

Erwerbskarrieren in Ostdeutschland – 20 Jahre nach der Deutschen Einheit und darüber hinaus

Johannes Geyer · Viktor Steiner

Eingegangen: 22. Februar 2010 / Angenommen: 3. September 2010 / Online veröffentlicht: 29. September 2010
© Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 2010

Zusammenfassung Die Arbeitslosigkeit in Ostdeutschland bewegt sich seit Jahren auf einem doppelt so hohen Niveau wie in Westdeutschland bei gleichzeitigem Rückgang der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung. Wir analysieren diese Entwicklungen für einzelne Geburtskohorten der Jahrgänge 1937–1971. Dazu schätzen wir auf der Basis des Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) für Männer und Frauen differenziert nach Bildungsgruppen Kohorteneffekte in den Erwerbsbiografien. Die Fortschreibung der zukünftigen Erwerbsbiografien auf Basis der geschätzten Kohorteneffekte zeigt einen starken Rückgang der über die gesamte Erwerbszeit kumulierten Dauer der Vollzeittätigkeit und einen dramatischen Anstieg der kumulierten Arbeitslosigkeit bei den jüngeren Geburtskohorten. Da dieses pessimistische Szenario auf der langfristigen Fortschreibung der für diese Kohorten sehr ungünstigen Arbeitsmarktentwicklung seit der Wiedervereinigung basiert, präsentieren wir auch Simulationsergebnisse für ein Alternativszenario mit einer günstigeren Arbeitsmarktentwicklung für jüngere Geburtskohorten.

Labour market careers in East Germany – 20 years after reunification and beyond

Abstract The unemployment rate in East Germany has been almost twice as high as in West Germany since unification.

J. Geyer (✉) · V. Steiner
DIW Berlin,
Mohrenstraße 58, 10117 Berlin, Deutschland
E-Mail: jgeyer@diw.de

V. Steiner
Freie Universität Berlin,
Berlin, Deutschland

At the same time, employment subject to social security contributions decreased markedly. We analyse how these developments are reflected in the careers of birth cohorts born between 1937 and 1971. German reunification affected these cohorts differently as they were between 53 and 29 years of age when the wall came down and thus in different stages of their careers. To account for this, we estimate cohort effects in employment careers for men and women differentiated by skill group on the basis of the Socio-Economic Panel (SOEP). Our projection of future careers, based on the estimated cohort effects, shows a massive decline in cumulated full-time employment over the life-cycle and a dramatic increase of unemployment for younger birth cohorts. Given that the estimation of cohort effects and the projection of future careers are based on a negative labour market development in East Germany since unification, we also analyse an alternative scenario characterized by an improvement of future employment careers of younger birth cohorts.

1 Einleitung

Die Entwicklung des ostdeutschen Arbeitsmarktes ist auch 20 Jahre nach dem Fall der Mauer unbefriedigend. Den radikalen institutionellen und ökonomischen Anpassungen der ersten Jahre nach der Wiedervereinigung folgten ein dramatischer Rückgang der Beschäftigung und ein starker Anstieg der Langzeitarbeitslosigkeit. Während in der DDR sowohl Männer als auch Frauen in der Regel kontinuierlich vollzeiterwerbstätig waren und es keine offene Arbeitslosigkeit gab, fand seit 1990 neben dem massiven Rückgang der Beschäftigung und dem Anstieg der Arbeitslosigkeit zudem eine Flexibilisierung des Arbeitsmarktes statt. Atypische Erwerbsformen wie Teilzeitarbeit, geringfügige Beschäftigung (Minijobs), Selbständigkeit ohne Beschäftigte

(„Scheinselbständigkeit“, „Ich-AG“) oder auch Leiharbeit gewinnen seitdem an Bedeutung. Die Flexibilisierung der Beschäftigung hatte in Westdeutschland schon etwas früher eingesetzt und beschleunigte sich in beiden Landesteilen in den vergangenen 20 Jahren. Dies zeigt sich z. B. im Rückgang des Anteils der Vollzeitbeschäftigten an der Gesamtbeschäftigung. Betrug dieser in Ostdeutschland im Jahr 1991 noch über 90%, sank er im Jahr 2007 auf nur mehr zwei Drittel (Sachverständigenrat 2008). Diese Entwicklung ging in Ostdeutschland auch mit einem wachsenden Niedriglohnssektor (Brenke 2006; Brenke u. Zimmermann 2009) einher. Diese Veränderungen wurden von einem sinkenden gewerkschaftlichen Organisationsgrad der Arbeitnehmer und einer geringen Bedeutung von Arbeitgeberverbänden in Ostdeutschland begleitet (Schnabel 2005).

Neben den unmittelbaren Konsequenzen für das laufende Einkommen hat dieser Wandel der Erwerbsverläufe im gesamtdeutschen Sozialversicherungssystem auch langfristige Auswirkungen. Denn die Absicherung z. B. im Fall von Arbeitslosigkeit, Erwerbsminderung oder Rente ist insbesondere an den zuvor über eine bestimmte Periode verdienten sozialversicherungspflichtigen Lohn gekoppelt. Durch die Integration der vergangenen ostdeutschen Erwerbsbiografien in das gesamtdeutsche Rentensystem wirken die kontinuierlichen Vollzeiterwerbsbiografien der DDR zwar noch nach, verlieren aber in den jüngeren Kohorten an Bedeutung.¹ Arbeitslosigkeit, niedrige Löhne und Diskontinuitäten prägen zunehmend die Erwerbsbiografien. Das wird heute schon zum einen in einem höheren Armutsrisiko in Ostdeutschland (Frick u. Grabka 2010) und zum anderen auch in bereits heute sinkenden Rentenanwartschaften (Frommert u. Himmelreicher 2010) deutlich. Obwohl allgemein erwartet wird, dass diese Entwicklungen nachhaltige Folgen für die Einkommenssicherung im Alter haben werden, sind empirische Forschungsergebnisse dazu spärlich gesät.

Unsere Studie leistet einen Beitrag zur Beantwortung der Frage, wie sich die Veränderungen am Arbeitsmarkt in den Erwerbsbiografien widerspiegeln und die kumulierten Erwerbszeiten im Lebenszyklus beeinflussen. Dabei ist die Schätzung von Kohorteneffekten in den kumulierten Erwerbszeiten von zentraler Bedeutung. Die Geburtskohorte ist deswegen wichtig, weil der „Schock“ der deutschen Wiedervereinigung die Ostdeutschen in Abhängigkeit ihres Alters unterschiedlich betraf. Eine gängige Hypothese in diesem Zusammenhang ist, dass dieser „Schock“ für jüngere Personen ökonomisch leichter zu verarbeiten war. Ältere Arbeitnehmer wären von den Folgen der Transformation besonders stark betroffen und

konnten sich schlechter anpassen als jüngere Kohorten, da sie einen Großteil des bereits im Sozialismus erworbenen Humankapitals abschreiben mussten (Gathmann 2005) und geringe Anreize zur Investition in das Humankapital älterer Menschen bestünden. Diese Argumentation dient in der Regel zur Erklärung der relativ geringen Renditen auf in der früheren DDR erworbene Berufserfahrung (Bird et al. 1994; Krueger u. Pischke 1995; Steiner u. Wagner 1997; Franz u. Steiner 2000; Orłowski u. Riphahn 2008). Dies könnte ebenso die Beschäftigungschancen Älterer nach der Wende verringert haben und ein Grund für die massive Anwendung von Frühverrentungsprogrammen in den ersten Jahren nach der Wiedervereinigung gewesen sein. Auf der anderen Seite weist Hunt (2002) darauf hin, dass besonders gering qualifizierte Personen von Entlassungen betroffen waren und zunächst versucht wurde, gut ausgebildete und erfahrene Arbeitskräfte zu halten (Turner 1998). Hinzu kommt die Übernahme des westdeutschen Kündigungsschutzes, der ältere Arbeitnehmer eher bevorzugt. Hier gilt es zu prüfen, ob die Unterschiede in der Betroffenheit von Arbeitslosigkeit bzw. im Beschäftigungsrückgang auch bei gleicher Bildung mit den Geburtskohorten variieren. Wenn sich ältere Kohorten schlechter an die Bedingungen der Marktwirtschaft anpassen können, würde man erwarten, dass sich die Erwerbsprofile der jüngeren Kohorten – relativ zu den älteren – wieder positiver entwickeln sollten. Dies wird in der empirischen Analyse durch die Berücksichtigung von Kohorteneffekten in den kumulierten Erwerbszeiten geprüft.

Da das Qualifikationsniveau eine wichtige Determinante des Arbeitslosigkeitsrisikos, ihrer Dauer und der Wiederbeschäftigungschancen ist (Steiner 1994; Berger et al. 1996; Hunt 2004), werden die Modelle getrennt nach Geschlecht und Qualifikationsniveau geschätzt. Obwohl nach der Wende geringqualifizierte Frauen besonders stark vom Beschäftigungsabbau betroffen waren (Hunt 2002), hatte dies nicht zur Folge, dass sich Frauen vom Arbeitsmarkt zurückgezogen oder sich dem Erwerbsmuster westdeutscher Frauen angepasst hätten. Die Partizipationsquote von Frauen in Ostdeutschland liegt trotz hoher Arbeitslosigkeit weiterhin über dem westdeutschen Niveau, und auch der Abbau staatlich organisierter Kindererziehungseinrichtungen hatte anscheinend keinen Einfluss auf die Erwerbsquote ostdeutscher Frauen (Hunt 2002; Bonin u. Euwals 2005).

Bei der Untersuchung der Erwerbsbiografien der Männer beziehen wir die versicherungspflichtige Vollzeiterwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit ein. Bei Frauen untersuchen wir zusätzlich auch Teilzeittätigkeit und Zeiten der Nichterwerbstätigkeit. Im nächsten Abschnitt präsentieren wir unsere Datenbasis und die Methode zur Identifikation der Kohorteneffekte. In Abschn. 3 beschreiben wir die Veränderung der Erwerbsbiografien über die Kohorten zwischen 1995 und 2005. Abschnitt 4 enthält die Darstel-

¹Zur Integration der ostdeutschen Erwerbsbiografien im Rahmen des Anspruchs- und Anwartschaftsüberführungsgesetzes (AAÜG) siehe z. B. BfA (1997).

Tabelle 1 Biografische und kalendarische Informationen im SOEP

	Biografiefragebogen	Kalendarien	
1	Vollzeiterwerbstätig	Vollzeiterwerbstätig	1
		Kurzarbeit	2
2	Teilzeiterwerbstätig	Teilzeiterwerbstätig	3
		Minijob	4
		Nebenjob	5
3	Arbeitslos	Arbeitslos	6
4	Hausfrau/Hausmann	Hausfrau/Hausmann	7
		Mutterschaftsfreistellung	8
5	Sonstige	Sonstige	9
6	Schule/Universität	Schule/Universität	10
7	Ausbildung/Training	Berufliche Ausbildung	11
		in betriebl. Erstausbildung, Lehre	12
		in Fortbildung, Umschulung	13
8	Wehr-/Zivildienst	Wehr-/Zivildienst	14
9	In Rente/Ruhestand	In Rente/Ruhestand	15
10	N.a.	Lücke	16

Anmerkungen: Im SOEP werden die retrospektiv erhobenen Informationen zur Biografie mit den Daten der Kalendarien, die während des Panelzeitraums erhoben werden, aktualisiert. Da das Kalendarium bezüglich der Aktivitäten mehr Ausprägungen enthält als die Biografiedaten, werden die einzelnen Aktivitäten entsprechend der Systematik in dieser Tabelle zusammengefasst.

Quelle: SOEP, eigene Darstellung.

lung und Interpretation unserer Schätzergebnisse zu den Kohorteneffekten. In Abschn. 5 werden die auf der Basis der geschätzten Kohorteneffekte bis zum Renteneintritt simulierten Erwerbsbiografien betrachtet. Dieses Basisszenario zeigt für die jüngeren ostdeutschen Geburtskohorten ein sehr pessimistisches Bild. Deswegen wird als Alternativszenario ein Modell ohne Kohorteneffekte simuliert. Dieses entspricht einem relativ optimistischen Szenario, da es auf der Annahme einer nachhaltigen Verbesserung des ostdeutschen Arbeitsmarktes basiert. Bei diesem optimistischen Szenario ergibt sich bei den jüngeren ostdeutschen Geburtskohorten im Vergleich zu den älteren zwar auch ein deutlicher Anstieg der Arbeitslosigkeit und Rückgang der Erwerbstätigkeit, diese Entwicklung ist gegenüber unserem Basisszenario jedoch sehr viel schwächer ausgeprägt.

2 Erwerbsbiografien im Kohortenvergleich

Die Analyse der Entwicklung der Erwerbsbiografien im Kohortenvergleich basiert auf dem Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) des DIW Berlin. Das SOEP ist eine repräsentative Befragung von Individuen und Haushalten in Deutschland; ostdeutsche Haushalte werden seit 1990 befragt.² Das letzte Jahr unseres Beobachtungszeitraums (Basisjahr) ist 2005.³ Auf der Basis retrospektiv erhobener Angaben zu

den individuellen Erwerbsbiografien können die kumulierten Erwerbszeiten und Arbeitslosigkeitszeiten rekonstruiert werden.⁴ Für die Zeit vor Eintritt in das Panel wird ein retrospektiv erhobener Biografiefragebogen ausgewertet. Der Biografiefragebogen enthält retrospektive Informationen zu jährlichen Aktivitäten (Tabelle 1) seit dem 15. Lebensjahr. Im SOEP wird die Biografie nach erstmaligem Beantworten der Fragen mit den Daten der jährlichen Erhebung aktualisiert. Während des Panelzeitraums liegen Angaben zu den Aktivitäten in einem bestimmten Jahr sowohl in Form der sogenannten „Kalendarien“ als auch der in jeder Welle erhobenen Informationen vor, die sich in der Regel auf den Monat vor dem Befragungszeitpunkt beziehen. Die einzelnen Aktivitäten werden in den Kalendarien detaillierter als im Biografiefragebogen erhoben (Tabelle 1) und müssen daher entsprechend den Kategorien des Biografiefragebogens angepasst werden.

Da im Biografiefragebogen mehrere Aktivitäten in einem Jahr angegeben werden können, haben wir außerdem angenommen, dass diese innerhalb eines Jahres gleich verteilt sind.⁵ Eine Ausnahme bilden dabei die Tätigkeiten „Hausfrau/Hausmann“ und „Sonstige“, die nachrangig klassifiziert werden: Erwerbstätigkeit wird als Vollzeit- und Teilzeitbeschäftigung gemessen, wobei diese Unterschei-

²Für weiterführende Informationen zum SOEP siehe z. B. Wagner et al. (2007).

