

54

ifo Beiträge zur Wirtschaftsforschung

Lohnrisiko und Altersarmut im Sozialstaat

Wolfgang Nagl

ifo Institut

Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung
an der Universität München e.V.

Herausgeber der Reihe: Hans-Werner Sinn
Schriftleitung: Chang Woon Nam

54

**ifo Beiträge
zur Wirtschaftsforschung**

**Lohnrisiko und Altersarmut
im Sozialstaat**

Wolfgang Nagl

ifo Institut

Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung
an der Universität München e.V.

Bibliografische Information der Deutschen Nationalbibliothek

Die Deutsche Nationalbibliothek verzeichnet diese Publikation
in der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische
Daten sind im Internet über
<http://dnb.d-nb.de>
abrufbar

ISBN-13: 978-3-88512-550-1

Alle Rechte, insbesondere das der Übersetzung in fremde Sprachen, vorbehalten.
Ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlags ist es auch nicht gestattet, dieses
Buch oder Teile daraus auf photomechanischem Wege (Photokopie, Mikrokopie)
oder auf andere Art zu vervielfältigen.

© ifo Institut, München 2014

Druck: ifo Institut, München

ifo Institut im Internet:
<http://www.cesifo-group.de>

Vorwort

Die vorliegende Arbeit wurde von Wolfgang Nagl während seiner Tätigkeit an der Dresdner Niederlassung des ifo Instituts verfasst. Die Arbeit wurde im Mai 2013 abgeschlossen und im Januar 2014 als Dissertationsschrift von der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät der Technischen Universität Dresden akzeptiert.

Nach einer Einführung werden in Kapitel 2 die Einflüsse des Einkommens- und Arbeitslosigkeitsrisikos auf die individuellen Löhne untersucht. Aufbauend auf ein Portfolio-modell am Arbeitsmarkt werden mit Hilfe von Panel Schätzungen die Effekte für Männer und Frauen in Ost- und Westdeutschland untersucht. Bei simultaner Betrachtung zeigen sich positive Risikokompensationen, aber auch ein negativer Interaktionseffekt. Der marginale Effekt des Einkommensrisikos auf den Lohn ist positiv, wohingegen der marginale Effekt des Arbeitslosigkeitsrisikos negativ ist.

Kapitel 3 beschäftigt sich mit der Wirkung der Absenkung der Arbeitslosenunterstützung im Zuge der Hartz-IV-Reform auf die individuellen Löhne. Dabei wird die Variation der Neustrukturierung und Absenkung der Arbeitslosenunterstützung für Langzeitarbeitslose ausgenutzt. Es zeigt sich für Männer und Frauen in Ost- und Westdeutschland ein lohdämpfender Effekt. Qualifikationsspezifische Schätzungen zeigen in Westdeutschland einen Anstieg des Effektes mit dem Qualifikationsniveau.

In Kapitel 4 wird das Altersarmutsrisiko in Deutschland untersucht. Da die gesetzliche Rente aktuell und auch in absehbarer Zukunft die wichtigste Quelle des Alterseinkommens darstellt, werden in einem Mikrosimulationsmodell die gesetzlichen Rentenansprüche der Kohorte 1939-1941 mit denen der Kohorte 1955-1957 verglichen. Dabei wird deutlich, dass das Altersarmutsrisiko in Ost- und Westdeutschland ansteigt. Der Anstieg geschieht schneller in Ostdeutschland, allerdings liegt dort auch zukünftig das Niveau noch unter dem in Westdeutschland. Das Altersarmutsrisiko sinkt in beiden Landesteilen mit dem Qualifikationsniveau. Ehepaare weisen durch die gegenseitige Absicherung ein niedrigeres Altersarmutsrisiko auf. Das geringste Altersarmutsrisiko haben Witwen. Den Abschluss der Arbeit bildet ein zusammenfassendes Fazit.

Stichworte: Löhne, Einkommensrisiko, Arbeitslosigkeitsrisiko, Hartz-Reformen, Arbeitslosenunterstützung, Gesetzliche Rentenversicherung, Altersarmutsrisiko, Mikrosimulationsmodell, Qualifikationsniveau.

JEL-Nr: H55, J08, J14, J31, J65.

Danksagung

Die vorliegende Arbeit ist in den letzten fünf Jahren während meiner Tätigkeit als Doktorand an der Dresdner Niederlassung des ifo Instituts entstanden. In dieser Zeit haben mich sehr viele Menschen begleitet, ohne die diese Arbeit in dieser Form nicht entstehen hätte können. Ich möchte all diesen Menschen an dieser Stelle einen großen Dank aussprechen.

Ganz herzlich danke ich meinem Doktorvater Prof. Dr. Marcel Thum für die bestmögliche Betreuung meiner Promotion. Seine überragende fachliche Kenntnis und bereitwillige Unterstützung sowie die Förderung von Ideen waren maßgeblich für das Gelingen dieser Arbeit. Neben seiner Fachkenntnis danke ich Prof. Dr. Marcel Thum aber auch dafür, dass er mich durch seine wissenschaftliche Leidenschaft inspiriert und durch seine große Menschlichkeit motiviert hat.

Für seine umfassende Hilfestellung bei der Bearbeitung von Drittmittelprojekten und für die Förderung von angewandten Forschungsvorhaben danke ich Prof. Dr. Joachim Ragnitz ganz besonders. Seine zahlreichen Anregungen haben zur Realisierung einiger Publikationen in erheblichem Maße beigetragen.

Ich danke all meinen Koautoren mit denen ich in den letzten fünf Jahren zusammenarbeiten durfte. Speziell möchte ich mich bei Stefan Arent für die produktive und spannende Kooperation bei vielen Forschungsprojekten bedanken.

Ganz besonders danke ich auch allen, die meine Arbeiten durch ihre Anmerkungen und Hinweise verbessert und bereichert haben.

Für die Ermöglichung meines Forschungsaufenthalts in Norwegen danke ich der Universität Bergen, dem Stipendienfonds E.ON Ruhrgas und dem ifo Institut. Die große Gastfreundlichkeit der Menschen und der anregende fachliche Austausch werden mir immer in bester Erinnerung bleiben.

Nicht zuletzt danke ich meinen Eltern für ihre immerwährende Unterstützung und meinen Freunden für die Begleitung auf meinem Lebensweg.

Lohnrisiko und Altersarmut im Sozialstaat

Dissertationsschrift

zur Erlangung des akademischen Grades
Doctor rerum politicarum (Dr. rer. pol.)
der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät
der Technischen Universität Dresden

vorgelegt von

Diplom-Volkswirt Wolfgang Nagl

geboren am 3. April 1980 in Deggendorf

Erster Gutachter: Prof. Dr. Marcel Thum

Zweiter Gutachter: Prof. Dr. Alexander Kemnitz

Disputation: 03.02.2014

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis	iii
Tabellenverzeichnis	vii
Abkürzungsverzeichnis	ix
1 Einführung	1
1.1 Zusammenfassung und Darlegung des thematischen Zusammenhangs . . .	2
1.2 Abgrenzung der eigenen wissenschaftlichen Leistung	4
2 Risiken des Lohnes	7
2.1 Einführung	7
2.2 Theoretische Modellierung	10
2.3 Empirische Strategie	13
2.4 Daten	15
2.5 Ergebnisse	17
2.6 Fazit	25
Anhang 2.A	27
3 Auswirkung der Hartz-IV-Reform auf die Löhne	29
3.1 Einführung	29
3.2 Die deutschen Hartz-Reformen	31
3.3 Daten	33
3.4 Methodisches Vorgehen	35
3.5 Ergebnisse	36
3.6 Sensitivitätsanalyse	44
3.7 Fazit	47
Anhang 3.A	48

4 Die Gefahr der Altersarmut in Deutschland	57
4.1 Einführung	57
4.2 Das deutsche Rentenversicherungssystem	59
4.3 Methodischer Ansatz und Datensatzbeschreibung	62
4.4 Ergebnisse	68
4.4.1 Situation der Männer	69
4.4.2 Situation der Frauen	72
4.4.3 Bedeutung der Qualifikation	74
4.4.4 Situation von Ehepaaren	81
4.4.5 Situation der Witwen	85
4.5 Sensitivitätsanalyse	86
4.6 Fazit	89
Anhang 4.A	92
4.A.1 Entgeltpunkteverteilungen für Männer und Frauen nach Quali- kation	93
4.A.2 Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare nach Qualifikationskom- bination	101
5 Fazit	121
Literaturverzeichnis	123

Abbildungsverzeichnis

2.1	Repräsentative Indifferenzkurve	11
2.2	Marginaler Effekt von $\ln(\text{Std})$ auf $\ln(\text{Lohn})$ für Männer und Frauen in Westdeutschland	20
2.3	Marginaler Effekt von $\ln(\text{Std})$ auf $\ln(\text{Lohn})$ für Männer und Frauen in Ostdeutschland	21
2.4	Marginaler Effekt von $\ln(\text{Ar})$ auf $\ln(\text{Lohn})$ für Männer und Frauen in Westdeutschland	23
2.5	Marginaler Effekt von $\ln(\text{Ar})$ auf $\ln(\text{Lohn})$ für Männer und Frauen in Ostdeutschland	24
4.1	Entwicklung des Rentenwerts Ost und des Rentenwerts West	61
4.2	Übersicht der Methodik am Beispiel Westdeutschland	67
4.3	Entgeltpunkteverteilungen der Männer in Westdeutschland	69
4.4	Entgeltpunkteverteilungen der Männer in Ostdeutschland	70
4.5	Entgeltpunkteverteilungen der weiblichen Neurentnerinnen in Westdeutschland	72
4.6	Entgeltpunkteverteilungen der weiblichen Neurentnerinnen in Ostdeutschland	73
4.7	Entgeltpunkteverteilungen der hoch qualifizierten männlichen Neurentner in Westdeutschland	76
4.8	Entgeltpunkteverteilungen der hoch qualifizierten männlichen Neurentner in Ostdeutschland	77
4.9	Entgeltpunkteverteilungen der niedrig qualifizierten männlichen Neurentner in Westdeutschland	78
4.10	Entgeltpunkteverteilungen der niedrig qualifizierten männlichen Neurentner in Ostdeutschland	79
4.11	Entgeltpunkteverteilungen aller Ehepaare in Westdeutschland	82
4.12	Entgeltpunkteverteilungen aller Ehepaare in Ostdeutschland	83

A.13 Entwicklung der Durchschnittslöhne in Ost- und Westdeutschland	92
A.14 Entgeltpunkteverteilungen der mittel qualifizierten Männer in Westdeutschland	93
A.15 Entgeltpunkteverteilungen der mittel qualifizierten Männer in Ostdeutschland	94
A.16 Entgeltpunkteverteilungen der niedrig qualifizierten Frauen in Westdeutschland	95
A.17 Entgeltpunkteverteilungen der niedrig qualifizierten Frauen in Ostdeutschland	96
A.18 Entgeltpunkteverteilungen der mittel qualifizierten Frauen in Westdeutschland	97
A.19 Entgeltpunkteverteilungen der mittel qualifizierten Frauen in Ostdeutschland	98
A.20 Entgeltpunkteverteilungen der hoch qualifizierten Frauen in Westdeutschland	99
A.21 Entgeltpunkteverteilungen der hoch qualifizierten Frauen in Ostdeutschland	100
A.22 Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit niedriger Qualifikation des Mannes und niedriger Qualifikation der Frau in Westdeutschland	102
A.23 Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit niedriger Qualifikation des Mannes und niedriger Qualifikation der Frau in Ostdeutschland	103
A.24 Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit niedriger Qualifikation des Mannes und mittlerer Qualifikation der Frau in Westdeutschland	104
A.25 Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit niedriger Qualifikation des Mannes und mittlerer Qualifikation der Frau in Ostdeutschland	105
A.26 Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit niedriger Qualifikation des Mannes und hoher Qualifikation der Frau in Westdeutschland	106
A.27 Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit niedriger Qualifikation des Mannes und hoher Qualifikation der Frau in Ostdeutschland	107
A.28 Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit mittlerer Qualifikation des Mannes und niedriger Qualifikation der Frau in Westdeutschland	108
A.29 Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit mittlerer Qualifikation des Mannes und niedriger Qualifikation der Frau in Ostdeutschland	109
A.30 Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit mittlerer Qualifikation des Mannes und mittlerer Qualifikation der Frau in Westdeutschland	110

A.31 Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit mittlerer Qualifikation des Mannes und mittlerer Qualifikation der Frau in Ostdeutschland	111
A.32 Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit mittlerer Qualifikation des Mannes und hoher Qualifikation der Frau in Westdeutschland	112
A.33 Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit mittlerer Qualifikation des Mannes und hoher Qualifikation der Frau in Ostdeutschland	113
A.34 Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit hoher Qualifikation des Mannes und niedriger Qualifikation der Frau in Westdeutschland	114
A.35 Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit hoher Qualifikation des Mannes und niedriger Qualifikation der Frau in Ostdeutschland	115
A.36 Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit hoher Qualifikation des Mannes und mittlerer Qualifikation der Frau in Westdeutschland	116
A.37 Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit hoher Qualifikation des Mannes und mittlerer Qualifikation der Frau in Ostdeutschland	117
A.38 Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit hoher Qualifikation des Mannes und hoher Qualifikation der Frau in Westdeutschland	118
A.39 Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit hoher Qualifikation des Mannes und hoher Qualifikation der Frau in Ostdeutschland	119

Tabellenverzeichnis

2.1	Schätzergebnisse für Männer und Frauen in Westdeutschland	17
2.2	Schätzergebnisse für Männer und Frauen in Ostdeutschland	18
3.1	Schätzergebnisse für Westdeutschland	37
3.2	Schätzergebnisse für Ostdeutschland	38
3.3	Marginale Effekte der ALG-II-Variable für Männer in Westdeutschland .	40
3.4	Marginale Effekte der ALG-II-Variable für Frauen in Westdeutschland . .	41
3.5	Marginale Effekte der ALG-II-Variable für Männer in Ostdeutschland . .	42
3.6	Marginale Effekte der ALG-II-Variable für Frauen in Ostdeutschland . .	43
3.7	Schätzergebnisse der Sensitivitätsanalyse künstlicher Reformen	46
3.8	Gepoolte OLS-Schätzung für Männer in Westdeutschland vor und nach der Hartz-IV-Reform	48
3.9	Gepoolte OLS-Schätzung für Frauen in Westdeutschland vor und nach der Hartz-IV-Reform	49
3.10	Gepoolte OLS-Schätzung für Männer in Ostdeutschland vor und nach der Hartz-IV-Reform	50
3.11	Gepoolte OLS-Schätzung für Frauen in Ostdeutschland vor und nach der Hartz-IV-Reform	51
3.12	Schätzergebnisse der Sensitivitätsanalyse ohne Altersvariablen für Män- ner und Frauen in Westdeutschland	52
3.13	Schätzergebnisse der Sensitivitätsanalyse ohne Altersvariablen für Män- ner und Frauen in Ostdeutschland	53
3.14	Schätzergebnisse mit nicht logarithmierten Reallöhnen für Westdeutschland	54
3.15	Schätzergebnisse mit nicht logarithmierten Reallöhnen für Ostdeutschland	55
4.1	Qualifikationsverteilung Westdeutschland	63
4.2	Qualifikationsverteilung Ostdeutschland	63
4.3	Mittelwert und Standardabweichung der EGP der 24 VSKT 2005 Unter- gruppen	65

4.4	Durchschnittliche Entgeltpunkte und Altersarmutsrisiko nach Qualifikation in Westdeutschland	75
4.5	Durchschnittliche Entgeltpunkte und Altersarmutsrisiko nach Qualifikation in Ostdeutschland	75
4.6	Anteil der GRV-Ansprüche unter 37,5 EGP der Ehepaare nach Qualifikation	84
4.7	Anteil der GRV-Ansprüche unter 25 EGP der Witwen nach Qualifikation	86
4.8	Vergleich der Altersarmutsrisiken der beiden Szenarien	88
4.9	Anteil der GRV-Ansprüche unter 42,5 EGP der Ehepaare nach Qualifikation	101

Abkürzungsverzeichnis

ALG I Arbeitslosengeld I

ALG II Arbeitslosengeld II

Ar Abflussrate

Beob. Beobachtungen

bzgl. bezüglich

bzw. beziehungsweise

ca. circa

EGP Entgeltpunkte

evtl. eventuell

ggf. gegebenenfalls

GRV Gesetzliche Rentenversicherung

i.i.d. independent and identically distributed / unabhängig und identisch verteilt

KS Kolmogorov-Smirnov

MEA Munich Center for the Economics of Aging

Mio. Million

MM Mood Median

MW Mann-Whitney

Mw. Mittelwert

OECD Organisation for Economic Co-operation and Development / Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung

RF Rentenartfaktor

RW Rentenwert

RW_o Rentenwert Ost

RW_w Rentenwert West (allgemeiner Rentenwert)

Std. Standardabweichung

u.a. unter anderem

vgl. vergleiche

Wölb. Wölbung

z.B. zum Beispiel

ZV Zugangsfaktor

zzgl. zuzüglich

1 Einführung

Der Lohn ist im deutschen Sozialversicherungssystem die zentrale Bezugsgröße. Die Beiträge für die Arbeitslosen-, Kranken-, Pflege- und Rentenversicherung bestimmen sich alle als Anteil an dem jeweiligen Bruttolohn des Arbeitnehmers.¹ Zusammen summieren sich die Beitragssätze zur Sozialversicherung auf fast 40% des Bruttolohnes eines Arbeitnehmers und stellen damit einen entscheidenden Lohnkostenfaktor dar.

Gleichfalls ist der Lohn für die Leistungen aus dem Sozialversicherungssystem und damit für die Absicherung der Versicherten von entscheidender Bedeutung. Ganz unabhängig von der Lohnhöhe sind lediglich die Leistungen aus der Pflegeversicherung. So findet sich mit dem Krankengeld auch innerhalb der gesetzlichen Krankenversicherung eine lohnabhängige Komponente, wenngleich der Großteil der Leistungen unabhängig vom Lohn ist. Die Höhe des Arbeitslosengeldes I bestimmt sich direkt als Anteil des zuvor erhaltenen Lohnes.² Ganz unmittelbar und direkt proportional übersetzt sich der individuelle Lohn durch die anteilmäßige Beitragszahlung in einen Anspruch an die gesetzliche Rentenversicherung. Jeder Euro an Rentenversicherungsbeitrag erhöht die individuellen Ansprüche. Dadurch determiniert der heutige Lohn u.a. auch das spätere Alterseinkommen und damit das Risiko der Altersarmut.

Vor dem Hintergrund dieses direkten Zusammenhangs von individuellen Löhnen und individueller Rente stehen diese beiden Größen im Mittelpunkt der vorliegenden Arbeit. Zunächst wird der Einfluss von Unsicherheiten auf dem Arbeitsmarkt auf die Löhne aufgezeigt. Konkret wird dabei untersucht, ob und wie sich Lohnrisiken von beschäftigten Arbeitnehmern auf die individuellen Löhne auswirken. In einem nächsten Schritt wird

¹ Die Beitragssätze belaufen sich aktuell (1. Januar 2013) auf 3% für die Arbeitslosenversicherung, 15,5% für die Krankenversicherung, 2,05% für die Pflegeversicherung und 18,9% für die Rentenversicherung. Bis auf die Beiträge für die Krankenversicherung (7,3% Arbeitgeber, 8,2% Arbeitnehmer) und eine Sonderregelung für die Pflegeversicherung in Sachsen (0,525% Arbeitgeber, 1,525% Arbeitnehmer) werden alle Beitragssätze paritätisch von Arbeitgeber und Arbeitnehmer bis zu den jeweiligen Beitragsbemessungsgrenzen getragen. Eine Übersicht über das deutsche Sozialversicherungssystem und die einzelnen Versicherungen findet sich bei: Deutsche Sozialversicherung (2013).

² Da die Beschäftigungsdauer und das Alter des Arbeitnehmers auch die Bezugsdauer des Arbeitslosengeldes I determiniert, ist aber keine direkte Proportionalität zwischen Lohn und Arbeitslosenunterstützung gegeben.

die Wirkung der Einführung des Arbeitslosengeldes II im Rahmen der Hartz-IV-Reform auf die individuellen Löhne in Deutschland untersucht. Nach der Analyse dieser Einflüsse auf den individuellen Lohn wird in einem letzten Schritt aufgezeigt, inwiefern veränderte Lohn- und Beschäftigungsmuster zu einer Veränderung des Altersarmutsrisikos in Deutschland führen.

1.1 Zusammenfassung und Darlegung des thematischen Zusammenhangs

In Kapitel 2 stehen zunächst die Lohnrisiken eines beschäftigten Arbeitnehmers im Mittelpunkt. Dieser sieht sich vor allem der Unsicherheit bzgl. der Höhe des realisierten Einkommens und der Unsicherheit, arbeitslos zu werden, gegenüber. Beide Risiken sind wichtige Parameter für die Lohnforderung eines Arbeitnehmers, wurden aber bisher nur unabhängig voneinander analysiert. In einem Portfoliomodell am Arbeitsmarkt kann gezeigt werden, dass die marginalen Effekte des Einkommens- und Arbeitslosigkeitsrisikos vom Niveau des jeweils anderen Risikos abhängen. Als neuer Beitrag wird diese Abhängigkeit theoretisch aufgezeigt und die Einflüsse der Risiken sowie deren Interaktion auf die individuellen Löhne empirisch simultan untersucht.

Den theoretischen Rahmen bildet ein Portfoliomodell am Arbeitsmarkt. Zum einen beschreibt dieses Modell einen stets positiven Lohneffekt des Einkommensrisikos, dessen Stärke sich aber mit der Variation des Arbeitslosigkeitsrisikos ändert. Zum anderen zeigt sich ein nicht eindeutiger Lohneffekt des Arbeitslosigkeitsrisikos, der u.a. negativ vom Niveau des Einkommensrisikos abhängig ist. Empirisch wird der Einfluss der beiden Risiken sowie deren Interaktion mit den amtlichen Daten des BA - Beschäftigtenpanels 1998-2007 (Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 2008) untersucht. Mit Hilfe dieser Daten können geeignete Maße sowohl für das Einkommensrisiko (Varianz der Löhne) als auch für das Arbeitslosigkeitsrisiko (relative Abgänge aus Erwerbstätigkeit in Arbeitslosigkeit) bestimmt werden. Da die eigene Berufsgruppe als relevanter Arbeitsmarkt angesehen wird, werden die beiden Risikomaße für 86 Berufsgruppen getrennt für Männer und Frauen in Ost- und Westdeutschland quartalsweise vom ersten Quartal 2000 bis zum vierten Quartal 2007 bestimmt. Um die Effekte der beiden Risiken und ihrer Interaktion auf den Lohn zu isolieren, wird ein Panelmodell mit individuellen, zeitlichen und berufsgruppenspezifischen fixen Effekten geschätzt. Zur genaueren Kontrolle werden weiterhin noch individuelle Variablen in das Modell mit aufgenommen.

Die Schätzergebnisse bestätigen die theoretische Analyse und liefern Evidenz dafür,

dass Arbeitnehmer für eine höhere Unsicherheit in ihrem Einkommen kompensiert werden wollen. Diese Kompensation nimmt aber mit steigendem Arbeitslosigkeitsrisiko ab. Der Effekt des Arbeitslosigkeitsrisikos ist auch empirisch nicht eindeutig. Klar zeigt sich hingegen ein negativer Einfluss des Einkommensrisikos auf das Arbeitslosigkeitsrisiko. Für den Großteil der beobachteten Werte des Einkommensrisikos zeigt sich insgesamt ein negativer marginaler Effekt des Arbeitslosigkeitsrisikos auf den Lohn. Arbeiter scheinen somit bei steigendem Arbeitslosigkeitsrisiko bereit zu sein, niedrigere Löhne zu akzeptieren.

Nach der Analyse der Auswirkung des Einkommens- und Arbeitslosigkeitsrisikos auf die individuellen Löhne, werden in Kapitel 3 die Auswirkungen einer Absenkung der Arbeitslosenunterstützung auf die Löhne untersucht. Als Folge solch einer Absenkung beschreibt die ökonomische Theorie niedrigere Löhne und eine höhere Beschäftigung. Die im abgelaufenen Jahrzehnt implementierte Hartz-IV-Reform stellt mit der Neustrukturierung und Kürzung der Arbeitslosenunterstützung für Langzeitarbeitslose ein quasi-natürliches Experiment bereit, die theoretische Vorhersage ggf. zu falsifizieren. Die Untersuchung liefert jedoch starke Evidenz für den durch die ökonomische Theorie beschriebenen lohndämpfenden Effekt. Weiterhin leistet die Untersuchung in Kapitel 3 einen Beitrag zur Evaluierung der Hartz-Reformen.

Mit den bereits in Kapitel 2 verwendeten amtlichen Mikrodaten des BA - Beschäftigtenpanels 1998-2007 kann für die Einführung des Arbeitslosengeldes II ein Strukturbruch am deutschen Arbeitsmarkt identifiziert werden. Mit Hilfe von Panelschätzungen mit einer Vielzahl von individuellen und firmenspezifischen Kontrollvariablen lässt sich der Effekt der Absenkung der Arbeitslosenunterstützung isolieren.

In einem ersten Schritt wird der durchschnittliche Effekt für Männer und Frauen in Ost- und Westdeutschland bestimmt. Dabei zeigt sich, dass durch die Einführung des Arbeitslosengeld II im Durchschnitt die Löhne für Männer und Frauen in Westdeutschland *ceteris paribus* um 2,4% bzw. 2,6% zurückgegangen sind. In Ostdeutschland fällt der Effekt bei den Männern mit durchschnittlich 2,0% geringer aus, liegt aber bei den Frauen mit 2,7% etwas darüber. In einem zweiten Schritt wird für den Wirtschaftszweig, in dem der Arbeitnehmer beschäftigt ist, und für die Qualifikation des Arbeitnehmers kontrolliert. Geschlechtsspezifische Unterschiede können dann in Ost- und Westdeutschland nicht mehr identifiziert werden. Für Westdeutschland findet sich in den meisten Wirtschaftszweigen für Männer und Frauen ein Anstieg des lohndämpfenden Effekts mit dem Qualifikationsniveau. Für Ostdeutschland lässt sich dieser Anstieg des Effekts mit der Qualifikation allerdings nicht feststellen. Mehrere Sensitivitätstests untermauern

die Ergebnisse.

Kapitel 4 wendet sich dem Risiko der Altersarmut zu. Da die gesetzliche Rentenversicherung die wichtigste Säule der Alterssicherung in Deutschland ist und auch auf absehbare Zeit bleibt, wird anhand eines Mikrosimulationsmodells untersucht, ob sich eine Veränderung des Altersarmutsrisikos in Deutschland identifizieren und quantifizieren lässt. Als entscheidender Beitrag wird eine Simulation der qualifikations- und geschlechtsspezifischen Verteilungen der gesetzlichen Rentenansprüche zweier Kohorten von Neurentnern in Ost- und Westdeutschland vorgenommen. Die Abbildung der Rentenansprüche erfolgt dabei über die Entgeltpunkte.

Um die Entgeltpunkteverteilungen zu berechnen, werden mit Hilfe von umfangreichen Meldedaten des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (2008) und der Deutschen Rentenversicherung (2005) komplette individuelle Erwerbsbiographien berechnet. Die aus diesen Erwerbsbiographien resultierenden Entgeltpunkteverteilungen werden separat für drei verschiedene Qualifikationsniveaus von Männern und Frauen in Ost- und Westdeutschland bestimmt. Aus den Entgeltpunkteverteilungen wird das Altersarmutsrisiko berechnet, wobei das Grundsicherungsniveau in Deutschland als kritische Grenze für Altersarmut verwendet wird. Daraus wird deutlich, dass das Altersarmutsrisiko für Männer und Frauen in beiden Landesteilen zunimmt. Besonders stark steigt das Risiko bei niedrig qualifizierten Personen an. Aufbauend auf die separate Analyse der Entgeltpunkteverteilungen für Männer und Frauen wird das Altersarmutsrisiko von Ehepaaren und Witwen simuliert. Dabei werden die Verteilungen für neun verschiedene Qualifikationskombinationen in Ost- und Westdeutschland berechnet. Auch hier bestätigt sich die negative Korrelation von Altersarmutsrisiko und Qualifikation.

1.2 Abgrenzung der eigenen wissenschaftlichen Leistung

Die Analyse in Kapitel 2 ist ohne Koautor entstanden. Den Kapiteln 3 und 4 liegen wissenschaftliche Artikel zugrunde, die in Ko-Autorenschaft verfasst wurden.

Kapitel 3 basiert auf dem Aufsatz „Unemployment Compensation and Wages: Evidence from the German Hartz Reforms“ (Arent und Nagl, 2013), der zur Veröffentlichung bei den Jahrbüchern für Nationalökonomie und Statistik / Journal of Economics and Statistics angenommen ist. Die Studie ist in Zusammenarbeit mit Stefan Arent, Doktorand an der Dresdner Niederlassung des ifo Instituts, entstanden. Stefan Arents Beitrag liegt in der Darlegung der relevanten Literatur und der gesetzlichen Grundla-

gen sowie in der Durchführung der Sensitivitätsanalysen. Mein Beitrag besteht aus der Datenauswahl und Datenaufbereitung sowie der empirischen Strategie und Bewertung der Regressionsergebnisse. Die Revisionen und Einarbeitung der Gutachtervorschläge wurden von beiden Autoren gemeinsam durchgeführt.

Kapitel 4 baut auf den 2010 im FinanzArchiv erschienenen Aufsatz „A Fragile Pillar: Statutory Pensions and the Risk of Old-age Poverty in Germany“ (Arent und Nagl, 2010) auf. Der Artikel ist ebenfalls in Ko-Autorenschaft mit Stefan Arent verfasst. Stefan Arent hat dabei die Datenauswahl und -aufbereitung durchgeführt und die qualifikationsspezifischen Entgeltpunkteverteilungen für die Frauen berechnet. Mein Beitrag liegt in der Darlegung der relevanten Literatur und der gesetzlichen Grundlagen sowie in der Berechnung der qualifikationsspezifischen Entgeltpunkteverteilungen für die Männer. Alle Revisionen in Arent und Nagl (2010) wurden von beiden Autoren bearbeitet. Aufbauend auf Arent und Nagl (2010) wurden als weiterer eigener Beitrag die Entgeltpunkteverteilungen von Ehepaaren sowie die Altersarmutsrisiken der Witwen von mir berechnet.

Bei der Niederschrift dieser Arbeit wurden die Inhalte der zitierten Aufsätze in die deutsche Sprache übertragen. Die Inhalte wurden dabei teilweise neu strukturiert und mit zusätzlichen Informationen und Beschreibungen erweitert.

2 Risiken des Lohnes

Die Analysen und Ergebnisse dieses Kapitels basieren auf der Studie Nagl (2012a).¹

2.1 Einführung

Ein beschäftigter Arbeitnehmer sieht sich hauptsächlich zwei Einkommensunsicherheiten gegenüber: dem Risiko, arbeitslos zu werden, und der Unsicherheit über die Höhe des realisierten Einkommens. Beide Risiken beeinflussen die Lohnforderung des Arbeitnehmers. In der Literatur wurden beide Risiken bisher nur unabhängig voneinander untersucht. Als neuer Ansatz werden das Einkommens- und das Arbeitslosigkeitsrisiko erstmals in einem gemeinsamen Modell analysiert und simultan empirisch untersucht. Diesem Ansatz liegen zwei Überlegungen zugrunde. Erstens sollte für die geforderte Kompensation aufgrund der Unsicherheit bzgl. der Einkommenshöhe relevant sein, mit welcher Wahrscheinlichkeit man überhaupt ein solch unsicheres Einkommen erhält. Zweitens sollte das Einkommensrisiko im Falle der Beschäftigung in das Entscheidungskalkül eines Individuums über die geforderte Kompensation für ein bestimmtes Arbeitslosigkeitsrisiko eingehen.

