi, Michela* 2001: Labour Force Participation and the Business Cycle: A Comparative Analysis of France, Japan, Sweden and the United States. In: *Japan and the World Economy* 13: 113-133 [doi: 10.1016/S0922-1425(00)00049-9].
- Debrand, Thierry; Sirven, Nicholas* 2009: What are the Motivations of Pathways to Retirement in Europe: Individual, Familial, Professional Situation or Social Protection Systems? IREDS Working Paper DT n° 28. Paris.
- Delsen, Lei* 1996: Gradual Retirement: Lessons from the Nordic Countries and the Netherlands. In: *European Journal of Industrial Relations* 2: 55-67.
- Dereveux, Paul J.* 2000: Task Assignment over the Business Cycle. In: *Journal of Labor Economics* 18,1: 291-309 [doi: 10.1086/209952].
- DiPrete, Thomas A. et al.* 1997: Collectivist versus Individualist Mobility Regimes? Structural Change and Job Mobility in Four Countries. In: *The American Journal of Sociology* 103,2: 318-358.

- Dorn, David; Souza-Poza, Alfonso* 2010: Voluntary and involuntary early retirement. An international analysis. In: *Applied Economics* 42,4: 427-438 [doi: 10.1080/00036840701663277].
- Drobnič, Sonja* 2002: Retirement Timing in a Household Context. In: *International Journal of Sociology* 32,2: 75-102.
- Easterlin, Richard A.* 1980: *Birth and Fortune: The Impact of Numbers on Personal Welfare*. New York: Basic Books.
- Eichhorst, Werner* 2006: *Beschäftigung Älterer in Deutschland: Der unvollständige Paradigmenwechsel*. IZA Discussion Paper No. 1985. Bonn.
- Eichhorst, Werner* 2011: The Transition from Work to Retirement. IZA Discussion Paper No. 5490. Bonn [doi: 10.1093/geronb/gbs049].
- Elsby, Michael; Hobijn, Bart; Şahin, Aysegül* 2010: The Labor Market in the Great Recession. In: *Brookings Papers on Economic Activity* 2010,1: 1-48 [doi: 10.1353/eca.2010.0001].
- Engelhardt, Henriette* 2011: Late Careers in Europe: Effects of Individual and Institutional Factors. In: *European Sociological Review*, published online April 14, 2011 [doi: 10.1093/esr/jcr024].
- Engelhardt, Henriette; Schmidt, Christopher* 2011: *Late Careers and Socio-Economic Structures in Europe*. Chair of Population Studies at the University of Bamberg. Discussion Paper Series No. DP 10/2011 [URL: <http://www.uni-bamberg.de/demografie>, 07.11.2012].
- Eurostat* 2010: *Statistics by theme* [URL: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/themes>, 28.05.2011].
- Garloff, Alfred; Pohl, Carsten; Schanne, Norbert* 2010: Do Smaller Labor Market Entry Cohorts Really Reduce German Unemployment? EALE Conference Paper. June 2010, London.
- Guo, Guang; Zhao, Hongxin* 2000: Multilevel Modelling for Binary Data. In: *Annual Review of Sociology* 26: 441-462 [doi: 10.1146/annurev.soc.26.1.441].
- Hairault, Jean-Olivier; Langot, François; Sopraseuth, Thepthida* 2010: Distance to Retirement and Older Workers' Employment: The Case for Delaying the Retirement Age. In: *Journal of European Economic Association* 8,5: 1034-1076 [doi: 10.1111/j.1542-4774.2010.tb00547.x].
- Hamermesh, Daniel S.* 1993: *Labor Demand*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Hutchens, Robert* 1986: Delayed Payment Contracts and a Firm's Propensity to Hire Older Workers. In: *Journal of Labor Economics* 4,4: 439-457.
- Hofäcker, Dirk* 2010: *Older Workers in a Globalizing World*. Cheltenham, UK: Edward Elgar [doi: 10.3384/ijal.1652-8670.1271A].
- Hox, Joop J.* 2010: *Multilevel Analysis: Techniques and Applications*, 2nd Edition. New York: Routledge.
- Kahn, Lisa B.* 2010: The Long-Term Labor Market Consequences of Graduating from College in a Bad Economy. In: *Labour Economics* 17,2: 303-316 [doi: 10.1016/j.labeco.2009.09.002].
- Kalwij, Adriaan; Kapteyn, Arie; de Vos, Klaas* 2009: Early Retirement and Employment of the Young. Netspar – Network for Studies on Pensions, Ageing and Retirement. Discussion Paper 03/2009 – 012. Tilburg [doi: 10.2139/ssrn.1508429].