³Die Wahl des Basisjahrs 2005 ergibt sich daraus, dass die Versicherungskontenstichprobe der Rentenversicherung, die zur Fortschreibung der

zukünftigen Erwerbsbiografien in Abschn. 5 mit dem SOEP verknüpft wird, zum Durchführungszeitpunkt der vorliegende Studie nur für dieses Jahr vorlag.

⁴Beamte und Selbstständige werden hier nicht berücksichtigt.

⁵Bei Statuswechseln kommt es häufiger vor, dass zwei Tätigkeiten angegeben werden.

Tabelle 2 Durchschnittliche kumulierte Biografiezeiten im Kohortenvergleich, Männer Ostdeutschland

	VZ SV	BT	SB	GS	TZ SV	BT	SB	MI	GS	SV VZ + TZ (Anteil)	AL	AL (Anteil)	BI
B1													
Alter 34–38													
1957–1961: 1995	13,8	0,2	0,1	14,1	0,3	0,0	0,0	0,0	0,3	0,65	0,5	0,03	13,8
1962–1966: 2000	14,1	0,2	0,2	14,5	0,1	0,0	0,0	0,0	0,1	0,64	0,8	0,04	14,1
1967–1971: 2005	12,9	0,1	1,2	14,2	0,3	0,0	0,0	0,0	0,4	0,60	1,3	0,06	12,9
Gesamt	13,7	0,2	0,4	14,3	0,2	0,0	0,0	0,0	0,3	0,64	0,8	0,04	13,7
Alter 44–48													
1947–1951: 1995	24,4	0,1	0,1	24,6	0,2	0,0	0,0	0,0	0,2	0,77	0,8	0,02	24,4
1952–1956: 2000	23,7	0,1	0,5	24,2	0,1	0,0	0,0	0,0	0,1	0,75	1,4	0,04	23,7
1957–1961: 2005	21,0	0,8	0,3	22,1	0,3	0,0	0,0	0,0	0,3	0,67	2,1	0,07	21,0
Gesamt	22,8	0,4	0,3	23,5	0,2	0,0	0,0	0,0	0,2	0,72	1,5	0,05	22,8
Alter 54–58													
1937–1941: 1995	34,3	0,0	0,1	34,5	0,2	0,0	0,0	0,0	0,3	0,83	0,5	0,01	34,3
1942–1946: 2000	33,1	0,2	0,2	33,5	0,7	0,0	0,0	0,0	0,7	0,81	1,1	0,03	33,1
1947–1951: 2005	31,6	0,2	0,3	32,0	0,3	0,0	0,0	0,0	0,4	0,77	1,9	0,04	31,6
Gesamt	33,2	0,1	0,2	33,5	0,4	0,0	0,0	0,0	0,4	0,80	1,1	0,03	33,2
B2													
Alter 34–38													
1957–1961: 1995	12,1	0,1	0,6	12,8	0,4	0,0	0,0	0,0	0,4	0,56	0,4	0,02	6,1
1962–1966: 2000	10,5	0,3	1,4	12,2	0,3	0,0	0,0	0,0	0,3	0,49	0,4	0,02	6,9
1967–1971: 2005	9,2	0,0	0,4	9,6	0,8	0,0	0,0	0,0	0,8	0,46	1,1	0,05	7,9
Gesamt	10,9	0,1	0,8	11,8	0,5	0,0	0,0	0,0	0,5	0,51	0,5	0,02	6,8
Alter 44–48													
1947–1951: 1995	20,9	0,4	0,8	22,0	0,2	0,0	0,0	0,0	0,2	0,66	0,4	0,01	6,6
1952–1956: 2000	19,9	0,2	1,7	21,8	0,1	0,0	0,0	0,0	0,1	0,63	0,3	0,01	6,9
1957–1961: 2005	18,8	0,3	2,8	21,9	0,5	0,0	0,0	0,0	0,6	0,60	1,0	0,03	6,0
Gesamt	19,8	0,3	1,8	21,9	0,3	0,0	0,0	0,0	0,3	0,63	0,6	0,02	6,5
Alter 54–58													
1937–1941: 1995	32,0	0,0	0,6	32,6	0,5	0,0	0,0	0,0	0,5	0,78	0,4	0,01	6,1
1942–1946: 2000	30,1	0,7	0,8	31,6	0,1	0,0	0,2	0,0	0,3	0,71	0,8	0,02	6,8
1947–1951: 2005	24,8	2,0	2,1	28,9	0,0	0,1	0,0	0,0	0,2	0,60	0,9	0,02	7,1
Gesamt	29,4	0,8	1,1	31,3	0,3	0,0	0,1	0,0	0,4	0,71	0,6	0,02	6,6

Anmerkungen: Tätigkeiten seit dem 15. Lebensjahr (in Jahren bzw. Anteil an Biografie seit dem 15. Lebensjahr) Kumulierte Dauer: VZ = Vollzeittätigkeit, TZ = Teilzeittätigkeit, AL = Arbeitslosigkeit, BI = Ausbildung, SV = sozialversicherungspflichtige Beschäftigung, BT = Zeit als Beamter, SB = selbstständige Beschäftigung, MI = Minijob (im Biografiefragebogen bzw. Kalendarium erst ab 2004 erfragt). B1 = geringe/mittlere Bildung, B2 = höhere Bildung – zur Klassifikation der Bildungsgruppen siehe Tabelle 12 (Anhang).

Quelle: SOEP 1984–2006, eigene Berechnungen.

derung auf der subjektiven Einschätzung über den Umfang der Tätigkeit seitens des Befragten basiert. Wenn eine Person angibt, sowohl Teilzeit zu arbeiten als auch „Hausmann“ zu sein, wird diese Aktivität mit 12 Monaten Teilzeit bewertet. Die Tabellen 10 und 11 (Anhang) zeigen, dass knapp 90% der Angaben aus den Biografiefragebögen und mehr als 90% aus den Kalendarien eindeutig zugeordnet werden können.

Im Zentrum unserer Analyse steht neben der Arbeitslosigkeit und der Nichterwerbstätigkeit die sozialversi-

cherungspflichtige Beschäftigung.⁶ Deswegen haben wir in einem nächsten Schritt alle Erwerbszeiten, die wir als nicht sozialversicherungspflichtig identifizieren konnten

⁶ Geringfügige Beschäftigungsverhältnisse (Minijobs) haben erst seit den Neuregelungen 2003 größere Bedeutung erlangt, Kohorteneffekte können daher nicht im Rahmen des hier verwendeten methodischen Ansatzes geschätzt werden. Der Anteil geringfügiger Beschäftigungsverhältnisse ist in Ostdeutschland nach wie vor geringer als in Westdeutschland und wird häufig innerhalb der Hinzuverdienstgrenzen des Bezugs von Arbeitslosengeld II ausgeübt.

Tabelle 3 Durchschnittliche kumulierte Biografiezeiten im Kohortenvergleich, Frauen Ostdeutschland

	VZ SV	BT	SB	GS	TZ SV	BT	SB	MI	GS	SV VZ + TZ (Anteil)	AL	NE	AL + NE (Anteil)	BI
B1														
Alter 34–38														
1957–1961: 1995	11,9	0,0	0,1	12,0	2,1	0,0	0,0	0,0	2,1	0,64	1,0	1,6	0,12	4,1
1962–1966: 2000	10,7	0,0	0,2	10,9	2,1	0,0	0,1	0,0	2,2	0,57	1,7	1,7	0,15	4,3
1967–1971: 2005	8,4	0,1	0,0	8,5	2,4	0,1	0,0	0,1	2,6	0,49	2,4	1,5	0,18	4,7
Gesamt	10,2	0,0	0,1	10,4	2,2	0,0	0,0	0,0	2,3	0,56	1,7	1,6	0,15	4,4
Alter 44–48														
1947–1951: 1995	20,6	0,0	0,1	20,7	3,2	0,0	0,0	0,0	3,2	0,75	1,0	1,4	0,08	3,9
1952–1956: 2000	20,0	0,0	0,3	20,4	2,0	0,0	0,0	0,0	2,0	0,69	2,1	1,4	0,11	4,0
1957–1961: 2005	18,4	0,0	0,5	18,9	3,3	0,0	0,0	0,0	3,4	0,68	2,4	1,4	0,12	4,3
Gesamt	19,6	0,0	0,3	19,9	2,9	0,0	0,0	0,0	3,0	0,70	1,8	1,4	0,10	4,1
Alter 54–58														
1937–1941: 1995	26,6	0,0	0,0	26,6	6,1	0,0	0,0	0,0	6,1	0,77	1,0	4,2	0,12	2,2
1942–1946: 2000	27,2	0,0	0,2	27,4	4,0	0,0	0,0	0,0	4,1	0,74	2,6	3,1	0,13	3,2
1947–1951: 2005	25,1	0,0	0,3	25,3	3,8	0,0	0,3	0,1	4,2	0,69	3,0	1,8	0,12	3,6
Gesamt	26,3	0,0	0,1	26,4	4,9	0,0	0,1	0,0	5,0	0,74	2,0	3,2	0,12	2,9
B2														
Alter 34–38														
1957–1961: 1995	11,7	0,0	0,1	11,9	1,2	0,0	0,0	0,0	1,2	0,59	0,4	0,7	0,05	6,4
1962–1966: 2000	9,7	0,1	0,5	10,3	1,5	0,0	0,0	0,0	1,6	0,51	0,9	0,7	0,07	7,1
1967–1971: 2005	7,3	0,7	0,5	8,5	2,0	0,6	0,1	0,0	2,8	0,43	0,9	0,5	0,07	7,2
Gesamt	9,9	0,2	0,3	10,4	1,5	0,2	0,0	0,0	1,7	0,52	0,7	0,7	0,06	6,9
Alter 44–48														
1947–1951: 1995	21,3	0,0	0,4	21,7	2,0	0,0	0,0	0,0	2,0	0,73	0,3	0,6	0,03	6,3
1952–1956: 2000	19,4	0,2	0,7	20,2	2,0	0,0	0,1	0,0	2,1	0,66	0,6	0,9	0,05	7,1
1957–1961: 2005	17,5	0,1	0,5	18,1	2,9	0,0	0,1	0,0	3,1	0,64	0,9	1,0	0,06	7,1
Gesamt	19,1	0,1	0,5	19,7	2,4	0,0	0,1	0,0	2,5	0,67	0,7	0,9	0,05	6,9
Alter 54–58														
1937–1941: 1995	28,3	0,0	0,4	28,7	3,4	0,0	0,0	0,0	3,4	0,76	0,3	1,5	0,04	6,1
1942–1946: 2000	27,6	0,2	0,6	28,3	4,0	0,0	0,0	0,0	4,0	0,75	0,9	1,0	0,04	6,1
1947–1951: 2005	25,5	0,4	1,0	26,9	3,8	0,0	0,0	0,1	3,9	0,70	1,5	0,7	0,05	7,1
Gesamt	27,2	0,2	0,6	28,0	3,7	0,0	0,0	0,0	3,8	0,74	0,8	1,1	0,05	6,4

Anmerkungen: Tätigkeiten seit dem 15. Lebensjahr (in Jahren bzw. Anteil an Biografie seit dem 15. Lebensjahr) Kumulierte Dauer: VZ = Vollzeitstätigkeit, TZ = Teilzeittätigkeit, AL = Arbeitslosigkeit, NE = Nichterwerbstätigkeit, BI = Ausbildung, SV = sozialversicherungspflichtige Beschäftigung, BT = Zeit als Beamter, SB = selbstständige Beschäftigung, MI = Minijob (im Biografiefragebogen bzw. Kalendarium erst ab 2004 erfragt). B1 = geringe/mittlere Bildung, B2 = höhere Bildung – zur Klassifikation der Bildungsgruppen siehe Tabelle 12 (Anhang).

Quelle: SOEP 1984–2006, eigene Berechnungen.

von den kumulierten Erwerbszeiten in Vollzeit- und Teilzeitbeschäftigung separiert. Dabei handelt es sich vor allem um Selbstständigkeit, Zeiten in einem Beamtenverhältnis und Minijobs. Die Tabellen 2 und 3 zeigen, wie sich diese Erwerbszeiten für die ostdeutschen Männer und Frauen bis zum Basisjahr der Untersuchung 2005 in den von uns betrachteten Kohorten entwickelt haben. Verglichen werden jeweils Personen in den Altersgruppen 34–38, 44–48 und 54–58 in den Jahren 1995, 2000 und 2005. Die Personen in den einzelnen Altersgruppen in einem bestimmten Kalenderjahr beziehen sich jeweils auf unterschiedliche Geburtskohorten.

Bei den Männern geht in allen Alters- und Bildungsgruppen die Bedeutung der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung zurück. In der Altersgruppe der 44–48-Jährigen ging die Vollzeitbeschäftigung für Männer mit geringer oder mittlerer Qualifikation von 24,4 auf 21 Jahre, bei den höher gebildeten Männern von 20,9 auf 18,8 Jahre zurück. Gleichzeitig hat sich die Arbeitslosigkeit in allen betrachteten Altersgruppen mehr als verdoppelt. Waren Männer zwischen 44 und 48 Jahren mit mittlerer oder geringer Qualifikation im Jahr 1995 im Durchschnitt knapp ein Jahr arbeitslos, stieg dieser Wert zehn Jahre später auf über zwei Jahre an. Das Niveau der Arbeitslosigkeit lag

allerdings bei den besser gebildeten Männern nur halb so hoch. Zum Teil ist der Rückgang der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung auch auf die Zunahme von Zeiten geringfügiger Beschäftigung, aber auch auf die Zunahme von Zeiten der Selbständigkeit und als Beamter zurückzuführen, die hier nicht betrachtet werden.⁷

Bei den Frauen zeigen sich hinsichtlich des Rückgangs der sozialversicherungspflichtigen Erwerbstätigkeit und des Anstiegs der Arbeitslosigkeit in den jüngeren Kohorten ähnliche Trends wie bei den Männern (Tabelle 3). Bei den jüngeren Altersgruppen hat die Vollzeitstätigkeit massiv abgenommen. Bei Frauen mit mittlerer oder geringer Qualifikation der Altersgruppe 34–38 sank die sozialversicherungspflichtige Vollzeitstätigkeit zwischen 1995 und 2005 von 11,9 auf 8,4 Jahre und von 20,6 auf 18,4 für die 44–48-jährigen. Dieser Rückgang wird nicht durch Teilzeittätigkeit kompensiert, die weniger verbreitet ist als in Westdeutschland und keinen Trend über die Kohorten aufweist.

Ähnlich drastisch verhält es sich für besser gebildete Frauen dieser Altersgruppen: Vollzeitstätigkeit bei den 44–48-Jährigen fällt von 21,3 auf 17,5 Jahre. Ähnlich wie bei den Männern ist der Rückgang der Beschäftigungszeiten von einem massiven Anstieg der Arbeitslosigkeit begleitet. Die hier nur für die Frauen ausgewiesene Entwicklung der Nichterwerbstätigkeit⁸ zeigt, dass die außerhalb des Arbeitsmarktes verbrachten Zeiten insbesondere in den jüngeren Kohorten deutlich zugenommen haben.