Der Einfluss des Einkommensrisikos wird in der Literatur bisher mit Hilfe von Portfoliomodellen für den Arbeitsmarkt analysiert. Diese Modelle zeigen, dass risikoaverse Individuen Lohnaufschläge verlangen, um ein unsicheres Einkommen gegenüber einem sicheren Einkommen zu akzeptieren. Empirische Studien belegen diese positiven Lohnaufschläge für höhere Einkommensrisiken. Frühe Arbeiten haben das Einkommensrisiko durch die Streuung der Lohnverteilung in unterschiedlichen Berufen (King, 1974; Johnson, 1977), oder über die individuelle Lohnvariation über einen bestimmten Zeitraum (Feinberg, 1981; Moore, 1995) gemessen. Nagl (2012b) greift beide Ansätze auf und misst mit Paneldaten den Einfluss der Lohnverteilungen unterschiedlicher Berufsgruppen auf den individuellen Lohn. Eine andere Richtung in der Literatur untersucht

¹ Eine aktuellere Version des Manuskript ist bei der Zeitschrift *Labour – Review of Labour Economics and Industrial Relations* unter Vorbehalt angenommen.

Einkommensrisiko im Zusammenhang mit der Entscheidung über eine Investition in Ausbildung (Hartog und Vijverberg, 2007). Diese Arbeiten verwenden einen zweistufigen Ansatz, der das Einkommensrisiko als residuales Streuungsmaß in einer Berufs- (z.B. Hartog *et al.*, 2003) oder Bildungsgruppe (z.B. Diaz-Serrano *et al.*, 2008) bestimmt. Eine positive Kompensation aufgrund eines höheren Einkommensrisikos wird auch hier bestätigt.²

Das Arbeitslosigkeitsrisiko wird überwiegend in Such- und Matching-Modellen betrachtet (Rogerson *et al.*, 2005). Anders als bei der Modellierung des Einkommensrisikos in Portfoliomodellen werden in der Such- und Matching-Literatur risikoneutrale Arbeiter unterstellt. In einer Gleichgewichtsanalyse zeigen diese Modelle, dass ein steigendes Risiko, arbeitslos zu werden, die Löhne senkt. Abseits dieser Literatur modellieren Berloffia und Simmons (2003) Arbeiter mit einer Nutzenfunktion, die konstante relative Risikoaversion aufweist, und zeigen, dass das Arbeitslosigkeitsrisiko einen negativen Effekt auf die Erwerbsbeteiligung und den Reservationslohn hat.

Im Gegensatz zu diesen theoretischen Vorhersagen findet sich in der empirischen Literatur eine breite Evidenz für positive Kompensationen aufgrund eines höheren Arbeitsplatzrisikos (Abowd und Ashenfelter, 1981; Topel, 1984; Li, 1986; Hamermesh und Wolfe, 1990; Moretti, 2000; Assaad und Tunalı, 2002; Magnani, 2002; Del Bono und Weber, 2008). Die Identifikationsstrategie des Arbeitslosigkeitsrisikos unterscheidet sich zwischen den Arbeiten aber doch deutlich. Abowd und Ashenfelter (1981) verwenden die individuelle Erwerbshistorie und kontrollieren auf wirtschaftszweigspezifische und gesamtökonomische Effekte, um den Einfluss des Arbeitslosigkeitsrisikos auf die Löhne zu zeigen. Andere Studien identifizieren Lohnkompensationen im Vergleich verschiedener Wirtschaftszweige (Topel, 1984; Li, 1986; Hamermesh und Wolfe, 1990) oder Berufe (Assaad und Tunalı, 2002). Magnani (2002) instrumentiert das Arbeitslosigkeitsrisiko in einem Wirtschaftszweig mit der Volatilität der ausgelieferten Waren in diesem und bestätigt eine positive Lohnkompensation. Einen anderen Ansatz wählt Moretti (2000). Er vergleicht saisonal und permanent Beschäftigte im US-Agrarsektor und identifiziert – unter Kontrolle auf individuelle Charakteristika – einen positiven Lohnaufschlag für saisonal Beschäftigte. Del Bono und Weber (2008) bestätigen mit Paneldaten für Österreich die positiven Lohnaufschläge für saisonal Beschäftigte.

In dem vorliegenden Kapitel werden als neuer Ansatz die Einflüsse des Einkommensrisikos und des Arbeitsplatzrisikos auf die individuellen Löhne simultan untersucht. In einem allgemeinen Portfolioansatz wird deren Wirkung auf die Löhne und ihre Inter-

² McGoldrick (1995) hat als erste solch einen zweistufigen Ansatz benutzt.

aktion aufgezeigt. Dabei wird deutlich, dass der Effekt des Einkommensrisikos auf den Lohn immer positiv, der Effekt des Arbeitslosigkeitsrisikos nicht eindeutig und der Interaktionseffekt negativ ist. Diese theoretisch abgeleiteten Effekte werden in der empirischen Untersuchung bestätigt. Dabei wird als relevanter Arbeitsmarkt die Berufsgruppe angesehen (Fahr und Sunde, 2009). Erstmals werden deshalb Risikomaße für das Einkommens- und Arbeitsplatzrisiko für die 86 amtlich definierten Berufsgruppen in Deutschland (Statistik der Bundesagentur für Arbeit, 2009) bestimmt. Das Einkommensrisiko wird dabei über die Varianz der Löhne abgebildet. Als Maß für das Arbeitslosigkeitsrisiko wird die Relation der Abgänge aus Erwerbstätigkeit in Arbeitslosigkeit zu allen vorher Beschäftigten verwendet. Datengrundlage sind die administrativen Daten des BA-Beschäftigtenpanels (Bundesagentur für Arbeit, 2009). Dieser umfangreiche Datensatz erlaubt beide Risikomaße quartalsweise für die 86 Berufsgruppen von 2000 bis 2007 zu bestimmen. Die Einflüsse der Risiken auf die Löhne werden dabei separat für Männer und Frauen in Ost- und Westdeutschland untersucht.

Die Untersuchung bestätigt die in der Literatur beschriebenen positiven Lohnkompensationen für beide Risiken, sofern diese separat betrachtet werden. Bei der simultanen Betrachtung beider Risiken zeigt sich jedoch, dass der empirisch gemessene marginale Effekt des Arbeitslosigkeitsrisikos insgesamt meist negativ ist. Diesen negativen marginalen Effekt des Arbeitslosigkeitsrisikos würde man gemäß den Erkenntnissen von Suchmodellen auch erwarten. Das vorgestellte Modell liefert somit einen ersten Erklärungsansatz, der sowohl die in der Literatur beschriebenen positiven Risikokompensationen als auch den such-theoretisch vorhergesagten negativen Effekt des Arbeitslosigkeitsrisikos beschreibt. Der empirisch gemessene marginale Effekt des Einkommensrisikos ist hingegen – wie erwartet – stets positiv.

Dieses Kapitel ist folgendermaßen strukturiert. In Abschnitt 2.2 wird das theoretische Modell entwickelt, das den Ausgangspunkt für die empirische Herangehensweise in Abschnitt 2.3 bildet. Die verwendeten Daten werden in Abschnitt 2.4 beschrieben. Die Ergebnisse der empirischen Untersuchung werden in Abschnitt 2.5 präsentiert und interpretiert.

2.2 Theoretische Modellierung

Die Effekte des Einkommensrisikos und des Arbeitslosigkeitsrisikos auf die Löhne werden mit Hilfe eines Portfoliomodells für den Arbeitsmarkt veranschaulicht. Individuen können zwischen zwei Arten von Arbeitsplätzen wählen: einem mit sicherem Einkommen Y_c und einem mit stochastischem Einkommen Y_s . Im sicheren Fall erhält das Individuum immer den Mittelwert $\mu_c = Y_c$. Die Varianz ist dementsprechend $\sigma_c = 0$. Im stochastischen Fall erhält das Individuum ein zufälliges Einkommen, das mit dem Mittelwert μ_s und der Varianz σ_s verteilt ist. Annahmegemäß existieren die ersten beiden Momente der Einkommensverteilung. Zusätzlich wird das Individuum im unsicheren Fall mit der Wahrscheinlichkeit $\lambda \in [0, 1[$ arbeitslos und erhält dann die Transferzahlung b . Das stochastische Einkommen mit zusätzlichem Arbeitslosigkeitsrisiko \tilde{Y}_s beträgt damit:

$$\tilde{Y}_s = \lambda b + (1 - \lambda)Y_s. \quad (2.1)$$

Der Erwartungswert $\tilde{\mu}_s$ und die Varianz $\tilde{\sigma}_s$ von \tilde{Y}_s sind:

$$\begin{aligned} \tilde{\mu}_s &= \lambda b + (1 - \lambda)\mu_s \\ \tilde{\sigma}_s &= (1 - \lambda)\sigma_s. \end{aligned}$$

Das stochastische Einkommen mit Arbeitslosigkeitsrisiko \tilde{Y}_s ist damit mit dem Mittelwert $\tilde{\mu}_s$ und der Varianz $\tilde{\sigma}_s$ verteilt:

$$\tilde{Y}_s \sim (\tilde{\mu}_s, \tilde{\sigma}_s). \quad (2.2)$$

Der Nutzen der Individuen wird durch den Mittelwert und die Varianz des Einkommens bestimmt, wobei ein höherer Mittelwert einen positiven Nutzen, eine höhere Varianz aber einen negativen Nutzen stiftet:

$$U(\mu, \sigma) \text{ mit } U_\mu > 0 \text{ und } U_\sigma < 0. \quad (2.3)$$

U_μ und U_σ bezeichnen die partiellen Ableitungen der Nutzenfunktion nach dem Mittelwert bzw. nach der Varianz. Damit ein Individuum indifferent zwischen dem sicheren und dem stochastischen Einkommen ist, müssen die Erwartungsnutzen der beiden Alternativen gleich sein:

$$E[U(Y_c)] = E[U(\tilde{Y}_s)] \quad (2.4)$$

Da das sichere Einkommen risikolos ist und das zufällige stochastische Einkommen \tilde{Y}_s gemäß einer linearen Verteilungsklasse verteilt ist – d.h. \tilde{Y}_s wird durch die lineare Transformation aller Y_s gebildet – kann jede von Neumann-Morgenstern Erwartungsnutzenfunktion äquivalent im μ - σ -Raum dargestellt werden (Sinn, 1989). Die Indifferenz zwischen den beiden Erwartungsnutzen in (2.4) kann damit auch beschrieben werden als:

$$U(\mu_c; 0) = U(\tilde{\mu}_s; \tilde{\sigma}_s). \quad (2.5)$$

Für die Indifferenz bei einem bestimmten Nutzenniveau gilt damit:

$$\bar{U} = U(\mu_c; 0) = U(\lambda b + (1 - \lambda)\mu_s; (1 - \lambda)\sigma_s). \quad (2.6)$$

Eine repräsentative Indifferenzkurve, wie in (2.6) beschrieben, ist in Abbildung 2.1 dargestellt.

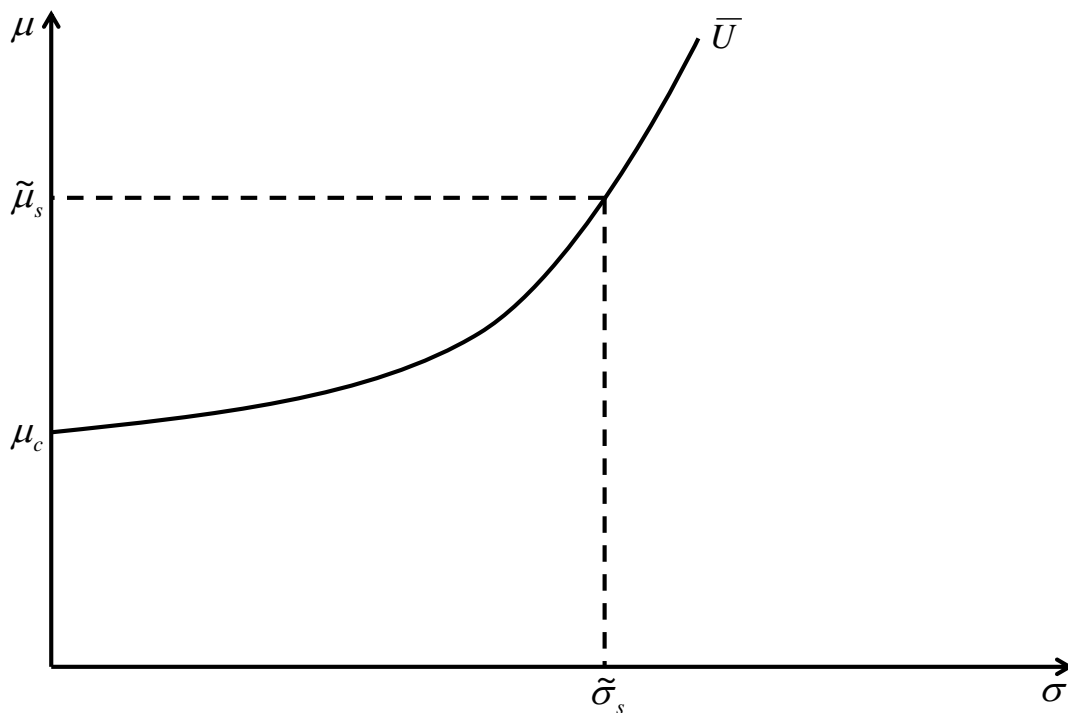


Abbildung 2.1: Repräsentative Indifferenzkurve

Die Höhe der Risikokompensation ergibt sich aus der Differenz zwischen $\tilde{\mu}_s$ und μ_c .

Um die Kompensation für einen Anstieg des Einkommensrisikos zu bestimmen, wird Gleichung (2.6) bei konstantem Arbeitslosigkeitsrisiko implizit differenziert.

$$U_{\mu_s}(1 - \lambda)d\mu_s + U_{\sigma_s}(1 - \lambda)d\sigma_s = 0 \quad (2.7)$$

Aus (2.7) lässt sich der Anstieg der Indifferenzkurve für ein gegebenes Nutzenniveau \bar{U} bestimmen:

$$\left. \frac{d\mu_s}{d\sigma_s} \right|_{\bar{U}} = -\frac{U_{\sigma_s}}{U_{\mu_s}} > 0. \quad (2.8)$$

Der Anstieg der Indifferenzkurve verdeutlicht, dass die Kompensation für das Einkommensrisiko für jedes Niveau von λ stets positiv ist. Um zu zeigen, ob und wie sich eine Veränderung des Arbeitslosigkeitsrisikos auf die Höhe der Kompensation des Einkommensrisikos auswirkt, muss (2.8) nach λ abgeleitet werden.³ Dabei wird deutlich, dass das Arbeitslosigkeitsrisiko einen Einfluss auf die Kompensationshöhe für das Einkommensrisiko hat, allerdings lässt sich in der gegebenen allgemeinen Form das Vorzeichen nicht eindeutig bestimmen. Es zeigt sich aber, dass die Wirkungsrichtung von λ auf die Kompensation für ein Einkommensrisiko lediglich von der Höhe der Arbeitslosenunterstützung und dem Grad der Risikoaversion abhängt.

Um die Kompensation für einen Anstieg des Arbeitslosigkeitsrisikos zu bestimmen, wird nun Gleichung (2.6) bei konstantem Einkommensrisiko implizit differenziert.

$$U_{\mu_s}(1 - \lambda)d\mu_s + [U_{\mu_s}(b - \mu_s) + U_{\sigma_s}(-\sigma_s)]d\lambda = 0 \quad (2.9)$$

Analog zu Gleichung (2.8) lässt sich die Kompensation aufgrund eines höheren Arbeitslosigkeitsrisikos für ein gegebenes Nutzenniveau aus Gleichung (2.9) wie folgt darstellen:

$$\left. \frac{d\mu_s}{d\lambda} \right|_{\bar{U}} = \frac{(\mu_s - b)}{(1 - \lambda)} - \frac{U_{\sigma_s}(-\sigma_s)}{U_{\mu_s}(1 - \lambda)}. \quad (2.10)$$

Unter der Annahme, dass $\mu_s > b$ gilt, ist der erste Term der rechten Seite von (2.10) positiv. Der zweite Term ist auch positiv, da $\frac{U_{\sigma_s}}{U_{\mu_s}}$ negativ ist und sowohl σ_s als auch $\lambda < 1$ beide strikt positiv sind. Das Vorzeichen des Effekts (2.10) ist damit nicht eindeutig. Existiert kein Einkommensrisiko ($\sigma_s = 0$), ist der Effekt (2.10) definitiv positiv. Weiterhin beschreibt Gleichung (2.10) einen negativen Interaktionseffekt: je größer σ_s , desto kleiner ist die geforderte Kompensation aufgrund des Arbeitslosigkeitsrisikos.

³ Eine explizite Ableitung findet sich im Anhang 2.A.

2.3 Empirische Strategie

Der Literatur (Fahr und Sunde, 2009) folgend wird angenommen, dass der relevante Arbeitsmarkt die jeweilige Berufsgruppe ist. Folglich ist damit auch das Einkommens- und Arbeitsplatzrisiko der Berufsgruppe das relevante Risiko für die Individuen. Eine Berufsgruppe setzt sich aus Berufen zusammen, für die sehr ähnliche Berufsausbildungen oder Studienabschlüsse notwendig sind. So kann z.B. ein Bauingenieur auch als Vermessungsingenieur arbeiten. Er bleibt trotz des Berufswechsels in der Berufsgruppe der Ingenieure. Ein Berufswechsel außerhalb der Berufsgruppe, z.B. als Koch oder Arzt, ist sehr unwahrscheinlich, wenn nicht gar unmöglich. In dieser Untersuchung wird die amtliche Einteilung der Berufsgruppen der Bundesagentur für Arbeit übernommen (Statistik der Bundesagentur für Arbeit, 2009).

Das Einkommensrisiko wird mit dem zweiten zentralen Moment der Lohnverteilung einer bestimmten Berufsgruppe zu einem bestimmten Zeitpunkt gemessen. Das zweite zentrale Moment wird mit der Standardabweichung abgebildet. Das Arbeitslosigkeitsrisiko wird durch die relativen Abgänge aus Erwerbstätigkeit in Arbeitslosigkeit (Abflussrate) in einer bestimmten Berufsgruppe gemessen. Die Abflussrate wird dabei als Anteil der neu arbeitslos gewordenen Personen an allen in der letzten Periode in dieser Berufsgruppe beschäftigten Personen berechnet. Die Abflussrate gibt somit die Wahrscheinlichkeit an, in einer bestimmten Berufsgruppe den Arbeitsplatz zu verlieren. Nimmt man an, dass alle Arbeiter und Arbeitsplätze in einer Berufsgruppe weitgehend identisch sind, gibt die Abflussrate auch die individuelle Wahrscheinlichkeit an, den Arbeitsplatz zu verlieren. Das zweite zentrale Momente der Lohnverteilungen und die Abflussraten der einzelnen Berufsgruppen werden vierteljährlich berechnet. Um der unterschiedlichen Arbeitsmarktsituation von Männern und Frauen sowie in Ost- und Westdeutschland Rechnung zu tragen, werden die Standardabweichungen und die Abflussraten für jede der vier Untergruppen (westdeutsche Frauen, westdeutsche Männer, ostdeutsche Frauen, ostdeutsche Männer) jedes Quartal separat berechnet und in das Panel mit aufgenommen.

In Anlehnung an frühere Arbeiten wird der Einfluss der Risiken auf die Löhne weitestgehend von individueller Heterogenität isoliert (Moretti, 2000; Moore, 1995). Weiterhin wird auf zeitliche und berufsgruppenspezifische Effekte kontrolliert. Als grundlegende Neuerung werden aber, wie durch die theoretische Fundierung nahegelegt, die Effekte des Einkommensrisikos, des Arbeitsplatzrisikos sowie der Interaktion der beiden Risiken auf die individuellen Löhne und damit auf die durchschnittlichen Löhne simultan

identifiziert. Konkret wird folgendes Modell geschätzt:

$$\begin{aligned} \ln(\text{Lohn}_{ijt}) = & c + \beta_1 \ln(\text{Std}_{jt}) + \beta_2 \ln(\text{Ar}_{jt}) + \beta_3 \ln(\text{Std}_{jt}) \ln(\text{Ar}_{jt}) \\ & + \beta_k X_{it} + A_i + T_t + \lambda_j + u_{ijt}. \end{aligned} \quad (2.11)$$

Der logarithmierte Lohn von Individuum i , das zum Zeitpunkt t in einer Berufsgruppe j beschäftigt ist, wird mit $\ln(\text{Lohn}_{ijt})$ bezeichnet. In dem Modell (2.11) wird der individuelle Lohn durch eine Konstante c , die logarithmierte Standardabweichung $\ln(\text{Std}_{jt})$, als Maß für das Einkommensrisiko, die logarithmierte Abflussrate $\ln(\text{Ar}_{jt})$, als Maß für das Arbeitslosigkeitsrisiko, die Interaktion zwischen beiden Risiken $\ln(\text{Std}_{jt}) \ln(\text{Ar}_{jt})$, einem Satz von Kontrollvariablen X_{it} und fixen Effekten erklärt.⁴ Als Kontrollvariablen werden Alter, Alter zum Quadrat, Beschäftigungsstatus und Beschäftigungsdauer in einer Firma aufgenommen. Weiterhin wird für individuelle (A_i), zeitliche (T_t) (Jahres- und Quartaldummies) und berufsgruppenspezifische (λ_j) fixe Effekte kontrolliert. Der Fehlerterm ist u_{ijt} .

Die marginalen Effekte des Einkommens- und Arbeitslosigkeitsrisikos auf den Lohn sind:

$$\frac{\partial \ln(\text{Lohn}_{ijt})}{\partial \ln(\text{Std}_{jt})} = \beta_1 + \beta_3 \ln(\text{Ar}_{jt}), \quad (2.12)$$

und

$$\frac{\partial \ln(\text{Lohn}_{ijt})}{\partial \ln(\text{Ar}_{jt})} = \beta_2 + \beta_3 \ln(\text{Std}_{jt}). \quad (2.13)$$

Die Kreuzableitungen der Gleichungen (2.12) und (2.13) zeigen den Interaktionseffekt an:

$$\frac{\partial^2 \ln(\text{Lohn}_{ijt})}{\partial \ln(\text{Std}_{jt}) \partial \ln(\text{Ar}_{jt})} = \frac{\partial^2 \ln(\text{Lohn}_{ijt})}{\partial \ln(\text{Ar}_{jt}) \partial \ln(\text{Std}_{jt})} = \beta_3. \quad (2.14)$$

Wie in Abschnitt 2.2 dargelegt, sollte der Effekt beider Risiken, wenn der Effekt des jeweilig anderen nicht vorhanden ist, positiv sein ($\beta_1 > 0$ und $\beta_2 > 0$). Der Interaktionseffekt sollte negativ sein ($\beta_3 < 0$).

Um geschlechtsspezifische Effekte identifizieren zu können, wird das Modell (2.11) ge-

⁴ Um positive Werte für die logarithmierte Standardabweichung und Abflussrate sicherzustellen, wird der Wert 1 zu jeder Standardabweichung und Abflussrate addiert, bevor die logarithmierten Werte berechnet werden.

trennt für Männer und Frauen geschätzt. Um den strukturellen Unterschieden in Ost- und Westdeutschland (Smolny, 2009; Blien *et al.*, 2010) gerecht zu werden, wird das Modell auch separat für beide Regionen geschätzt. Alle Modelle werden mit fixen Effekten und robusten Standardfehlern, die auf individueller Ebene geclustert sind, geschätzt.

2.4 Daten

Für die empirische Untersuchung werden die amtlichen Daten des BA-Beschäftigtenpanels 1998-2007 (Bundesagentur für Arbeit, 2009) verwendet. Dieses administrative Panel stellt eine repräsentative 2%-Stichprobe aller sozialversicherungspflichtig Beschäftigten, Arbeitslosen und an Maßnahmen der Bundesagentur für Arbeit teilnehmenden Personen dar.⁵ Der offiziellen Klassifikation der Berufe folgend werden 86 verschiedene Berufsgruppen bestimmt (Statistik der Bundesagentur für Arbeit, 2009).

Neben den Löhnen bietet das BA-Beschäftigtenpanel eine Vielzahl weiterer individueller Informationen (Geschlecht, Alter, Beschäftigungsstatus, Art der Beschäftigung, Beruf, Beschäftigungsdauer in einer Firma) auf Quartalsbasis. Diese Informationen werden als Kontrollvariablen mit in die Regressionen aufgenommen. Die Informationserhebung findet am letzten Tag eines jeden Quartals statt. Aus den Rohdaten wird ein balanciertes Panel vom ersten Quartal 2000 bis zum vierten Quartal 2007 gebildet.⁶ Um den Effekt für reguläre Beschäftigte abzubilden, werden die Daten auf Vollzeitbeschäftigte beschränkt. Während des Panelzeitraums muss jede Person mindestens in einem Quartal Vollzeit gearbeitet haben, um in der Stichprobe enthalten zu sein. Die restliche Zeit kann die Person aber auch arbeitslos gemeldet gewesen sein.

Der individuelle Lohn ist als nominaler Bruttolohn pro Monat angegeben. Um eine stationäre abhängige Variable abzuleiten, werden mit Hilfe des deutschen harmonisierten Verbraucherpreisindex (Statistisches Bundesamt, 2013) reale Bruttolöhne berechnet. Das Alter der Personen ist in Jahren angegeben, die Beschäftigungsdauer in einer Firma in Quartalen. Der Beschäftigungsstatus kann ungelernter Arbeiter, gelernter Arbeiter, Meister oder Angestellter sein. Die Angestellten bilden die Referenzgruppe.

Der Datensatz wird anhand des Arbeitsortes der Individuen nach Ost- und Westdeutschland aufgeteilt. Weiterhin werden die oberen und unteren fünf Prozent der jeweiligen Lohnverteilungen abgeschnitten. Dies geschieht aus zwei Gründen. Erstens umgeht man durch diese Beschneidung der Daten das Problem, dass die Angabe der Löhne über

⁵ Eine detaillierte Beschreibung der Daten findet sich bei Schmucker und Seth (2009).

⁶ Die Bildung eines balancierten Panels ist erst ab dem ersten Quartal 2000 möglich, da Individuen vorher nicht durch Zeiten der Arbeitslosigkeit verfolgt werden können.

der Beitragsbemessungsgrenze freiwillig ist. Wenn diese Löhne nicht freiwillig berichtet werden, wird die Lohnangabe auf die Beitragsbemessungsgrenze festgesetzt. Zweitens erscheinen die am oberen und unteren Rand der Lohnverteilung berichteten Löhne teilweise sehr unplausibel, so dass durch die Beschneidung der Daten die Datensatzqualität gesteigert wird.⁷ Nach der Datensatzaufbereitung stehen noch Informationen für 136.481 Männer und 87.065 Frauen in Westdeutschland sowie 26.650 Männer und 27.579 Frauen in Ostdeutschland zur Verfügung.

⁷ Eine Schätzung mit den nicht beschnittenen Daten zeigt, dass die Schätzergebnisse qualitativ nicht von der Beschneidung der Daten abhängen.

2.5 Ergebnisse

Die erwarteten Koeffizienten für das Einkommens- und Arbeitslosigkeitsrisiko werden bestätigt. Die Tabellen 2.1 und 2.2 zeigen die Ergebnisse der Schätzung des Modells (2.11) für West- und Ostdeutschland.

Tabelle 2.1: Schätzergebnisse für Männer und Frauen in Westdeutschland

Abhängige Variable: ln(Lohn)	Männer	Frauen
ln(Std)	0,3238*** (0,0028)	0,2540*** (0,0133)
ln(Ar)	1,2356*** (0,0691)	1,0334*** (0,1475)
ln(Std)ln(Ar)	-0,7333*** (0,0383)	-0,5653*** (0,0768)
Alter	0,0287*** (0,0003)	0,0171*** (0,0006)
Alter ²	-0,0003*** (0,0000)	-0,0002*** (0,0000)
Beschäftigungsdauer	0,0014*** (0,0000)	0,0016*** (0,0000)
Ungelernter Arbeiter	-0,0452*** (0,0023)	0,0429*** (0,0042)
Gelernter Arbeiter	-0,0380*** (0,0022)	0,0346*** (0,0052)
Meister	0,0120*** (0,0033)	0,0340* (0,0186)
Konstante	2,1864*** (0,0295)	2,2101*** (0,0822)
R ² (within)	0,1042	0,0292
R ² (overall)	0,2450	0,0760
Beobachtungen	3.912.717	2.446.735
Individuen	136.481	87.065

***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1, robuste Standardfehler in Klammern.

Tabelle 2.2: Schätzergebnisse für Männer und Frauen in Ostdeutschland

Abhängige Variable: ln(Lohn)	Männer	Frauen
ln(Std)	0,2158*** (0,0076)	0,1051*** (0,0121)
ln(Ar)	0,5521*** (0,0627)	0,4358** (0,1706)
ln(Std)ln(Ar)	-0,3615*** (0,0373)	-0,2836*** (0,0937)
Alter	0,0244*** (0,0008)	0,0231*** (0,0010)
Alter ²	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)
Beschäftigungsdauer	0,0018*** (0,0000)	0,0015*** (0,0001)
Ungelernter Arbeiter	-0,0325*** (0,0053)	-0,0118* (0,0064)
Gelernter Arbeiter	-0,0329*** (0,0048)	-0,0063 (0,0055)
Meister	0,0192** (0,0087)	0,0643*** (0,0195)
Konstante	2,1292*** (0,0432)	2,3318*** (0,0580)
R ² (within)	0,0665	0,0399
R ² (overall)	0,2349	0,1129
Beobachtungen	723.839	748.056
Individuen	26.650	27.579

***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1, robuste Standardfehler in Klammern.

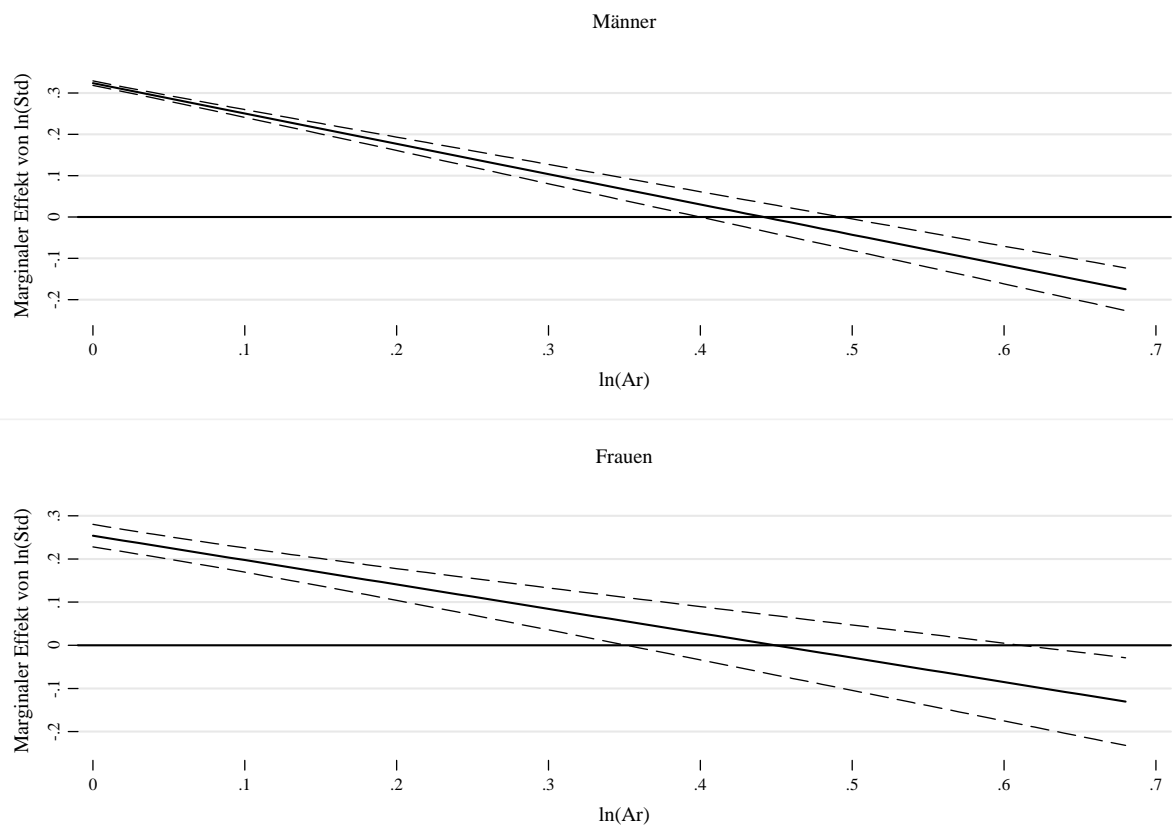
Die Koeffizienten von $\ln(\text{Std})$ und $\ln(\text{Ar})$ geben den marginalen Effekt des Einkommensrisikos ohne Arbeitslosigkeitsrisiko und das Arbeitsplatzrisiko ohne Einkommensrisiko an. Der Koeffizient von $\ln(\text{Std})\ln(\text{Ar})$ gibt den Interaktionseffekt der beiden Risikomaße an. Für Männer und Frauen in West- und Ostdeutschland zeigen die Koeffizienten von $\ln(\text{Std})$ und $\ln(\text{Ar})$ den erwarteten positiven Effekt und der Koeffizient von $\ln(\text{Std})\ln(\text{Ar})$ den erwarteten negativen Interaktionseffekt. Alle Effekte sind hoch signifikant. Betragsmäßig sind alle drei Koeffizienten größer für Männer. Im Vergleich der beiden Landesteile sind alle drei Koeffizienten in Ostdeutschland betragsmäßig kleiner.