- Keister, Lisa A.; Deeb-Sossa Natalia* 2001: Are Baby Boomers Richer Than Their Parents? Intergenerational Patterns of Wealth Ownership in the United States. In: *Journal of Marriage and Family* 63: 569-579 [doi: 10.1111/j.1741-3737.2001.00569.x].
- Korenman Sanders; Neumark, David* 2000: Cohort Crowding and Youth Labor Markets: A Cross-National Analysis. In: *Blanchflower; David G.; Freeman, Richard B.* (Hrsg.): *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries*. Chicago: NBER Chicago University Press: 57-105.
- Kwon, Illoong; Meyersson-Milgrom, Eva; Hwang, Seiwoon* 2010: Cohort Effects in Promotions and Wages. Evidence from Sweden and the United States. In: *Journal of Human Resources* 45,3: 772-808.
- Larsen, Klaus; Merlo, Juan* 2005: Appropriate Assessment of Neighborhood Effects on Individual Health: Integrating Random and Fixed Effects in Multilevel Logistic Regression. In: *Journal of Epidemiology* 161,1: 81-88 [doi: 10.1093/aje/kwi017].
- Larsen, Klaus; Petersen Jørgen H.; Budtz-Jørgensen, Esben; Endahl, Lars* 2000: Interpreting Parameters in the Logistic Regression Model with Random Effects. In: *Biometrics* 56,3: 909-914 [doi: 10.1111/j.0006-341X.2000.00909.x].
- Lazear, Edward R.* 1979: Why Is There Mandatory Retirement? In: *Journal of Political Economy* 87,6: 1261-1284.
- Lee, Jim* 2000: The robustness of Okun's law: Evidence from OECD countries. In: *Journal of Macroeconomics* 22,2: 331-356 [doi: 10.1016/S0164-0704(00)00135-X].
- Macunovich, Diane J.* 2009: Older Men: Pushed into Retirement by the Baby Boomers? IZA Discussion Paper No. 4652. Bonn.
- Merlo, Juan et al.* 2006: A Brief Conceptual Tutorial of Multilevel Analysis in Social Epidemiology: Using Measures of Clustering in Multilevel Logistic Regression to Investigate Contextual Phenomena. In: *Journal of Epidemiology and Community Health* 60: 290-297 [doi: 10.1136/jech.2004.023473].
- Merlo, Juan et al.* 2009: Individual and collective bodies: using measures of variance and association in contextual epidemiology. In: *Journal of Epidemiology and Community Health* 63: 1043-1048 [doi: 10.1136/jech.2009.088310].
- OECD* 2005: *Alterung und Beschäftigungspolitik Deutschland*. Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung. Paris: OECD Publishing [doi: 10.1787/9789264014060-de].
- Okun, Arthur M.* 1962: Potential GNP: Its Measurement and Significance. In: *American Statistical Association: Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association*. Alexandria: 89-104.
- Oreopoulos, Philip; von Wachter, Till; Heisz, Andrew* 2008: The Short-and Long-Term Career Effects of Graduating in a Recession: Hysteresis and Heterogeneity in the Market for College Graduates. IZA Discussion Paper No. 3578. Bonn.
- Prskawetz, Alexia; Lindh, Thomas* (Hrsg.) 2006: *The Impact of Population Ageing on Innovation and Productivity Growth in Europe*. Vienna Institute of Demography, Austrian Academy of Sciences. Research Report 28. Vienna.
- Rabe-Hesketh, Sophia; Skrondal, Anders* 2005: *Multilevel and Longitudinal Modelling Using Stata*. College Station, TX: Stata Press.
- Ruhm, Christopher J.* 1990: Bridge Jobs and Partial Retirement. In: *Journal of Labor Economics* 8,4: 482-501.
- Schils, Trudie* 2008: Early Retirement in Germany, the Netherlands, and the United Kingdom: A Longitudinal Analysis of Individual Factors and Institutional Regimes. In: *European Sociological Review* 24,3: 315-329 [doi: 10.1093/esr/jcn009].