3 Schätzansatz und Identifikation der Kohorteneffekte

Individuelle Unterschiede in den Erwerbsbiografien können sowohl durch altersspezifische Effekte als auch durch Zeiteffekte oder Kohorteneffekte begründet sein. Beispielsweise hat die deutsche Wiedervereinigung die Bewohner der ehemaligen DDR zu einem bestimmten Zeitpunkt hinsichtlich ihrer Arbeitsmarktchancen in Abhängigkeit vom Alter sehr unterschiedlich betroffen (Abschn. 1). Diese Unterschiede versucht die Kohortenanalyse auszunutzen, um nachhaltige Kohorteneffekte zu identifizieren, die dann auch für die Fortschreibung der Erwerbsbiografien, insbesondere der jüngeren Kohorten, genutzt werden können.

Zu Schätzung von Kohorteneffekten spezifizieren wir ein ökonometrisches Modell, das die kumulierte Dauer in einer bestimmten Aktivität als lineare Funktion der Geburts-

kohorte K_{it} , des Alters A_{it} , von Periodeneffekten P_{it} und soziodemografischen Merkmalen, die in der Matrix X_{it} zusammengefasst sind, erklärt:

$$Y_{it}^* = \alpha_0 + \alpha_1 K_{it} + \alpha_2 A_{it} + \alpha_3 P_t^* + \beta X_{it} + \varepsilon_{it},$$

wobei Y_{it}^* die kumulierte Dauer (in Jahren) im jeweiligen Zustand (Voll- und Teilzeiterwerbstätigkeit, Arbeitslosigkeit und Nichterwerbstätigkeit) der Person i in der Periode t repräsentiert. Je nach betrachtetem Zustand (Vollzeittätigkeit, Teilzeit, Arbeitslosigkeit) und betrachteter Gruppe (Frauen, Männer, Bildungsgruppe) kann diese Variable für einen mehr oder weniger großen Teil der Stichprobe Werte von Null aufweisen, d. h. zensiert sein. Die Störgröße ε erfasst sonstige unbeobachtete Einflussfaktoren auf die kumulierte Dauer, wobei angenommen wird, dass diese nicht mit den erklärenden Variablen in der obigen Gleichung korreliert sind. Die erklärenden Variablen in X sind das Alter des ersten Kindes sowie eine Dummyvariable für weitere Kinder, Familienstand und Nationalität. α_0 ist die Regressionskonstante, α_1 , α_2 , α_3 , und β sind Vektoren zu schätzender Parameter, wobei die Vektoren α_1 und α_2 die Kohorten- und Alterseffekte messen und sich α_3 auf den Vektor der im Folgenden beschriebenen Transformation der Periodendummies bezieht.

Eine grundsätzliche methodische Schwierigkeit bei der Schätzung der obigen Gleichung ergibt sich aus der Tatsache, dass die Geburtskohorte, das Alter und die Periode voneinander linear abhängig sind, da sich die Zugehörigkeit zu einer Geburtskohorte als Differenz der Periode und des Alters darstellen lässt: $K_{it} = P_{it} - A_{it}$. Die Parameter dieser drei Variablen können daher nicht einzeln geschätzt werden, d. h. sie sind ohne weitere Restriktionen nicht identifiziert (Heckman u. Robb 1985; Glenn 2005).⁹ Zur Identifikation folgen wir hier einem Ansatz von Deaton (Deaton u. Paxson 1994; Deaton 1997), der davon ausgeht, dass die Periodeneffekte orthogonal zu einem linearen Trend sind und sich über die Beobachtungsperiode zu Null addieren.¹⁰ Periodeneffekte werden also wie Konjunktoreffekte als zyklische Abweichungen von einem Trend modelliert, die sich im Durchschnitt über die Zeit ausgleichen, während Trends in den Daten den Kohorteneffekten zugeordnet werden.¹¹

⁷ So zeigt eine detailliertere Betrachtung z. B., dass insbesondere Männer mit höherer Bildung in den Altersgruppen 44–48 bzw. 54–58 mehr Zeiten als Selbstständige oder Beamte aufweisen, während Teilzeittätigkeit weniger ausgeprägt ist und keinen eindeutigen Trend aufweist.

⁸ „Nichterwerbstätigkeit“ steht für die Aktivität „Hausfrau/Mann“ und bezieht sich nur auf die Aktivität auf dem Arbeitsmarkt. Die Haushaltsproduktion und die Kinderbetreuung fallen nach dieser Definition auch unter „Nichterwerbstätigkeit“.

⁹ Auf der Basis von Querschnittsdaten ist es im Allgemeinen nicht möglich, diese Effekte zu trennen, weshalb geschätzte „Altersprofile“ oft neben dem Alterseffekt auch einen Kohorteneffekt enthalten und nicht eindeutig identifiziert sind.

¹⁰ Wie in Deaton (1997) erklärt, wird die Orthogonalisierung durch eine geeignete Transformation der Periodendummies erreicht: $P_t^* = P_t - (t-1)P_2 + (t-2)P_1$, wobei P_t ein üblicher Zeitdummy ist, der den Wert eins in der Periode t annimmt. Diese Transformation beinhaltet auch die Restriktion, dass sich die Zeiteffekte über den Zyklus zu Null addieren.

¹¹ Für alternative Ansätze zur Schätzung von Kohorteneffekten siehe z. B. Fitzenberger et al. (2004) und Boockmann u. Steiner (2006).

Diese Annahme erscheint uns für die betrachteten Kohorten deswegen nicht unplausibel, weil diese zum Zeitpunkt der Wiedervereinigung bereits alle auf dem Arbeitsmarkt aktiv waren und wir die kumulierten Erwerbszeiten über den Lebenszyklus betrachten. Natürlich ist der Anstieg der durchschnittlichen Arbeitslosigkeit seit der Wiedervereinigung nicht linear verlaufen und die ökonomische Entwicklung in Ostdeutschland konvergiert nur relativ langsam zum westdeutschen Niveau. Die Annahme eines linearen Trends in unserer Kohortenanalyse impliziert nicht, dass dieser gesamtwirtschaftliche Anpassungsprozess linear verläuft. Unsere identifizierende Annahme bezieht sich auf die kumulierten individuellen Erwerbs- bzw. Arbeitslosigkeitszeiten und impliziert, dass sich diese bei den jüngeren Kohorten im späteren Erwerbsverlauf nicht nachhaltig besser entwickeln als die der älteren Kohorten. Da diese Annahme unsere Fortschreibung der Erwerbsbiografien auf der Basis der geschätzten Kohorteneffekte wesentlich beeinflusst, analysieren wir in Abschn. 5.2 ein Alternativszenario, bei dem die Biografien ohne Kohorteneffekte fortgeschrieben werden. Dieses Alternativszenario impliziert die Annahme einer deutlich günstigeren zukünftigen Entwicklung der Erwerbsbiografien jüngerer Kohorten. Dabei müssten längere Arbeitslosigkeitszeiten zu einem frühen Zeitpunkt in der Erwerbskarriere durch deutlich geringere Arbeitslosigkeit in der späteren Erwerbsphase ausgeglichen werden.

Die Unterscheidung von Kohorten- und Zeiteffekten ist umso eher möglich, je länger der Beobachtungszeitraum ist. Zur Schätzung der Kohorteneffekte werden alle Beobachtungen von Personen zwischen 1990 und 2005 genutzt, die sich nicht in Ausbildung oder Rente befinden und die nicht Beamte oder Selbstständige sind. Für diese Personen kumulieren wir die Zeiten, die sie in Vollzeit- und (für Frauen) Teilzeiterwerbstätigkeit sowie in Arbeitslosigkeit und Nichterwerbstätigkeit verbracht haben. Teilzeit und Nichterwerbstätigkeit werden hier wegen der geringen quantitativen Bedeutung dieser Aktivitäten für Männer nur für Frauen berücksichtigt.

Da die in einem bestimmten Erwerbsstatus (z. B. Teilzeit) im Lebenszyklus verbrachte Zeit je nach betrachteter Gruppe (z. B. Frauen) einen mehr weniger großen Anteil mit kumulierten Dauern von Null („strukturelle Nullen“) aufweist, schätzen wir die obige Gleichung mittels Tobit-Modellen differenziert nach Geschlecht und Bildungsabschluss (geringe/mittlere und höhere Bildung).¹²

¹² Da wir eine mögliche Selektion bezüglich der Bildungsvariablen bei den nach Bildung differenzierten Tobit-Schätzungen nicht kontrollieren, könnten die Kohorteneffekte in den Erwerbsbiografien verzerrt geschätzt sein, falls die Bildungsentscheidung von (unbeobachteten) Variablen abhängt, die wir in den Tobit-Modellen nicht kontrollieren und die auch mit der Erwerbsbiografie korreliert sind. Eine Selektionskorrektur auf der Basis

Tabelle 12 (Anhang) zeigt die Bildungsgruppen, die im SOEP unterschieden werden. In Ostdeutschland gibt es in den untersten Bildungskategorien wenig Beobachtungen, sodass die Stufen 1–3 der ISCED-Klassifikation aus dem SOEP zusammengefasst werden und nur nach den Bildungsgruppen geringe/mittlere und höhere Bildung unterschieden wird. Unterschiede innerhalb dieser beiden Bildungsgruppen werden bei der Schätzung der Kohorteneffekte durch entsprechende Dummyvariablen statistisch kontrolliert. Fallzahlen und deskriptive Statistiken der Variablen sind in den Tabellen 13 und 14 (Anhang) ausgewiesen. Die Ergebnisse (marginale Effekte) der Tobit-Schätzungen sind in den Tabellen 15 und 16 (Anhang) dokumentiert und werden im Folgenden diskutiert.

4 Kohorteneffekte in den bisherigen Erwerbsbiografien

Die im Folgenden präsentierten Kohorteneffekte basieren auf den geschätzten Tobit-Modellen der kumulierten Biografiezeiten und geben den „marginalen“ Effekt der Zugehörigkeit zu einer bestimmten Kohorte relativ zur Referenz der Geburtskohorte 1937–1941 auf den (unbedingten) Erwartungswert der kumulierten Dauer im jeweiligen Erwerbsstatus in Jahren an.¹³ Die marginalen Effekte sind für alle Kohorten jeweils bei den Gruppenmittelwerten der erklärenden Variablen, d. h. insbesondere auch zum jeweils gleichen Alter, berechnet. Entsprechend den Schätzungen der Tobit-Modelle weisen wir die marginalen Effekte differenziert nach Geschlecht und Bildungsabschluss aus.

Die in Tabelle 4 für die Männer ausgewiesenen Kohorteneffekte bestätigen die bereits in Abschn. 2 dargestellte Entwicklung eines starken Rückgangs der kumulierten Dauer der Vollzeittätigkeit und eines dramatischen Anstiegs der kumulierten Arbeitslosigkeit in den jüngeren Geburtskohorten. Während für die Kohorte 1942–1946 der Unterschied zur vorhergehenden Kohorte 1937–1941 in der Gruppe mit geringer oder mittlerer Bildung gering ist, vergrößert er sich mit jeder folgenden jüngeren Kohorte. Männer mit höherer Bildung weisen einen geringeren Effekt auf, der sich erst ab der Kohorte 1957–1961 deutlich

eines diskreten Entscheidungsmodells des Bildungsabschlusses wäre zwar im Prinzip möglich, würde aber voraussetzen, dass die im SOEP vorhandenen Variablen den Bildungsabschluss über die Kohorten statistisch signifikant beeinflussen, wobei bereits die Kohorteneffekte berücksichtigt wurden. Insbesondere für die älteren Kohorten dürfte die im SOEP enthaltene Information dafür nicht ausreichen. Aus diesem Grunde und weil der damit verbundene Aufwand den Rahmen der vorliegenden Arbeit sprengen dürfte, haben wir hier auf diese Erweiterung unseres Ansatzes verzichtet.

¹³ Dieser Erwartungswert bezieht sich sowohl auf positive als auch auf Dauern von Null. Wir berichten die unbedingten marginalen Effekte, weil wir mit dem unbedingten Erwartungswert die Erwerbsbiografien simulieren. In Tabelle 17 und 18 sind die jeweiligen bedingten marginalen Effekte ausgewiesen.

Tabelle 4 Kohorteneffekte in den Biografien nach Bildungsabschluss, Männer (unbedingte marginale Effekte, Tobit-Modelle)

	VZ		AL	
	ME	S.e.	ME	S.e.
B1				
1942–1946	-0,29	0,60	0,65	0,20
1947–1951	-1,18	0,57	1,49	0,30
1952–1956	-1,94	0,56	2,52	0,33
1957–1961	-3,05	0,58	3,54	0,37
1962–1966	-3,19	0,58	3,89	0,40
1967–1971	-3,39	0,59	4,62	0,42
B2				
1942–1946	-0,35	0,51	0,22	0,13
1947–1951	-1,95	0,70	0,64	0,18
1952–1956	-2,64	0,62	0,72	0,20
1957–1961	-3,17	0,65	1,19	0,26
1962–1966	-3,64	0,69	1,44	0,30
1967–1971	-5,08	0,74	2,20	0,41

Anmerkungen: Kumulierte Dauer: VZ = Vollzeitätigkeit, TZ = Teilzeitätigkeit, AL = Arbeitslosigkeit. ME = marginaler Effekt, S.e. = geschätzter Standardfehler des Kohorteneffekts unter Berücksichtigung von Cluster auf der Personenebene. B1 = geringe/mittlere Bildung, B2 = höhere Bildung – zur Klassifikation der Bildungsgruppen siehe Tabelle 12 (Anhang).

Quelle: SOEP, eigene Berechnungen – Tabelle 15 (Anhang).

von den älteren Kohorten unterscheidet. Bemerkenswert ist, dass der für ostdeutsche Männer mit höherer Bildung geschätzte negative Effekt auf die Vollzeitätigkeit in den jüngeren Kohorten mit 5 Jahren noch deutlich stärker ausgeprägt ist als bei Männern mit geringer oder mittlerer

Ausbildung. Andererseits findet sich ein deutliches Bildungsdifferential bezüglich des Kohorteneffekts auf die kumulierte Arbeitslosigkeit, der mit knapp 5 Jahren in der jüngsten Kohorte ostdeutscher Männer mit geringer oder mittlerer Ausbildung gut doppelt so groß ist wie der für höher qualifizierte Männer in dieser Kohorte.