Der marginale Effekt von $\ln(\text{Std})$ auf $\ln(\text{Lohn})$ wird wie in Gleichung (2.12) berechnet und ist in den Abbildungen 2.2 und 2.3 dargestellt. Die durchgezogene Linie stellt den marginalen Effekt für jeden Wert von $\ln(\text{Ar})$ zwischen 0 und 0,7 dar.⁸ Ein Wert von 0 auf der x-Achse entspricht einem Arbeitslosigkeitsrisiko von 0. An dieser Stelle entspricht der marginale Effekt von $\ln(\text{Std})$ auf $\ln(\text{Lohn})$ dem Koeffizienten β_1 . Die Steigung der durchgezogenen Linie zeigt die Stärke des Interaktionseffekts an und ist gleich β_3 . Die gestrichelten Linien stellen die obere und untere Grenze des 95%-Konfidenzintervalls dar. Statistische Signifikanz ist gegeben, wenn beide Linien ober- oder unterhalb der x-Achse liegen.

Um die empirische Bandbreite des marginalen Effekts von $\ln(\text{Std})$ auf $\ln(\text{Lohn})$ zu bestimmen, ist es notwendig, den empirisch gemessenen Bereich von $\ln(\text{Ar})$ zu kennen. Die empirische Verteilung mit dem relevanten Wertebereich von $\ln(\text{Ar})$ ist in den Abbildungen 2.2 und 2.3 jeweils mit angegeben. Die Spalte „Null“ gibt an, bei welchem Wert von $\ln(\text{Ar})$ der Punktschätzer des marginalen Effekts von $\ln(\text{Std})$ auf $\ln(\text{Lohn})$ gleich null ist. Mw. bezeichnet den Mittelwert und die Prozentangaben die jeweiligen Quantile der Lohnverteilung.

⁸ Der Wertebereich orientiert sich an dem größten beobachteten Wert in allen vier Gruppen.

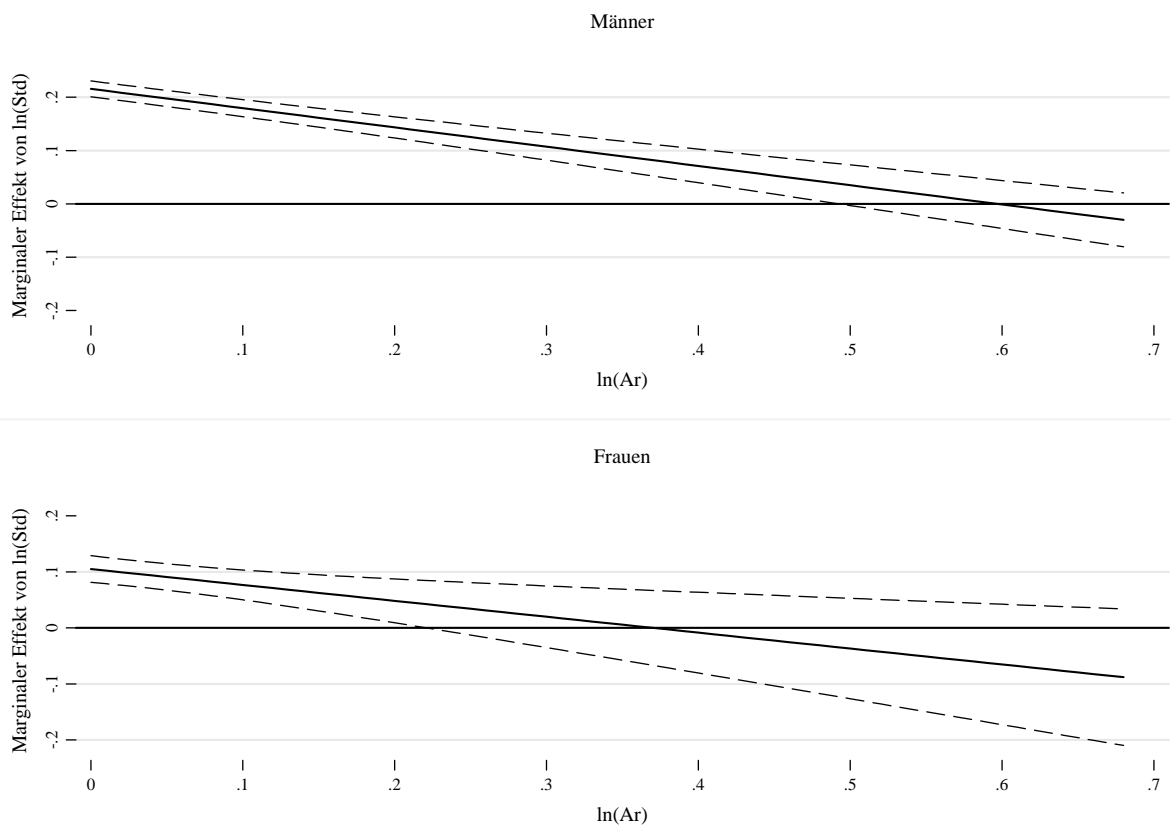
Abbildung 2.2: Marginaler Effekt von $\ln(\text{Std})$ auf $\ln(\text{Lohn})$ für Männer und Frauen in Westdeutschland



Empirische Verteilung von $\ln(\text{Ar})$

	5%	25%	50%	75%	95%	Min	Max	Mw.	Null
Männer	0,001	0,003	0,004	0,007	0,016	0,000	0,186	0,007	0,442
Frauen	0,002	0,003	0,005	0,007	0,012	0,000	0,693	0,006	0,449

Abbildung 2.3: Marginaler Effekt von $\ln(\text{Std})$ auf $\ln(\text{Lohn})$ für Männer und Frauen in Ostdeutschland



Empirische Verteilung von $\ln(\text{Ar})$

	5%	25%	50%	75%	95%	Min	Max	Mw.	Null
Männer	0,000	0,006	0,009	0,015	0,050	0,000	0,405	0,015	0,597
Frauen	0,000	0,004	0,007	0,010	0,022	0,000	0,511	0,009	0,371

Der marginale Effekt von $\ln(\text{Std})$ auf $\ln(\text{Lohn})$ ist positiv und statistisch signifikant für alle beobachteten Werte von $\ln(\text{Ar})$.⁹ Es zeigt sich weiterhin Evidenz für eine Abnahme der Kompensation des Einkommensrisikos mit steigendem Arbeitslosigkeitsrisiko. Arbeiter wollen für ein höheres Einkommensrisiko kompensiert werden, sind aber umso bescheidener bzw. zurückhaltender, je höher das Arbeitslosigkeitsrisiko ist.

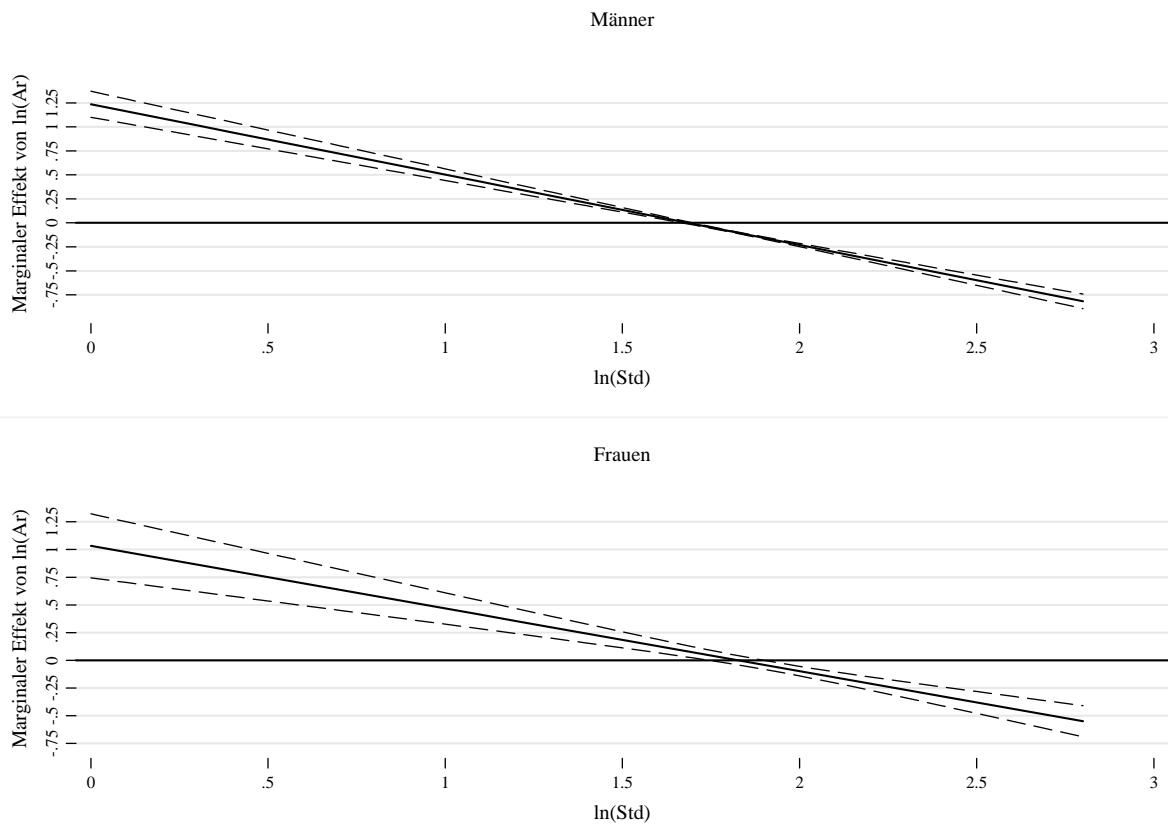
Der marginale Effekt von $\ln(\text{Ar})$ auf $\ln(\text{Lohn})$ wird wie in Gleichung (2.13) berechnet und ist in den Abbildungen 2.4 und 2.5 dargestellt. Die durchgezogene Linie stellt hier den marginalen Effekt von $\ln(\text{Ar})$ auf $\ln(\text{Lohn})$ für jeden Wert von $\ln(\text{Std})$ zwischen 0 und 3 dar.¹⁰ Ein Wert von 0 auf der x-Achse korrespondiert mit einem Einkommensrisiko von 0. Wenn kein Einkommensrisiko vorhanden ist, entspricht der marginale Effekt von $\ln(\text{Ar})$ auf $\ln(\text{Lohn})$ dem Parameter β_2 . Auch hier zeigt die Steigung der durchgezogenen Linie die Stärke des Interaktionseffektes an und entspricht dem Koeffizienten β_3 .

Um den empirisch relevanten Bereich des marginalen Effekts von $\ln(\text{Ar})$ auf $\ln(\text{Lohn})$ zu bestimmen, muss die empirisch beobachtete Spannbreite von $\ln(\text{Std})$ bekannt sein. Die empirischen Verteilungen von $\ln(\text{Std})$ sind in den Abbildungen 2.4 und 2.5 mit abgetragen und stellen den relevanten Wertebereich dar. Die Spalte „Null“ stellt hier den Wert von $\ln(\text{Std})$ dar, bei dem der Punktschätzer des marginalen Effekts von $\ln(\text{Ar})$ auf $\ln(\text{Lohn})$ gleich null ist.

⁹ Lediglich bei vier von über 7,8 Mio. Beobachtungen kann kein positiver signifikanter marginaler Effekt von $\ln(\text{Std})$ auf $\ln(\text{Lohn})$ festgestellt werden. Die maximale Realisation von $\ln(\text{Ar})$ bei westdeutschen Frauen beschreibt einen negativ signifikanten marginalen Effekt und die größten drei Realisationen von $\ln(\text{Ar})$ bei ostdeutschen Frauen beschreiben einen insignifikanten marginalen Effekt von $\ln(\text{Std})$ auf $\ln(\text{Lohn})$.

¹⁰ Auch hier erfolgt die Orientierung an dem größten beobachteten Wert in den vier Gruppen.

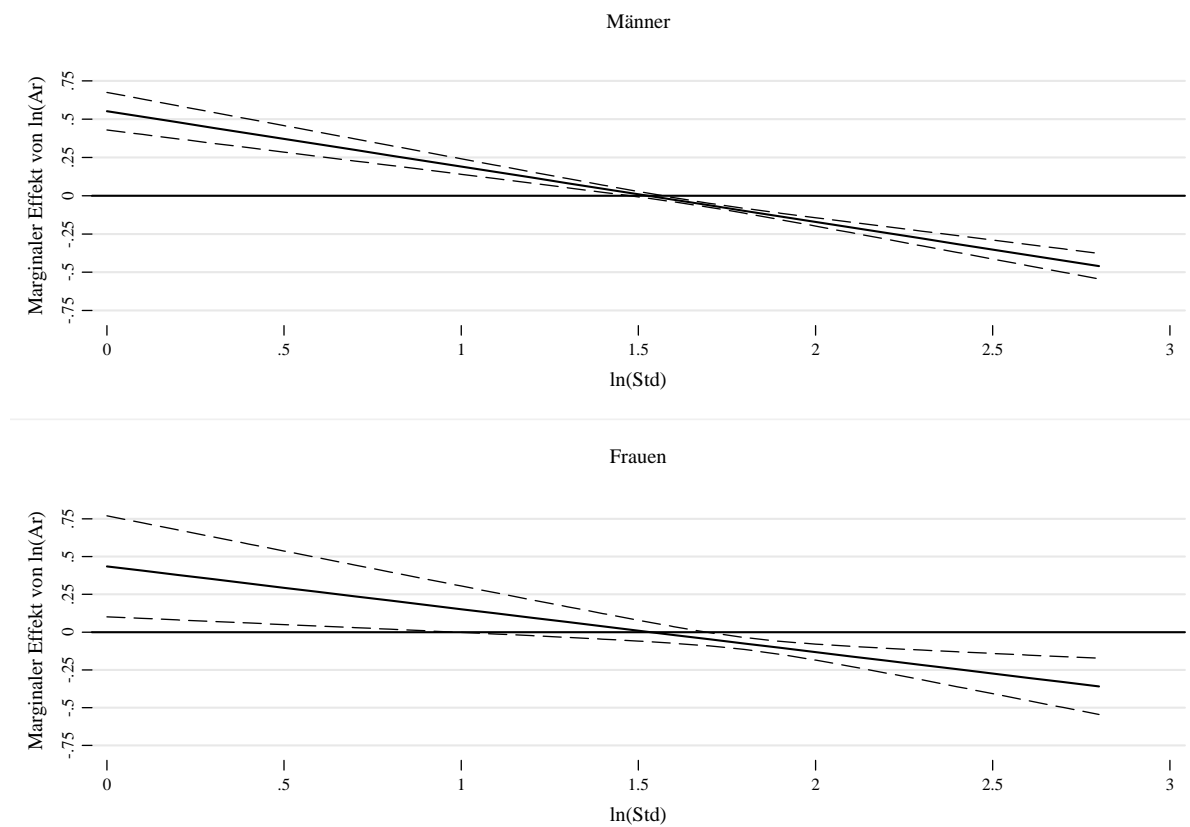
Abbildung 2.4: Marginaler Effekt von $\ln(Ar)$ auf $\ln(\text{Lohn})$ für Männer und Frauen in Westdeutschland



Empirische Verteilung von $\ln(\text{Std})$

	5%	25%	50%	75%	95%	Min	Max	Mw.	Null
Männer	1,80	1,93	2,06	2,23	2,38	1,48	2,59	2,08	1,68
Frauen	1,73	2,07	2,12	2,22	2,29	0,26	2,89	2,11	1,83

Abbildung 2.5: Marginaler Effekt von $\ln(\text{Ar})$ auf $\ln(\text{Lohn})$ für Männer und Frauen in Ostdeutschland



Empirische Verteilung von $\ln(\text{Std})$

	5%	25%	50%	75%	95%	Min	Max	Mw.	Null
Männer	1,59	1,82	1,96	2,12	2,31	1,19	2,60	1,96	1,53
Frauen	1,63	1,88	1,99	2,04	2,09	0,09	2,60	1,94	1,54

Der marginale Effekt von $\ln(\text{Ar})$ auf $\ln(\text{Lohn})$ ist für die meisten beobachteten Werte von $\ln(\text{Std})$ statistisch signifikant negativ. Für Frauen in West- bzw. Ostdeutschland zeigen 90% bzw. 95% aller realisierten Werte von $\ln(\text{Std})$ einen signifikant negativen Effekt von $\ln(\text{Ar})$ auf $\ln(\text{Lohn})$. Bei den Männern liegen die Anteile mit 99% in Westdeutschland und 95% in Ostdeutschland sogar noch darüber. Der Effekt einer Veränderung des Arbeitslosigkeitsrisikos auf die Löhne ist nicht eindeutig, nimmt jedoch mit steigendem Einkommensrisiko ab. Empirisch zeigt sich, dass für die meisten Werte von $\ln(\text{Std})$ der marginale Effekt des Arbeitslosigkeitsrisikos auf die Löhne negativ ist. Arbeiter, die ein geringes Einkommensrisiko haben, wollen für ein höheres Arbeitslosigkeitsrisiko kompensiert werden. Diese angestrebte Kompensation für ein höheres Arbeitslosigkeitsrisiko verschwindet allerdings sehr schnell, wenn die Lohnvarianz ansteigt. Es verwundert folglich nicht, dass sich empirisch zeigt, dass die meisten Arbeiter bereit sind, niedrigere Löhne zu akzeptieren, wenn das Arbeitslosigkeitsrisiko ansteigt.

2.6 Fazit

In diesem Abschnitt wurden die Effekte des Einkommensrisikos, des Arbeitslosigkeitsrisikos und der Interaktion beider Risiken auf die individuellen Löhne gezeigt. In einem einfachen theoretischen Modell zeigt sich, dass der marginale Effekt des Einkommensrisikos auf die Löhne eindeutig positiv ist, während der marginale Effekt des Arbeitslosigkeitsrisikos auf die Löhne nicht eindeutig ist. Der Interaktionseffekt zwischen beiden Risiken ist negativ. Um die theoretischen Vorhersagen des Modells zu verifizieren, wurden deutsche administrative Daten benutzt. Dabei wurde das Einkommensrisiko durch die Standardabweichung der Lohnverteilung in der Berufsgruppe und das Arbeitslosigkeitsrisiko durch den relativen Abgang aus Erwerbstätigkeit in Arbeitslosigkeit in einer Berufsgruppe gemessen. Beide Risikomaße wurden separat für Männer und Frauen in Ost- und Westdeutschland für 86 unterschiedliche Berufsgruppen berechnet. Um die Effekte zu identifizieren, wurde ein Modell mit fixen Effekten geschätzt.

Die durchgeführten Panelregressionen bestätigen die erwarteten positiven Koeffizienten des Einkommensrisikos und des Arbeitslosigkeitsrisikos sowie den negativen Interaktionseffekt. Der marginale Effekt des Einkommensrisikos auf den Lohn ist stets positiv, nimmt aber mit steigendem Arbeitslosigkeitsrisiko ab. Es zeigt sich Evidenz dafür, dass Arbeiter Kompensationen für eine höhere Lohnvarianz verlangen, diese aber mit zunehmendem Arbeitslosigkeitsrisiko abnimmt. Der marginale Effekt des Arbeitslosigkeitsrisikos auf den Lohn ist auch empirisch nicht eindeutig. Ein steigendes Einkommensrisiko

hat einen negativen Einfluss auf den marginalen Effekt des Arbeitslosigkeitsrisikos. Für den Großteil der Beobachtungen zeigt sich ein insgesamt negativer marginaler Effekt des Arbeitslosigkeitsrisikos auf den Lohn. Arbeiter scheinen somit niedrigere Löhne zu akzeptieren, wenn das Arbeitslosigkeitsrisiko steigt.

Die neue wichtige Erkenntnis dieser Untersuchung ist, dass die Interaktion der verschiedenen Risiken berücksichtigt werden sollte, um die marginalen Effekte zu bestimmen. Das vorgestellte Modell reproduziert die bekannten positiven Risikokompensationen wenn nur ein Risiko vorhanden ist, zeigt aber auch den negativen Interaktionseffekt bei simultaner Betrachtung der beiden Risiken.

Anhang 2.A

Ableitung von (2.8) nach λ :

$$\frac{\partial(-\frac{U_{\sigma_s}}{U_{\mu_s}})}{\partial\lambda} = -\frac{[U_{\sigma_s\sigma_s}(-\sigma_s) + U_{\sigma_s\mu_s}(b - \mu_s)]U_{\mu_s} - [U_{\mu_s\mu_s}(b - \mu_s) + U_{\mu_s\sigma_s}(-\sigma_s)]U_{\sigma_s}}{(U_{\mu_s})^2} \geq 0.$$

3 Auswirkung der Hartz-IV-Reform auf die Löhne

Dieses Kapitel basiert auf der Studie von Arent und Nagl (2013).

3.1 Einführung

Welche Wirkung hat eine Absenkung der Arbeitslosenunterstützung auf die Löhne? Die ökonomische Theorie besagt, dass eine Absenkung der Arbeitslosenunterstützung zu niedrigeren Löhnen und zu einer höheren Beschäftigung führt. Bedingt werden die Lohnzurückhaltung und der Beschäftigungsanstieg durch eine Abnahme der Rückfallposition in Lohnverhandlungen. Umfangreich modelliert wurde dieser Zusammenhang in Lohnverhandlungsmodellen (McDonald und Solow, 1981; Nickell und Andrews, 1983) und in Such-Modellen am Arbeitsmarkt (Rogerson *et al.*, 2005).

Empirische Untersuchungen bestätigen diese Vorhersage eines dämpfenden Effekts auf die Löhne. Es gibt in der Literatur zwei hauptsächliche Herangehensweisen zur Untersuchung und Messung des Effekts der Arbeitslosenunterstützung auf die Löhne. Bei dem ersten Ansatz wird, mit Hilfe von Meldedaten, der Einfluss der Arbeitslosenunterstützung auf die Lohnhöhe nach der Arbeitslosigkeit gemessen. Auch wenn die Stärke des Effekts umstritten ist, findet sich breite Evidenz für einen positiven Zusammenhang zwischen diesen beiden Größen (Addison und Blackburn, 2000; Ehrenberg und Oaxaca, 1976; McCall und Chi, 2008). Der zweite Ansatz nutzt Erhebungsdaten, um den Einfluss der Arbeitslosenunterstützung auf die Reservationslöhne zu untersuchen (Feldstein und Poterba, 1984; Addison *et al.*, 2009). Durch die Befragung arbeitsloser Personen nach ihrem Reservationslohn wird dabei u.a. der Einfluss der Höhe der Arbeitslosenunterstützung geschätzt. Dabei wird deutlich, dass die Höhe der Arbeitslosenunterstützung eine zentrale Bestimmungsgröße für den Reservationslohn darstellt.

In dieser Untersuchung werden beide Ansätze aufgegriffen. So wird der Einfluss einer Absenkung der Arbeitslosenunterstützung auf die tatsächlichen Löhne aller beschäftigten

Arbeitnehmer gemessen. Dahinter steht der Gedanke, dass durch die Absenkung der Arbeitslosenunterstützung der Reservationslohn sinkt und durch den positiven Zusammenhang zwischen Reservationslohn und tatsächlichem Lohn (Mortensen, 1977) auch dieser sinkt. Im Zuge der Hartz-Reformen wurde die Arbeitslosenunterstützung von Langzeitarbeitslosen neu strukturiert und gekürzt. In einer empirischen Analyse wird die Variation, die durch dieses quasi-natürliche Experiment entstanden ist, ausgenutzt, um den Einfluss der Arbeitslosenunterstützung auf die individuellen Löhne zu untersuchen. Für die empirische Untersuchung werden die administrativen Daten des BA-Beschäftigtenpanels 1998-2007 (Bundesagentur für Arbeit, 2009) benutzt, um den negativen Effekt der Kürzung der Arbeitslosenunterstützung auf die Löhne zu zeigen.

Abgesehen von der Ausnutzung eines quasi-natürlichen Experiments zur Überprüfung der ökonomischen Theorie liefert die Untersuchung in diesem Kapitel auch einen Beitrag zur Evaluierung der Hartz-Reformen am deutschen Arbeitsmarkt. Neben der Analyse der Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik (Eichhorst und Zimmermann, 2007; Jacobi und Kluge, 2007) sind die Beschäftigungswirkungen als Folge der Hartz-Reformen bisher am besten untersucht. So zeigen Sinn *et al.* (2009) einen aggregierten Rückgang der Kernarbeitslosigkeit und einen Anstieg der Beschäftigung in Deutschland nach 2005. Amtliche Zahlen der Bundesagentur für Arbeit (2012b) offenbaren eine signifikante Abnahme der Zahl der Arbeitslosen und der Arbeitslosenquote. Die Langzeitarbeitslosen scheinen von der Reform sogar überproportional zu profitieren. Ihr Anteil an allen Arbeitslosen ist von 46% in 2007 auf weniger als 35% in 2010 zurückgegangen. Im selben Zeitraum ist die Zahl der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung kontinuierlich angestiegen. Dieser Anstieg setzte sich sogar während der Finanzkrise 2008/2009 fort. Weitere Studien konzentrieren sich auf andere Effekte, unterstützen aber auch den positiven Beschäftigungseffekt. Fahr und Sunde (2009) sowie Klinger und Rothe (2012) zeigen eine durch die ersten drei Pakte der Hartz-Reform gesteigerte Matching-Effizienz von kurz- und langfristigen Arbeitslosen. In einer Simulationsstudie belegen Krause und Uhlig (2012) eine reduzierte aggregierte Arbeitslosigkeit und verkürzte Dauer der individuellen Arbeitslosigkeit. Kloß und Nagl (im Erscheinen) zeigen in einer ersten Untersuchung zur Hartz-IV-Reform einen Anstieg der Übergangswahrscheinlichkeit aus Arbeitslosigkeit in Beschäftigung. Während sich eine wachsende Literatur mit den Beschäftigungswirkungen der Hartz-Reformen auseinandersetzt, wurde eine Analyse der Lohnwirkung bisher vernachlässigt. Diese Lücke soll durch die nachfolgende Untersuchung geschlossen werden.

Dieses Kapitel ist wie folgt aufgebaut: Abschnitt 3.2 gibt einen Überblick über die

Hartz-Reformen am deutschen Arbeitsmarkt. Die Daten werden anschließend in Abschnitt 3.3 beschrieben. Die Herangehensweise und empirische Strategie wird in Abschnitt 3.4 dargelegt. Darauf aufbauend werden die Ergebnisse in 3.5 dargestellt und analysiert. In Abschnitt 3.6 wird die Sensitivität der Ergebnisse getestet. Den Abschluss bildet ein Fazit.

3.2 Die deutschen Hartz-Reformen

Die Hartz-Reformen stellen die umfangreichsten deutschen Arbeitsmarktreformen der letzten Jahrzehnte dar.¹ Sie bestehen aus vier Teilen. Hartz I und Hartz II wurden bereits 2003 eingeführt und sollten die Flexibilität des deutschen Arbeitsmarktes erhöhen. Die bedeutendsten Komponenten dieser beiden Gesetze sind die Erleichterung von Zeitarbeit, die Einführung von Startup-Programmen und die Liberalisierung der Minijob-Gesetzgebung.² Hartz III regelt die Reorganisation der deutschen Bundesagentur für Arbeit.

Hartz IV ist die entscheidende Reform, deren Auswirkungen als quasi-natürliches Experiment in diesem Kapitel analysiert werden. Hartz IV besteht aus zwei Hauptkomponenten.³ Die erste und wichtigste Komponente ist die Einführung des Arbeitslosengeld II (ALG II) zum 1. Januar 2005. Durch die Einführung des ALG II wird die Arbeitslosenunterstützung für Langzeitarbeitslose zu einer bedarfsgeprüften Leistung, deren Höhe vom vorherigen Lohn unabhängig ist. Die bis dahin ausgezahlte Arbeitslosenhilfe für Langzeitarbeitslose betrug, etwas vereinfacht, 53% (57% mit einem Kind) des durchschnittlichen Nettolohnes im Jahr vor Beginn der Arbeitslosigkeit.⁴ Durch die Einführung des ALG II Anfang 2005 wurde diese Regelung durch einen bedarfsgeprüften fixen Regelbedarf von 345 Euro zzgl. der adäquaten Wohnkosten ersetzt.⁵ Zusätzlich ist seit 2005 auch gesetzlich verankert, dass ein Arbeitsloser ein zumutbares Arbeitsangebot auch annehmen muss. Wird die Annahme verweigert, resultiert eine Kürzung des ALG II (Sozialgesetzbuch, 2012c).

¹ Eine gute Übersicht über die deutschen Arbeitsmarktreformen seit 1990 findet sich bei Ebbinghaus und Eichhorst (2006). Klinger und Rothe (2012) bieten eine gute Beschreibung der vier Reformpakete.