- Schwarze, Johannes* 2003: Using Panel Data on Income Satisfaction to Estimate Equivalence Scale Elasticity. In: *Review of Income and Wealth* 49,3: 359-372 [doi: 10.1111/1475-4991.00092].
- Shimer, Robert* 2001: The Impact of Young Workers on the Aggregate Labor Market. In: *The Quarterly Journal of Economics* 116,3: 969-1007 [doi: 10.1162/00335530152466287].
- Snijders, Tom A.B.; Bosker, Roel. J.* 1999: *Multilevel Analysis. An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. London: Sage.
- Snijders, Tom A.B.* 2005: Power and Sample Size in Multilevel Linear Models. In: *Everitt, Brian S.; Howell, David C.* (Hrsg.): *Encyclopedia of Statistics in Behavioral Science*. Volume 3. Chichester: Wiley: 1570-1573 [doi: 10.1002/0470013192.bsa492].
- Stenberg, Anders; Wikström, Magnus* 2004: Higher Education and the Determination of Aggregate Male Employment by Age. In: *Education Economics* 12,1: 87-101 [doi: 10.1080/0964529042000193961].
- Welch, Finis* 1979: Effects of Cohort Size on Earnings: The Baby Boom Babies' Financial Bust. In: *Journal of Political Economy* 87,4: 65-98.
- Zimmermann, Klaus F.* 1991: Ageing and the Labour Market. Age Structure, Cohort Size, and Unemployment. In: *Journal of Population Economics* 4: 177-200.

Übersetzung des Originaltextes durch das Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung, nur zur Information. Der begutachtete und von den Autoren autorisierte englische Originalbeitrag ist unter dem Titel „Effects of Generational Competition and Substitution on Late Labour Participation and Labour Market Exit from a Multilevel Perspective“, DOI 10.12765/CPoS-2013-21en bzw. URN urn:nbn:de:bib-cpos-2013-21en4, auf <http://www.comparativepopulationstudies.de> verfügbar.

Eingegangen am: 18.01.2012

Angenommen am: 22.11.2012

Prof. Dr. Henriette Engelhardt, Christopher Schmidt (✉), Otto-Friedrich-Universität Bamberg, Bamberg, Deutschland. E-Mail: henriette.engelhardt-woelfler@uni-bamberg.de, christopher.schmidt@uni-bamberg.de
URL: <http://www.uni-bamberg.de/bamberg-graduate-schools/english/bagss/people/faculty/henriette-engelhardt-woelfler/>
URL: <http://www.uni-bamberg.de/bamberg-graduate-schools/english/bagss/people/doctoral-students/associate-members/christopher-schmidt/>

Anhang

	Erwerbsbeteiligung von Männern im Alter von 50-64 Jahren in Welle 1	Erwerbsausstieg von Männern im Alter von 50-61 Jahren zwischen Welle 1 und Welle 2
Alter 53-55 Jahre	-0,264+ (1,828)	1,079*** (4,200)
Alter 56-58 Jahre	-1,111*** (8,173)	1,996*** (8,368)
Alter 59-61 Jahre	-1,889*** (14,230)	2,641*** (12,496)
Alter 62-64 Jahre	-2,530*** (18,618)	---
Sekundarschulabschluss	0,219* (2,104)	-0,209 (1,072)
Hochschulabschluss	0,310** (2,875)	-0,321 (1,540)
Weniger gute Gesundheit	-0,907*** (10,608)	0,326* (2,268)
Log des ppp-bereinigten Haushaltseinkommens	0,447*** (4,682)	-0,335+ (1,774)
Log der Haushaltsgröße	0,288* (2,233)	-0,615** (2,580)
Partner/Partnerin erwerbstätig	2,251*** (18,547)	-0,407* (2,298)
Alleinstehend	0,648*** (5,526)	-1,072*** (4,469)
Selbständig		-0,767*** (3,463)
Arbeitslos		-0,010 (0,054)
Dienstleistungssektor		-0,181 (1,025)
Öffentlicher Sektor		0,275 (1,471)
25-199 Mitarbeiter		-0,106 (0,556)
200+ Mitarbeiter		0,247 (1,379)
Mit der Arbeitsstelle zufrieden		-0,555** (2,965)

Fortsetzung Anhang

	Erwerbsbeteiligung von Männern im Alter von 50-64 Jahren in Welle 1	Erwerbsausstieg von Männern im Alter von 50-61 Jahren zwischen Welle 1 und Welle 2
Varianz zwischen den Ländern	0,283** (2,725)	0,331* (2,203)
Intraklassen-Korrelationskoeffizient (ICC)	0,079	0,092
Median Odds Ratio (MOR)	1,661	1,732
<i>BIC</i>	3.826,1	2.123,8
Anzahl der Beobachtungen	4.493	2.700

Anmerkung: Standardisierte Beta-Koeffizienten; absolute t-Statistik in Klammern;
+ $p < 0,10$, * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Quelle: SHARE (Version 2.5.0); eigene Berechnungen

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

Assistant Managing Editor /

Stellvertretende Redakteurin

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@bib.bund.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 (Konstanz)

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)