Für die Frauen weisen die geschätzten Kohorteneffekte bezüglich der kumulierten Arbeitslosigkeitsdauer auf eine ähnliche Entwicklung hin (Tabelle 5). Für ostdeutsche Frauen mit geringer oder mittlerer Bildung zeigen die für die jüngsten Kohorte geschätzten Effekte einen Anstieg der kumulierten Arbeitslosigkeitsdauer von gut 8 Jahren, in der Geburtskohorte 1962–1966 von immerhin noch knapp 7 Jahren und in der Geburtskohorte 1952–1961 von gut 5 Jahren. Diese Gruppe war in frühen Jahren vergleichsweise stark von Arbeitslosigkeit betroffen. Unter unseren Modellannahmen hat dies zur Folge, dass sich die Arbeitslosigkeitsdauer im Lebenszyklus deutlich verlängert (Abschn. 5). Im Vergleich dazu sind die für Frauen mit höherer Bildung geschätzten Kohorteneffekte mit drei zusätzlichen Jahren Arbeitslosigkeit in der jüngsten Kohorte eher gering. Dieses Ergebnis bestätigt den Befund, dass Frauen im Durchschnitt etwas stärker durch den Transformationsprozess betroffen waren als Männer und sich dies auch in den kumulierten Erwerbszeiten wiederfinden lässt (Abschn. 1).

Interessant ist, dass die in der letzten Spalte der Tabelle ausgewiesenen Kohorteneffekte einen leichten Anstieg in der kumulierten Dauer der Nichterwerbstätigkeit von ostdeutschen Frauen mit höherem Bildungsabschluss in den jüngeren Kohorten zeigen. Im Vergleich dazu weisen

Tabelle 5 Kohorteneffekte in den Biografien nach Bildungsabschluss, Frauen (unbedingte marginale Effekte, Tobit-Modelle)

	VZ		TZ		AL		NE	
	ME	S.e.	ME	S.e.	ME	S.e.	ME	S.e.
B1								
1942–1946	0,58	1,18	-0,89	0,56	1,42	0,29	-0,60	0,35
1947–1951	0,17	1,15	-0,88	0,55	2,80	0,35	-1,08	0,29
1952–1956	-1,01	1,13	-1,37	0,51	4,47	0,40	-0,92	0,30
1957–1961	-1,78	1,13	-1,16	0,55	5,38	0,43	-0,96	0,31
1962–1966	-3,78	1,12	-0,49	0,62	6,82	0,47	-0,58	0,35
1967–1971	-5,74	1,10	-0,46	0,63	8,20	0,47	0,17	0,42
B2								
1942–1946	-1,69	1,36	0,67	0,79	0,41	0,22	0,19	0,47
1947–1951	-1,53	1,26	1,20	0,79	0,91	0,28	0,03	0,38
1952–1956	-2,14	1,22	1,00	0,74	1,20	0,29	0,14	0,38
1957–1961	-3,33	1,22	1,91	0,82	1,47	0,30	0,37	0,41
1962–1966	-5,54	1,21	3,25	0,97	2,46	0,41	0,99	0,50
1967–1971	-6,94	1,22	4,65	1,15	3,05	0,52	1,60	0,63

Anmerkungen: Kumulierte Dauer: VZ = Vollzeitätigkeit, TZ = Teilzeitätigkeit, AL = Arbeitslosigkeit, NE = Nichterwerbstätigkeit. ME = marginaler Effekt, S.e. = geschätzter Standardfehler des Kohorteneffekts unter Berücksichtigung von Cluster auf der Personenebene. B1 = geringe/mittlere Bildung, B2 = höhere Bildung – zur Klassifikation der Bildungsgruppen siehe Tabelle 12 (Anhang).

Quelle: SOEP, eigene Berechnungen – Tabelle 16 (Anhang).

die entsprechenden Kohorteneffekte für die Gruppe mit geringer oder mittlerer Bildung keinen Trend auf. Bemerkenswert sind bei den ostdeutschen Frauen auch die Unterschiede in den geschätzten Kohorteneffekten auf die Erwerbstätigkeit nach Bildungsabschlüssen. In der Gruppe mit geringer oder mittlerer Bildung sinkt in den jüngsten Kohorten die kumulierte Dauer der Vollzeitwerbstätigkeit um knapp 6 Jahre, bei den Frauen mit höherer Bildung sogar um knapp 7 Jahre. Bei Letzteren ist dies jedoch mit einem starken Anstieg der kumulierten Teilzeittätigkeit um fast 5 Jahre verbunden, während in der Gruppe mit geringer oder mittlerer Bildung die Teilzeittätigkeit in den jüngeren Kohorten sogar leicht abnimmt.

5 Simulierte Erwerbsbiografien bis zum Renteneintritt

Während der Großteil der ältesten hier untersuchten Geburtskohorte 1937–1941 das Erwerbsleben am Ende unseres Schätzzeitraums (Basisjahr 2005) bereits beendet hatte, befinden sich die jüngeren Kohorten noch in der Mitte oder – je nach Ausbildungsabschluss – am Beginn ihres Erwerbslebens. Für diese Kohorten muss der Großteil der Erwerbsbiografie im Lebenszyklus daher simuliert werden, während für die älteren Kohorten der Großteil der Erwerbsbiografie aus den retrospektiv erhobenen Angaben im SOEP rekonstruiert werden kann. Allerdings sind diese Angaben aus den in Abschn. 2 genannten Gründen mit erheblichen Schätzfehlern verbunden. Die Verfügbarkeit der Versicherungskontenstichprobe der Rentenversicherung als „Scientific Use File“ (SUFVSKT 2005) für die wissenschaftliche Forschung ermöglicht eine wesentlich genauere Berechnung versicherungsrelevanter Erwerbs- und Arbeitslosigkeitszeiten bis zum Basisjahr 2005. Andererseits werden in diesen Daten der Rentenversicherung bestimmte Zeiten der Erwerbsbiografien, wie z. B. Arbeitslosigkeit ohne Leistungsanspruch, geringfügige Beschäftigung ohne Verzicht auf die Versicherungsfreiheit und in der Regel Zeiten einer selbständigen Tätigkeit nicht erfasst. Da nur rentenrelevante Merkmale erhoben werden, ist die Berücksichtigung des Haushaltszusammenhangs mit den Rentenversicherungsdaten allein nicht möglich. Aus diesem Grund fehlen in den Rentenversicherungsdaten auch für einen sehr großen Anteil aller Fälle Angaben zum Bildungsabschluss.

Für unsere Forschungsfrage sind die Daten der Rentenversicherung und das SOEP daher komplementär. Indem die beiden Datensätze mittels der Methode des „statistischen Matching“ zusammengeführt werden, kann für die rentenversicherungsrelevanten Biografiezeiten die in den Rentenversicherungsdaten enthaltene Information bis zum Basisjahr genutzt werden, um die aus dem SOEP retrospektiv berechneten und potenziell fehlerhaft gemessenen Biografiezeiten

zu ersetzen. Wir nehmen dabei an, dass die aus Matching-Verfahren resultierenden statistischen Fehler geringer sind als die sich durch die Rekonstruktion der Erwerbsbiografien aus dem SOEP ergebenden. Andererseits können die in den Rentenversicherungsdaten fehlenden Angaben zum Bildungsabschluss und bestimmten Haushaltsvariablen (Familienstand, Kinder), die für die Schätzung der Tobit-Modelle wichtig sind, aus dem SOEP übernommen werden.¹⁴

Ausgehend von den kumulierten Biografiezeiten im Basisjahr 2005 und den geschätzten Kohorteneffekten simulieren wir in Abschn. 5.1 für alle Personen die kumulierten Dauern der individuellen Erwerbsbiografien im gesamten Lebenszyklus, d. h. bis zum individuellen Renteneintritt. Der Renteneintritt wird entsprechend der Verteilung des Rentenzugangsalters in der Rentenzugangstatistik nach bestimmten Merkmalen geschätzt (Geyer u. Steiner 2010, Kap. 3.2.4) und für die einzelnen Kohorten unter der Annahme einer Regelaltersgrenze von 65 Jahren fortgeschrieben. Dabei wurde hier nicht berücksichtigt, dass für die jüngeren Kohorten das gesetzliche Rentenalter auf 67 Jahre steigt und der frühzeitige Renteneintritt ab 2011 nur noch sehr beschränkt möglich sein wird. Dadurch dürfte das effektive Rentenzugangsalter und damit auch die Erwerbsdauer für die jüngsten Kohorten unterschätzt werden.¹⁵ In unserem Basisszenario nehmen wir bei der Simulation an, dass die auf der Basis der bisherigen Erwerbsbiografien geschätzten und im vorhergehenden Abschnitt beschriebenen Kohorteneffekte für die jeweilige Geburtskohorte auch für die Zukunft gelten. Während für die älteren Geburtskohorten die beobachtete bisherige Erwerbsbiografie bereits einen Großteil des individuellen Lebenszyklus abdeckt, repräsentiert diese für die jüngeren Geburtskohorten nur dessen erste Phase. Für diese Geburtskohorte muss daher der Großteil der Erwerbsbiografie simuliert werden. Da diese Simulation auf einer sehr ungünstigen vergangenen Arbeitsmarktentwicklung basiert, die in unserem Basisszenario für die jüngsten Kohorten über einen sehr langen Zeitraum fortgeschrieben wird, präsentieren wir in Abschn. 5.2 Simulationsergebnisse für ein Szenario, das von einer im Vergleich zu unserem Basisszenario viel günstigeren Arbeitsmarktentwicklung ausgeht („Positive Arbeitsmarktentwicklung Ostdeutschland“).

¹⁴Das statistische Matching erfolgt hier mittels der Propensity-score-Methode nach dem Nearest-neighbor-Verfahren (mit Zurücklegen), vgl. dazu z. B. Cameron u. Trivedi (2005, Kap. 25.4). Ausführlich wird das hier angewandte Verfahren und die zugrunde liegenden Variablen in Geyer u. Steiner (2010, Kap. 3.2.1) beschrieben.

¹⁵Allerdings könnte es auch gegenläufige Effekte geben. Beispielsweise könnte bei einem auch zukünftig hohen Niveau der Langzeitarbeitslosigkeit unter Älteren die Anzahl der Personen im ALG-II-Bezug, die aufgrund der Nachrangigkeit dieser Sozialleistung nach Vollendung des 63. Lebensjahrs in die gesetzliche Rente wechseln müssen (sogenannte Zwangsrenten), steigen.

5.1 Simulation mit empirisch geschätzten Kohorteneffekten

Die in den folgenden Tabellen ausgewiesenen Simulationsergebnisse beziehen sich auf die mittels der Hochrechnungsfaktoren und der Methode der statischen Alterung (vgl. dazu Anhang) auf die Gesamtpopulation im Kalenderjahr des individuellen Renteneintritts hochgerechneten Werte. Auch innerhalb einer nach Geschlecht und Bildung differenzier-ten Teilgruppe spiegelt die Differenz in den kumulierten Biografiezeiten zwischen einer bestimmten Kohorte und der ältesten Kohorte (Geburtskohorte 1937–1941) daher neben den reinen Kohorteneffekten, die den im vorhergehenden Abschnitt dargestellten marginalen Effekten entsprechen, auch strukturelle Änderungen in der Population zwischen den Kohorten wider. Deswegen zeigen die in den folgenden Tabellen präsentierten simulierten kumulierten Erwerbszeiten bzw. Arbeitslosigkeitsdauern zwar ähnliche Muster wie bei den Kohorteneffekten, die Differenz in den kumulierten Erwerbszeiten und Arbeitslosigkeitsdauern zwischen den Kohorten stimmt im Allgemeinen jedoch nicht mit den geschätzten Kohorteneffekten überein.

Die in Tabelle 6 für die Männer ausgewiesenen Simulationsergebnisse zeigen einen starken Rückgang der kumulierten Erwerbszeiten und eine gleichzeitige Zunahme der Arbeitslosigkeitsdauern in den jüngeren Kohorten.¹⁶ In der Gruppe mit geringer oder mittlerer Bildung erreichen die jüngsten Kohorten nur 84%, in der Gruppe mit höherer Bildung nur 88% der kumulierten Erwerbszeiten der ältesten Kohorte. Dieser stetige Rückgang der Vollzeit-erwerbstätigkeit wird begleitet von einem Anstieg der kumulierten Arbeitslosigkeitsdauer im Lebensverlauf. Hat diese in der Kohorte 1937–1941 bei Personen mit geringer oder mittlerer Bildung noch rund 2,3 und mit höherer Bildung 1,4 Jahre betragen, erreichte sie bei der jüngsten Kohorte im Durchschnitt 9,4 bzw. 5,2 Jahre. Ein höheres Qualifikationsniveau ist zwar in allen Geburtskohorten mit einer geringeren kumulierten Arbeitslosigkeitsdauer verbunden, der relative Anstieg der Arbeitslosigkeit in den jüngeren Kohorten ist aber auch in der Gruppe mit höherer Bildung dramatisch.

Die Erwerbsbiografien der Kohorten mit geringer oder mittlerer Bildung verlängern sich leicht über die Kohorten hinweg, die der besser gebildeten verkürzen sich. Eine mögliche Erklärung für den ersten Effekt ist das frühere Ausscheiden der älteren Kohorten aus dem Arbeitsmarkt. Die Arbeitsmarktprogramme der 1990er-Jahre waren u. a. durch die Förderung von Frühverrentung geprägt. Davon haben insbesondere Personen mit niedriger Qualifikation Gebrauch gemacht. Bei den Personen mit höherer Bildung

¹⁶ Wie bereits oben erwähnt, modellieren wir nicht alle Biografiezeiten, so dass sich für eine bestimmte Kohorte die geschätzten Effekte nicht zu Null summieren müssen.

Tabelle 6 Simulierte Biografie bis zum Renteneintritt – Männer

Bildung:	VZ		AL	
	B1	B2	B1	B2
1937–1941	40,4	37,2	2,3	1,4
1942–1946	39,4	36,5	3,6	2,1
1947–1951	38,7	34,5	4,6	2,9
1952–1956	37,9	33,7	6,1	3
1957–1961	36,2	33,2	7,9	3,9
1962–1966	36,1	32,3	8	4,1
1967–1971	35,7	31,3	9,4	5,2
Durchschnitt	37,6	34,3	6,2	3,1

Anmerkungen: Kumulierte Erwerbszeiten in den simulierten Biografien zum effektiven Renteneintrittsalter. VZ = Vollzeittätigkeit, AL = Arbeitslosigkeit. B1 = geringe/mittlere Bildung, B2 = höhere Bildung – zur Klassifikation der Bildungsgruppen siehe Tabelle 12 (Anhang).

Quelle: SOEP, SUFVSKT 2005; eigene Berechnungen.

scheint der Trend zu anderer, nicht sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung der entscheidende Faktor dafür zu sein, dass die simulierten Erwerbszeiten zurückgehen.