² Für Minijobs [Verdienst bis 450 Euro (Stand 1. Januar 2013)] ist der Beitragssatz zur Sozialversicherung geringer als für regulär sozialversicherungspflichtig Beschäftigte.

³ Zusätzlich wurden Aufstockungsregelungen geschaffen, wobei von staatlicher Seite ein Zuschuss zum Arbeitsentgelt geleistet wird, um die Wiedereingliederung von Langzeitarbeitslosen zu erleichtern.

⁴ Konkret erfolgt die Orientierung am sogenannten Leistungsentgelt (Sozialgesetzbuch, 2012a).

⁵ Das ALG II ersetzte und kombinierte die zwei vorher parallel existierenden Systeme der nicht bedarfsgeprüften Arbeitslosenunterstützung für Langzeitarbeitslose und der bedarfsgeprüften Sozialhilfe. Der Regelbedarf wird immer wieder angepasst und beträgt ab dem 1. Januar 2013 382 Euro.

Die Fixierung der monatlichen Unterstützung führt dazu, dass der monetäre Verlust im Falle des ALG-II-Bezugs mit dem Einkommen steigt. Durch die Bedarfsprüfung des ALG II können die Ansprüche eines Einzelnen sogar gegen Null gehen. Dies ist der Fall, wenn ein signifikantes Vermögen vorhanden ist oder der Ehepartner ein hinreichend hohes Einkommen hat.⁶ Schulte (2004) zeigt, dass der allergrößte Teil der deutschen Haushalte, die ALG II beziehen, nicht über ein hinreichend großes Vermögen verfügt, sodass die Ansprüche davon betroffen wären. Im Gegensatz zu den Vermögen spielen die Einkommen der Ehepartner aber eine signifikante Rolle bei der Bestimmung des individuellen Anspruchs. Bei 59% der Haushalte führt das Einkommen des Ehepartners zu einer Kürzung der ALG II Ansprüche. Ein Viertel der Haushalte hat durch das Einkommen des Ehepartners gar keinen Anspruch. Besonders betroffen sind Paare ohne Kinder. Die große Mehrheit der Paare ohne Kinder (82%) wird durch die Hartz-IV-Reform schlechter gestellt. Fast jedes zweite kinderlose Paar verliert seinen Anspruch auf ALG II komplett, wenn zumindest ein Partner arbeitet. Demgegenüber stehen aber auch 72% von alleinerziehenden Eltern, die durch die Reform einen höheren Anspruch auf Arbeitslosenunterstützung haben.⁷ Für Einpersonenhaushalte und Paare mit mehr als einem Kind ändert die Hartz-IV-Reform hinsichtlich ihrer Ansprüche wenig (Schulte, 2004).

Die zweite wichtige Komponente der Hartz-IV-Reform ist die am 1. Februar 2006 in Kraft getretene Verkürzung der maximalen Bezugsdauer der kurzfristigen Arbeitslosenunterstützung [Arbeitslosengeld I (ALG I)] auf 18 Monate.⁸ Die individuelle Bezugsdauer hängt dabei von der Länge der vorangegangenen Beschäftigung und vom Alter ab. Um ALG I für die minimale Bezugsdauer von sechs Monaten zu erhalten, muss man 12 der letzten 24 Monate sozialversicherungspflichtig beschäftigt gewesen sein. Um ALG I 18 Monate zu beziehen, muss man mindestens 36 Monate sozialversicherungspflichtig beschäftigt gewesen und mindestens 55 Jahre alt sein. Das ALG I ist nicht bedarfs-

⁶ Ein volljähriger Leistungsberechtigter, ab Geburtsjahrgang 1964, hat einen Grundfreibetrag in Höhe von 150 Euro je Lebensjahr, maximal jedoch insgesamt 10.050 Euro. Der Freibetrag für Altersvorsorge beträgt 750 Euro je Lebensjahr, aber maximal 50.250 Euro. Für ältere Leistungsberechtigte gelten etwas niedrigere Freibeträge (Sozialgesetzbuch, 2012c). Wie hoch das Einkommen der Partner sein darf, hängt von den individuellen Lebensumständen (z.B. Kinder) ab. Die rechtlichen Regelungen finden sich auch im Sozialgesetzbuch (2012c).

⁷ Diese etwas überraschende Besserstellung erklärt sich aus den gestiegenen Regelleistungen, den Freibeträgen auf das Arbeitseinkommen und aus den höheren nicht anrechenbaren Transfers wie Beihilfen in besonderen Lebenslagen von Kirchen und anderen Organisationen (Schulte, 2004).

⁸ Die Gesetzgebung wurde später noch einmal angepasst. Die maximale Bezugsdauer für ältere Arbeitnehmer beträgt nach einer sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung von mindestens 48 Monaten und einem Mindestalter von 58 Jahren seit dem 1. Januar 2008 24 Monate.

geprüft und beträgt 60% (67% mit einem Kind) des letzten Nettoeinkommens.⁹ Beide Komponenten der Hartz-IV-Reform reduzieren den Erwartungswert der finanziellen Unterstützung während der Arbeitslosigkeit.

3.3 Daten

Datengrundlage bildet das BA-Beschäftigtenpanel 1998-2007 (Bundesagentur für Arbeit, 2009). Dieser administrative Datensatz stellt eine repräsentative 2%-Stichprobe aller sozialversicherungspflichtig Beschäftigten (beschäftigt und arbeitslos) in Deutschland dar.¹⁰ Der Datensatz stellt eine Vielzahl von individuellen und firmenspezifischen Informationen auf Quartalsbasis vom ersten Quartal 1998 bis zum vierten Quartal 2007 bereit. Aus den Rohdaten wird ein balanciertes Panel vom ersten Quartal 2000 bis zum vierten Quartal 2007 gebildet. Diese Restriktion ist notwendig, da es für die Zeit vor dem Jahr 2000 nicht möglich ist, Individuen durch Zeiten der Arbeitslosigkeit hindurch zu verfolgen. Da reguläre Arbeitnehmer im Mittelpunkt der Untersuchung stehen, erfolgt weiterhin eine Beschränkung auf Vollzeitkräfte. Damit enthält die bearbeitete Stichprobe alle Individuen, die mindestens in einem Quartal zwischen dem ersten Quartal 2000 und dem vierten Quartal 2007 Vollzeit gearbeitet haben und in Zeiten der Nichtbeschäftigung als arbeitslos registriert waren.

Der Datensatz enthält die folgenden individuellen Informationen: Geschlecht, Alter, Lohn, Beschäftigungsstatus, Beschäftigungsdauer, Qualifikation, Art der Beschäftigung und den Arbeitslosigkeitsstatus. Alle Informationen werden am Ende eines jeden Quartals erhoben. Der Lohn ist als monatlicher Nominallohn gegeben. Um einen Zeittrend in der abhängigen Variable zu vermeiden, werden mit Hilfe des deutschen Verbraucherpreisindex der Konsumentenpreise (Statistisches Bundesamt, 2012c) Reallöhne berechnet. Die so berechneten Reallöhne sind zwischen 2000 und 2007 stationär.¹¹ Der Beschäftigungsstatus der Arbeitnehmer ist in vier Gruppen eingeteilt: ungelernter Arbeiter, gelernter Arbeiter, Meister bzw. Vorarbeiter und Angestellter (Referenzgruppe). Die Beschäftigungsdauer wird in Quartalen gemessen, die der Arbeitnehmer in einer Firma angestellt ist. Die Qualifikation der Arbeitnehmer wird in drei Gruppen eingeteilt. Arbeitnehmer

⁹ Die Obergrenze des ALG I wird durch die Beitragsbemessungsgrenze bestimmt.

¹⁰ Eine genaue Datensatzbeschreibung findet sich bei Schmucker und Seth (2009).

¹¹ Da eine fixe Anzahl von Zeitperioden vorliegt, wird der Harris-Tzavalis-Test auf Stationarität angewandt (Harris und Tzavalis, 1999). Die Hypothese der Nichtstationarität kann nur für niedrig und hoch qualifizierte Frauen im Baugewerbe in Ost- und Westdeutschland nicht verworfen werden. Diese Gruppen sind allerdings auch sehr klein, sodass eine verlässliche Testaussage nicht möglich ist. Die Verwendung des BIP-Deflators als alternatives Inflationsmaß ändert die Ergebnisse nicht.

ohne abgeschlossene Berufsausbildung werden als niedrig qualifiziert eingestuft. Eine abgeschlossene Berufsausbildung führt zu einer Klassifizierung als mittel qualifiziert. Durch einen akademischen Abschluss von einer Fachhochschule oder Hochschule gilt der Arbeitnehmer als hoch qualifiziert.

Für die empirische Schätzung werden des Weiteren folgende firmenspezifische Informationen verwendet: Größe der Firma, Branche der Firma und Altersstruktur der Belegschaft. Bei der Firmengröße werden drei Kategorien unterschieden. Eine kleine Firma hat weniger als 50 und eine große mehr als 200 Angestellte. Mittlere Firmen mit 50 bis 200 Angestellten bilden die Referenzgruppe. Folgende sechs Wirtschaftszweige werden unterschieden:

1) Baugewerbe, 2) Verarbeitendes Gewerbe, 3) Handel, 4) Vermietung und Unternehmensdienstleister, 5) Verkehr, Lagerei und Kommunikation und 6) Finanzierung.¹² Die Altersstruktur der Firma wird beschrieben durch den Anteil der jungen (unter 20 Jahre) und alten (über 55 Jahre) Angestellten. Diese Variablen wurden aufgenommen, um den Effekt der Senioritätsentlohnung aufzufangen. Um den Effekt von Konjunkturschwankungen abzugreifen, werden die wirtschaftszweigspezifische Bruttowertschöpfung [Jahreswerte (Statistisches Bundesamt, 2010) mit dem Basisjahr 2000)] und Dummy-Variablen für das zweite, dritte und vierte Quartal jedes Jahres aufgenommen. Aufgrund struktureller Unterschiede in den Arbeitsmärkten (Kronthaler, 2003; Smolny, 2009) wird der Datensatz in Ost- und Westdeutschland aufgeteilt. Die Zerlegung wird anhand des Arbeitsortes durchgeführt.

Die Lohndaten werden in jedem Quartal für jede der vier Lohnverteilungen der Männer und Frauen in Ost- und Westdeutschland am 5- und 95-Prozent-Quantil beschnitten. Die Beschneidung erfolgt aus Gründen der Qualitätssicherung der Daten, da sich im unteren Bereich der Lohnverteilungen einige unplausible Werte für Vollzeitbeschäftigung finden. Im oberen Bereich findet sich viele Beobachtungen an der Beitragsbemessungsgrenze. Dies ist der Tatsache geschuldet, dass die Angabe der Löhne über der Beitragsbemessungsgrenze freiwillig ist. Ist der Lohn höher als die Beitragsbemessungsgrenze und wird dieser nicht freiwillig berichtet, wird der Lohn gleich der Beitragsbemessungsgrenze gesetzt. Beide Probleme werden durch die Beschneidung der Daten gelöst.¹³ Nach diesen Restriktionen enthält die Stichprobe 136.949 Männer und 49.240 Frauen in Westdeutschland und 25.995 Männer und 17.419 Frauen in Ostdeutschland.

¹² Die Einteilung der Wirtschaftszweige folgt der europäischen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (Statistisches Bundesamt, 2007).

¹³ Die qualitativen Aussagen der Analyse bleiben bei Schätzungen mit den unbeschnittenen Daten erhalten. Die Ergebnisse hängen damit nicht kritisch von der Beschneidung der Daten ab.

3.4 Methodisches Vorgehen

Theoretisch wird der positive Einfluss der Arbeitslosenunterstützung auf die Löhne im klassischen Lohnverhandlungsmodell von Nickell und Andrews (1983) deutlich. Je höher die Arbeitslosenunterstützung ist, desto stärker ist die Rückfallposition der Arbeitnehmer. Die stärkere Rückfallposition führt in individuellen und kollektiven Lohnverhandlungen (z.B. Gewerkschaften) zu höheren Löhnen. Lohnverhandlungen sind auch ein Baustein von Suchmodellen mit rationalen Arbeitern und gewinnmaximierenden Firmen. Diese Modelle beschreiben den gleichgewichtigen Lohn als positive Funktion der Arbeitslosenunterstützung (Rogerson *et al.*, 2005). Der durch die Hartz-IV-Reform induzierte Rückgang der Arbeitslosenunterstützung schwächt die Rückfallposition der Arbeitnehmer und sollte deshalb eine lohdämpfende Wirkung entfalten.

Empirisch soll der Einfluss der Hartz-IV-Reform über den Effekt eines Strukturbruches am deutschen Arbeitsmarkt 2005 gezeigt werden. Tatsächlich lässt sich ein Strukturbruch durch einen Chow-Test identifizieren.^{14,15} Der Einfluss des bedarfsgeprüften und einkommensunabhängigen ALG II auf die Reallöhne wird mit folgendem Modell geschätzt:

$$\ln w_{it} = c + \beta_1 \text{ALG II} + \beta_j \text{Kontrollvariablen} + a_i + u_{it} \quad (3.1)$$

Der Reallohn w eines Individuums i im Quartal t wird durch eine Konstante c , eine Dummy-Variable ALG II, mehrere Kontrollvariablen und einen individuellen fixen Effekt a_i geschätzt.¹⁶ Als Kontrollvariablen wurden aufgenommen: Alter, Alter zum Quadrat, Beschäftigungsstatus, Firmengröße, Altersstruktur der Firma, die individuelle Beschäftigungsdauer eines Arbeitnehmers in einer Firma, jährliche Werte für die wirtschaftszweigspezifische Bruttowertschöpfung (BWS) pro Arbeiter und Dummy-Variablen für das zweite, dritte und vierte Quartal jedes Jahres. Durch die Dummy-Variablen für die Quartale und die jährliche BWS pro Arbeiter werden auch zeitlich fixe Effekte zu jedem

¹⁴ Um das Ergebnis des Chow-Tests weiter abzusichern, wurde der Datensatz in zwei Teilstichproben zerlegt. Die erste Teilstichprobe umfasst den Zeitraum von 2000 bis 2003. Die zweite das Jahr 2007. Um Übergangseffekte zu vermeiden, wurde der Zeitraum von 2004 bis 2006 weggelassen. Der Vergleich der gepoolten Regressionen beider Zeiträume zeigt, außer bei den ostdeutschen Männern, eine signifikant niedrigere Konstante nach der Reform bei relativer Gleichheit der anderen Koeffizienten (siehe Tabellen 3.8, 3.9, 3.10 und 3.11 im Anhang 3.A).

¹⁵ Für die Verkürzung des ALG I Anfang 2006 lässt sich kein Strukturbruch feststellen.

¹⁶ Link-Tests (Pregibon, 1980) unterstützen das Vorgehen, für die abhängige Variable logarithmische Werte zu berechnen. Weiterhin erlaubt logarithmische Spezifikation eine einfache Analyse des relativen Effekts der Reform unabhängig vom Einkommensniveau.

Zeitpunkt abgegriffen. Die Dummy-Variable ALG II ist ab dem ersten Quartal 2005 bis zum vierten Quartal 2007 gleich eins und ansonsten gleich null. Der Fehlerterm ist u_{it} .

In einem ersten Schritt wird das Modell (3.1) separat für Männer und Frauen in West- und Ostdeutschland geschätzt. Dies geschieht, um etwaige Unterschiede in der Betroffenheit zwischen Männern und Frauen oder West- und Ostdeutschland aufzuzeigen. In einem zweiten Schritt erfolgt eine qualifikations- und wirtschaftszweigspezifische Schätzung für Männer und Frauen in West- und Ostdeutschland. Da sich das Geschlecht, die Qualifikation, der Wirtschaftszweig und die Region annahmegemäß für das einzelne Individuum nicht ändert, wird das Modell (3.1) für Männer und Frauen in drei verschiedenen Qualifikationsniveaus und in sechs verschiedenen Wirtschaftszweigen jeweils für West- und Ostdeutschland geschätzt.¹⁷ Um eine hinreichend große Stichprobe sicherzustellen, werden nur privatwirtschaftliche Wirtschaftszweige mit einem Anteil von mehr als vier Prozent an allen Arbeitnehmern berücksichtigt. Es handelt sich dabei um die in Abschnitt 3.3 aufgeführten Wirtschaftszweige 1) Baugewerbe, 2) Verarbeitendes Gewerbe, 3) Handel, 4) Vermietung und Unternehmensdienstleister 5) Verkehr, Lagerei und Kommunikation und 6) Finanzierung.

3.5 Ergebnisse

Es findet sich eine starke Evidenz dafür, dass die Einführung des ALG II einen negativen Effekt auf die Löhne hat. Die Tabellen 3.1 und 3.2 zeigen die allgemeinen Ergebnisse für Männer und Frauen in West- und Ostdeutschland.

Für Männer und Frauen in Ost- und Westdeutschland findet sich ein signifikant negativer Effekt durch die Einführung des ALG II. Die geschätzten Koeffizienten in den Tabellen 3.1 und 3.2 sind marginale Effekte. Ein negativer Koeffizient von ALG II zeigt somit lediglich den lohndämpfenden Effekt der Hartz-IV-Reform bei Konstanz aller anderen Effekte.¹⁸ Die Einführung des ALG II führt in Westdeutschland bei den Männern *ceteris paribus* zu einem Rückgang der Löhne um 2,4%. Bei den Frauen fällt der relative

¹⁷ Eine aggregierte Schätzung mit Dummy-Variablen für jeden Wirtschaftszweig wäre verzerrt. Bei einer Schätzung mit fixen Effekten wären die Koeffizienten der Dummy-Variablen für die einzelnen Wirtschaftszweige durch die Minderheit der Individuen, die den Wirtschaftszweig wechseln, getrieben. Neal (1995) zeigt weiterhin, dass die Mobilität zwischen Wirtschaftszweigen sehr gering ist.

¹⁸ Insgesamt sind die Bruttolöhne und -gehälter je Arbeitnehmer im Inland zwischen 2005 und 2008 nominal um 4,7% (4,8%) in Westdeutschland (Ostdeutschland) gestiegen (Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder, 2011). Berechnet man mit Hilfe des harmonisierten Verbraucherpreisindex (Statistisches Bundesamt, 2012b) Reallöhne, zeigt sich, dass die Reallöhne in beiden Landesteilen gesunken sind. In Westdeutschland betrug der Rückgang 2,14% in Ostdeutschland 2,08%.

Tabelle 3.1: Schätzergebnisse für Westdeutschland

Abhängige Variable: $\ln(\text{lohn})$	Männer	Frauen
Konstante	7,1851*** (0,0093)	6,8753*** (0,0154)
ALG II	-0,0240*** (0,0002)	-0,0259*** (0,0004)
Alter	0,0346*** (0,0004)	0,0400*** (0,0006)
Alter ²	-0,0004*** (0,0000)	-0,0004*** (0,0000)
Ungelernter Arbeiter	-0,0759*** (0,0026)	-0,0538*** (0,0056)
Gelernter Arbeiter	-0,0590*** (0,0023)	-0,0407*** (0,0060)
Meister	0,0036 (0,0036)	0,0018 (0,0167)
Kleine Firma	-0,0240*** (0,0009)	-0,0233*** (0,0018)
Große Firma	0,0230*** (0,0009)	0,0211*** (0,0016)
Anteil junge Arbeitnehmer	-0,0129*** (0,0042)	-0,0341*** (0,0064)
Anteil alte Arbeitnehmer	-0,0123*** (0,0030)	-0,0284*** (0,0049)
Beschäftigungsdauer	0,0014*** (0,0000)	0,0005*** (0,0000)
R ² (overall)	0,33	0,11
R ² (within)	0,08	0,07
Beobachtungen	4.064.672	1.403.530

Auf zeitspezifische Effekte wird kontrolliert. Signifikanz-Niveau:
***p<0,01, **p<0,05, *p<0,1, robuste Standardfehler in Klammern.

Tabelle 3.2: Schätzergebnisse für Ostdeutschland

Abhängige Variable: $\ln(\text{lohn})$	Männer	Frauen
Konstante	7,1069*** (0,0233)	6,8522*** (0,0314)
ALG II	-0,0200*** (0,0006)	-0,0271*** (0,0007)
Alter	0,0248*** (0,0009)	0,0303*** (0,0013)
Alter ²	-0,0003*** (0,0000)	-0,0003*** (0,0000)
Ungelernter Arbeiter	-0,0858*** (0,0065)	-0,0644*** (0,0097)
Gelernter Arbeiter	-0,0713*** (0,0058)	-0,0605*** (0,0089)
Meister	-0,0016 (0,0101)	0,0289 (0,0206)
Kleine Firma	-0,0201*** (0,0021)	-0,0215*** (0,0030)
Große Firma	0,0247*** (0,0026)	0,0127*** (0,0027)
Anteil junge Arbeitnehmer	0,0139 (0,0093)	0,0203* (0,0116)
Anteil alte Arbeitnehmer	-0,0209*** (0,0063)	-0,0134* (0,0073)
Beschäftigungsdauer	0,0016*** (0,0000)	0,0008*** (0,0001)
R ² (overall)	0,31	0,17
R ² (within)	0,05	0,04
Beobachtungen	728.539	491.444

Auf zeitspezifische Effekte wird kontrolliert. Signifikanz-Niveau:
 ***p<0,01, **p<0,05, *p<0,1, robuste Standardfehler in Klammern.

Rückgang mit 2,6% sogar noch etwas stärker aus. Im Vergleich zu Westdeutschland ist in Ostdeutschland der relative Effekt bei den Männern mit 2,0% kleiner, mit 2,7% bei den Frauen jedoch etwas größer. Im Vergleich der Geschlechter zeigt sich, dass der relative Lohneffekt der Einführung von ALG II für Frauen in beiden Teilen Deutschlands stärker ist. Berechnet man den absoluten Einkommensverlust durch die Einführung des ALG II, zeigt sich, dass dieser sowohl für Männer als auch für Frauen in Westdeutschland stärker ausfällt. Begründet ist dies durch das höhere Lohnniveau.¹⁹

Nach der allgemeinen Analyse für Männer und Frauen in Ost- und Westdeutschland wird das Modell (3.1) nun separat in beiden Landesteilen für Männer und Frauen in den sechs beschriebenen Wirtschaftszweigen für drei Qualifikationsniveaus geschätzt. Die marginalen Effekte der ALG-II-Variable in den 72 Einzelregressionen sind getrennt nach West- und Ostdeutschland in den Tabellen 3.3, 3.4, 3.5 und 3.6 angegeben.

¹⁹ Durch Schätzungen der absoluten Reallöhne als abhängige Variable lässt sich der durchschnittliche Einkommensverlust durch die Einführung des ALG II in Euro bestimmen. Schätzungen mit der ansonsten gleichen Spezifikation wie in den Tabellen 3.1 und 3.2 finden sich in den Tabellen 3.14 und 3.15 in Anhang 3.A.

Tabelle 3.3: Marginale Effekte der ALG-II-Variablen für Männer in Westdeutschland

	Bau	Verarbeitendes Gewerbe	Handel	Vermietung	Verkehr	Finanzierung
Abhängige Variable: $\ln(\text{lohn})$						
Niedrig	-0,0195*** (0,0029)	-0,0158*** (0,0009)	-0,0196*** (0,0028)	-0,0289*** (0,0044)	-0,0225*** (0,0026)	-0,0240*** (0,0071)
R ² (within)	0,10	0,04	0,05	0,03	0,08	0,18
Beob.	30.828	226.234	41.384	15.388	33.231	4.476
Mittel	-0,0223*** (0,0009)	-0,0166*** (0,0004)	-0,0266*** (0,0009)	-0,0266*** (0,0013)	-0,0205*** (0,0011)	-0,0287*** (0,0012)
R ² (within)	0,10	0,10	0,07	0,08	0,06	0,29
Beob.	292.236	1.254.838	475.837	192.017	213.33	122.192
Hoch	-0,0243*** (0,0037)	-0,0276*** (0,0007)	-0,0600*** (0,0033)	-0,0432*** (0,0015)	-0,0282*** (0,0047)	-0,0411*** (0,0021)
R ² (within)	0,15	0,33	0,22	0,21	0,20	0,44
Beob.	13.532	194.734	36.564	104.933	8.915	28.022
Signifikanz-Niveau: ***p<0,01, **p<0,05, *p<0,1, robuste Standardfehler in Klammern.						

Tabelle 3.4: Marginale Effekte der ALG-II-Variable für Frauen in Westdeutschland

	Bau	Verarbeitendes Gewerbe	Handel	Vermietung	Verkehr	Finanzierung
Abhängige Variable: $\ln(\text{lohn})$						
Niedrig	-0,0174 (0,0108)	-0,0169*** (0,0014)	-0,0283*** (0,0042)	-0,0315*** (0,0061)	-0,0139** (0,0065)	-0,0130** (0,0058)
R ² (within)	0,14	0,04	0,05	0,11	0,09	0,11
Beob.	1.097	82.843	18.914	6.502	4.613	6.394
Mittel	-0,0103** (0,0044)	-0,0150*** (0,0011)	-0,0295*** (0,0015)	-0,0283*** (0,0020)	-0,0190*** (0,0028)	-0,0247*** (0,0018)
R ² (within)	0,04	0,09	0,06	0,07	0,08	0,18
Beob.	20.589	206.480	205.593	109.517	47.000	84.399
Hoch	0,0283 (0,0252)	-0,0215*** (0,0043)	-0,0454*** (0,0073)	-0,0443*** (0,0058)	-0,011 (0,0157)	-0,0406*** (0,0072)
R ² (within)	0,07	0,10	0,06	0,07	0,14	0,12
Beob.	1.594	20.417	11.030	21.302	2.836	8.252
Signifikanz-Niveau: ***p<0,01, **p<0,05, *p<0,1, robuste Standardfehler in Klammern.						

Tabelle 3.5: Marginale Effekte der ALG-II-Variable für Männer in Ostdeutschland

	Bau	Verarbeitendes Gewerbe	Handel	Vermietung	Verkehr	Finanzierung
Abhängige Variable: $\ln(\text{lohn})$						
Niedrig	-0,00656 (0,0125)	-0,0123* (0,0067)	-0,0030 (0,0075)	-0,0143 (0,0115)	-0,0238*** (0,0060)	-0,0160 (0,0348)
R ² (within)	0,12	0,06	0,12	0,09	0,16	0,48
Beob.	2.183	7.250	2.541	1.373	3.235	210
Mittel	-0,0139*** (0,0017)	-0,0125*** (0,0012)	-0,0128*** (0,0017)	-0,0197*** (0,0029)	-0,0232*** (0,0018)	-0,0232*** (0,0050)
R ² (within)	0,05	0,09	0,06	0,05	0,05	0,36
Beob.	101.932	160.340	84.415	36.364	67.524	7.873
Hoch	-0,0326*** (0,0097)	-0,0099*** (0,0031)	-0,0132* (0,0071)	-0,0136*** (0,0050)	-0,0126* (0,0074)	-0,0120 (0,0086)
R ² (within)	0,12	0,22	0,10	0,10	0,22	0,23
Beob.	4.660	21.132	4.906	15.551	2.734	2.688
Signifikanz-Niveau: ***p<0,01, **p<0,05, *p<0,1, robuste Standardfehler in Klammern.						

Tabelle 3.6: Marginale Effekte der ALG-II-Variable für Frauen in Ostdeutschland

	Bau	Verarbeitendes Gewerbe	Handel	Vermietung	Verkehr	Finanzierung
Abhängige Variable: ln(lohn)						
Niedrig	0,0249 (0,0430)	-0,0152* (0,0083)	-0,0183* (0,0107)	-0,0268** (0,0133)	-0,0446** (0,0173)	-0,0159 (0,0133)
R ² (within)	0,31	0,06	0,10	0,10	0,16	0,21
Beob.	199	4.325	1.533	896	838	398
Mittel	-0,00801 (0,0070)	-0,0139*** (0,0027)	-0,0133*** (0,0022)	-0,0222*** (0,0031)	-0,0230*** (0,0027)	-0,0120*** (0,0034)
R ² (within)	0,05	0,05	0,05	0,03	0,11	0,11
Beob.	8.017	47.793	51.296	32.149	22.618	16.880
Hoch	-0,0503*** (0,0185)	-0,0142** (0,0061)	-0,0135* (0,0080)	-0,0069 (0,0076)	-0,0508*** (0,0181)	-0,0118 (0,0083)
R ² (within)	0,05	0,16	0,08	0,02	0,12	0,17
Beob.	1.481	7.362	3.634	8.617	1.441	2.842
Signifikanz-Niveau: ***p<0,01, **p<0,05, *p<0,1, robuste Standardfehler in Klammern.						

Bei der überwiegenden Mehrheit der Einzelregressionen für Westdeutschland bestätigt sich unabhängig von Geschlecht, Wirtschaftszweig oder Qualifikation ein signifikanter negativer Effekt für die ALG-II-Variable. Die Höhe des Effekts steigt in vielen Wirtschaftszweigen sowohl für Männer als auch für Frauen mit dem Qualifikationsniveau an. Da ein höheres Qualifikationsniveau meist mit einem höheren Einkommen einhergeht, ist dieser Effekt durch den stärkeren relativen Rückgang der Rückfallposition im Falle einer Langzeitarbeitslosigkeit erklärbar. Absolut nimmt die Fallhöhe mit steigendem Einkommen zu, da die Höhe des ALG II unabhängig vom vorherigen Einkommen ist. Hinzu kommt, dass Personen mit höherem Einkommen häufig auch über ein höheres Vermögen verfügen, das ggf. aufgebraucht werden müsste, bevor ein Anspruch auf ALG II besteht. Geschlechtsspezifische Unterschiede lassen sich nun nicht mehr klar identifizieren. Auch sind keine signifikante Unterschiede zwischen den Wirtschaftszweigen zu erkennen. Allerdings lassen sich die sechs Wirtschaftszweige anhand der Höhe des ALG-II-Effekts in zwei Gruppen einteilen. Die niedrigeren Effekte finden sich in der Baubranche, dem Verarbeitenden Gewerbe und im Zweig Verkehr, Lagerei und Kommunikation. Die höheren Effekte finden sich in den Zweigen Handel, Vermietung und Unternehmensdienstleister sowie Finanzierung. Dort zeigen sich vor allem für hoch qualifizierte Beschäftigte sehr starke Effekte.

In den geschlechts-, qualifikations- und wirtschaftszweigspezifischen Einzelregressionen für Ostdeutschland zeigen sich meist kleinere Effekte als in Westdeutschland. Analog zu Westdeutschland unterschieden sich die Effekte für Männer und Frauen nicht systematisch. Im Gegensatz zu Westdeutschland findet sich aber kein Anstieg des Effekts mit der Qualifikation. Systematische Unterschiede zwischen den Wirtschaftszweigen lassen sich auch nicht feststellen.

3.6 Sensitivitätsanalyse

Da die Absenkung der Arbeitslosenunterstützung alle sozialversicherungspflichtig Beschäftigten betrifft, ist es nicht möglich, eine Versuchs- und eine Kontrollgruppe zu identifizieren, um den reinen Effekt der Einführung des ALG II auf die Löhne zu isolieren. Durch die umfangreiche Kontrolle auf sonstige Einflüsse im Modell (3.1) kann der Parameter β_1 jedoch als ein sehr gutes Maß für den Effekt der Einführung des ALG II interpretiert werden.

Um das gewählte Design der empirischen Untersuchung zu untermauern, werden mehrere Sensitivitätstests durchgeführt. Als erster Sensitivitätstest wurde das Modell (3.1)

zunächst ohne Altersvariablen geschätzt. Dies geschieht, um sicherzustellen, dass die ALG-II-Variable nicht lediglich den Effekt abbildet, dass ein zusätzliches Altersjahr immer weniger an Lohnwachstum bringt. Gleichzeitig ist dieser Sensitivitätstest auch ein Test auf die Stationarität der abhängigen Variable. Sollte ein Trend enthalten sein, wird dieser in einem Modell mit fixen Effekten in einem balancierten Panel zumindest teilweise durch die Altersvariable abgefangen. Jedoch unterstützt der Test die Robustheit des Modells, was sich daran zeigt, dass die Resultate ohne Altersvariablen stabil bleiben. Tabelle 3.12 zeigt die Ergebnisse für Westdeutschland.²⁰

Als weiterer Sensitivitätstest werden Placeboregressionen mit künstlichen Reform-Variablen geschätzt. Dabei werden analog zu der ALG-II-Variable für jedes Jahr künstliche Reformen mit Dummy-Variablen geschätzt, die ab dem jeweiligen Jahr den Wert eins annehmen und ansonsten gleich null sind. Tabelle 3.7 zeigt die geschätzten Koeffizienten.

Der negative Effekt der künstlichen Reform Dummy-Variable sollte zum Jahr 2005 hin absolut zunehmen und dort den stärksten Effekt aufweisen. Für die Männer in West- und Ostdeutschland lässt sich dies auch genau beobachten, während die Frauen erst 2006 den stärksten Effekt zeigen. Für Männer und Frauen in West- und Ostdeutschland gilt, dass der Koeffizient einer Reform im Jahr 2004 bereits leicht negativ wird, da das Gewicht der drei Jahre nach der Hartz-IV-Reform bereits sehr groß ist. Ein deutlich negativer Effekt zeigt sich in jeder Gruppe ab 2005. Diese Sensitivitätsanalyse unterstützt somit auch das gewählte Design der Analyse, welches den Beginn des lohnsenkenden Effekts der Hartz-IV-Reform auf das Jahr 2005 festsetzt.

²⁰ Die Ergebnisse dieser Schätzungen für West- und Ostdeutschland finden sich in den Tabellen 3.12 und 3.13 im Anhang 3.A.

Tabelle 3.7: Schätzergebnisse der Sensitivitätsanalyse künstlicher Reformen

	Reform 2001	Reform 2002	Reform 2003	Reform 2004	Reform 2005	Reform 2006	Reform 2007
Westdeutschland							
Männer	0.0168*** (0.0001)	0.0213*** (0.0001)	0.0266*** (0.0001)	-0.0080*** (0.0002)	-0.0240*** (0.0002)	-0.0204*** (0.0001)	-0.0153*** (0.0001)
Frauen	0.0278*** (0.0003)	0.0306*** (0.0002)	0.0248*** (0.0003)	-0.0087*** (0.0003)	-0.0259*** (0.0004)	-0.0280*** (0.0003)	-0.0266*** (0.0003)
Ostdeutschland							
Männer	0.0141*** (0.0004)	0.0170*** (0.0004)	0.0132*** (0.0004)	-0.0114*** (0.0004)	-0.0200*** (0.0006)	-0.0134*** (0.0004)	-0.0074*** (0.0004)
Frauen	0.0283*** (0.0004)	0.0321*** (0.0004)	0.0241*** (0.0005)	-0.0100*** (0.0005)	-0.0271*** (0.0007)	-0.0285*** (0.0004)	-0.0226*** (0.0005)

Abhängige Variable: $\ln(\text{lohn})$, Modellspezifikation wie in den Tabellen 3.1 und 3.2
 Signifikanz-Niveau: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$, robuste Standardfehler in Klammern.

3.7 Fazit

Die Untersuchung bestätigt den von der ökonomischen Theorie vorhergesagten positiven Zusammenhang zwischen der Arbeitslosenunterstützung und den Löhnen. Die Auswertung des quasi-natürlichen Experiments der Hartz-IV-Gesetzgebung zeigt, dass der durch die Einführung des ALG II induzierte Rückgang der langfristigen Arbeitslosenunterstützung *ceteris paribus* negativ auf die Löhne wirkt. Als neuer Ansatz wurde mit Hilfe von administrativen Mikrodaten der Effekt des Strukturbruchs am deutschen Arbeitsmarkt geschätzt. Die Untersuchung zeigt für Männer und Frauen in Westdeutschland einen Effekt von -2,4%, bzw. -2,6%. Während der Effekt für Männer in Ostdeutschland mit 2,0% geringer ausfällt, liegt er bei den Frauen mit 2,7% etwas darüber. Schätzungen, welche auf den Wirtschaftszweig, das Geschlecht und die Qualifikation kontrollieren, zeigen für Westdeutschland einen Anstieg des Effekts mit der Qualifikation. Für Ostdeutschland lässt sich kein Unterschied zwischen den Qualifikationsniveaus feststellen. In beiden Landesteilen zeigen sich keine systematischen Unterschiede zwischen Männern und Frauen.

Die Einführung des ALG II war im Rahmen der Arbeitsmarktreformen von 2003 bis 2005 wohl ein entscheidender Baustein, der mit zu der positiven Beschäftigungsentwicklung nach 2005 beigetragen hat. Der Rückgang der Arbeitslosenunterstützung für Langzeitarbeitslose hat die Rückfallposition der Arbeitnehmer und der Arbeitnehmervertreter geschwächt, wodurch ihre Lohnforderungen geringer ausfielen. Ohne detaillierte Wirkungszusammenhänge aufzuzeigen, beschreibt auch der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2011) neben der internationalen Konjunktur die zurückhaltende Tarifpolitik und die Hartz-Reformen als die drei Hauptkomponenten für die stabile Beschäftigungsentwicklung nach 2005.

Anhang 3.A

Tabelle 3.8: Gepoolte OLS-Schätzung für Männer in Westdeutschland vor und nach der Hartz-IV-Reform

Abhängige Variable: Reallohn	2000 – 2003	2007
Konstante	1764,93*** (31,94)	819,64*** (27,92)
Alter	92,98*** (1,01)	81,97*** (1,15)
Alter ²	-0,94*** (0,01)	-0,82*** (0,01)
Ungelernter Arbeiter	-1241,79*** (2,41)	-1261,64*** (2,43)
Gelernter Arbeiter	-933,31*** (2,39)	-938,27*** (2,47)
Meister	-105,06*** (6,15)	-134,16*** (6,25)
Kleine Firma	-197,46*** (2,74)	-185,32*** (2,88)
Große Firma	342,79*** (2,49)	332,68*** (2,57)
Anteil junge Arbeitnehmer	-1365,05*** (19,13)	-1561,33*** (21,75)
Anteil alte Arbeitnehmer	-208,66*** (12,29)	-336,43*** (11,71)
Beschäftigungsdauer	5,13*** (0,26)	3,55*** (0,11)
R ²	0,46	0,46
Beobachtungen	510.599	492.257

Auf zeitspezifische Effekte wird kontrolliert. Signifikanz-Niveau:
***p<0,01, **p<0,05, *p<0,1, robuste Standardfehler in Klammern.

Tabelle 3.9: Gepoolte OLS-Schätzung für Frauen in Westdeutschland vor und nach der Hartz-IV-Reform

Abhängige Variable: Reallohn	2000 – 2003	2007
Konstante	2047,35*** (45,89)	393,76*** (44,55)
Alter	114,09*** (1,48)	98,89*** (1,80)
Alter ²	-1,25*** (0,02)	-1,04*** (0,02)
Ungelernter Arbeiter	-888,93*** (3,52)	-862,74*** (4,01)
Gelernter Arbeiter	-553,55*** (6,65)	-565,45*** (6,92)
Meister	-52,06 (35,33)	27,77 (38,68)
Kleine Firma	-258,19*** (4,41)	-264,10*** (4,79)
Große Firma	302,36*** (4,24)	307,63*** (4,52)
Anteil junge Arbeitnehmer	-1929,66*** (29,79)	-2379,54*** (36,71)
Anteil alte Arbeitnehmer	-345,01*** (19,79)	-458,85*** (18,51)
Beschäftigungsdauer	-5,90*** (0,48)	-2,85*** (0,20)
R ²	0,29	0,25
Beobachtungen	177.287	168.908

Auf zeitspezifische Effekte wird kontrolliert. Signifikanz-Niveau:

***p<0,01, **p<0,05, *p<0,1, robuste Standardfehler in Klammern.

Tabelle 3.10: Gepoolte OLS-Schätzung für Männer in Ostdeutschland vor und nach der Hartz-IV-Reform

Abhängige Variable: Reallohn	2000 – 2003	2007
Konstante	1118,10*** (43,91)	1313,22*** (52,92)
Alter	55,41*** (1,80)	44,16*** (2,31)
Alter ²	-0,61*** (0,02)	-0,45*** (0,03)
Ungelernter Arbeiter	-787,16*** (5,96)	-992,57*** (6,31)
Gelernter Arbeiter	-727,18*** (4,91)	-898,27*** (5,38)
Meister	-161,87*** (13,75)	-260,21*** (15,89)
Kleine Firma	-196,14*** (4,39)	-167,64*** (4,88)
Große Firma	307,25*** (5,05)	333,30*** (5,48)
Anteil junge Arbeitnehmer	-944,4*** (31,20)	-1065,76*** (42,06)
Anteil alte Arbeitnehmer	-125,15*** (20,61)	-142,27*** (19,95)
Beschäftigungsdauer	13,70*** (0,44)	7,18*** (0,20)
R^2	0,39	0,42
Beobachtungen	89.265	89.297

Auf zeitspezifische Effekte wird kontrolliert. Signifikanz-Niveau:
 *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$, robuste Standardfehler in Klammern.

Tabelle 3.11: Gepoolte OLS-Schätzung für Frauen in Ostdeutschland vor und nach der Hartz-IV-Reform

Abhängige Variable: Reallohn	2000 – 2003	2007
Konstante	372,74*** (58,85)	-32,22 (69,75)
Alter	85,26*** (2,39)	88,70*** (3,05)
Alter ²	-0,91*** (0,03)	-0,89*** (0,03)
Ungelernter Arbeiter	-696,46*** (7,05)	-771,26*** (7,85)
Gelernter Arbeiter	-590,77*** (6,81)	-627,64*** (7,54)
Meister	-123,23*** (43,46)	-148,07*** (48,72)
Kleine Firma	-294,36*** (6,57)	-311,77*** (7,14)
Große Firma	293,12*** (6,01)	240,79*** (6,57)
Anteil junge Arbeitnehmer	-1383,02*** (37,75)	-1729,25*** (46,35)
Anteil alte Arbeitnehmer	-14,05 (25,23)	10,52 (24,87)
Beschäftigungsdauer	1,13 (0,69)	0,03 (0,28)
R^2	0,31	0,26
Beobachtungen	61.444	59.867

Auf zeitspezifische Effekte wird kontrolliert. Signifikanz-Niveau:
 *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$, robuste Standardfehler in Klammern.

Tabelle 3.12: Schätzergebnisse der Sensitivitätsanalyse ohne Altersvariablen für Männer und Frauen in Westdeutschland

Abhängige Variable: $\ln(\text{lohn})$	Männer	Frauen
Konstante	7,9260*** (0,0030)	7,762*** (0,0057)
Hartz-IV	-0,0180*** (0,0004)	-0,0121*** (0,0007)
Ungelernter Arbeiter	-0,0840*** (0,0026)	-0,0541*** (0,0057)
Gelernter Arbeiter	-0,0690*** (0,0024)	-0,0447*** (0,0060)
Meister	0,0032 (0,0037)	0,0035 (0,0166)
Kleine Firma	-0,0253*** (0,0010)	-0,0247*** (0,0018)
Große Firma	0,0238*** (0,0010)	0,0217*** (0,0017)
Anteil junge Arbeitnehmer	-0,0371*** (0,0043)	-0,0633*** (0,0065)
Anteil alte Arbeitnehmer	-0,0317*** (0,0031)	-0,0523*** (0,0050)
Beschäftigungsdauer	0,0017*** (0,0000)	0,0015*** (0,0000)
R ² (overall)	0,33	0,11
R ² (within)	0,04	0,07
Beobachtungen	4.064.672	1.403.530

Auf zeitspezifische Effekte wird kontrolliert. Signifikanz-Niveau:
 ***p<0,01, **p<0,05, *p<0,1, robuste Standardfehler in Klammern.

Tabelle 3.13: Schätzergebnisse der Sensitivitätsanalyse ohne Altersvariablen für Männer und Frauen in Ostdeutschland

Abhängige Variable: $\ln(\text{lohn})$	Männer	Frauen
Konstante	7,599*** (0,0061)	7,549*** (0,0072)
ALG II	-0,0219*** (0,0010)	-0,0189*** (0,0011)
Ungelernter Arbeiter	-0,0916*** (0,0066)	-0,0655*** (0,0097)
Gelernter Arbeiter	-0,0776*** (0,0059)	-0,0611*** (0,0089)
Meister	-0,0012 (0,0101)	0,0365* (0,0212)
Kleine Firma	-0,0210*** (0,0021)	-0,0217*** (0,0031)
Große Firma	0,0257*** (0,0026)	0,0128*** (0,0027)
Anteil junge Arbeitnehmer	0,0019 (0,0095)	0,0065 (0,0117)
Anteil alte Arbeitnehmer	-0,0396*** (0,0063)	-0,0289*** (0,0073)
Beschäftigungsdauer	0,0015*** (0,0000)	0,0014*** (0,0000)
R ² (overall)	0,31	0,17
R ² (within)	0,03	0,02
Beobachtungen	728.539	491.444

Auf zeitspezifische Effekte wird kontrolliert. Signifikanz-Niveau:
***p<0,01, **p<0,05, *p<0,1, robuste Standardfehler in Klammern.

Tabelle 3.14: Schätzergebnisse mit nicht logarithmierten Reallöhnen für Westdeutschland

Abhängige Variable: Reallohn	Männer	Frauen
Konstante	524,71*** (25,64)	69,58* (39,79)
ALG II	-74,18*** (0,72)	-63,39*** (1,16)
Alter	103,66*** (1,03)	104,19*** (1,54)
Alter ²	-1,02*** (0,01)	-1,00*** (0,02)
Ungelernter Arbeiter	-204,95*** (6,73)	-117,65*** (11,90)
Gelernter Arbeiter	-166,21*** (6,34)	-86,08*** (13,40)
Meister	15,65 (10,90)	0,17 (39,67)
Kleine Firma	-61,28*** (2,56)	-51,27*** (4,48)
Große Firma	57,91*** (2,61)	48,82*** (4,27)
Anteil junge Arbeitnehmer	-21,55** (10,91)	-66,53*** (14,94)
Anteil alte Arbeitnehmer	-61,69*** (8,17)	-80,16*** (11,97)
Beschäftigungsdauer	3,31*** (0,11)	0,94*** (0,19)
R ² (overall)	0,26	0,07
R ² (within)	0,09	0,07
Beobachtungen	4.064.672	1.403.530

Auf zeitspezifische Effekte wird kontrolliert. Signifikanz-Niveau:
***p<0,01, **p<0,05, *p<0,1, robuste Standardfehler in Klammern.

Tabelle 3.15: Schätzergebnisse mit nicht logarithmierten Reallöhnen für Ostdeutschland

Abhängige Variable: Reallohn	Männer	Frauen
Konstante	898,07*** (47,94)	365,22*** (62,94)
ALG II	-40,81*** (1,31)	-56,43*** (1,51)
Alter	54,84*** (1,96)	67,35*** (2,52)
Alter ²	-0,60*** (0,02)	-0,63*** (0,03)
Ungelernter Arbeiter	-171,29*** (12,68)	-110,46*** (15,94)
Gelernter Arbeiter	-148,39*** (11,84)	-107,03*** (14,98)
Meister	15,65 (22,13)	52,83 (39,65)
Kleine Firma	-61,28*** (4,13)	-34,00*** (6,07)
Große Firma	47,88*** (5,32)	22,13*** (5,67)
Anteil junge Arbeitnehmer	34,36* (18,07)	46,45** (21,61)
Anteil alte Arbeitnehmer	-47,99*** (12,58)	-35,11** (14,49)
Beschäftigungsdauer	3,09*** (0,19)	1,42*** (0,25)
R ² (overall)	0,31	0,11
R ² (within)	0,06	0,05
Beobachtungen	728.539	491.444

Auf zeitspezifische Effekte wird kontrolliert. Signifikanz-Niveau:
***p<0,01, **p<0,05, *p<0,1, robuste Standardfehler in Klammern.

4 Die Gefahr der Altersarmut in Deutschland

In diesem Kapitel werden die Analysen und Ergebnisse der Studie Arent und Nagl (2010) zusammen mit neuen Berechnungen für die Alterseinkommensrisiken von Ehepaaren und Witwen vorgestellt.

4.1 Einführung

Die Bevölkerung in vielen entwickelten Ländern altert, sodass der Altersabhängigkeitsquotient in diesen Ländern immer stärker ansteigt. Vor dem Hintergrund dieses weitreichenden demographischen Wandels stellt sich die Frage, ob die Alterseinkommen der Menschen noch in ausreichendem Maße sichergestellt sind. Die OECD (2011) stellt in ihrem aktuellen Bericht zur Altersarmut fest, dass bereits Mitte der 2000er Jahre im Schnitt aller OECD- und G20-Staaten 13,5% der Bevölkerung über 65 Jahren von Altersarmut betroffen sind.¹ Die OECD (2011) weist auch darauf hin, dass ein Großteil der Alterseinkommen über Umlagesysteme bereitgestellt wird. Durch die zunehmende Alterung der Gesellschaften müssen in vielen Ländern zukünftig immer weniger Menschen im erwerbsfähigen Alter die Alterseinkommen einer immer größeren Zahl von Rentnern sicherstellen. In Deutschland steigt der Altersabhängigkeitsquotient von 33,8% im Jahr 2010 auf voraussichtlich 52,5% (55,5%) im Jahr 2040 (2060) (Statistisches Bundesamt, 2013).² Im umlagefinanzierten deutschen Rentenversicherungssystem führt dies zu niedrigeren Renten und höheren Sozialversicherungsabgaben.

¹ Die OECD (2011) misst Altersarmut am verfügbaren Haushaltseinkommen. Ein Haushalt gilt als arm, wenn ihm weniger als 50% des Medianeinkommens zur Verfügung steht.

² Der Altersabhängigkeitsquotient wurde 2010 aus dem Verhältnis der Bevölkerung von 65 Jahren und älter zu der Bevölkerung von 20 bis einschließlich 64 Jahren berechnet. Durch die bis dahin umgesetzte Rente mit 67 wird der Altersabhängigkeitsquotient in den Jahren 2040 und 2060 aus dem Verhältnis der Bevölkerung von über 67 Jahren zu der Bevölkerung von 20 bis einschließlich 66 Jahren berechnet.

Neben der Alterung der Gesellschaft steigert vor allem die Arbeitslosigkeit das Altersarmutsrisiko. Arbeitslosigkeit verstärkt das individuelle Altersarmutsrisiko in zweierlei Hinsicht. Zum einen führen arbeitslosigkeitsbedingte Unterbrechungen in der Erwerbsbiographie dazu, dass weniger Ansprüche im Rahmen der gesetzlichen Rentenversicherung erworben werden. Zum anderen ist es in Zeiten von Arbeitslosigkeit deutlich schwieriger, eine private Altersvorsorge aufzubauen. Die persistent höhere Arbeitslosigkeit in Ostdeutschland (Aumann und Scheufele, 2010) wird die Dynamik des Altersarmutsrisikos dort im Vergleich zu Westdeutschland wohl überproportional verschärfen.

Die meisten bisherigen Studien zum Risiko der Altersarmut berichten lediglich aggregierte Betroffenheitsquoten. Über die Verteilung der zukünftigen Alterseinkommen ist dagegen wenig bekannt. In einem internationalen Vergleich identifiziert die OECD (2011) einen Anstieg der Altersarmut. Studien mit Befragungsdaten des Sozio-ökonomischen Panels (Goebel und Grabka, 2011) bzw. einer Kombination dieser mit amtlichen Rentendaten (Simonson *et al.*, 2012) bestätigen diesen Anstieg. Die Deutsche Rentenversicherung (2007) kombiniert Befragungsdaten mit administrativen Daten und weist als einzige Studie über Deutschland konkrete Alterseinkommensverteilungen aus. Ein Anstieg des Altersarmutsrisikos wird auch hier bestätigt. Es finden sich allerdings keine differenzierten Analysen nach verschiedenen Qualifikationsniveaus. Um diese Lücke zu schließen, werden mit Hilfe von umfangreichen Meldedaten des Instituts für Arbeitsmarkt und Berufsforschung (2008) und der Deutschen Rentenversicherung (2005) nachfolgend qualifikationsspezifische Rentenverteilungen für Männer und Frauen in Ost- und Westdeutschland berechnet.

Da keine geeigneten Daten zur Verfügung stehen, in denen auch berufliche und private Altersvorsorge berücksichtigt sind, erfolgt die Quantifizierung der Altersarmutsrisiken durch die Abbildung der Ansprüche an die Gesetzliche Rentenversicherung (GRV). Aus zwei Gründen kann das Altersarmutsrisiko aber gut durch die gesetzliche Rente abgeschätzt werden. Erstens stellt für die meisten Menschen die gesetzliche Rente heute (Deutsche Rentenversicherung, 2012d) und auch in absehbarer Zukunft die wichtigste Komponente ihres Alterseinkommens dar (Börsch-Supan *et al.*, 2008a). Zweitens ist der Anteil der gesetzlichen Rente am gesamten Alterseinkommen höher, je niedriger das Alterseinkommen insgesamt ist (Bundesministerium für Arbeit und Soziales, 2008).

Um den Anstieg des Altersarmutsrisikos zu quantifizieren, werden mit Hilfe eines Simulationsmodells die gesetzlichen Rentenansprüche von zwei Kohorten verglichen. Konkret wird die Verteilung der gesetzlichen Rentenansprüche der Neurentner der Jahre 2004 bis 2006 der Verteilung der Ansprüche der Neurentner der Jahre 2020 bis 2022

gegenübergestellt.

Die Struktur dieses Kapitels ist die folgende. In Abschnitt 4.2 wird zunächst kurz das deutsche Rentensystem vorgestellt. Nach der Beschreibung der Methodik und der Daten in Abschnitt 4.3 werden die Ergebnisse in Abschnitt 4.4 dargelegt. Aufbauend erfolgt eine Diskussion und Sensitivitätsanalyse der kritischen Annahmen in Abschnitt 4.5.

4.2 Das deutsche Rentenversicherungssystem

Die Gesetzliche Rentenversicherung ist in Deutschland in einem Umlageverfahren organisiert.³ Die individuelle monatliche Rente bestimmt sich aus dem Produkt von vier Faktoren:

$$\text{Monatliche Rente} = ZF \cdot RF \cdot RW \cdot EGP \quad (4.1)$$

Der Zugangsfaktor (ZF) variiert mit dem Rentenzugangsalter. Bei Rentenzugang an der Regelaltersgrenze ist der ZF gleich eins. Bei früherem Rentenzugang wird der ZF pro Monat um 0,003 reduziert. Langjährigen Versicherten ist es möglich, die Altersrente mit den entsprechenden Abschlägen ab 63 in Anspruch zu nehmen. Erfolgt der Rentenzugang nach der Regelaltersgrenze, erhöht sich der ZF um 0,005 pro Monat des späteren Rentenzugangs.

Die Regelaltersgrenze liegt für die Geburtsjahrgänge vor 1947 bei 65 Jahren, steigt aber für jüngere Jahrgänge stufenweise auf 67 Jahre an.⁴ Der Rentenartfaktor (RF) bestimmt sich durch den jeweiligen Rententyp. Bei der normalen Altersrente ist der RF gleich eins. Er weicht aber für andere Rentenarten wie z. B. der Waisen- oder Witwenrenten von eins ab.

Entgeltpunkte (EGP) werden hauptsächlich durch beitragspflichtige Beschäftigung und Kindererziehungszeiten erworben. Für Kinder, die vor dem 1. Januar 1992 geboren wurden, wird den Elternteilen, anteilig ihrer Kindererziehungszeiten, insgesamt 1 EGP angerechnet. Für Kinder, die nach dem 1. Januar 1992 geboren wurden und werden, erwerben die Elternteile insgesamt 3 EGP.⁵ Die jährlichen EGP aus Beschäftigung

³ Breyer und Buchholz (2009) bieten eine gute Übersicht über die Organisation der Gesetzlichen Rentenversicherung und die Bestimmungsfaktoren der individuellen monatlichen Rente.

⁴ Die Regelaltersgrenze steigt bei den Geburtsjahrgängen 1947 bis 1958 sukzessive um jeweils einen Monat an. Für den Jahrgang 1958 liegt die Regelaltersgrenze damit bei 66 Jahren. Für die Geburtsjahrgänge 1959 bis 1964 erhöht sich die Regelaltersgrenze sukzessive um jeweils zwei Monate. Für alle Jahrgänge, die 1964 oder später geboren sind, gilt dann die Regelaltersgrenze von 67 Jahren.

⁵ Eine detaillierte Erläuterung zur rentenrechtlichen Anrechnung von Kindererziehungszeiten findet sich bei Deutsche Rentenversicherung (2012c).

bestimmen sich durch das Verhältnis des beitragspflichtigen Jahreseinkommens eines Individuums i zu dem durchschnittlichen Jahreseinkommen aller Arbeitnehmer. Die EGP werden jedes Jahr t getrennt für Ost- und Westdeutschland berechnet und am Ende des Erwerbslebens aufsummiert.^{6,7}

$$EGP_i = \sum_{t=1}^n \frac{\text{Jahreseinkommen}_{it}}{\text{Durchschnittliches Jahreseinkommen}_t}. \quad (4.2)$$

Dabei werden alle Einkommen bis zur Beitragsbemessungsgrenze berücksichtigt. Die Beitragsbemessungsgrenze wächst im aktuellen Jahr immer mit der Wachstumsrate des Durchschnittseinkommens vom vorvergangenen Jahr auf das vergangene Jahr, sodass in allen Jahren, bei einem Einkommen in Höhe der Beitragsbemessungsgrenze oder darüber, maximal ca. 2,1 EGP erworben werden können.⁸ EGP können auch während der Arbeitslosigkeit erworben werden. Während des Bezugs von Arbeitslosengeld I erwirbt man 80% der Rentenansprüche des letzten Bruttoverdienstes. Hingegen erwirbt man bei Bezug von ALG II keinerlei Rentenansprüche.⁹

Der Rentenwert (RW) überführt die EGP in einen monetären Eurowert. Der RW hängt von der Entwicklung der Löhne, des Beitragssatzes zur gesetzlichen Rentenversicherung, dem Altersvorsorgeanteil und des Rentnerquotienten ab.¹⁰ Es wird für Ost- (RW_o) und Westdeutschland (RW_w) ein eigener Rentenwert berechnet. Aktuell (erstes Halbjahr 2012) liegt der RW_w bei 27,47 Euro und der RW_o bei 24,37 Euro.

Für die Entwicklung der Rentenwerte gelten zwei Schutzklauseln. Erstens dürfen die Wachstumsraten des RW_o und des RW_w nicht negativ sein. Zweitens muss der RW_o immer mindestens so stark wachsen wie der RW_w .¹¹ Die Entwicklung von RW_w und

⁶ Formal werden alle individuellen Jahreseinkommen zum durchschnittlichen westdeutschen Jahreseinkommen ins Verhältnis gesetzt. Um dem niedrigeren Lohnniveau in Ostdeutschland gerecht zu werden, werden die ostdeutschen Einkommen genau um den Unterschied zwischen dem ost- und westdeutschen Durchschnittseinkommen hoch gewertet, sodass ökonomisch der beschriebene Zusammenhang gilt.

⁷ Die Entwicklung der Durchschnittslöhne in Ost- und Westdeutschland seit 1991 ist in Abbildung A.13 im Anhang 4.A abgetragen.

⁸ Aktuell (2012) liegt die Beitragsbemessungsgrenze bei 57.600 Euro in Ostdeutschland und bei 67.200 Euro in Westdeutschland.

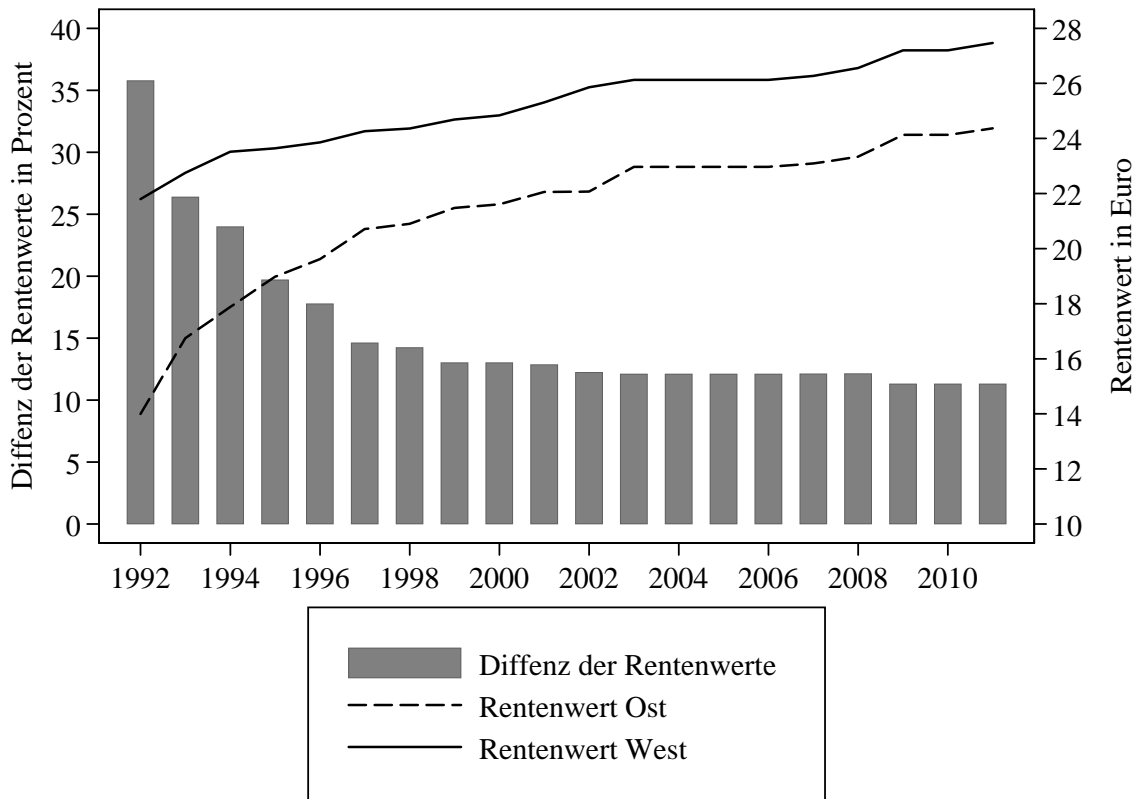
⁹ Diese Regelung gilt seit dem 01.01.2011. In den Jahren 2005 und 2006 wurden bei Bezug von ALG II 400 Euro als fiktives Einkommen angenommen und entsprechend Beiträge von der Bundesagentur entrichtet. In den Jahren von 2007 bis 2010 wurden noch 205 Euro als fiktives Einkommen angenommen.

¹⁰ Eine detaillierte Darstellung findet sich beim Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2008).