Für die Frauen fallen der Rückgang der kumulierten Erwerbstätigkeit und der Anstieg der Arbeitslosigkeit in den jüngeren Kohorten noch stärker als für die Männer aus (Tabelle 7). In der jüngsten Kohorte sinkt die kumulierte Dauer der Vollzeittätigkeit auf 78% der ältesten bei den Frauen mit geringer und mittlerer Bildung und sogar auf 76% bei den Frauen mit höherer Bildung. Die kumulierte Dauer der Teilzeiterwerbstätigkeit entwickelt sich bei Frauen mit geringer und mittlerer Bildung relativ stabil, während sie bei den Frauen mit höherer Bildung von ca. 4 Jahren auf mehr als 10 Jahre zunimmt. Die kumulierte Dauer der Arbeitslosigkeit steigt in den jüngeren Kohorten stark an. Bereits in der ältesten Kohorte sind Frauen mit geringer oder mittlerer Bildung im Lebensverlauf mit 3,1 Jahren relativ lange arbeitslos. Deren kumulierte Arbeitslosigkeitsdauer steigt bis zur Kohorte 1967–1971 um mehr als das Vierfache auf über 13 Jahre. Aber auch bei Frauen mit höherer Bildung nimmt die kumulierte Arbeitslosigkeit von knapp 2 auf 7 Jahre zu. Diese dramatische Entwicklung wird nur zum Teil dadurch etwas relativiert, dass die Nicht-erwerbstätigkeit, die in Ostdeutschland eine wesentlich geringe Bedeutung für die Erwerbsbiografie von Frauen hat als in Westdeutschland, in den jüngeren Kohorten mit geringer oder mittlerer Bildung weitgehend stabil bleibt.

5.2 Szenario „Positive Arbeitsmarktentwicklung Ostdeutschland“

Bei den jüngeren Kohorten ist es aufgrund des langen Fortschreibungszeitraums bis zum Renteneintritt unvermeidlich, dass die Fortschreibung mit großer Unsicherheit

Tabelle 7 Simulierte Biografien bis zum Renteneintritt – Frauen

Bildung:	VZ		TZ		AL		NE	
	B1	B2	B1	B2	B1	B2	B1	B2
1937–1941	30,6	34,8	7,7	4,0	3,1	1,8	4,7	1,6
1942–1946	31,2	32,9	5,8	5,0	5,4	3,0	3,8	2,1
1947–1951	30,5	33,1	5,7	5,4	6,9	3,8	3,0	1,7
1952–1956	29,1	32,4	4,8	5,2	8,9	4,4	3,4	2,0
1957–1961	28,4	31,5	5,1	6,3	9,9	4,8	3,2	2,0
1962–1966	26,3	28,8	6,3	8,1	11,5	6,4	3,8	3,0
1967–1971	24,0	26,6	6,5	10,1	13,3	7,0	5,0	4,0
Durchschnitt	28,4	31,3	5,8	6,4	8,9	4,7	3,8	2,3

Anmerkungen: Kumulierte Erwerbszeiten in den simulierten Biografien. VZ = Vollzeittätigkeit, TZ = Teilzeittätigkeit, AL = Arbeitslosigkeit, NE = Nichterwerbstätigkeit. B1 = geringe/mittlere Bildung, B2 = höhere Bildung – zur Klassifikation der Bildungsgruppen siehe Tabelle 12 (Anhang).

Quelle: SOEP, SUFVSKT 2005; eigene Berechnungen.

verbunden ist. Dies betrifft neben der Unsicherheit über die allgemeine Arbeitsmarktentwicklung auch die Fortschreibung der geschätzten Kohorteneffekte.¹⁷ Da die Simulation der Erwerbsbiografien im vorhergehenden Abschnitt auf einer sehr ungünstigen Arbeitsmarktentwicklung basiert, präsentieren wir im Folgenden Simulationsergebnisse für ein als „Positive Arbeitsmarktentwicklung Ostdeutschland“ bezeichnetes Alternativszenario. Dieses Szenario basiert auf der Annahme, dass die zukünftigen Erwerbsbiografien der durchschnittlichen Entwicklung im Beobachtungszeitraum 1990–2005 entsprechen. Die Fortschreibung der zukünftigen Erwerbsbiografien erfolgt mit dem durchschnittlichen Periodeneffekt und impliziert, dass die Kohorteneffekte in den Alters- und (orthogonalisierten) Periodeneffekten enthalten sind. Je länger der Fortschreibungshorizont ist, desto größer ist daher der Einfluss des durchschnittlichen Periodeneffektes auf die kumulierten Erwerbszeiten zum Renteneintritt. Daher entwickeln sich die simulierten zukünftigen Erwerbsbiografien in Ostdeutschland in den jüngeren Kohorten deutlich günstiger als entsprechend unserem Basisszenario, bei dem mit den empirisch geschätzten Kohorteneffekten fortgeschrieben wird.¹⁸ Die Simulationsergebnisse für dieses Alternativszenario sind

in Tabelle 8 für die Männer und Tabelle 9 für die Frauen ausgewiesen.

Im Vergleich zu den Simulationsergebnissen im Basisszenario in Tabelle 6 ergibt sich bei Männern mit geringer oder mittlerer Bildung im Durchschnitt über alle Kohorten ein Anstieg in der kumulierten Dauer der Vollzeittätigkeit um knapp 1,5 Jahre, bei höherer Bildung beträgt dieser Effekt sogar 3 Jahre. Noch bedeutsamer sind die Unterschiede bei der Arbeitslosigkeit: Im Durchschnitt über alle Kohorten reduziert sich im Alternativszenario die kumulierte Arbeitslosigkeitsdauer um mehr als die Hälfte von gut 6 in unserem Basisszenario auf 2,5 Jahre. Auch bei den Männern mit höherer Bildung halbiert sich die kumulierte Arbeitslosigkeit nahezu. Auch bei den Frauen zeigen die Simulationsergebnisse für das Alternativszenario in Tabelle 9 eine deutliche günstigere Entwicklung als in unserem in Tabelle 6 ausgewiesenen Basisszenario. Im Durchschnitt über alle Kohorten steigt die kumulierte Dauer der Vollzeittätigkeit für Frauen mit geringer oder mittlerer Bildung um rund 2 Jahre und für

Tabelle 8 Simulierte Erwerbsbiografie – Szenario „positive Arbeitsmarktentwicklung Ostdeutschland“, Männer

Bildung:	VZ		AL	
	B1	B2	B1	B2
1937–1941	40,4	37,2	2,3	1,4
1942–1946	37,2	37,1	2,4	2,4
1947–1951	40,1	39,1	2,1	1,4
1952–1956	39,8	37,3	2,9	1,6
1957–1961	39,0	39,5	3,1	1,2
1962–1966	39,7	37,3	2,6	2,1
1967–1971	40,3	34,3	2,9	1,9
Durchschnitt	39,0	37,3	2,6	1,7

Anmerkungen: Kumulierte Erwerbszeiten in den simulierten Biografien ohne Kohorteneffekte. VZ = Vollzeittätigkeit, AL = Arbeitslosigkeit. B1 = geringe/mittlere Bildung, B2 = höhere Bildung – zur Klassifikation der Bildungsgruppen siehe Tabelle 12 (Anhang).

Quelle: SOEP, SUFVSKT 2005; eigene Berechnungen.

¹⁷ Für die Kohorten der Geburtsjahrgänge 1942–1961 ist ein Vergleich unserer Simulationsergebnisse zu den Biografiezeiten mit denen der Studie „Altersvorsorge in Deutschland (AVID) 2005“ (Deutsche Rentenversicherung und BMAS 2007) möglich. Da die dieser Studie zugrunde liegenden Daten der Wissenschaft für Analysezwecke nicht zur Verfügung stehen, ist ein Vergleich auf das publizierte Tabellenmaterial beschränkt und eine Differenzierung nach Bildung ist nicht möglich. Trotz der völlig unterschiedlichen methodischen Ansätze weist auch die AVID-Studie für die vergleichbaren Kohorten ähnliche Trends bezüglich der Vollzeiterwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit wie unsere Studie aus (Geyer u. Steiner 2010, Kap. 4.4).

¹⁸ Höherqualifizierten Frauen stellen hier die einzige Ausnahme dar, für die wir ohne Berücksichtigung von Kohorteneffekten keine Zunahme der Teilzeittätigkeit und dadurch bedingt im Durchschnitt kürzere Erwerbsbiografien schätzen.

Tabelle 9 Simulierte Erwerbsbiografie – Szenario „positive Arbeitsmarktentwicklung Ostdeutschland“, Frauen

Bildung:	VZ		TZ		AL		NE	
	B1	B2	B1	B2	B1	B2	B1	B2
1937–1941	30,6	34,8	7,7	4,0	3,1	1,8	4,7	1,6
1942–1946	32,1	32,5	4,6	4,6	3,6	1,7	3,8	1,5
1947–1951	31,3	34,1	6,1	5,3	3,6	2,2	4,2	1,5
1952–1956	31,5	35,7	5,2	4,4	5,0	1,9	4,6	1,9
1957–1961	32,5	36,4	7,0	4,0	2,9	1,7	4,3	1,4
1962–1966	29,8	34,3	7,4	4,2	3,6	2,1	5,3	1,9
1967–1971	28,7	33,3	7,5	5,0	4,0	1,6	5,6	3,2
Durchschnitt	30,6	34,1	6,1	4,4	3,5	1,9	4,6	1,7

Anmerkungen: Kumulierte Erwerbszeiten in den simulierten Biografien ohne Kohorteneffekte. Kumulierte Dauer: VZ = Vollzeittätigkeit, TZ = Teilzeittätigkeit, AL = Arbeitslosigkeit, NE = Nichterwerbstätigkeit. B1 = geringe/mittlere Bildung, B2 = höhere Bildung – zur Klassifikation der Bildungsgruppen siehe Tabelle 12 (Anhang).

Quelle: SOEP, SUFVSKT 2005; eigene Berechnungen.

höher gebildete Frauen um fast 3 Jahre im Vergleich zum Basisszenario an.

Die Abweichungen bei den kumulierten Erwerbs- und Arbeitslosigkeitszeiten gegenüber dem Basisszenario sind bei den jüngeren Kohorten relativ groß: Für Männer mit mittlerer oder geringer Bildung betragen sie ca. 4,5 Jahre bei der Vollzeittätigkeit und 6,5 Jahre bei der Arbeitslosigkeit, für Frauen sind die Unterschiede zwischen den beiden Simulationen bei der Arbeitslosigkeit noch deutlich stärker ausgeprägt. Bei den älteren Kohorten sind diese Abweichungen vergleichsweise gering, da für diese im Basisjahr bereits ein verhältnismäßig großer Anteil der gesamten Biografiezeiten erfasst ist und nur ein relativ kurzer Zeitraum bis zum Renteneintritt simuliert wird. Die älteste Geburtskohorte wird dadurch nicht betroffen, da sich der ganz überwiegende Teil dieser Kohorte im Basisjahr 2005 bereits in Rente befindet.

Der starke Rückgang der kumulierten Arbeitslosigkeit im Durchschnitt über alle Kohorten in unserem Alternativszenario relativ zum Basisszenario mag überraschen, da Ersteres ja im Wesentlichen die Fortschreibung der durchschnittlichen ostdeutschen Arbeitsmarktentwicklung seit der Wiedervereinigung beinhaltet und diese seit Ende der 1990er-Jahre durch einen starken Anstieg der Langzeitarbeitslosigkeit gekennzeichnet war. Dabei ist allerdings zu berücksichtigen, dass die offen ausgewiesene Arbeitslosigkeit und insbesondere die Langzeitarbeitslosigkeit bis Ende der 1990er-Jahre in Ostdeutschland noch vergleichsweise gering war und durch den massiven Einsatz von Maßnahmen der „aktiven“ Arbeitsmarktpolitik überdeckt wurde. Dabei hatten insbesondere sogenannte „Strukturanpassungsmaßnahmen“ und „Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen“ erhebliche Bedeutung, die Beschäftigung in Vollzeittätigkeit und zu Tariflöhnen über mehrere Jahre ermöglichten (Hagen u. Steiner 2000). Der Einsatz dieser Maßnahmen wurde seit Ende der 1990er-Jahre auch in den neuen Ländern drastisch

reduziert, im Basisjahr 2005 hatten sie praktisch keinerlei Bedeutung mehr (Caliendo u. Steiner 2005). Zu diesem Zeitpunkt hatte die offen ausgewiesene Arbeitslosigkeit in Ostdeutschland ein deutlich über dem westdeutschen Durchschnitt liegendes Niveau erreicht.

6 Schlussfolgerung

Unsere empirische Analyse der bisherigen Entwicklung und die Simulation der zukünftigen Erwerbsbiografien in Ostdeutschland zeigen einen starken Rückgang der sozialversicherungspflichtigen Vollzeiterwerbstätigkeit und einen dramatischen Anstieg der kumulierten Arbeitslosigkeit in den jüngeren Geburtskohorten, insbesondere für Personen mit geringer oder mittlerer Bildung. Werden die Erwerbsbiografien auf Basis der geschätzten Kohorteneffekte bis zum Renteneintritt fortgeschrieben, ergibt sich zwischen der ältesten und der jüngsten Kohorte bei den Männern mit geringer oder mittlerer Bildung ein Anstieg der kumulierten Arbeitslosigkeitsdauer von gut 2 auf über 9 Jahre, bei den Frauen von ungefähr 3 auf 13 Jahre. Auch bei Frauen und Männern mit höherer Bildung ist der relative Anstieg der kumulierten Arbeitslosigkeit dramatisch, wenn auch von einem deutlich niedrigeren Niveau ausgehend.

Diese Entwicklung unterscheidet sich deutlich von der in Westdeutschland, wo bei den Männern die kumulierte Vollzeittätigkeit in der jüngeren Geburtskohorte zwar auch relativ stark zurückgeht und die kumulierte Arbeitslosigkeit steigt, eine starke Zunahme der Arbeitslosigkeit aber vor allem für Personen mit geringer Bildung zu erwarten ist (Geyer u. Steiner 2010). Bei den Frauen ist ein deutlicher Anstieg der kumulierten Arbeitslosigkeit vor allem bei Personen mit geringer Bildung zu erwarten, die Erwerbstätigkeit wird in den jüngeren Kohorten vor allem bei Frauen mit höherer Bildung deutlich zunehmen. Ein partieller An-

gleichungsprozess zwischen Ost- und Westdeutschland in den Erwerbsbiografien der jüngeren Kohorten ist vor allem bei den Frauen durch eine Zunahme der Teilzeittätigkeit und Zeiten der Nichterwerbstätigkeit zu erwarten.