¹¹ Greift die erste Schutzklausel, muss in den darauf folgenden Jahren mit allgemein positiver Rentenwertentwicklung die rentendämpfende Wirkung nachgeholt werden. Die zweite Schutzklausel wurde geschaffen, um eine Angleichung der Rentenwerte sicherzustellen.

RW_o wird in Abbildung 4.1 dargestellt.

Abbildung 4.1: Entwicklung des Rentenwerts Ost und des Rentenwerts West



Neben den hier vorgestellten Grundregeln zur Rentenberechnung existieren Sonderregeln für Schwerbehinderte und Bergleute.¹²

¹² Bei den Schwerbehinderten liegt der einzige Unterschied bei der zwei Jahre geringeren Regelaltersgrenze. Die Rente für Bergleute unterscheidet sich in drei hauptsächlichen Punkten. Erstens liegt die Regelaltersgrenze niedriger. Für Jahrgänge die vor 1952 geboren wurden liegt diese bei 60 Jahren. Für jüngere Jahrgänge erhöht sich diese sukzessive, bis alle Jahrgänge ab 1964 die Regelaltersgrenze erst mit 62 Jahren erreichen. Zweitens liegt die Beitragsbemessungsgrenze für Bergleute höher, sodass mehr Entgeltpunkte erworben werden können. Drittens gilt für Bergleute ein RF von 1,33 (Deutsche Rentenversicherung, 2012a).

4.3 Methodischer Ansatz und Datensatzbeschreibung

Um eine Veränderung des Altersarmutsrisikos zu identifizieren, werden die nach Qualifikation und Geschlecht differenzierten Verteilungen der gesetzlichen Rentenansprüche der Neurentner von 2004 bis 2006 mit denen der Neurentner von 2020 bis 2022 verglichen. Die Verteilungen der gesetzlichen Rentenansprüche werden über die Entgeltpunkte abgebildet.¹³ Es wird angenommen, dass alle Neurentner in beiden Kohorten normale Altersrenten beziehen ($RF = 1$) und ihre Rente an der Regelaltersgrenze beginnen ($ZF = 1$).¹⁴ Um die Verteilungen leichter und besser miteinander vergleichen zu können, werden auch die Rentenwerte konstant gehalten. Eine Veränderung des RF , ZF oder RW hätte einen Niveaueffekt, würde aber die Verteilung der Rentenansprüche nicht ändern. Welche Auswirkung eine Variation des ZF und RW auf das Altersarmutsrisiko hat, wird in Abschnitt 4.5 diskutiert.

Um ein möglichst differenziertes Bild des Altersarmutsrisikos zeichnen zu können, erfolgt zunächst eine separate Analyse für Männer und Frauen in Ost- und Westdeutschland, differenziert nach drei Qualifikationsniveaus. Eine Person ohne Berufsausbildung wird als niedrig qualifiziert eingestuft. Mit Berufsausbildung erfolgt eine Einstufung als mittel qualifiziert und mit dem Abschluss einer Hochschule oder Fachhochschule als hoch qualifiziert. Um die Absicherung durch den Ehepartner mit zu berücksichtigen, werden darauf aufbauend neun verschiedene Qualifikationskombinationen bei Ehepaaren separat für Ost- und Westdeutschland analysiert.¹⁵ Dabei werden die Entgeltpunkteverteilungen der einzelnen Männer und Frauen zufällig miteinander kombiniert. Die Zuordnung der Männer und Frauen erfolgt in jeder Qualifikationsgruppe aufsteigend mit der Identifikationsnummer der Personen. Diese wird zufällig vergeben, sodass eine unverzerrte Kombination gewährleistet ist. Insgesamt werden die Entgeltpunkteverteilungen von 9 Qualifikationskombinationen berechnet. Aufbauend darauf wird aus den Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare das Altersarmutsrisiko der Witwen abgeleitet.

Mit der IAB-Beschäftigtenstichprobe, Regionalfile 1975-2004 (IABS-R04) (Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 2008), steht ein Datensatz zur Verfügung, der individuelle Erwerbsverläufe abbildet und eine Unterscheidung nach Alter, Qualifikation

¹³ Aufgrund fehlender Daten können keine EGP aus Kindererziehungszeiten berücksichtigt werden. Da die Kinder der beiden untersuchten Kohorten aber sehr wahrscheinlich vor 1992 geboren wurden und damit pro Kind lediglich ein EGP erworben wurde, fällt die Überschätzung des Altersarmutsrisikos gering aus.

¹⁴ Der schrittweise Anstieg der Regelaltersgrenze auf 67 Jahre wird berücksichtigt.

¹⁵ Die Analysen zu Ehepaaren und Witwen folgen der Idee von Krenz *et al.* (2009), unterscheiden sich aber sowohl in der methodischen Simulation als auch in der Bestimmung des Altersarmutsrisikos.

und Ost- und Westdeutschland ermöglicht. Der Datensatz stellt eine 2%-Stichprobe aller sozialversicherungspflichtig registrierten Arbeitnehmer und Arbeitslosen dar. Alle Informationen (Löhne und sozio-demographische Variablen) sind auf täglicher Basis in Form von Verlaufsdaten gegeben. Die Informationen sind dabei in nacheinander, aber auch gleichzeitig auftretenden Spells angegeben. Ein Spell bezeichnet dabei immer eine Meldezeit in einer bestimmten Tätigkeit, in Arbeitslosigkeit oder einer bestimmten Maßnahme der Bundesagentur für Arbeit. Die Individuen können durch Zeiten der Arbeitslosigkeit verfolgt werden und aufgrund der letzten Lohninformation lässt sich auch die Höhe ihrer Arbeitslosenunterstützung rekonstruieren. Der IABS-R04 Datensatz umfasst den Zeitraum von 1975 bis 2004 in Westdeutschland und den Zeitraum von 1992 bis 2004 in Ostdeutschland.¹⁶ Die Tabellen 4.1 und 4.2 zeigen die Stichprobengrößen sowie die Qualifikationsverteilungen der Männer und Frauen der Neurentner 2004 bis 2006 (Kohorten 1939-1941) und der Neurentner 2020 bis 2022 (Kohorte 1955-1957) in West- und Ostdeutschland.

Tabelle 4.1: Qualifikationsverteilung Westdeutschland

Qualifikation	Kohorte 1939-1941		Kohorte 1955-1957	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen
Niedrig	15,80%	26,30%	8,00%	11,90%
Mittel	74,30%	67,20%	74,70%	75,80%
Hoch	7,50%	3,30%	16,30%	10,60%
Ohne Angabe	2,40%	3,20%	1,00%	1,70%
Beobachtungen	18.639	13.903	27.525	25.271

Tabelle 4.2: Qualifikationsverteilung Ostdeutschland

Qualifikation	Kohorte 1939-1941		Kohorte 1955-1957	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen
Niedrig	3,10%	7,10%	1,70%	2,50%
Mittel	77,20%	79,30%	83,30%	80,70%
Hoch	15,70%	10,10%	12,80%	14,30%
Ohne Angabe	4,00%	3,60%	2,20%	2,50%
Beobachtungen	3.335	4.128	5.163	5.396

¹⁶ Eine genaue Beschreibung des Datensatzes findet sich bei Drews (2008).

Aufgrund des strukturellen Aufbaus mit vielen einzelnen Spells ist es notwendig, den Datensatz auf Konsistenz zu prüfen und zu bearbeiten. Die Spells haben keine einheitliche Länge, sondern bestimmen sich aus der individuellen Verweildauer in einem bestimmten Status. Da qualifikationsspezifische Entgeltpunkteverteilungen berechnet werden sollen, muss das individuelle Jahreseinkommen möglichst genau bestimmt werden und die Bildungsinformation durchgängig vorhanden sein. Um eine Panelstruktur mit Jahreseinkommen, Geschlecht und Bildung zu erreichen, ist es notwendig, die fehlenden Einkommensangaben in Zeiten der Arbeitslosigkeit zu berechnen. Mit Hilfe des letzten Lohns lässt sich, gegeben der jeweiligen Rechtslage, die Höhe des Arbeitslosengeldes bzw. der Arbeitslosenhilfe bestimmen. Nach der Füllung der Zeiten in Arbeitslosigkeit werden die individuellen Entgeltpunkte für jedes Individuum im Datensatz berechnet.

Um verlässliche Ergebnisse zu erhalten, werden lediglich Personen betrachtet, die mindestens fünf Jahre in der IABS-R04 beobachtbar sind. Diese Restriktion erfolgt aus zwei Gründen. Zum einen ist rechtlich eine Mindestversicherungszeit von fünf Jahren notwendig, um eine Auszahlung aus der gesetzlichen Rentenversicherung zu erhalten. Zum anderen ist es wahrscheinlich, dass Personen, die weniger als fünf Jahre in der IABS-R04 beobachtbar sind, ihre hauptsächlichen Rentenansprüche als Beamte erwerben oder als Selbstständige berufsständisch oder privat für ihr Alterseinkommen vorsorgen. Es gilt aber zu beachten, dass in dem Datensatz trotzdem Personen erfasst sind, die zwar über fünf Jahre in der gesetzlichen Rentenversicherung versichert waren, jedoch ihre hauptsächliche Altersvorsorge anderweitig sichern. Das Altersarmutsrisiko wird dadurch etwas überschätzt. Weiterhin wird Sterblichkeit vernachlässigt. Jedes in der IABS-R04 beobachtete Individuum erreicht annahmegemäß das Rentenalter. Implizit wird dadurch angenommen, dass sich die Sterblichkeitswahrscheinlichkeit nicht bzgl. Geschlecht, Bildung, Region und Einkommenshöhe unterscheidet. Diese Annahme entspricht wohl nicht der Realität, wenngleich der damit verbundene Fehler eher gering ist.

Da die individuellen Erwerbsbiographien in der IABS-R04 für Westdeutschland lediglich für den Zeitraum von 1975 bis 2004 vorliegen, für Ostdeutschland sogar bloß von 1992 bis 2004, müssen plausible Annahmen über die Beschäftigungsverläufe davor und danach getroffen werden. Der Beschäftigungsverlauf davor wird bis 1975 in Westdeutschland bzw. 1992 in Ostdeutschland mit den amtlichen Informationen aus der Versichertenkontenstichprobe 2005 (VSKT 2005) der Deutschen Rentenversicherung simuliert (Deutsche Rentenversicherung, 2005). Die VSKT 2005 ist eine ca. 0,2%-Stichprobe aller Deutschen der Jahrgänge 1939 bis 1975, die mindestens einen Monat sozialversicherungspflichtig gemeldet waren und im Inland wohnen. Die Daten sind als Panel auf

Monatsbasis aufbereitet. Es werden alle EGP erfasst, die zwischen 15 und 67 Jahren erworben wurden.¹⁷

Um die fehlende Zeit in der IABS-R04 durch die Informationen aus der VSKT 2005 zu simulieren, wird die VSKT 2005 in Untergruppen gemäß Qualifikation, der Geburtskohorte, dem Geschlecht und getrennt für Ost- und Westdeutschland eingeteilt. In diesen 24 Untergruppen werden die EGP der Individuen bis 1975 in Westdeutschland und bis 1992 in Ostdeutschland aufsummiert, sodass sich für alle 24 Untergruppen eine empirische Entgeltpunkteverteilung bestimmen lässt. Tabelle 4.3 gibt den Mittelwert (Mw.) und die Standardabweichung (Std.) der Entgeltpunkteverteilungen aller Untergruppen an.

Tabelle 4.3: Mittelwert und Standardabweichung der EGP der 24 VSKT 2005 Untergruppen

Qualifikation		Westdeutschland		Ostdeutschland	
Kohorte 1939-1941					
		Männer	Frauen	Männer	Frauen
Niedrig	Mw.	13,88	6,63	34,47	11,66
	Std.	6,93	4,70	7,94	4,05
Mittel	Mw.	15,48	8,01	38,29	24,27
	Std.	5,00	4,58	6,36	7,26
Hoch	Mw.	12,01	7,39	40,97	31,76
	Std.	5,16	5,72	4,72	7,04
Kohorte 1955-1957					
		Männer	Frauen	Männer	Frauen
Niedrig	Mw.	1,23	1,23	12,82	11,66
	Std.	0,97	0,97	4,57	4,05
Mittel	Mw.	0,71	0,64	15,15	12,41
	Std.	0,69	0,66	3,38	2,68
Hoch	Mw.	0,23	0,10	14,57	12,73
	Std.	0,53	0,33	5,24	3,09

Um die VSKT 2005 mit der IABS-R04 kombinieren zu können, wird die viel kleinere VSKT 2005 Stichprobe mit Hilfe eines Bootstrap-Verfahrens in jeder der 24 Untergruppen auf den Stichprobenumfang der IABS-R04 erweitert. Dabei wird die Stichprobenanzahl durch artifizielle Werte erhöht, ohne die Verteilung zu verändern. Jedem Individuum

¹⁷ Eine detaillierte Beschreibung der VSKT 2005 findet sich bei: Deutsche Rentenversicherung (2008) und Stegmann (2009).

in der IABS-R04 wird nun zufällig eine Anzahl von EGP für die Zeit vor der IABS-R04 gemäß Qualifikation, Alterskohorte, Geschlecht und separat für Ost- und Westdeutschland zugewiesen.¹⁸

Neben der Zeit vor der IABS-R04 muss auch die Zeit bis zum Renteneintritt simuliert werden. Während in der alten Kohorte nur für die Jahrgänge 1940 bzw. 1941 eine Simulation von ein bzw. zwei Jahren nötig ist, muss die Beschäftigung der jungen Kohorte von 2004 bis 2020-2022 fortgeschrieben werden.¹⁹ Um die Beschäftigung fortzuschreiben, wird angenommen, dass jedes Individuum sein individuelles Beschäftigungsmuster weiter fortsetzt. Es wird der individuelle Anteil in Beschäftigung in kurzfristiger Arbeitslosigkeit (Bezug von Arbeitslosengeld) und in langfristiger Arbeitslosigkeit (Bezug von Arbeitslosenhilfe) an der gesamten Zeit in der IABS-R04 bestimmt. Diese Anteile werden dann für jedes Individuum auf die noch verbleibende Zeit bis zum Rentenbeginn angewendet.²⁰ Für die Zeiten in Arbeitslosigkeit nach 2004 wurde auch die stark veränderte Gesetzgebung berücksichtigt, um die individuellen Entgeltpunkte zu berechnen.²¹ Abbildung 4.2 illustriert die verwendete Methodik am Beispiel für den ältesten und jüngsten Jahrgang in Westdeutschland.

Dieser Methodik folgend, werden die Entgeltpunkteverteilungen der beiden Kohorten 1939-1941 und 1955-57 berechnet. In der folgenden Analyse werden die Unterschiede dieser beiden Kohorten von Neurentnern aufgezeigt. In einem ersten Schritt wird untersucht, ob die beiden Kohorten die gleiche statistische Verteilung haben. Benutzt wird dazu der Kolmogorov-Smirnov (KS)-Test (Massey, 1951). Der KS-Test überprüft, ob zwei unabhängig und identisch verteilte (i. i. d.) Stichproben Teil der gleichen Grundgesamtheit sind. Im Falle von unterschiedlichen Grundgesamtheiten lehnt der KS-Test die Hypothese einer identischen Verteilung ab. Ein p-Wert von nahe null impliziert unterschiedliche Verteilungen der Grundgesamtheit.

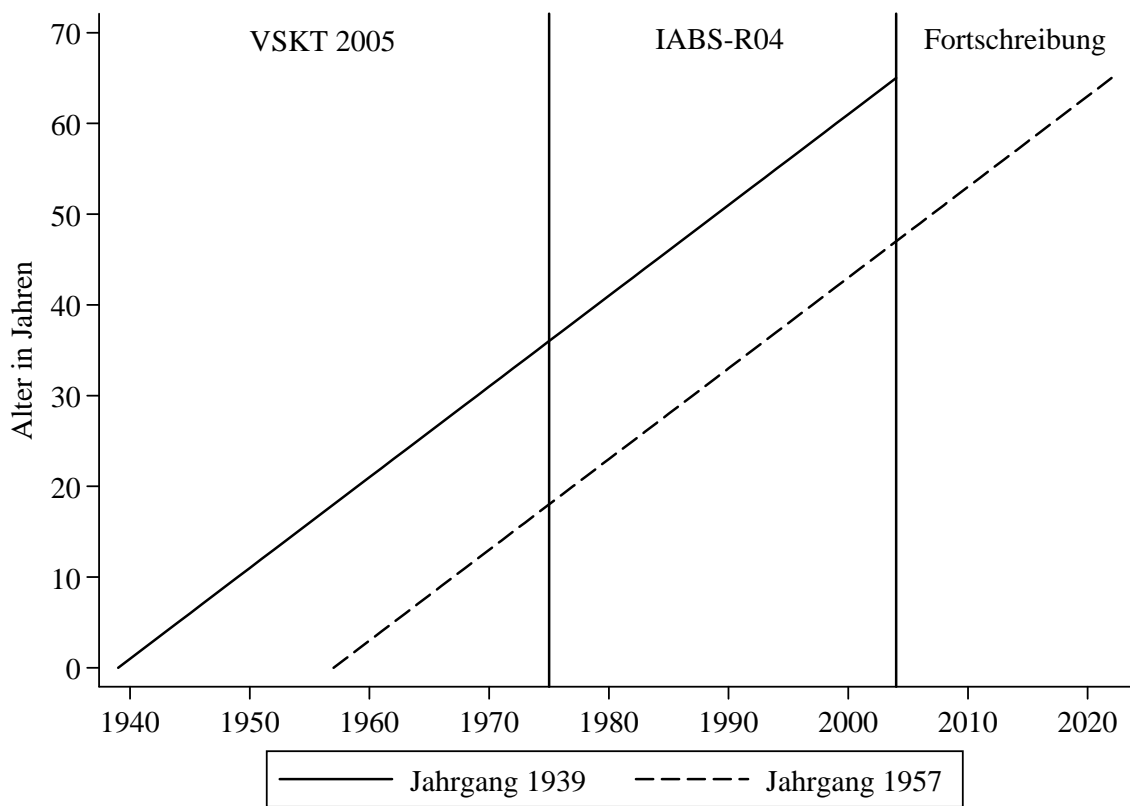
In einem zweiten Schritt werden wichtige statistische Maße der Verteilungen verglichen. Um Unterschiede zwischen den beiden Kohorten zu identifizieren, wird der Mann-

¹⁸ In einer Sensitivitätsanalyse wurden die individuellen EGP aus der IABS-R04 mit den Durchschnittswerten der 24 spezifischen Untergruppen ergänzt. Das daraus berechnete Altersarmutsrisiko ist nahezu identisch. Da die hier präsentierte Methode ein realistischeres Bild der Entgeltpunkteverteilung zeigt, wird diese in der folgenden Analyse beibehalten.

¹⁹ Der Anstieg des Renteneintrittsalters wird berücksichtigt.

²⁰ Um eine zukünftige Angleichung der Beschäftigungssituation in Ost- und Westdeutschland zu simulieren, wurden im Rahmen einer Sensitivitätsanalyse die westdeutschen geschlechts- und bildungsspezifischen Beschäftigungsmuster auf die ostdeutschen Personen in der IABS-R04 angewendet. Die resultierenden Unterschiede sind aber vernachlässigbar.

²¹ Zum 1. Januar 2005 trat die sogenannte Hartz-IV Gesetzgebung in Kraft. Während sich dadurch für die Bezieher von Arbeitslosengeld fast nichts verändert hat, wurden bis 2010 fast keine und seitdem gar keine Rentenansprüche in Langzeitarbeitslosigkeit erworben.

Abbildung 4.2: Übersicht der Methodik am Beispiel Westdeutschland

Whitney (MW)-U-Test und der Mood-Median (MM)-Test verwendet (Siegel, 1957). Auch der MW-U-Test ist ein statistischer Test zur Beurteilung, ob zwei i. i. d. Stichproben Teil der gleichen Grundgesamtheit sind. Der MW-U-Test erlaubt zudem auch Aussagen darüber, ob sich der Mittelwert und der Median der gegenübergestellten Verteilungen signifikant unterscheiden.²² Ein p-Wert von nahe null zeigt unterschiedliche Verteilungen mit einem unterschiedlichen Mittelwert und Median an. Der MM-Test wird verwendet, um die Unterschiedlichkeit der Mediane zu überprüfen. Ein p-Wert von nahe null im MM-Test zeigt unterschiedliche Mediane an.

4.4 Ergebnisse

In diesem Abschnitt erfolgt eine detaillierte Analyse der Ansprüche an die gesetzliche Rentenversicherung der beiden Kohorten. Im Mittelpunkt stehen dabei die Fragen, ob sich im Vergleich der beiden Kohorten ein Anstieg des Altersarmutsrisikos identifizieren lässt und ob sich Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland feststellen lassen. Daneben wird die Bedeutung des Qualifikationsniveaus betont und spezifische Unterschiede zwischen Männern und Frauen herausgestellt. Zur Einordnung der individuellen Altersarmutsrisiken erfolgt abschließend eine Simulation von Ehepaaren und Witwen. Dabei werden die Altersarmutsrisiken von Paaren und Witwen der neun möglichen Qualifikationskombinationen dargelegt.

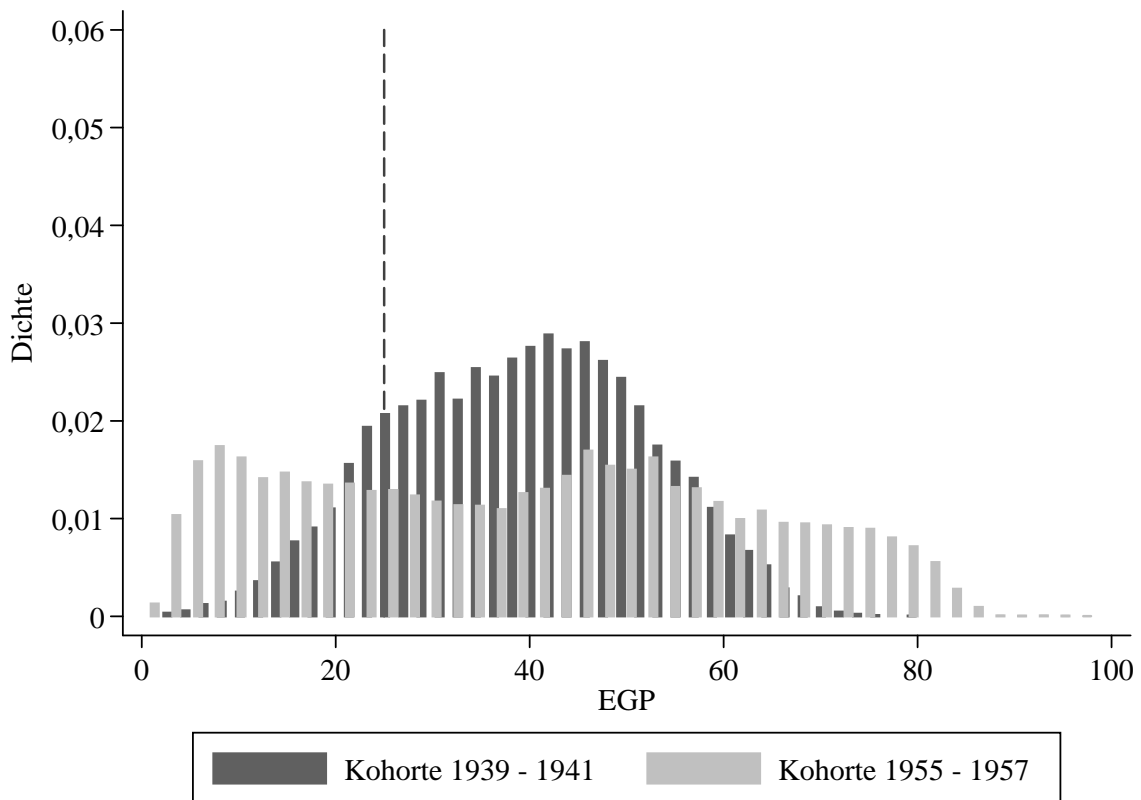
Als Maß für individuelle Altersarmut werden im nachfolgenden 25 EGP als kritische Grenze angenommen. 25 EGP entsprechen in etwa dem Niveau der Grundsicherung im Alter. Im Jahr 2009 betrug der durchschnittliche Bruttobedarf einer Person, die Grundsicherung im Alter erhält, 658 Euro (Statistisches Bundesamt, 2012d). Aus den Bruttobedarfen je Bundesland (Statistisches Bundesamt, 2012d) lässt sich nach Anteilen der Bevölkerung der Bundesländer (Statistisches Bundesamt, 2012a) an der gesamten ost- bzw. westdeutschen Bevölkerung ein Bruttobedarf von 616 Euro für Ostdeutschland und 660 Euro in Westdeutschland errechnen. Im Jahr 2009 entsprachen 25 EGP einer monatlichen Rente von 603 Euro in Ostdeutschland und 680 Euro in Westdeutschland. Das Altersarmutsrisiko wird somit in Ostdeutschland leicht unterschätzt und in Westdeutschland leicht überschätzt.

²² Wenn nicht anders spezifiziert, bezeichnet hier und im Folgenden der Mittelwert stets das arithmetische Mittel.

4.4.1 Situation der Männer

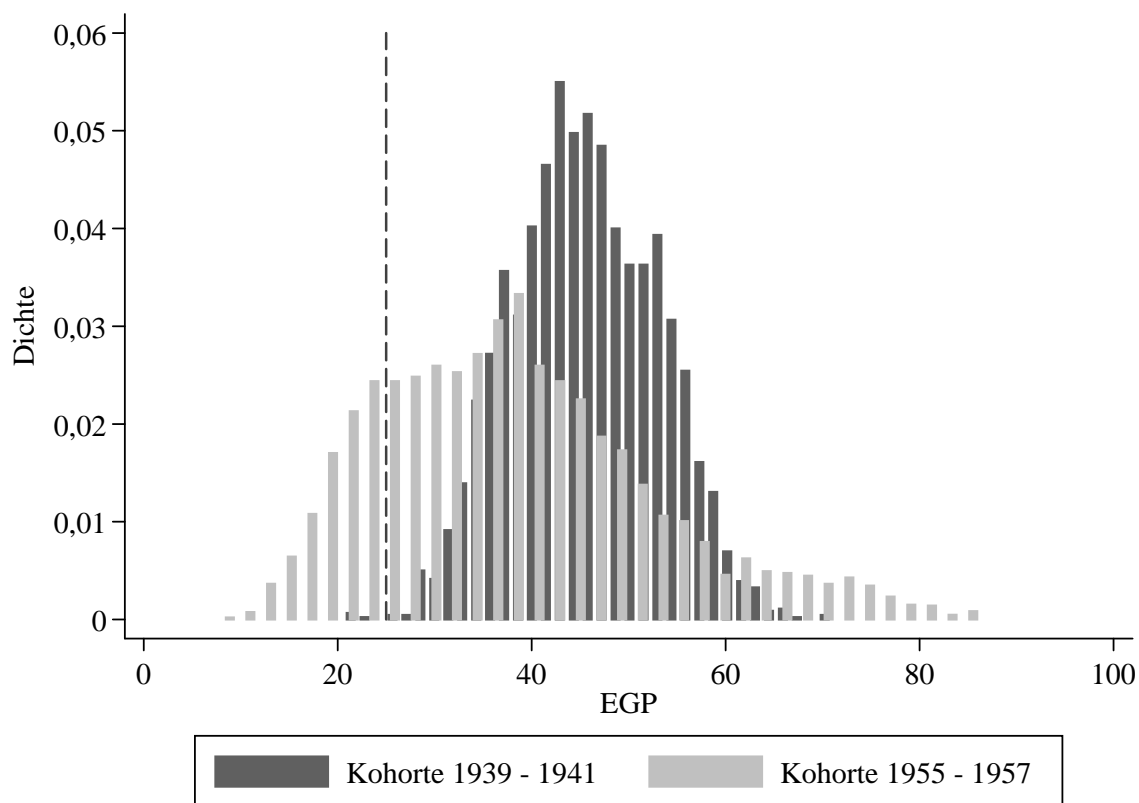
Die Abbildungen 4.3 und 4.4 zeigen die Entgeltpunkteverteilungen von Neurentnern der beiden Kohorten in West- und Ostdeutschland. Die Spalte „Risiko“ bezeichnet im Folgenden jeweils den Anteil der Personen mit weniger als 25 EGP. In den Abbildungen ist dieser kritische Wert von 25 EGP durch eine vertikale gestrichelte Linie gekennzeichnet.

Abbildung 4.3: Entgeltpunkteverteilungen der Männer in Westdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	38,81	12,97	-0,05	2,44	29,05	39,27	48,33	16,18%
1955-1957	39,17	22,48	0,13	1,91	19,47	39,97	56,85	32,34%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,40; MM-Test 0,00 (p-Werte)

Abbildung 4.4: Entgeltpunkteverteilungen der Männer in Ostdeutschland

	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	45,42	7,41	0,05	2,59	40,1	45,20	51,02	0,12%
1955-1957	38,48	14,25	0,68	3,23	27,71	37,11	46,59	18,31%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,00 (p-Werte)

Im Vergleich der Kohorten nimmt die Heterogenität der Rentenansprüche in beiden Landesteilen deutlich zu.²³ Der KS-Test zeigt an, dass sich in beiden Landesteilen die Entgeltpunkteverteilungen signifikant ändern, wobei die Standardabweichung deutlich größer wird. Während aber der Mittelwert und der Median in Westdeutschland geringfügig ansteigen, gehen diese Maße in Ostdeutschland deutlich zurück.

Das Altersarmutsrisiko steigt in Ost- und Westdeutschland an. Der Anstieg ist in Ostdeutschland stärker (0,1% auf 18,3%) als in Westdeutschland (16,2% auf 32,3%), doch das Risiko liegt auch in der jungen Kohorte in Ostdeutschland noch deutlich unter dem

²³ Der Anstieg der Standardabweichung resultiert nicht aus dem Bootstrapping Verfahren. In einer alternativen Simulation mit Durchschnittswerten für die Zeit vor der IABS-R04, erhält man, vor allem für die junge Kohorte, nahezu identische Werte für die Standardabweichung.

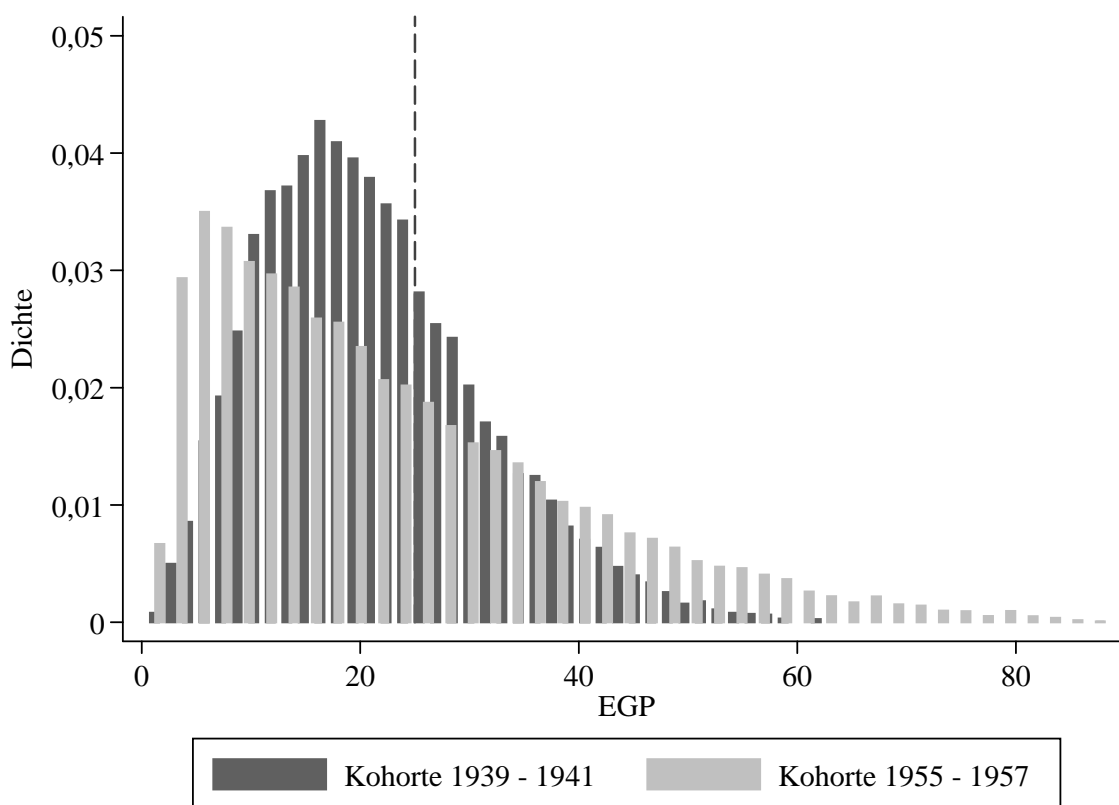
westdeutschen Niveau. Die alte Kohorte in Ostdeutschland hat kaum ein Altersarmutsrisiko, weil sie sowohl von den geschlossenen Erwerbsbiographien in der ehemaligen DDR als auch von der starken Nachbewertung der Einkommen aus dieser Zeit profitiert. Dagegen waren die Arbeitnehmer der alten Kohorte in Westdeutschland seit den 1970er Jahren immer wieder von Arbeitslosigkeit betroffen. Auch finden sich in den Entgeltverteilungen für Westdeutschland einige Selbstständige und Beamte, die mehr als fünf Jahre sozialversicherungspflichtig beschäftigt waren. Für die junge Kohorte in Ostdeutschland spielt die Zeit seit der Wiedervereinigung eine viel bedeutendere Rolle. Die geringeren Einkommen für ungelernte Arbeit und die sehr ausgeprägte Arbeitslosigkeit führen zu dem signifikanten Anstieg von Personen mit weniger als 25 EGP. In Westdeutschland kann der leichte Anstieg des Mittelwertes und des Medians zusammen mit einer breiteren Verteilung durch zwei Entwicklungen erklärt werden. Zum einen ist die Lohnungleichheit in Westdeutschland seit Mitte der 1970er Jahre deutlich angestiegen (Dustmann *et al.*, 2009). Eine höhere Lohnungleichheit übersetzt sich auch direkt in eine breitere Entgeltverteilung. Zum anderen ist die Beitragsbemessungsgrenze und damit der maximale Entgeltpunktwert bis 2003 kontinuierlich angestiegen und seitdem relativ konstant.²⁴ Personen mit hohem Einkommen erwerben dadurch mehr EGP, sodass die Realisationen im oberen Bereich der Verteilung deutlich angestiegen sind.

²⁴ Der maximal erreichbare Entgeltpunktwert lag in den 1960er Jahren durchschnittlich bei 1,62, in den 1970er Jahren bei 1,59, in den 1980er Jahren bei 1,80 und in den 1990er Jahren bei 2,07. Seit 2003 ist der maximale Wert relativ konstant bei 2,1 EGP. Deutsche Rentenversicherung (2011) bietet eine Übersicht über die historische Entwicklung der Beitragsbemessungsgrenze und der durchschnittlichen Löhne.

4.4.2 Situation der Frauen

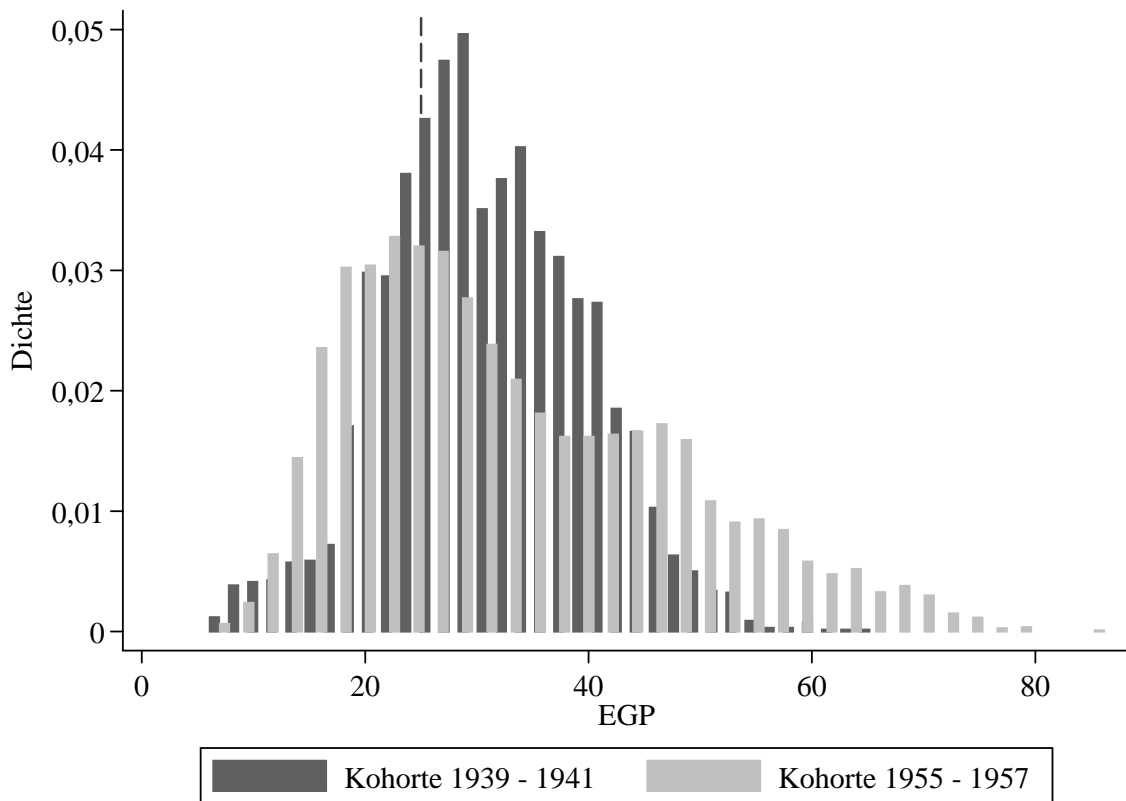
Die Entgeltpunkteverteilungen der Neurentnerinnen der beiden Kohorten sind in den Abbildungen 4.5 und 4.6 dargestellt.

Abbildung 4.5: Entgeltpunkteverteilungen der weiblichen Neurentnerinnen in Westdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	20,99	10,17	0,70	3,29	13,46	19,57	27,02	69,39%
1955-1957	22,94	16,30	1,03	3,67	9,98	18,99	32,25	62,85%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,16; MM-Test 0,00 (p-Werte)

Abbildung 4.6: Entgeltpunkteverteilungen der weiblichen Neurentnerinnen in Ostdeutschland

	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	30,62	8,89	0,13	2,97	24,46	29,90	36,86	27,32%
1955-1957	33,36	14,39	0,69	2,76	22,03	30,09	43,50	34,93%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,61 (p-Werte)

Generell erwerben Frauen in beiden Landesteilen durchschnittlich weniger EGP als Männer. Weiterhin zeigt ein Vergleich mit den Männern, dass die Entgeltpunkteverteilungen in Ostdeutschland sehr ähnlich sind, während sich die Entgeltpunkteverteilungen der Frauen in Westdeutschland deutlich von denen der Männer unterscheiden.

Neben dem optischen Eindruck wird die Gleichartigkeit der Entgeltpunkteverteilungen von Männern und Frauen in Ostdeutschland durch ähnliche Standardabweichung, Schiefe und Wölbung untermauert. Die großen Unterschiede zwischen den Entgeltpunkteverteilungen der Frauen in Ost- und Westdeutschland lassen sich durch unterschiedliche Erwerbsmuster erklären. Im Vergleich zu Ostdeutschland ist die Vollzeitbeschäftigung der westdeutschen Frauen geringer, dafür aber die Teilzeitbeschäftigung höher (Bunde-

sagentur für Arbeit, 2012a). Auch die Beschäftigungsquoten der Frauen waren und sind in Ostdeutschland höher (Bundesagentur für Arbeit, 2012a). Als Resultat liegt die Anzahl der durchschnittlichen EGP der westdeutschen Frauen ca. 10 Punkte unter jener der ostdeutschen Frauen.

Der Kohortenvergleich zeigt, analog zu der Situation der Männer in Ost- und Westdeutschland, eine breiter werdende Entgeltpunkteverteilung. Die statistischen Tests bestätigen die Verschiedenheit der Verteilungen. Lediglich für den Median in Ostdeutschland kann keine signifikante Variation festgestellt werden. Analog zu den Männern erklärt sich die zunehmende Variation in Westdeutschland wohl auch aus der für Frauen gestiegenen Lohnungleichheit und dem Anstieg der Beitragsbemessungsgrenze. In Ostdeutschland kommen zwei weitere Effekte hinzu. Die höhere Verteilungsmasse im oberen Entgeltpunktbereich mag sich u.a. aus den nach der Wiedervereinigung verbesserten Verdienstchancen für gut qualifizierte Frauen erklären.²⁵ Die höhere Masse am unteren Ende der Verteilung begründet sich u.a. durch die schlechten Arbeitsmarktchancen für niedrig qualifizierte Personen.

4.4.3 Bedeutung der Qualifikation

Nach den kohorten- und geschlechtsspezifischen Effekten soll nun der Einfluss der Qualifikation auf die gesetzlichen Rentenansprüche analysiert werden. Die durchschnittlichen Entgeltpunkte und das Altersarmutsrisiko für Männer und Frauen in den drei Qualifikationsgruppen sind, getrennt nach Ost- und Westdeutschland, in den Tabellen 4.4 und 4.5 abgetragen.

²⁵ Frauen verdienten in der ehemaligen DDR durchschnittlich deutlich weniger als Männer und waren in den oberen Lohn- und Gehaltsstufen deutlich unterrepräsentiert (Stephan und Wiedemann, 1990).

Tabelle 4.4: Durchschnittliche Entgeltpunkte und Altersarmutsrisiko nach Qualifikation in Westdeutschland

Qualifikation		Männer		Frauen	
		1939-1941	1955-1957	1939-1941	1955-1957
Niedrig	Mw.	32,32	30,44	18,06	17,65
	Risiko	28,01%	44,71%	79,20%	77,09%
Mittel	Mw.	39,84	38,70	21,98	23,06
	Risiko	13,68%	31,97%	66,04%	62,17%
Hoch	Mw.	42,29	47,48	24,20	27,99
	Risiko	16,09%	27,96%	59,39%	51,79%

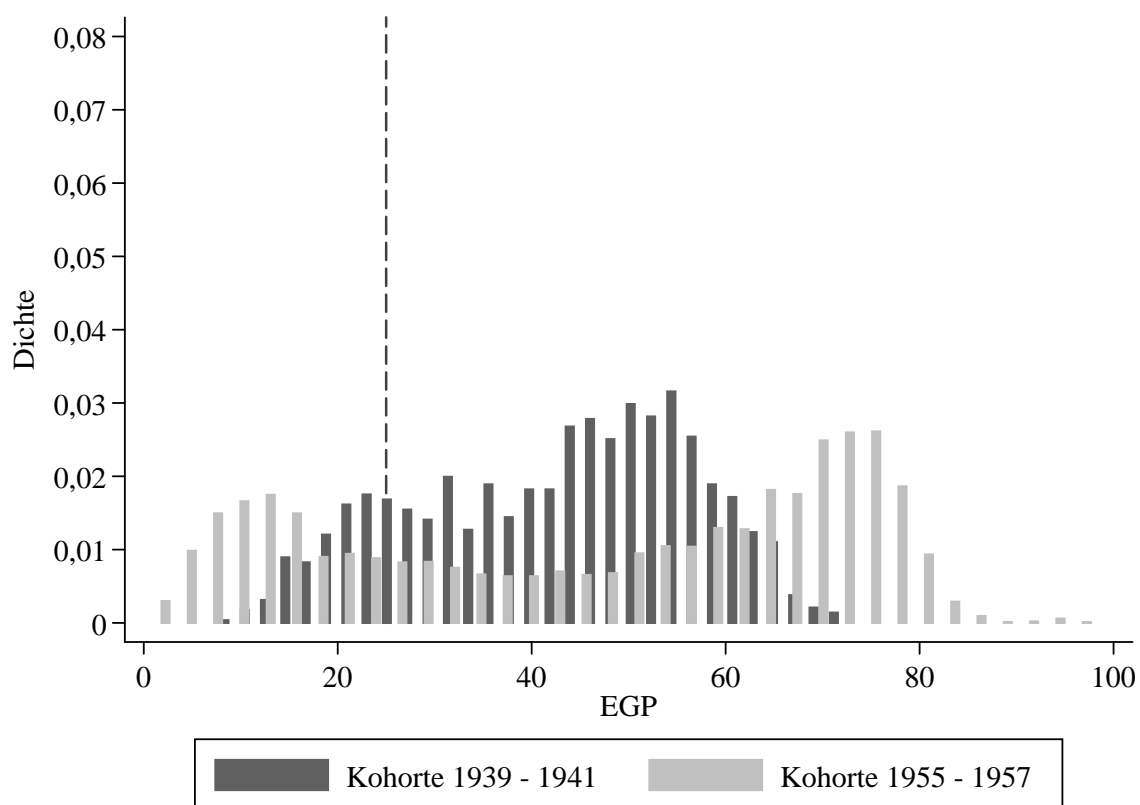
Tabelle 4.5: Durchschnittliche Entgeltpunkte und Altersarmutsrisiko nach Qualifikation in Ostdeutschland

Qualifikation		Männer		Frauen	
		1939-1941	1955-1957	1939-1941	1955-1957
Niedrig	Mw.	39,11	27,86	23,85	23,86
	Risiko	3,85%	53,41%	53,61%	61,03%
Mittel	Mw.	44,53	36,93	29,82	31,83
	Risiko	0,00%	18,82%	27,77%	37,13%
Hoch	Mw.	51,05	50,03	41,71	43,68
	Risiko	0,00%	10,29%	5,30%	17,92%

Während in jeder Kohorte bei Männern und Frauen die durchschnittlichen Entgeltpunkte mit der Qualifikation zunehmen, nimmt gleichzeitig das Altersarmutsrisiko ab. Um dies näher zu beleuchten, werden die Entgeltpunkteverteilungen von hoch und niedrig qualifizierten Männern gegenübergestellt.²⁶ Abbildungen 4.7 und 4.8 zeigen die Entgeltpunkteverteilungen der hoch qualifizierten Männer in West- und Ostdeutschland, während die Abbildungen 4.9 und 4.10 die Situation der niedrig qualifizierten Männer darstellen.

²⁶ Im Anhang 4.A.1 finden sich die Entgeltpunkteverteilungen aller Qualifikationsstufen für Männer und Frauen in Ost- und Westdeutschland.

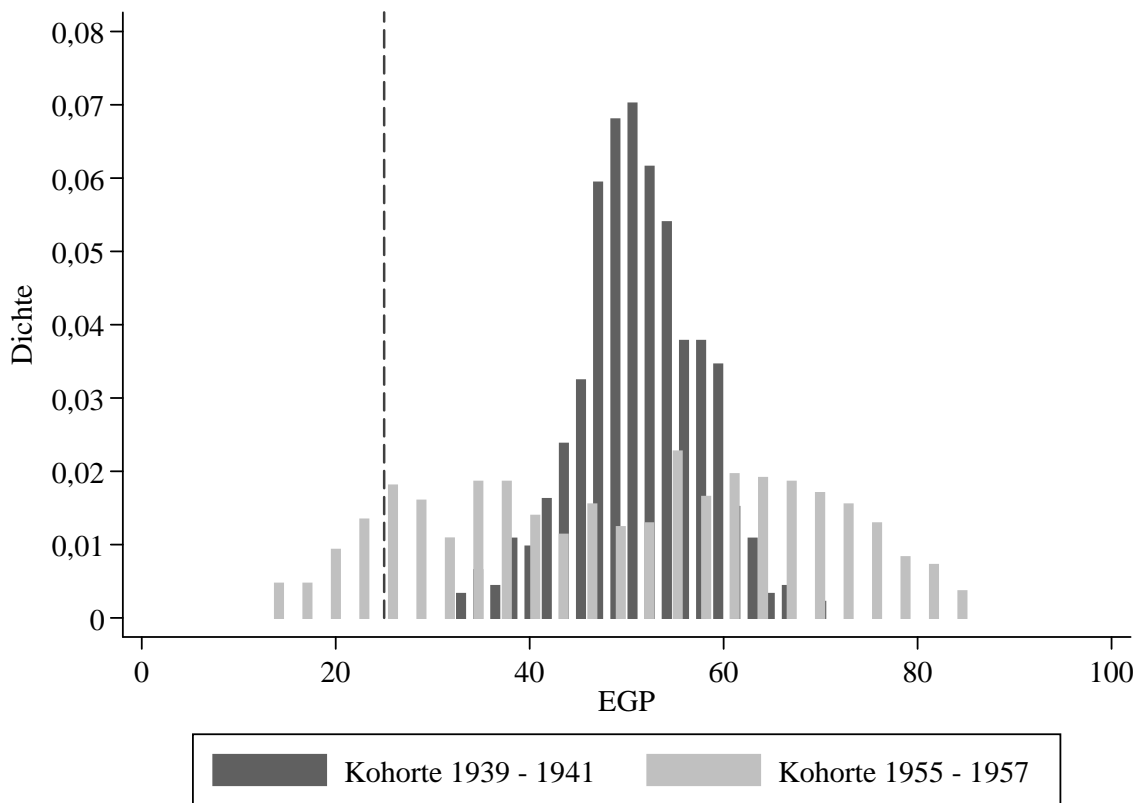
Abbildung 4.7: Entgeltpunkteverteilungen der hoch qualifizierten männlichen Neurentner in Westdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	42,29	14,13	-0,29	2,09	31,02	44,71	53,79	16,09%
1955-1957	47,48	25,39	-0,32	1,61	21,84	54,51	70,58	27,96%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,00 (p-Werte)

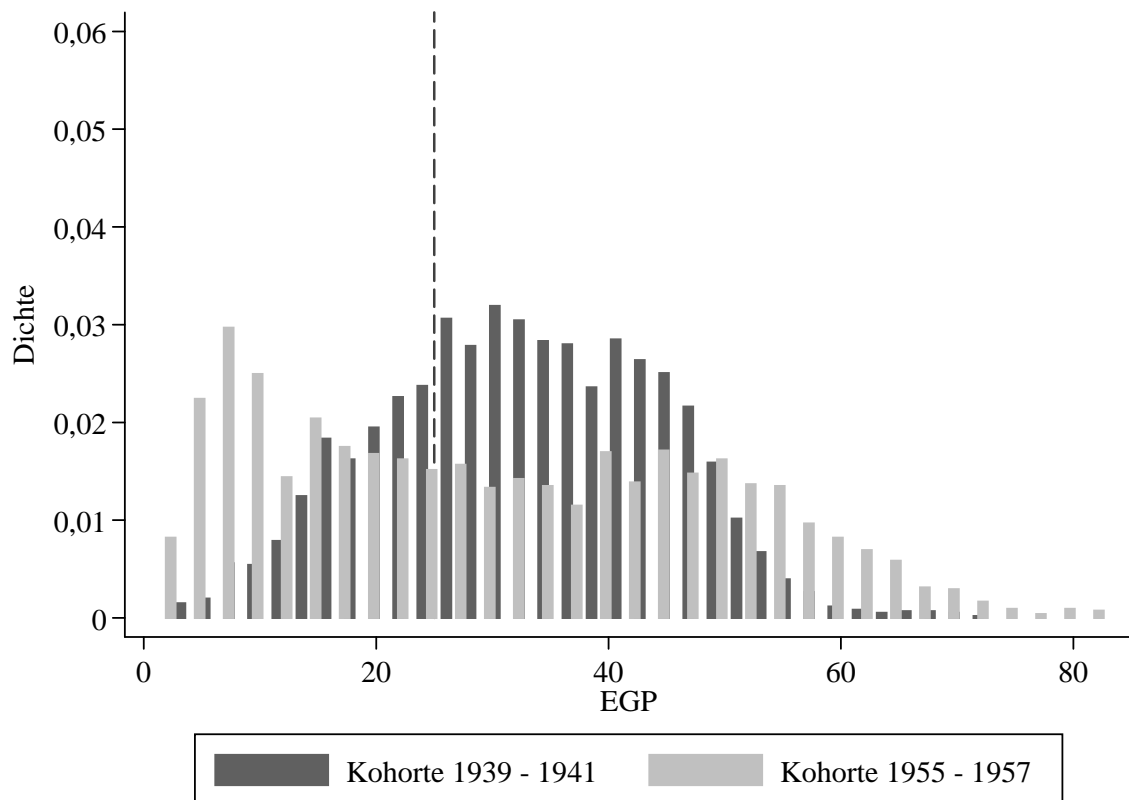
Abbildung 4.8: Entgeltpunkteverteilungen der hoch qualifizierten männlichen Neurentner in Ostdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	51,05	6,36	-0,12	3,24	47,18	41,00	55,24	0,00%
1955-1957	50,03	18,36	-0,08	1,90	34,52	51,59	65,29	10,29%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,97; MM-Test 0,50 (p-Werte)

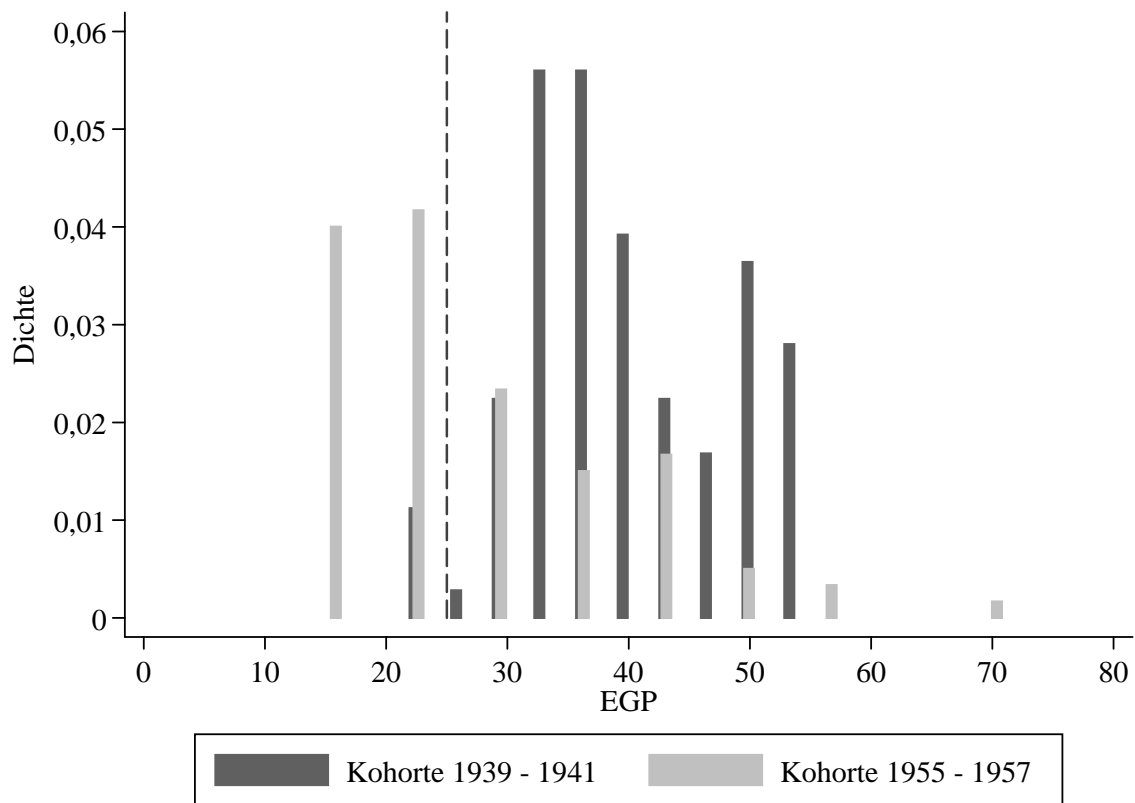
Abbildung 4.9: Entgeltpunkteverteilungen der niedrig qualifizierten männlichen Neurentner in Westdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	32,32	11,88	0,00	2,54	23,78	32,25	41,42	28,01%
1955-1957	30,44	18,85	0,32	2,03	13,59	28,39	45,86	44,71%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,00 (p-Werte)

Abbildung 4.10: Entgeltpunkteverteilungen der niedrig qualifizierten männlichen Neurentner in Ostdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	39,11	8,44	0,13	2,25	32,75	37,37	46,25	3,85%
1955-1957	27,86	12,41	1,10	4,03	19,02	24,36	36,63	53,41%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,00 (p-Werte)

Das Altersarmutsrisiko steigt sowohl für hoch als auch für niedrig qualifizierte Männer in Ost- und Westdeutschland an. Bei den Hochqualifizierten steigt das Altersarmutsrisiko in Westdeutschland von 16,1% auf 28% und in Ostdeutschland von 0% auf 10,3%. Zu beachten gilt, dass das Risiko beider Kohorten in Westdeutschland und das der jungen Kohorte in Ostdeutschland tendenziell überschätzt ist. Viele hochqualifizierte Männer mit wenigen EGP waren einige Jahre sozialversicherungspflichtig beschäftigt, sind aber nun vermutlich über andere Versorgungssysteme (z. B. Beamte, berufsständische Sozialkassen) abgesichert.²⁷

Deutlicher ist der Anstieg bei den Niedrigqualifizierten. Besonders gravierend fällt der Anstieg in Ostdeutschland aus. Dort steigt das Altersarmutsrisiko im Kohortenvergleich von 3,9% auf 53,4%. Während bei der alten Kohorte die Erwerbshistorien noch deutlich von der Vollbeschäftigung zu Zeiten der ehemaligen DDR geprägt sind, sieht sich die junge Kohorte seit der Wiedervereinigung sehr schlechten Arbeitsmarktchancen gegenüber. Zwar ging die Arbeitslosenquote von Personen ohne Berufsausbildung in Ostdeutschland von über 40% (Reinberg und Hummel, 2007) in 2005 auf 34% in 2009 (Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 2011) leicht zurück, doch befindet sie sich auf noch immer sehr hohem Niveau. Aufgrund der geringen Löhne werden auch bei Beschäftigung nur wenige EGP erworben. In Westdeutschland fällt der Anstieg des Altersarmutsrisikos nicht ganz so stark aus, aber der Anteil der Personen mit weniger als 25 EGP steigt auch hier um 16 Prozentpunkte auf 44,7%. Auch hier liegt dies in den schlechten Arbeitsmarktchancen niedrig qualifizierter Personen begründet. Zwar ist die Arbeitslosenquote mit rund 20% (Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 2011) geringer als in Ostdeutschland, allerdings ist die gesellschaftliche Gruppe größer. Im verwendeten Datensatz sind nur rund 1,7% der jungen Kohorte in Ostdeutschland niedrig qualifiziert, allerdings 8% in Westdeutschland.

²⁷ Dieser Eindruck bestätigt sich in den Daten. Relativ viele Männer verschwinden nach langjähriger durchgehender Vollzeitbeschäftigung aus dem Datensatz. Sobald eine Person, die einmal in der IABS-R04 Stichprobe erfasst ist, aus dem Datensatz fällt, ist dies gleichbedeutend damit, dass die Person keiner sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung nachgeht und auch nicht offiziell arbeitslos gemeldet ist. Da gerade bei Männern ein Rückzug aus der Erwerbsbevölkerung sehr unwahrscheinlich ist, liegt die Vermutung nahe, dass diese Männer in die Selbstständigkeit wechseln oder eine Beamtenlaufbahn beginnen.

4.4.4 Situation von Ehepaaren

Da keine verlässlichen Daten über die gesetzlichen Rentenansprüche für Ehepaare vorliegen, werden, aufbauend auf der Idee von Krenz *et al.* (2009), die Rentenansprüche der Ehepaare aus den qualifikationsspezifischen Entgeltpunkteverteilungen der Männer und Frauen simuliert. Im Gegensatz zu Krenz *et al.* (2009) steht aber hier nicht das aggregierte Altersarmutsrisiko der Gesellschaft im Mittelpunkt, sondern die umfangreiche Analyse der konditionierten Risiken der verschiedenen Qualifikationskombinationen. Dazu wird für alle 9 möglichen Qualifikationskombinationen von Männern und Frauen die entsprechende Entgeltpunkteverteilung der Ehepaare berechnet.²⁸ Wie schon in Abschnitt 4.3 dargelegt, werden dazu die Entgeltpunkteverteilungen der Männer und Frauen der einzelnen Qualifikationsniveaus zufällig miteinander kombiniert. Um die Konsistenz der Daten zu gewährleisten, wird weiterhin angenommen, dass die jeweiligen Ehepartner aus der gleichen Kohorte stammen.

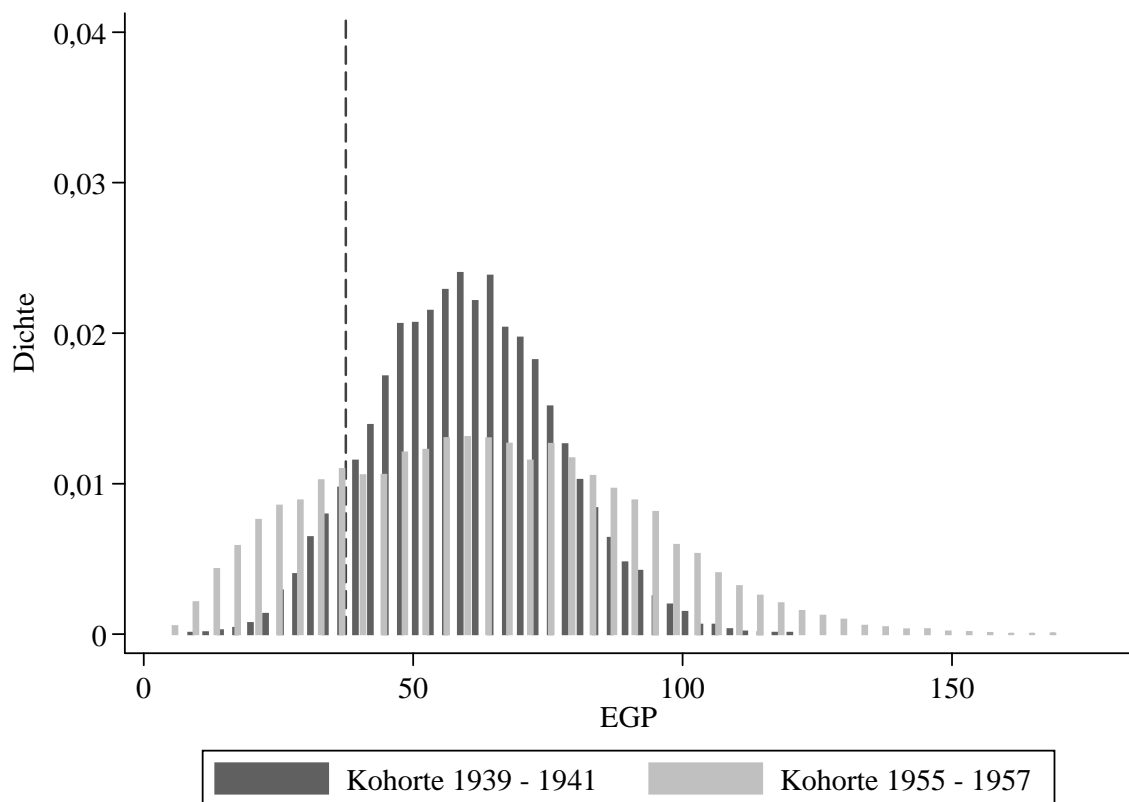
Die Altersarmutsgrenze für Ehepaare wird mit Hilfe der OECD-Skala zur Berechnung des Äquivalenzeinkommens bestimmt (Statistisches Bundesamt, 2012e). In der neuen OECD-Skala wird der Bedarf des zweiten Haushaltsmitglieds mit 50 Prozent gewichtet. Dieser Wert übersetzt sich in eine Altersarmutsgrenze von 37,5 EGP für einen Zweipersonenhaushalt. Im Jahr 2009 entsprachen 37,5 EGP 996 Euro in Westdeutschland und 875,25 Euro in Ostdeutschland.²⁹ In den Abbildungen werden 37,5 EGP als Altersarmutsgrenze dargestellt.³⁰ Abbildungen 4.11 und 4.12 zeigen die Entgeltpunkteverteilungen aller Ehepaare.