In Ostdeutschland basiert die dramatische Zunahme der kumulierten Arbeitslosigkeit bis zum Renteneintritt bei den jüngeren Kohorten auf der Fortschreibung der seit der Wiedervereinigung vorherrschenden ungünstigen Arbeitsmarktentwicklung. Die Simulationsergebnisse spiegeln insofern ein Szenario wider, in dem sich die starke Zunahme der Arbeitslosigkeit der jüngeren Kohorten seit der deutschen Wiedervereinigung ungebremst fortsetzt. Da für die jüngsten Kohorten die zukünftigen Erwerbsbiografien bis zum Renteneintritt über einen Zeitraum von bis zu 30 Jahren simuliert werden müssen, hat diese Annahme erhebliche Auswirkungen auf die Simulationsergebnisse. Daher haben wir auch ein Alternativszenario „positive Arbeitsmarktentwicklung Ostdeutschland“ analysiert, bei dem im Wesentlichen die Erwerbsbiografien mit dem durchschnittlichen Zeittrend der Beobachtungsperiode fortgeschrieben wurden. Da die bis zum Basisjahr 2005 kumulierte Arbeitslosigkeitsdauer jüngerer Kohorten auch im Vergleich zu der älterer bereits sehr hoch ist, impliziert dieses Alternativszenario die Annahme einer deutlich geringeren zukünftigen Arbeitslosigkeit als für die älteren Kohorten zwischen dem 35. Lebensjahr und dem Renteneintritt. In diesem Fall würden der starke Rückgang der Erwerbstätigkeit und der dramatische Anstieg der kumulierten Arbeitslosigkeit bei den jüngeren Kohorten deutlich abgeschwächt, wenn auch nicht vollkommen kompensiert.

Aus unserer Sicht wird die zukünftige Entwicklung der Erwerbsbiografien in Ostdeutschland eher durch unser Basisszenario als durch das relativ optimistische Alternativszenario beschrieben. Derzeit gibt es keine empirisch fundierten Hinweise darauf, dass sich das hohe Niveau der Arbeitslosigkeit in Ostdeutschland in nächster Zukunft merklich reduzieren wird. Zudem müsste sich nicht nur die allgemeine ökonomische Lage verbessern, sondern auch die Arbeitsmarktsituation der jüngeren Kohorten relativ zu der der älteren. Längere Zeiten von Arbeitslosigkeit im Lebenszyklus wirken dem entgegen, da damit tendenziell auch die zukünftigen Beschäftigungschancen sinken. Eine interessante Fragestellung wäre in diesem Kontext, ob die jüngeren Kohorten, die erst nach der Wende auf den Arbeitsmarkt eintraten, sogar bessere Startbedingungen hatten, als die Kohorten, die sich bereits im Erwerbsleben befanden. Darüber hinaus müsste sich die Arbeitsmarktlage der jüngeren Kohorten gegenüber den älteren Kohorten deutlich verbessern. Obwohl uns dies aus heutiger Sicht nicht sehr wahrscheinlich erscheint, ist es auch nicht ausgeschlossen, falls bei einer deutlichen Reduktion des Arbeitsangebots aufgrund der demografischen Entwicklung die Arbeitsnachfrage weitgehend stabil bleibt. Da davon

auszugehen ist, dass die Anforderungen an die Qualifikation der Arbeitskräfte im Zuge der technologischen Entwicklung weiter steigen werden, setzt dies aber auch voraus, dass sich die Abwanderung qualifizierter junger Menschen aus Ostdeutschland nicht weiter fortsetzt. Je länger die ungünstige Arbeitsmarktlage anhält, desto unwahrscheinlicher wird die durch unser Alternativszenario beschriebene relative Stabilisierung der Erwerbskarrieren jüngerer Geburtskohorten in Ostdeutschland.

Kurzfassung

Die Arbeitslosigkeit in Ostdeutschland bewegt sich seit Jahren auf einem doppelt so hohen Niveau wie in Westdeutschland, bei gleichzeitigem Rückgang der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung. Wir analysieren, wie sich die individuellen Erwerbskarrieren der ostdeutschen Bevölkerung der Jahrgänge 1937–1971 entwickelt haben und was dies für deren zukünftigen Verlauf bedeutet. Dazu schätzen wir auf der Basis des Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) für Männer und Frauen differenziert nach Bildungsgruppen Kohorteneffekte in den Erwerbsbiografien. Diese nutzen wir, um die Erwerbsbiografien bis zum individuellen Renteneintritt fortzuschreiben. Zur Rekonstruktion der Erwerbsbiografien vor der deutschen Wiedervereinigung kombinieren wir die Informationen des SOEP mit dem „Scientific Use File“ der Versichertenkontenstichprobe der Deutschen Rentenversicherung.

Unsere Simulationsergebnisse zeigen einen starken Rückgang der sozialversicherungspflichtigen Vollzeit-erwerbstätigkeit und einen dramatischen Anstieg der kumulierten Arbeitslosigkeit in den jüngeren Geburtskohorten, insbesondere für Personen mit geringer oder mittlerer Bildung. Werden die Erwerbsbiografien auf Basis der geschätzten Kohorteneffekte bis zum Renteneintritt fortgeschrieben, ergibt sich zwischen der ältesten und der jüngsten Kohorte bei den Männern mit geringer oder mittlerer Bildung ein Anstieg der kumulierten Arbeitslosigkeitsdauer von gut 2 auf über 9 Jahre, bei den Frauen von ungefähr 3 auf 13 Jahre. Auch bei Frauen und Männern mit höherer Bildung ist der relative Anstieg der kumulierten Arbeitslosigkeit dramatisch, wenn auch von einem deutlich niedrigeren Niveau ausgehend.

Da diese Simulationsergebnisse für die jüngeren Kohorten auf der Fortschreibung der seit der Wiedervereinigung vorherrschenden ungünstigen Arbeitsmarktentwicklung basieren, haben wir auch ein Alternativszenario „positive Arbeitsmarktentwicklung Ostdeutschland“ analysiert, bei dem die Erwerbsbiografien mit dem durchschnittlichen Zeittrend der Beobachtungsperiode fortgeschrieben wurden. Dieses Alternativszenario impliziert die Annahme einer deutlich geringeren zukünftigen Arbeitslosigkeit als für die älteren Kohorten zwischen dem 35. Lebensjahr und dem

Renteneintritt. In diesem Fall würden der starke Rückgang der Erwerbstätigkeit und der dramatische Anstieg der kumulierten Arbeitslosigkeit bei den jüngeren Kohorten deutlich abgeschwächt, wenn auch nicht vollständig kompensiert. Dazu müsste sich aber nicht nur die allgemeine ökonomische Lage in Ostdeutschland verbessern, sondern auch die zukünftigen Erwerbskarrieren der jüngeren Kohorten relativ zu der der älteren. Längere Zeiten von Arbeitslosigkeit im Lebenszyklus wirken dem entgegen, da damit tendenziell auch die zukünftigen Beschäftigungschancen sinken.

Obwohl uns eine nachhaltige Verbesserung für die Arbeitsmarktperspektiven dieser Kohorten aus heutiger Sicht nicht sehr wahrscheinlich erscheint, ist es auch nicht ausgeschlossen, falls bei einer deutlichen Reduktion des Arbeitsangebots aufgrund der demografischen Entwicklung die Arbeitsnachfrage weitgehend stabil bleibt. Da davon auszugehen ist, dass die Anforderungen an die Qualifikation der Arbeitskräfte im Zuge der technologischen Entwicklung weiter steigen werden, setzt dies aber voraus, dass sich die Abwanderung qualifizierter junger Menschen aus Ostdeutschland nicht weiter fortsetzt. Je länger die ungünstige Arbeitsmarktlage anhält, desto unwahrscheinlicher wird die durch unser Alternativszenario beschriebene relative Stabilisierung der Erwerbskarrieren jüngerer Geburtskohorten in Ostdeutschland.

Executive summary

Twenty years after reunification, the Eastern German labour market remains characterised by high unemployment and a marked decrease of full-time jobs subject to social security contributions. We analyse the development of individual employment careers of East German birth cohorts 1937–1971 in this period and what the developments imply for their evolution. We use panel data from the German Socio-Economic Panel (SOEP) to estimate cohort effects in employment careers differentiated by gender and education level and apply these estimates to project employment careers until retirement age. To reconstruct employment careers before German reunification we combine information from the SOEP and from the Scientific Use File of individual insurance records from the German pension fund.

Our simulation results show a dramatic decline in cumulated full-time employment over the life-cycle and a massive increase of unemployment for younger birth cohorts for both men and women, especially for people with a low or medium level of education. The youngest male birth cohort in this skill group accumulates seven more years of unemployment in comparison with the oldest birth cohort; for women in this skill group, the effect even amounts to ten years. For higher-educated people estimated effects are smaller but still substantial.

Since our simulation results are based on the very poor performance of the Eastern Germany labour market since reunification, we have also analysed an alternative scenario based on the assumption that future employment careers of younger birth cohorts follow the average trend over all cohorts in our observation period. This assumption implies that the future careers of younger birth cohorts improve markedly relative to those of older birth cohorts to compensate for the large difference in unemployment already cumulated by younger birth cohorts at the end of the observation period. In this scenario, the strong employment decline and dramatic increase in cumulated unemployment among younger birth cohorts would be significantly dampened although not fully compensated. This more optimistic scenario would not only require a substantial overall improvement of the East German labour market but also an improvement of future employment careers of younger birth cohorts relative to those of older cohorts. This does not seem very likely, given that the high level of long-term unemployment accumulated since reunification may well have negative effects on future employment careers.

Although the long-term improvement of the younger birth cohorts' labour market situation does not seem very likely from today's perspective, it is also not inconceivable in case the marked reduction in labour supply due to demographic ageing is accompanied by a stable labour demand. Given the technological change is biased towards skilled workers, an improvement of the East German labour market would require, however, that the brain drain of young qualified employees to West Germany can be stopped. The longer the unfavourable labour market situation persists, the more difficult it will be to achieve such improvements.

Anhang A

Fortschreibung der kumulierten Erwerbsbiografien

Die Fortschreibung der Erwerbsbiografien bis zum Renteneintritt erfolgt ausgehend von den kumulierten Dauern im Basisjahr 2005 auf der Basis der geschätzten Profile unter Berücksichtigung der geschätzten Kohorteneffekte (Abschn. 4) In den Simulationen schreiben wir die zukünftigen Erwerbsbiografien mit dem unbedingten Erwartungswert von Y_{it} , d. h. $E(Y_{it}|Z_{it})$, fort. Die in einem bestimmten Jahr t in einer bestimmten Aktivität verbrachte Zeit ergibt sich dann als Differenz der Erwartungswerte der kumulierten Dauer dieser Aktivität in t und in $(t - 1)$ als $\max[0, y_{it} = E(Y_{it}|Z_{it}) - E(Y_{it-1}|Z_{it-1})]$.

Die Bevölkerung wird auf Basis einer Haushaltsprognose nach der in Buslei et al. (2006, S. 29–33) entwickelten Methode fortgeschrieben. Dabei wird die vorausberechnete

Bevölkerung auf die Haushalte aufgeteilt, untergliedert nach den folgenden Merkmalen:

- dem Alter des Haushaltsvorstandes,
- dem Geschlecht des Haushaltsvorstandes,
- der Region (Ost- oder Westdeutschland),
- dem Haushaltstyp (Anzahl der Personen im Haushalt) und
- dem Bildungsabschluss des Haushaltsvorstandes.

Basis der Bevölkerungsfortschreibung ist die differenzierte Analyse der Entwicklung in der Vergangenheit auf der Grundlage der „Scientific Use Files“ des Mikrozensus. Die Fortschreibung der Bevölkerung im SOEP erfolgt mittels des Verfahrens der „statischen Alterung“ („static ageing“). Dabei wird von Verhaltensanpassungen abgesehen, die Fortschreibung der Bevölkerung beschränkt sich auf eine Umgewichtung der Hochrechnungsfaktoren der Datenba-

sis entsprechend der Bevölkerungsfortschreibung für den gesamten Simulationszeitraum. Durch diese Umgewichtung erhalten z. B. Personen einer bestimmten Altersgruppe, deren Anteil an der Gesamtpopulation im Ausgangsjahr der Simulation p_0 und deren Hochrechnungsfaktor x_0 beträgt, im Simulationsjahr t bei einem dann zu erwartenden Bevölkerungsanteil von p_t einen Hochrechnungsfaktor $x_t = x_0(p_t/p_0)$ zugewiesen. Dadurch repräsentieren Personen, deren Bevölkerungsanteil zwischen dem Basis- und einem gegebenen Eckjahr der Simulation gestiegen (gesunken) ist, bei der Hochrechnung für das betreffende Eckjahr einen entsprechend größeren (geringeren) Teil einer exogen gegebenen Bevölkerung. Die Anpassung der Hochrechnungsfaktoren an diese Randverteilungen wird nach dem Prinzip des minimalen Informationsverlusts vorgenommen (Merz 1983).

Anhang B

Ergänzende Tabellen

Tabelle 10 SOEP-Biografie-Fragebogen – Lücken, eindeutige und multiple Zustände (Kohorten 1937–1971)

Status pro Jahr	Männer		Frauen		Gesamt		Kum. %
	Anzahl	%	Anzahl	%	Anzahl	%	
Lücke	2.370	0,6	2.752	0,7	5.122	0,7	0,7
Eindeutig	333.505	89,3	308.575	82,5	642.080	85,9	86,6
2 Beobachtungen	33.339	8,9	54.632	14,6	87.971	11,8	98,3
3 Beobachtungen	3.804	1	7.010	1,9	10.814	1,4	99,8
4 Beobachtungen	525	0,1	791	0,2	1.316	0,2	100
5 Beobachtungen	84	0	109	0	193	0	100
6 Beobachtungen	6	0	23	0	29	0	100
7 Beobachtungen	1	0	3	0	4	0	100
8 Beobachtungen	0	0	1	0	1	0	100
Gesamt	373.634	100	373.896	100	747.530	100	0

Anmerkung: Jede Aktivität, die für ein Jahr angegeben wurde, stellt eine Beobachtung dar. Aufgrund der Möglichkeit, mehrere Angaben machen zu können, treten dabei mehrere Beobachtungen für das selbe Individuum in einem Jahr auf.

Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Tabelle 11 SOEP-Kalendarium – Lücken, eindeutige und multiple Zustände (Kohorten 1937–1971)

Status	Männer		Frauen		Gesamt		Anzahl
	Anzahl	%	Anzahl	%	Anzahl	%	
Eindeutig	1.358.458	95,1	1.247.657	86,2	2.606.115	90,6	90,6
2 Beobachtungen	67.168	4,7	192.167	13,3	259.335	9	99,7
3 Beobachtungen	2.405	0,2	7.346	0,5	9.751	0,3	100
4 Beobachtungen	64	0	73	0	137	0	100
5 Beobachtungen	1	0	0	0	1	0	100
6 Beobachtungen	0	0	1	0	1	0	100
Gesamt	1.428.096	100	1.447.244	100	2.875.340	100	0

Anmerkung: Jede Aktivität, die für einen Monat angegeben wurde, stellt eine Beobachtung dar. Aufgrund der Möglichkeit, mehrere Angaben machen zu können, treten dabei mehrere Beobachtungen für das selbe Individuum in einem Monat auf.

Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Tabelle 12 Zuordnung der verwendeten schulischen und beruflichen Bildungsabschlüsse

Gruppen in der Simulation	SOEP-Klassifikation: ISCED	Schulische Bildung	Berufliche Bildung
B1	1	Kein oder sonstiger Abschluss	Kein Abschluss
	2	Hauptschulabschluss, Realschulabschluss	Kein Abschluss
	3	Fachoberschulabschluss, Hochschulreife (Abitur)	Oder Abgeschlossene Lehre, Berufsfachschule, Schule des Gesundheitswesens, Beamtenausbildung, sonstiger Abschluss
B2	4	Fachoberschulabschluss, Hochschulreife (Abitur)	Und Abgeschlossene Lehre, Berufsfachschule, Schule des Gesundheitswesens, sonstiger Abschluss
	5	Fachoberschulabschluss, Hochschulreife (Abitur)	Und Beamtenausbildung Meister, Techniker
	6		Fachhochschulabschluss, Hochschulabschluss

Quelle: SOEP, eigene Darstellung.

Tabelle 13 Schätzung der Kohorteneffekte – Fallzahlen

Bildung:	Männer		Frauen	
	B1	B2	B1	B2
1990	876	435	907	482
1991	875	424	919	489
1992	863	419	921	475
1993	783	391	837	446
1994	751	385	802	441
1995	722	373	757	431
1996	690	366	715	421
1997	655	358	666	405
1998	690	355	672	426
1999	662	342	622	406
2000	879	466	860	572
2001	838	450	823	545
2002	775	475	761	554
2003	715	441	722	534
2004	654	408	666	518
2005	578	341	584	453
Gesamt	12.006	6.429	12.234	7.598

Anmerkungen: B1 = geringe/mittlere Bildung, B2 = höhere Bildung. Zur Klassifikation der Bildungsgruppen siehe Tabelle 12 (Anhang).
Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Tabelle 14 Deskriptive Statistiken zu den erklärenden Variablen

Bildung:	Männer		Frauen	
	B1	B2	B1	B2
Alter	40,27	44,99	41,22	41,68
Kohorten:				
1937–1941	0,08	0,15	0,1	0,06
1942–1946	0,09	0,15	0,11	0,09
1947–1951	0,11	0,17	0,13	0,14
1952–1956	0,16	0,18	0,15	0,19
1957–1961	0,19	0,15	0,18	0,24
1962–1966	0,18	0,13	0,16	0,18
1967–1971	0,18	0,07	0,17	0,1
Bildungsgruppen:				
ISCED 1	0,01	0	0	0
ISCED 2	0,05	0	0,09	0
ISCED 3	0,94	0	0,91	0
ISCED 4	0	0,07	0	0,05
ISCED 5	0	0,25	0	0,12
ISCED 6	0	0,68	0	0,83
Alter Berufseinstieg	18,72	21,21	18,3	20,37
Verheiratet	0,66	0,79	0,72	0,77
Alter erstes Kind	12,23	15,84	17,19	16,82
Zwei und mehr Kinder	0,41	0,54	0,52	0,58
Vier und mehr Kinder	0,04	0,02	0,05	0,02
Deutsche Nationalität	1	1	1	1

Anmerkungen: B1 = geringe/mittlere Bildung, B2 = höhere Bildung. Zur ISCED-Klassifikation siehe Tabelle 12 (Anhang).
Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Tabelle 15 Schätzung der Kohorteneffekte – unbedingte marginale Effekte, Männer

Bildung:	VZ		AL	
	B1	B2	B1	B2
Kohorte 1942–1946	–0,289 (0,600)	–0,351 (0,511)	0,648** (0,199)	0,217 (0,126)
Kohorte 1947–1951	–1,175* (0,566)	–1,952** (0,703)	1,489*** (0,296)	0,636*** (0,184)
Kohorte 1952–1956	–1,944*** (0,563)	–2,644*** (0,621)	2,521*** (0,332)	0,722*** (0,196)
Kohorte 1957–1961	–3,051*** (0,582)	–3,173*** (0,648)	3,536*** (0,367)	1,193*** (0,256)
Kohorte 1962–1966	–3,187*** (0,578)	–3,641*** (0,690)	3,885*** (0,397)	1,439*** (0,302)
Kohorte 1967–1971	–3,385*** (0,585)	–5,084*** (0,743)	4,622*** (0,419)	2,199*** (0,413)
Alter Berufseinstieg	–0,611*** (0,064)	–0,420*** (0,055)	–0,051** (0,019)	–0,013 (0,009)
Alter	0,364 (0,242)	–0,581 (0,494)	0,083 (0,094)	0,154 (0,090)
Alter ² /100	1,271 (0,654)	3,516** (1,200)	–0,048 (0,241)	–0,325 (0,208)
Alter ³ /100	–0,011* (0,006)	–0,029** (0,009)	0,001 (0,002)	0,003 (0,002)
Verheiratet	1,085*** (0,207)	0,531 (0,335)	–0,523*** (0,097)	–0,309*** (0,085)
Alter erstes Kind	0,012 (0,033)	0,055 (0,048)	–0,004 (0,012)	–0,004 (0,009)
Alter erstes Kind (quad.)	0,030 (0,104)	–0,057 (0,136)	–0,004 (0,037)	0,016 (0,025)
Zwei und mehr Kinder	0,099 (0,216)	–0,408 (0,344)	0,013 (0,083)	0,067 (0,066)
Vier und mehr Kinder	–1,229 (0,854)	–0,437 (0,773)	1,063** (0,330)	0,283 (0,264)
ISCED 1	–2,566 (2,160)		0,614 (0,384)	
ISCED 2	0,286 (0,281)		0,435* (0,183)	
ISCED 4		1,298*** (0,344)		0,064 (0,102)
ISCED 5		2,185*** (0,344)		0,066 (0,064)
Sigma	3,270*** (0,016)	3,636*** (0,032)	2,606*** (0,027)	1,892*** (0,031)
N linkszensiert	43	8	6.637	4.182
N unzensiert	11.963	6.421	5.369	2.247
Pseudo R ²	0,306	0,275	0,071	0,059

Anmerkungen: Unbedingte marginale Effekte aus Tobit-Schätzung. Nach Personen geclusterte Standardfehler in Klammern. */**/**: statistisch signifikant von Null verschieden am 10%/-15%/-1%-Niveau; Sigma = Quadratwurzel der geschätzten Residualvarianz (Standardfehler). VZ := Vollzeitätigkeit, AL := Arbeitslosigkeit. B1 = Geringe/Mittlere Bildung, B2 = Höhere Bildung. Zur Klassifikation der Bildungsgruppen siehe Tabelle 12 (Anhang).

Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Tabelle 16 Schätzung der Kohorteneffekte – unbedingte marginale Effekte, Frauen

Bildung:	VZ		TZ		AL		NE	
	B1	B2	B1	B2	B1	B2	B1	B2
Kohorte 1942–1946	0,575 (1,182)	-1,687 (1,356)	-0,890 (0,560)	0,671 (0,786)	1,419*** (0,291)	0,410 (0,216)	-0,602 (0,348)	0,185 (0,466)
Kohorte 1947–1951	0,166 (1,153)	-1,528 (1,255)	-0,882 (0,548)	1,197 (0,785)	2,804*** (0,345)	0,913** (0,281)	-1,076*** (0,294)	0,032 (0,380)
Kohorte 1952–1956	-1,011 (1,134)	-2,144 (1,215)	-1,373** (0,510)	1,002 (0,742)	4,472*** (0,401)	1,200*** (0,293)	-0,920** (0,302)	0,142 (0,380)
Kohorte 1957–1961	-1,776 (1,128)	-3,325** (1,215)	-1,159* (0,554)	1,910* (0,816)	5,376*** (0,432)	1,466*** (0,304)	-0,955** (0,314)	0,368 (0,409)
Kohorte 1962–1966	-3,783*** (1,122)	-5,535*** (1,205)	-0,486 (0,620)	3,246*** (0,965)	6,821*** (0,467)	2,464*** (0,408)	-0,581 (0,352)	0,986 (0,503)
Kohorte 1967–1971	-5,737*** (1,101)	-6,938*** (1,222)	-0,458 (0,629)	4,650*** (1,154)	8,198*** (0,474)	3,046*** (0,522)	0,172 (0,421)	1,601* (0,629)
Alter Berufseinstieg	-0,731*** (0,102)	-0,516*** (0,084)	0,087 (0,067)	-0,055 (0,051)	-0,119*** (0,035)	-0,004 (0,015)	0,127* (0,051)	0,025 (0,027)
Alter	0,421 (0,400)	-0,398 (0,526)	0,589* (0,292)	0,609 (0,355)	0,262 (0,141)	0,441*** (0,123)	0,873*** (0,200)	0,420** (0,160)
Alter ² /100	0,830 (1,052)	2,860* (1,325)	-1,017 (0,727)	-1,135 (0,861)	-0,402 (0,351)	-1,029*** (0,294)	-2,148*** (0,519)	-1,033** (0,387)
Alter ³ /100	-0,011 (0,009)	-0,025* (0,011)	0,007 (0,006)	0,009 (0,007)	0,005 (0,003)	0,009*** (0,002)	0,018*** (0,004)	0,009** (0,003)
Verheiratet	-1,397*** (0,348)	-0,419 (0,341)	1,239*** (0,222)	0,606** (0,213)	-0,324** (0,101)	-0,089 (0,076)	0,696*** (0,126)	0,398*** (0,106)
Alter erstes Kind	-0,227** (0,076)	-0,162* (0,075)	0,104* (0,051)	0,072 (0,052)	0,026 (0,019)	0,017 (0,013)	0,065 (0,034)	0,012 (0,025)
Alter erstes Kind (quad.)	0,761** (0,240)	0,614* (0,264)	-0,299* (0,145)	-0,219 (0,159)	-0,098 (0,057)	-0,048 (0,037)	-0,271* (0,107)	-0,107 (0,083)
Zwei und mehr Kinder	-0,713 (0,457)	-0,802 (0,458)	-0,222 (0,297)	0,406 (0,275)	0,086 (0,113)	-0,000 (0,074)	1,073*** (0,178)	0,815*** (0,133)
Vier und mehr Kinder	-3,142** (1,042)	-3,894*** (1,155)	-0,525 (0,513)	0,604 (0,691)	0,873** (0,329)	0,614 (0,476)	3,919*** (0,709)	3,900*** (0,892)
ISCED 1	-4,716*** (1,007)		1,942 (2,159)		0,691 (0,596)		-0,191 (1,061)	
ISCED 2	-1,276 (0,690)		0,410 (0,421)		0,618** (0,188)		0,467 (0,293)	
ISCED 4		-0,483 (0,671)		0,251 (0,508)		0,435* (0,197)		0,251 (0,285)
ISCED 5		-1,211 (0,676)		0,608 (0,376)		0,217 (0,115)		0,405 (0,230)
Sigma	6,445*** (0,041)	5,170*** (0,042)	7,642*** (0,070)	6,186*** (0,078)	2,941*** (0,027)	2,379*** (0,036)	4,507*** (0,041)	3,389*** (0,045)
N linkszensiert	58	41	5.455	3.897	5.216	4.886	53.74	4.170
N unzensiert	12.176	7.557	6.779	3.701	7.018	2.712	6.860	3.428
Pseudo R ²	0,122	0,169	0,030	0,021	0,069	0,042	0,034	0,043

Anmerkungen: Unbedingte marginale Effekte aus Tobit-Schätzung. Nach Personen geclusterte Standardfehler in Klammern. ***/**: statistisch signifikant von Null verschieden am 10%-/5%/1%-Niveau; Sigma = Quadratwurzel der geschätzten Residualvarianz (Standardfehler). VZ := Vollzeittätigkeit, TZ := Teilzeittätigkeit, AL := Arbeitslosigkeit, NE := Nichterwerbstätigkeit. B1 = Geringe/Mittlere Bildung, B2 = Höhere Bildung. Zur Klassifikation der Bildungsgruppen siehe Tabelle 12 (Anhang).

Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Tabelle 17 Schätzung der Kohorteneffekte – bedingte marginale Effekte, Männer

Bildung:	VZ		AL	
	B1	B2	B1	B2
Kohorte 1942–1946	–0,289 (0,600)	–0,351 (0,511)	0,477*** (0,142)	0,177 (0,098)
Kohorte 1947–1951	–1,175* (0,566)	–1,952** (0,703)	1,075*** (0,212)	0,491*** (0,134)
Kohorte 1952–1956	–1,944*** (0,563)	–2,644*** (0,621)	1,848*** (0,254)	0,554*** (0,142)
Kohorte 1957–1961	–3,051*** (0,582)	–3,173*** (0,648)	2,666*** (0,303)	0,889*** (0,185)
Kohorte 1962–1966	–3,187*** (0,578)	–3,641*** (0,690)	2,957*** (0,336)	1,065*** (0,222)
Kohorte 1967–1971	–3,385*** (0,585)	–5,084*** (0,743)	3,606*** (0,370)	1,634*** (0,326)
Alter Berufseinstieg	–0,611*** (0,064)	–0,420*** (0,055)	–0,040** (0,015)	–0,011 (0,007)
Alter	0,364 (0,242)	–0,581 (0,494)	0,065 (0,073)	0,132 (0,077)
Alter ² /100	1,271 (0,654)	3,516** (1,200)	–0,037 (0,188)	–0,280 (0,179)
Alter ³ /100	–0,011* (0,006)	–0,029** (0,009)	0,001 (0,002)	0,003 (0,001)
Verheiratet	1,085*** (0,207)	0,531 (0,335)	–0,398*** (0,072)	–0,250*** (0,065)
Alter erstes Kind	0,012 (0,033)	0,055 (0,048)	–0,003 (0,009)	–0,003 (0,008)
Alter erstes Kind (quad.)	0,030 (0,104)	–0,057 (0,136)	–0,003 (0,029)	0,013 (0,022)
Zwei und mehr Kinder	0,099 (0,216)	–0,408 (0,344)	0,010 (0,065)	0,058 (0,057)
Vier und mehr Kinder	–1,229 (0,854)	–0,437 (0,773)	0,766*** (0,233)	0,224 (0,197)
ISCED 1	–2,566 (2,160)		0,449 (0,271)	
ISCED 2	0,286 (0,281)		0,323* (0,131)	
ISCED 4		1,298*** (0,344)		0,054 (0,084)
ISCED 5		2,185*** (0,344)		0,056 (0,053)
Sigma	3,270*** (0,016)	3,636*** (0,032)	2,606*** (0,027)	1,892*** (0,031)
N linkszensiert	43	8	6.637	4.182
N unzensiert	11.963	6.421	5.369	2.247
Pseudo R ²	0,306	0,275	0,071	0,059

Anmerkungen: Bedingte marginale Effekte aus Tobit-Schätzung. Nach Personen geclusterte Standardfehler in Klammern. */**/**: statistisch signifikant von Null verschieden am 10%/5%/1%-Niveau; Sigma = Quadratwurzel der geschätzten Residualvarianz (Standardfehler). VZ := Vollzeitätigkeit, AL := Arbeitslosigkeit. B1 = Geringe/Mittlere Bildung, B2 = Höhere Bildung. Zur Klassifikation der Bildungsgruppen siehe Tabelle 12 (Anhang).

Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Tabelle 18 Schätzung der Kohorteneffekte – bedingte marginale Effekte, Frauen

Bildung:	VZ		TZ		AL		NE	
	B1	B2	B1	B2	B1	B2	B1	B2
Kohorte 1942–1946	0,553 (1,140)	-1,668 (1,334)	-0,660 (0,426)	0,492 (0,566)	1,005*** (0,210)	0,321* (0,160)	-0,444 (0,264)	0,140 (0,348)
Kohorte 1947–1951	0,160 (1,108)	-1,512 (1,238)	-0,653 (0,416)	0,870 (0,559)	2,046*** (0,272)	0,689*** (0,200)	-0,812*** (0,238)	0,025 (0,290)
Kohorte 1952–1956	-0,965 (1,076)	-2,119 (1,197)	-1,031** (0,400)	0,734 (0,533)	3,430*** (0,350)	0,904*** (0,210)	-0,687** (0,237)	0,108 (0,287)
Kohorte 1957–1961	-1,688 (1,064)	-3,281** (1,191)	-0,861* (0,424)	1,389* (0,583)	4,224*** (0,392)	1,109*** (0,222)	-0,711** (0,245)	0,277 (0,304)
Kohorte 1962–1966	-3,548*** (1,032)	-5,408*** (1,153)	-0,356 (0,458)	2,333*** (0,692)	5,586*** (0,444)	1,840*** (0,315)	-0,426 (0,265)	0,723* (0,361)
Kohorte 1967–1971	-5,306*** (0,985)	-6,678*** (1,123)	-0,335 (0,464)	3,342*** (0,858)	6,915*** (0,459)	2,282*** (0,422)	0,124 (0,301)	1,152* (0,448)
Alter Berufseinstieg	-0,701*** (0,098)	-0,512*** (0,084)	0,063 (0,049)	-0,042 (0,038)	-0,085*** (0,025)	-0,004 (0,012)	0,091* (0,037)	0,019 (0,021)
Alter	0,404 (0,383)	-0,395 (0,523)	0,427* (0,212)	0,457 (0,266)	0,187 (0,100)	0,372*** (0,104)	0,629*** (0,145)	0,322** (0,123)
Alter ² /100	0,796 (1,009)	2,838* (1,317)	-0,738 (0,528)	-0,852 (0,646)	-0,286 (0,250)	-0,868*** (0,249)	-1,547*** (0,375)	-0,794** (0,297)
Alter ³ /100	-0,011 (0,009)	-0,025* (0,011)	0,005 (0,004)	0,007 (0,005)	0,003 (0,002)	0,007*** (0,002)	0,013*** (0,003)	0,007** (0,002)
Verheiratet	-1,345*** (0,336)	-0,416 (0,338)	0,915*** (0,166)	0,463** (0,165)	-0,230** (0,072)	-0,074 (0,063)	0,508*** (0,094)	0,315*** (0,086)
Alter erstes Kind	-0,218** (0,073)	-0,161* (0,074)	0,075* (0,037)	0,054 (0,039)	0,018 (0,013)	0,014 (0,011)	0,047 (0,024)	0,009 (0,019)
Alter erstes Kind (quad.)	0,729** (0,230)	0,610* (0,262)	-0,217* (0,105)	-0,164 (0,119)	-0,070 (0,040)	-0,040 (0,031)	-0,195* (0,078)	-0,082 (0,064)
Zwei und mehr Kinder	-0,683 (0,438)	-0,796 (0,454)	-0,161 (0,215)	0,306 (0,208)	0,061 (0,081)	-0,000 (0,062)	0,776*** (0,130)	0,638*** (0,107)
Vier und mehr Kinder	-2,942** (0,949)	-3,810*** (1,108)	-0,386 (0,383)	0,443 (0,497)	0,615** (0,233)	0,465 (0,340)	2,844*** (0,550)	2,880*** (0,722)
ISCED 1	-4,327*** (0,876)		1,374 (1,515)		0,486 (0,419)		-0,139 (0,776)	
ISCED 2	-1,214 (0,650)		0,295 (0,301)		0,436*** (0,132)		0,332 (0,207)	
ISCED 4		-0,479 (0,664)		0,186 (0,373)		0,338* (0,145)		0,189 (0,210)
ISCED 5		-1,199 (0,667)		0,447 (0,273)		0,175 (0,090)		0,303 (0,168)
Sigma	6,445*** (0,041)	5,170*** (0,042)	7,642*** (0,070)	6,186*** (0,078)	2,941*** (0,027)	2,379*** (0,036)	4,507*** (0,041)	3,389*** (0,045)
N linkszensiert	58	41	5.455	3.897	5.216	4.886	5.374	4.170
N unzensiert	12.176	7.557	6.779	3.701	7.018	2.712	6.860	3.428
Pseudo R ²	0,122	0,169	0,030	0,021	0,069	0,042	0,034	0,043

Anmerkungen: Bedingte marginale Effekte aus Tobit-Schätzung. Nach Personen geclusterte Standardfehler in Klammern. */**/***: statistisch signifikant von Null verschieden am 10%/5%/1%-Niveau; Sigma = Quadratwurzel der geschätzten Residualvarianz (Standardfehler). VZ := Vollzeittätigkeit, TZ := Teilzeittätigkeit, AL := Arbeitslosigkeit, NE := Nichterwerbstätigkeit. B1 = Geringe/Mittlere Bildung, B2 = Höhere Bildung. Zur Klassifikation der Bildungsgruppen siehe Tabelle 12 (Anhang).

Quelle: SOEP, eigene Berechnungen.

Literatur

- Berger, H., Hinrichs, W., Bulmahn, T.: Erwerbsverläufe in Ostdeutschland und ihre Auswirkungen auf das Wohlbefinden. In: Diewald, M., Mayer, K.-U. (Hrsg.) *Zwischenbilanz der Wiedervereinigung: Strukturwandel und Mobilität im Transformationsprozess*, S. 33–61. Leske Budrich, Opladen (1996)
- BfA: AAÜG. Anspruchs- und Anwartschaftsüberführungsgesetz. Dezentrat für Presse- und Öffentlichkeitsarbeit der Bundesversicherungsanstalt für Angestellte, Berlin (1997)
- Bird, E.J., Schwarze, J., Wagner, G.G.: Wage effects of the move toward free markets in East Germany. *Ind. Labor Rel. Rev.* **47**, 390–400 (1994)
- Bonin, H., Euwals, R.: Why are labor force participation rates of East German women so high? *Appl. Econ. Q.* **51** (4), 359–386 (2005)
- Boockmann, B., Steiner, V.: Cohort effects and the returns to education in West Germany. *Appl. Econ.* **38**, 1135–1152 (2006)
- Brenke, K.: Wachsender Niedriglohnsektor in Deutschland: Sind Mindestlöhne sinnvoll? *Wochenbericht* **73**, 197–206 (2006)
- Brenke, K., Zimmermann, K.F.: Ostdeutschland 20 Jahre nach dem Mauerfall: was war und was ist heute mit der Wirtschaft? *Vierteljahrsh. Wirtschaftsforsch./Q. J. Econ. Res.* **78**, 32–62 (2009)
- Buslei, H., Schulz, E., Steiner, V.: Auswirkungen des demographischen Wandels auf die private Nachfrage nach Gütern und Dienstleistungen in Deutschland bis 2050. Teil A – Bevölkerung und Haushalte, Gutachten im Auftrag des Bundesministeriums für Familien, Senioren, Frauen und Jugend. DIW, Berlin (2006)
- Caliendo, M., Steiner, V.: Aktive Arbeitsmarktpolitik in Deutschland: Bestandsaufnahme und Bewertung der mikroökonomischen Evaluationsergebnisse. *ZAF* **38** (2/3) (2005).
- Cameron, C.A., Trivedi, P.K.: *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge University Press, New York (2005)
- Deaton, A.: The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy. Johns Hopkins University Press, Baltimore, MD (1997)
- Deaton, A., Paxson, C.: Saving, growth, and aging in Taiwan. In: National Bureau of Economic Research (Hrsg.) *Studies in the Economics of Aging*, NBER Chapters, S. 331–362. National Bureau of Economic Research. <http://ideas.repec.org/h/nbr/nberch/7349.html> (1994) Zugegriffen: 1. Feb. 2010
- Deutsche Rentenversicherung Bund, Bundesministerium für Arbeit und Soziales (BMAS) (Hrsg.): *Altersvorsorge in Deutschland 2005 (AVID 2005)*. Altersvorsorge und Biographie. München (2007)
- Fitzenberger, B., Schnabel, R., Wunderlich, G.: The gender gap in labor market participation and employment: a cohort analysis for West Germany. *J. Popul. Econ.* **17**, 83–116 (2004)
- Franz, W., Steiner, V.: Wages in the East German transition process: facts and explanations. *Ger. Econ. Rev.* **1**, 241–269 (2000)
- Frick, J.R., Grabka, M.M.: Weiterhin hohes Armutsrisiko in Deutschland: Kinder und junge Erwachsene sind besonders betroffen. *Wochenbericht* **77**, 2–11 (2010)
- Frommert, D., Himmelreicher, R.K.: Sinkende Rentenanwartschaften – vor allem in den neuen Bundesländern. *Informationsd. Soz. Indikatoren* **43**, 2–5 (2010)
- Gathmann, C.: Large the skill loss of older East Germans after unification. *J. Appl. Soc. Sci. Stud./Z. Wirtsch. Sozialwiss.* **125**, 7–16 (2005)
- Geyer, J., Steiner, V.: *Erwerbsbiografien und Alterseinkommen im demografischen Wandel – eine Mikrosimulationsstudie für Deutschland zusammen*. Endbericht „Wirtschaftspolitik kompakt“ Nr. 55/2010. DIW, Berlin. http://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw_01.c.356788.de/diwkompakt_2010-055.pdf (2010). Letzter Zugriff: 14.09.2010
- Glenn, N.: *Cohort analysis*, 2. Aufl. Sage Publications, Thousand Oaks CA (2005)
- Hagen, T., Steiner, V.: Von der Finanzierung der Arbeitslosigkeit zur Förderung der Arbeit – Analysen und Handlungsempfehlungen zur Arbeitsmarktpolitik. *ZEW Wirtschaftsanalyse*, 51. Nomos, Baden-Baden (2000)
- Heckman, J., Robb, R.: Using longitudinal data to estimate age, period, and cohort effects in earnings equations. In: Mason, W., Fienberg, S.E. (Hrsg.) *Cohort Analysis in Social Research*, S. 137–150. Springer, New York (1985)
- Hunt, J.: The transition in East Germany: when is a ten-point fall in the gender wage gap bad news? *J. Labor Econ.* **20**, 148–169 (2002)
- Hunt, J.: Convergence and determinants of non-employment durations in Eastern and Western Germany. *J. Popul. Econ.* **17**, 249–266 (2004)
- Krueger, A., Pischke, J.-S.: A comparative analysis of East and West German labor markets: before and after unification. In: Freeman, R.B., Katz, L.F. (Hrsg.) *Differences and Changes in Wage Structures*, S. 405–446. Chicago University Press, Chicago. <http://ideas.repec.org/h/nbr/nberch/7864.html> (1995) Zugegriffen: 2. Feb. 2010
- Merz, J.: Die konsistente Hochrechnung von Mikrodaten nach dem Prinzip des minimalen Informationsverlusts. *Allg. Stat. Archiv* **67**, 342–366 (1983)
- Orlowski, R., Riphahn, R.T.: The East German wage structure after transition. IZA Discussion Paper. http://econpapers.repec.org/paper/bavwpaper/073_5forlowski.htm (2008) Zugegriffen: 15. Okt. 2009
- Sachverständigenrat: Jahresgutachten: 2008/09 die Finanzkrise meistern – Wachstumskräfte stärken. Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Wiesbaden (2008)
- Schnabel, C.: Gewerkschaften und Arbeitgeberverbände: Organisationsgrade, Tarifbindung und Einflüsse auf Löhne und Beschäftigung. *ZAF/J. Labour Mark. Res.* **38**, 181–196 (2005)
- Steiner, V.: Langzeitarbeitslosigkeit während des Übergangs zur Marktwirtschaft – Ostdeutschland nach der Vereinigung. In: Steiner, V., König, H. (Hrsg.) *Arbeitsmarktdynamik und Unternehmensentwicklung in Osteuropa, Erfahrungen und Perspektiven*, S. 253–281. Nomos, Baden-Baden (1994)
- Steiner, V., Wagner, K.: East West German wage convergence – how far have we got? *ZEW – Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung/Center for European Economic Research*. <http://ideas.repec.org/p/zbw/zewdip/5128.html> (1997). Letzter Zugriff: 14.09.2010
- Turner, L.: *Fighting for partnership: labor and politics in unified Germany*. Cornell University Press, Ithaca (1998)
- Wagner, G.G., Frick, J.R., Schupp, J.: The German socio-economic panel study (SOEP): Scope, evolution and enhancements. *Schmollers Jahrb.* **127** (1), 139–170 (2007)
- Johannes Geyer** hat im April 2006 das Studium der Volkswirtschaftslehre an der Freien Universität zu Berlin mit dem Diplom abgeschlossen. Er gehört seit September 2006 dem Graduate Center of Economics and Social Research des DIW Berlin an, seit Oktober 2007 ist er Mitarbeiter in der Abteilung Staat. Er arbeitet an seiner Promotion zum Thema der Einkommenssicherung im Alter und zu den Einflüssen von Gesundheits- und Einkommensrisiken auf das Sparverhalten der Bevölkerung.
E-Mail: jgeyer@diw.de
- Viktor Steiner** ist seit Mai 2002 Universitätsprofessor für Volkswirtschaftslehre, insbesondere empirische Wirtschaftsforschung der Freien Universität Berlin und Leiter der Abteilung Staat am DIW Berlin. Bis September 2001 war er Leiter des Forschungsbereichs „Arbeitsmärkte“

und soziale Sicherung“ am Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) in Mannheim, von Oktober 2001 bis April 2002 Professur für Volkswirtschaftslehre, insbesondere Arbeitsmarkt- und Sozialpolitik, am Center for Economic Studies (CES) an der Ludwig-Maximilians-Universität München und Forschungsdirektor am

ifo-Institut für Wirtschaftsforschung. Seine Forschungsschwerpunkte liegen in der empirischen Finanzwissenschaft und Sozialpolitik. Seit 2008 ist er Vorsitzender des Ausschusses für Sozialpolitik im Verein für Socialpolitik.
E-Mail: vsteiner@diw.de (ab 1.10.2010: viktor.steiner@fu-berlin.de)