²⁸ Im Gegensatz dazu verwenden Krenz *et al.* (2009) ein sequenzielles zweistufiges Matching, bei dem zunächst die Männer und Frauen des gleichen Qualifikationsniveaus kombiniert werden. Anschließend werden die verbleibenden Männer eines Qualifikationsniveaus mit Frauen des entsprechend niedrigerem Qualifikationsniveaus kombiniert. Insgesamt werden so 5 verschiedene Qualifikationskombinationen bestimmt.

²⁹ In der alten OECD-Skala wurde das zweite Haushaltsmitglied noch mit 70 Prozent gewichtet, was 42,5 EGP entspricht. Im Jahr 2009 übersetzten sich 42,5 EGP in eine Altersarmutsgrenze von 1128,80 Euro in Westdeutschland und 991,95 Euro in Ostdeutschland. Im Anhang 4.A.2 ist für jede Qualifikationskombination der Anteil der Haushalte unter 42,5 EGP ausgewiesen.

³⁰ Die Entgeltpunkteverteilungen der einzelnen Qualifikationsgruppen finden sich im Anhang 4.A.2.

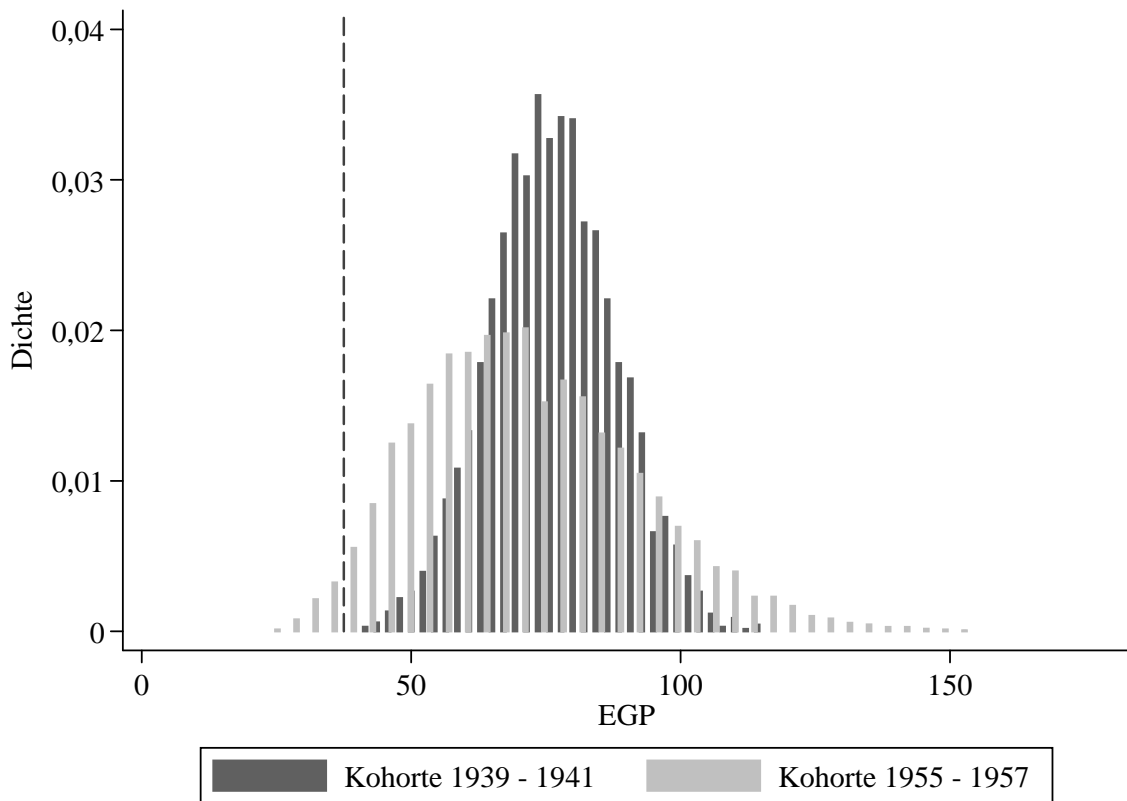
Abbildung 4.11: Entgeltpunkteverteilungen aller Ehepaare in Westdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	59,74	16,43	0,13	2,81	48,04	59,42	70,99	9,03%
1955-1957	62,44	27,75	0,27	2,60	40,82	61,58	82,05	21,49%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,00 (p-Werte)

Abbildung 4.12: Entgeltpunkteverteilungen aller Ehepaare in Ostdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	76,08	11,61	0,06	2,91	68,25	75,94	83,93	0,00%
1955-1957	71,85	20,34	0,51	3,09	56,73	69,72	84,98	2,20%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,00 (p-Werte)

Das Altersarmutsrisiko steigt in Westdeutschland merklich an, wohingegen der Anstieg in Ostdeutschland eher moderat ausfällt. Auch in der Kohorte der Neurentner der Jahre 2020-2022 ist das Altersarmutsrisiko in Ostdeutschland geringer. Zu beachten gilt aber auch hier, dass gerade in Westdeutschland das Altersarmutsrisiko tendenziell überschätzt wird, weil sich in den Entgeltpunkteverteilungen auch Personen befinden, die als Beamte, berufsständisch Versicherte oder Selbstständige anderweitig abgesichert sind. Die Berücksichtigung von privaten und beruflichen Renten würde zu einem weiteren Rückgang des Risikos führen, sodass ein Großteil der Ehepaare, auch in Westdeutschland, kaum einem Altersarmutsrisiko ausgesetzt ist.

Analog zu der individuellen Betrachtung zeigt sich auch in der Analyse von Ehepaaren ein deutlich negativer Zusammenhang zwischen dem Altersarmutsrisiko und dem Qualifikationsniveau. Tabelle 4.6 zeigt das Altersarmutsrisiko für die einzelnen Qualifikationsgruppen.

Tabelle 4.6: Anteil der GRV-Ansprüche unter 37,5 EGP der Ehepaare nach Qualifikation

		Westdeutschland		Ostdeutschland	
Mann	Frau	1939-1941	1955-1957	1939-1941	1955-1957
Niedrig	Niedrig	19,84%	36,35%	0,00%	25,00%
Niedrig	Mittel	14,81%	29,71%	0,00%	10,23%
Niedrig	Hoch	16,38%	24,72%	0,00%	3,41%
Mittel	Niedrig	9,13%	27,03%	0,00%	10,29%
Mittel	Mittel	6,34%	20,49%	0,04%	2,09%
Mittel	Hoch	6,55%	18,44%	0,00%	0,26%
Hoch	Niedrig	10,20%	22,44%	0,00%	3,68%
Hoch	Mittel	6,18%	17,77%	0,00%	1,36%
Hoch	Hoch	5,24%	14,57%	0,00%	0,15%

Für die westdeutschen Ehepaare, die in den Jahren 2004-2006 neu in die Rente eingetreten sind, ist das Altersarmutsrisiko gering. Für ostdeutsche Ehepaare dieser Jahrgänge besteht praktisch gar kein Risiko. Auch in der jüngeren Kohorte besteht in Ostdeutschland fast kein Altersarmutsrisiko.

Wie erwartet besteht das höchste Altersarmutsrisiko bei Ehepaaren mit niedrigem Qualifikationsniveau. In Ostdeutschland zeigt sich ein deutlicher Anstieg des Anteils unter 37,5 EGP bei Ehepaaren, bei denen beide Partner eine niedrige Qualifikation aufweisen. Allerdings ist der Bevölkerungsanteil mit niedriger Qualifikation in Ostdeutschland

sehr gering (vgl. Tabelle 4.2). Bedrohlich ist die Situation in Westdeutschland. Auch dort steigt das Altersarmutsrisiko bei Haushalten, in denen mindestens ein Ehepartner niedrig qualifiziert ist, deutlich an. Anders als in Ostdeutschland ist der Anteil niedrig qualifizierter Beschäftigter in Westdeutschland deutlich höher (vgl. Tabelle 4.1). Insgesamt lässt sich somit für ostdeutsche Ehepaare ein geringeres Altersarmutsrisiko konstatieren, wohingegen westdeutsche Ehepaare ein signifikantes Altersarmutsrisiko aufweisen, wenn man nur die Absicherung in der gesetzlichen Rentenversicherung berücksichtigt.

4.4.5 Situation der Witwen

Aufbauend auf den geschlechts- und qualifikationsspezifischen Entgeltpunkteverteilungen lässt sich auch die Situation der Witwen simulieren.³¹ Es werden dabei wiederum die qualifikationsspezifischen Entgeltpunkteverteilungen der Männer und Frauen kombiniert, wobei lediglich 55% der Entgeltpunkte der Männer berücksichtigt werden. Dies geschieht, da bei der großen Witwenrente die Witwe neben ihrer eigenen Rente grundsätzlich noch 55% der Rente ihres verstorbenen Ehemannes bekommt.³² Allerdings wird die eigene Rente oberhalb des Grundsicherungsniveaus bei der Bestimmung der Witwenrente mit angerechnet, sodass sich die Witwenrente auch auf weniger als 55% belaufen kann. Eine konkrete Darstellung der Entgeltpunkteverteilungen ist deshalb schwierig. Allerdings lässt sich der Anteil unterhalb von 25 EGP sehr sicher bestimmen, da bis zur Grundsicherungsgrenze die eigene Rente der Witwe nicht angerechnet wird. Ein unterschiedliches Alter der Frau und des Mannes kann leider nicht berücksichtigt werden, so dass vereinfacht angenommen wird, dass die Witwe und ihr verstorbener Mann aus der gleichen Alterskohorte stammen und beide bis zum regulären Renteneintritt gearbeitet haben.³³

Tabelle 4.7 gibt den Anteil der Witwen an, deren GRV-Ansprüche unter 25 EGP liegen. Die erste Qualifikationsangabe beschreibt die Qualifikation des verstorbenen Mannes, die zweite die der Witwe.

³¹ Es erfolgt eine Beschränkung auf Witwen, da Frauen ihre Ehemänner tendenziell überleben und die Witwen damit die mit Abstand größere Gruppe der Hinterbliebenen darstellen (Deutsche Rentenversicherung, 2012d).

³² Neben der großen Witwenrente gibt es auch die kleine Witwenrente. Diese beträgt lediglich 25% der Rente des verstorbenen Ehepartners und wird auch nur für zwei Jahre ausbezahlt. Die kleine Witwenrente ist aber für die Abbildung des Altersarmutsrisikos nicht relevant, da diese nur an Personen unter 47 Jahren ausbezahlt wird.

³³ Auch im Falle eines früheren Todes des Mannes wird dessen Erwerbsbiographie bis zum 60. Lebensjahr fiktiv von der Deutschen Rentenversicherung fortgeschrieben. Die genauen Regelungen zu den Zurechnungszeiten sowie zur Anrechnung des Einkommens finden sich bei Deutsche Rentenversicherung (2012b).

Tabelle 4.7: Anteil der GRV-Ansprüche unter 25 EGP der Witwen nach Qualifikation

		Westdeutschland		Ostdeutschland	
Mann	Frau	1939-1941	1955-1957	1939-1941	1955-1957
Niedrig	Niedrig	15,96%	32,35%	0,00%	12,50%
Niedrig	Mittel	10,62%	23,13%	0,00%	2,27%
Niedrig	Hoch	14,19%	20,45%	0,00%	1,14%
Mittel	Niedrig	8,31%	24,50%	0,00%	4,41%
Mittel	Mittel	5,07%	16,96%	0,04%	0,72%
Mittel	Hoch	5,68%	15,39%	0,00%	0,00%
Hoch	Niedrig	8,41%	19,91%	0,00%	2,21%
Hoch	Mittel	4,53%	13,90%	0,00%	0,45%
Hoch	Hoch	5,24%	12,30%	0,00%	0,00%

Die Witwen sind die am besten abgesicherte Gruppe. Aber auch hier zeigt sich, dass das Qualifikationsniveau entscheidend für das Altersarmutsrisiko ist. Analog zu den Ehepaaren findet sich in Ostdeutschland lediglich bei der Qualifikationskombination niedrig / niedrig ein relevantes Altersarmutsrisiko. Deutlich höher ist das Risiko wiederum in Westdeutschland.

4.5 Sensitivitätsanalyse

Die Altersarmutsrisiken wurden ausschließlich durch die Simulation der Entgeltpunkteverteilungen bestimmt. Wie in Abschnitt 4.2 dargestellt, bestimmt sich die monatliche Rente aber auch noch aus der Rentenart, dem Zeitpunkt des Renteneintritts und dem Rentenwert. Da Altersrenten betrachtet werden, ist die Annahme $RF = 1$ unkritisch. Diskutiert werden sollten aber die Annahmen des Rentenzugangs mit der Regelaltersgrenze ($ZF = 1$) und der konstante Rentenwert. Festzuhalten bleibt aber, dass eine Variation des ZF oder des RW die Entgeltpunkteverteilungen nicht ändert, sondern lediglich die Verteilung in ihrem Niveau verschiebt.

Durch die Annahme $ZF = 1$ unterschätzt man das tatsächliche Risiko von Altersarmut geringfügig. Im Jahr 2011 lag die Regelaltersgrenze bei 65 Jahren. Das durchschnittliche Renteneintrittsalter betrug in Westdeutschland (Ostdeutschland) 63,9 (63,0) Jahre bei den Männern und 63,6 (61,6) Jahre bei den Frauen (Deutsche Rentenversicherung, 2012d). Dies entspricht einem durchschnittlichen ZF von 0,96 (0,93) bei den Männern und 0,95 (0,88) bei den Frauen. Die Annahme $ZF = 1$ deckt sich somit nicht ganz mit der

Realität. Entscheidend unterschätzt man aber wohl nur die Situation der ostdeutschen Frauen. Es existieren leider keine differenzierten Zahlen zum Rentenzugang nach dem Qualifikationsniveau. Diese wären insbesondere deshalb interessant, da sich vermuten lässt, dass Personen mit niedriger Qualifikation eher in Rente gehen, da sie aufgrund der geringen Löhne keine Rentenansprüche über dem Grundsicherungsniveau aufbauen können und sich infolge dessen aus dem Erwerbsleben zurückziehen.

Auch durch die Annahme eines konstanten Rentenwerts wird das Altersarmutsrisiko ein wenig unterschätzt, da implizit auch der Bruttobedarf konstant gehalten wird. Wachsen sowohl der Rentenwert als auch der Bruttobedarf mit der gleichen Rate, bleibt die Methode konsistent. Die Unterschätzung resultiert aus einem evtl. langsameren Wachstum des Rentenwerts. Die Formel (4.3) beschreibt die Bestimmung des jeweils aktuellen Rentenwerts (Sozialgesetzbuch, 2012b):

$$RW_t = RW_{t-1} \frac{BE_{t-1} (1 - AVA_{2012}) - RVB_{t-1}}{BE_{t-2} (1 - AVA_{2012}) - RVB_{t-2}} \left[\left(1 - \frac{RQ_{t-1}}{RQ_{t-2}} \right) \alpha + 1 \right] \quad (4.3)$$

Der aktuelle RW in Periode t bestimmt sich aus dem RW der Vorperiode, den Bruttolöhnen BE, dem Beitragssatz zur gesetzlichen Rentenversicherung RVB, dem Rentnerquotienten RQ und einem exogenen Parameter α .³⁴ Die Veränderung des Altersvorsorgeanteils AVA spielt aktuell bei der Bestimmung des Rentenwerts keine Rolle, da der Altersvorsorgeanteil im Jahr 2012 seinen, vom Gesetzgeber vorgesehenen, Zielwert von 4,0 erreicht hat. Aus der Formel (4.3) zeigt sich, dass der aktuelle Rentenwert mit den Löhnen steigt, aber sinkt, wenn der Beitragssatz oder der Rentnerquotient steigt. Um ein Absinken der nominalen monatlichen Renten zu verhindern, gilt weiterhin die Schutzklausel, dass der aktuelle Rentenwert mindestens so groß wie der RW der Vorperiode sein muss.³⁵

Die alternde Gesellschaft wird zu einem signifikanten Anstieg des Rentnerquotienten führen, was sich wiederum dämpfend auf den Rentenwert auswirken wird. Mit einem steigenden Rentnerquotienten wird wohl auch der Beitragssatz zur gesetzlichen Rentenversicherung ansteigen, was den dämpfenden Effekt weiter verstärkt. Während sich sowohl die Entwicklung des Rentnerquotienten als auch des Beitragssatzes zur gesetzlichen Rentenversicherung, zumindest qualitativ, plausibel vorhersagen lässt, ist eine Aussage über die zukünftigen Löhne schwieriger. Auch wenn diese tendenziell steigen werden, ist

³⁴ Der RQ misst das Verhältnis von Äquivalenzrentnern zu Äquivalenzbeitragszahlern. Die Veränderung geht aktuell lediglich mit dem Faktor $\alpha = 0,25$ in die Bestimmung des aktuellen RW ein.

³⁵ Formal müsste damit die RW-Formel eigentlich lauten:

$$RW_t = \max \left[RW_{t-1}; RW_{t-1} \frac{BE_{t-1} (1 - AVA_{2012}) - RVB_{t-1}}{BE_{t-2} (1 - AVA_{2012}) - RVB_{t-2}} \left[\left(1 - \frac{RQ_{t-1}}{RQ_{t-2}} \right) \alpha + 1 \right] \right].$$

eine Prognose mit sehr großer Unsicherheit belastet. Allerdings kann man festhalten, dass die demographische Entwicklung und die damit einhergehende Beitragssatzentwicklung zu einer Dämpfung des Rentenwertes führen werden, während eine potenziell positive Lohnentwicklung den Rentenwert steigert. Durch die massiven demographischen Verwerfungen lässt sich vermuten, dass der negative Effekt überwiegen wird.

Auch wenn durch die Schutzklausel ein Absinken des RW nicht möglich ist, kann der reale RW inflationsbedingt absinken. Um den Einfluss eines real absinkenden RW auf das Altersarmutsrisiko zu demonstrieren, wurde ein Szenario berechnet, in dem der RW konstant bleibt und die Inflation ab dem Jahr 2009 2% beträgt.³⁶ Durch den konstanten RW bei gleichzeitiger Inflation steigt der kritische Wert für das Altersarmutsrisiko auf ca. 30 EGP.³⁷ Die Tabelle 4.8 vergleicht den Anteil der Personen mit weniger als 25 EGP und weniger als 30 EGP nach Qualifikation für Männer und Frauen der jungen Kohorte in beiden Landesteilen.

Tabelle 4.8: Vergleich der Altersarmutsrisiken der beiden Szenarien

	Männer		Frauen	
Qualifikation	< 25 EGP	< 30 EGP	< 25 EGP	< 30 EGP
Westdeutschland				
Niedrig	44,71%	52,02%	77,09%	83,31%
Mittel	31,97%	38,43%	62,17%	71,51%
Hoch	27,96%	32,00%	51,79%	59,87%
Gesamt	32,34%	38,47%	62,85%	71,68%
Ostdeutschland				
Niedrig	53,41%	63,64%	61,03%	77,21%
Mittel	18,82%	31,63%	37,13%	52,89%
Hoch	10,29%	18,61%	17,92%	27,66%
Gesamt	18,31%	30,48%	34,93%	50,49%

Die Ausweitung der kritischen Grenze erhöht per Definition das Altersarmutsrisiko in jeder Gruppe. Inwieweit dieses sehr pessimistische Szenario realistisch ist, ist sehr

³⁶ Das Jahr 2009 ist das aktuellste Jahr, für welches Daten bzgl. des Bedarfs von Grundsicherungsbeziehern vorliegen.

³⁷ Der für 2009 errechnete Bruttobedarf der Grundsicherungsempfänger erhöht sich annahmegemäß mit der Inflation um 2% jährlich. Für das Jahr 2020 errechnet sich damit ein Bruttobedarf von 766 Euro in Ostdeutschland und 821 Euro in Westdeutschland. Mit dem aktuellen (erstes Halbjahr 2012) RW für Ost- und Westdeutschland erreicht man diese Bruttobedarfe mit 31,4 EGP in Ostdeutschland und 29,9 EGP in Westdeutschland.

schwer einzuschätzen, da politische Eingriffe nicht vorauszusagen sind.³⁸ Es ist aber kaum vorstellbar, dass fortgesetzte Nullrunden bei der Anpassung des Rentenwerts politisch für eine Regierung durchzuhalten sind. Es ist daher plausibel davon auszugehen, dass der Gesetzgeber ggf. eingreift, um ein gewisses positives Wachstum des Rentenwerts sicherzustellen. Diese politische Unsicherheit belastet jede Rentenwertprognose, sodass ein Status-quo-Ansatz am besten geeignet scheint, auch wenn man damit das zukünftige Altersarmutsrisiko etwas unterschätzt.

4.6 Fazit

In Ost- und Westdeutschland zeigt sich ein Anstieg des Altersarmutsrisikos, wobei die Qualifikation der Arbeitnehmer eine entscheidende Rolle einnimmt. Die individuelle Beschäftigungsbiographie übersetzt sich direkt in Ansprüche an die gesetzliche Rentenversicherung, sodass es nicht verwundert, dass vor allem niedrig qualifizierte Personen ein hohes Altersarmutsrisiko aufweisen. In Ostdeutschland zeigt sich, im Vergleich zu Westdeutschland, in jeder Qualifikationsgruppe ein stärkerer Anstieg des Altersarmutsrisikos, allerdings ist der Anteil von Personen mit weniger als 25 EGP auch bei den Neurentnern der Jahre 2020-2022 in Ostdeutschland noch kleiner. Die Entgeltpunkteverteilungen der Männer und Frauen sind sich in Ostdeutschland sehr ähnlich, während sich diese in Westdeutschland doch deutlich unterscheiden. Die Analyse von Ehepaaren mit unterschiedlichen Qualifikationsniveaus bestätigt sowohl den positiven Einfluss der Qualifikation als auch das weiterhin geringere Altersarmutsrisiko in Ostdeutschland und zeigt die bessere Absicherung von Ehepaaren. Das geringste Altersarmutsrisiko weisen die Witwen auf.

Obwohl die gesetzliche Rente die wichtigste Säule des Alterseinkommens ist und auch auf absehbare Zeit bleiben wird, sollte die zukünftige Forschung versuchen, ein komplettes Bild der Alterseinkommen abzubilden und auch die private und betriebliche Säule mit ins Bild zu nehmen. Coppola (2008) beschreibt in einer ersten Studie zum Spar- und Vorsorgeverhalten in Deutschland sowohl eine Korrelation zwischen Einkommen und Ersparnis als auch die Tatsache, dass immer mehr Menschen eine zusätzliche private Altersvorsorge besitzen.³⁹ Coppola (2008) zeigt, dass der Anteil der Personen die

³⁸ So hätte z.B. eine veränderte Anrechnung von Zeiten in Arbeitslosigkeit deutliche Auswirkungen auf die Entgeltpunkteverteilungen.

³⁹ Coppola (2008) stellt erste Ergebnisse des neu geschaffenen SAVE-Projektes des Munich Center for the Economics of Aging (MEA) dar. Zentraler Baustein ist ein neu geschaffener Datensatz, welcher als Erster detaillierten Aufschluss über das deutsche Sparverhalten gibt (Börsch-Supan *et al.*, 2009).

keine private Altersvorsorge betreiben, von 80% in 2003 auf 50% in 2007 gefallen ist. Für die Riester-Verträge dokumentieren Pfarr und Schneider (2011) einen generellen Anstieg der Anzahl der abgeschlossenen Verträge. Auch zeigen sie, dass die Wahrscheinlichkeit, einen Riester-Vertrag abzuschließen, steigt, wenn man ein höheres Bildungsniveau hat, das Einkommen wächst und wenn man Kinder hat. Die relativ geringe Verbreitung von Riesterverträgen im unteren Einkommensbereich wird von Börsch-Supan *et al.* (2008b) bestätigt. Dummann (2008) zeigt, dass auch die Verbreitung einer betrieblichen Altersvorsorge mit dem Einkommen ansteigt. Diese Ergebnisse deuten darauf hin, dass Personen mit geringen gesetzlichen Rentenansprüchen diese auch nicht durch zusätzliche private Vorsorge abfangen können. Es scheint daher so, dass die tatsächlichen Unterschiede im Alterseinkommen noch größer sind.

Bei den dargestellten Altersarmutsrisiken handelt es sich um eine ausschließliche Individualbetrachtung. Die durchgeführte Berechnung der Entgeltpunkteverteilungen von Ehepaaren stellt nur einen ersten Ansatzpunkt für weiterführende Forschung dar, da die familiäre Absicherung nicht explizit berücksichtigt wird. Zukünftige Arbeiten sollten anhand von Haushaltsdaten die familiäre Situation näher analysieren. Eine Studie der Deutschen Rentenversicherung (2007) stellt erste Evidenz bereit, dass unverheiratete und geschiedene Männer und Frauen ein größeres Risiko haben, von Altersarmut betroffen zu sein, als Paare oder verwitwete Personen.

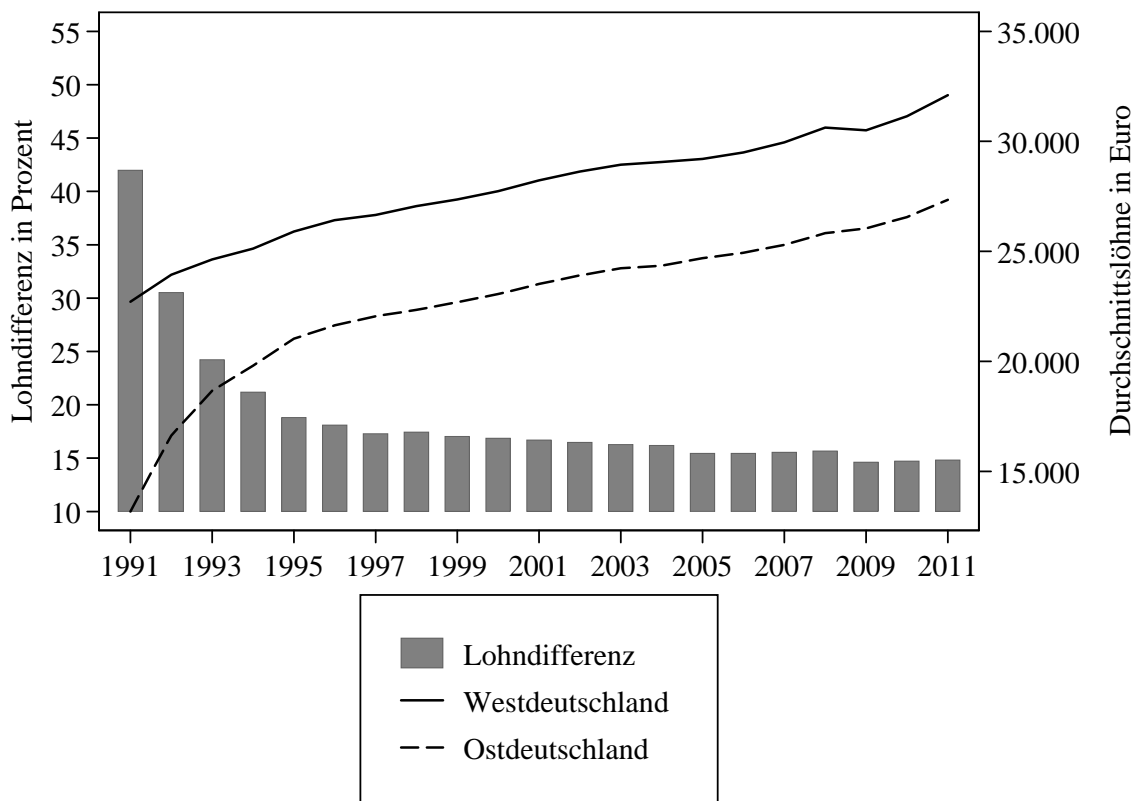
Die Ergebnisse dieses Kapitels belegen einen deutlichen Anstieg der Anzahl von Menschen mit einem gesetzlichen Rentenanspruch, der unter dem Grundsicherungsniveau liegt. Um diesem gesellschaftlichen Problem zu begegnen, finden sich in der Literatur bisher zwei Vorschläge. So schlägt Bonin (2009) vor, bei Niedriglohnbeziehern und Langzeitarbeitslosen eine zusätzliche Altersvorsorge aus Steuermitteln zu finanzieren. Da die Ausgaben in jeder Generation durch Steuern finanziert werden müssen, handelt es sich dabei um eine Umverteilung zugunsten der zukünftigen Generationen.

In ihrem Ansatz zur fairen Ausgestaltung der gesetzlichen Rentenversicherung schlagen Breyer und Hupfeld (2009) vor, die individuelle Lebenserwartung in die Rentenberechnung mit aufzunehmen. Dahinter steckt die Idee, jedem Entgeltpunkt den gleichen Barwert zuzuweisen. Personen mit einer geringeren Lebenserwartung würden dementsprechend eine höhere monatliche Rente erhalten. Breyer und Hupfeld (2009) zeigen mit amtlichen Daten der Deutschen Rentenversicherung auch, dass durch die Berücksichtigung der Lebenserwartung das Altersarmutsrisiko bei langjährigen Beitragszahlern merklich sinkt. Hintergrund ist die positive Korrelation zwischen Einkommen und Lebenserwartung (von Gaudecker und Scholz, 2008).

Der diagnostizierte Anstieg des Altersarmutsrisikos weist darauf hin, dass die Anzahl der Personen, die auf staatliche Unterstützung im Rahmen der Grundsicherung im Alter angewiesen sind, ansteigt. Um die soziale Stigmatisierung der bedürftigen Personen zu verringern, könnte die Grundsicherung als bedarfsgeprüfte Mindestrente durch die Deutsche Rentenversicherung ausbezahlt werden. Eine Zusammenarbeit mit den Trägern der Rentenversicherung ist aktuell ohnehin schon gegeben (Sozialgesetzbuch, 2012d).

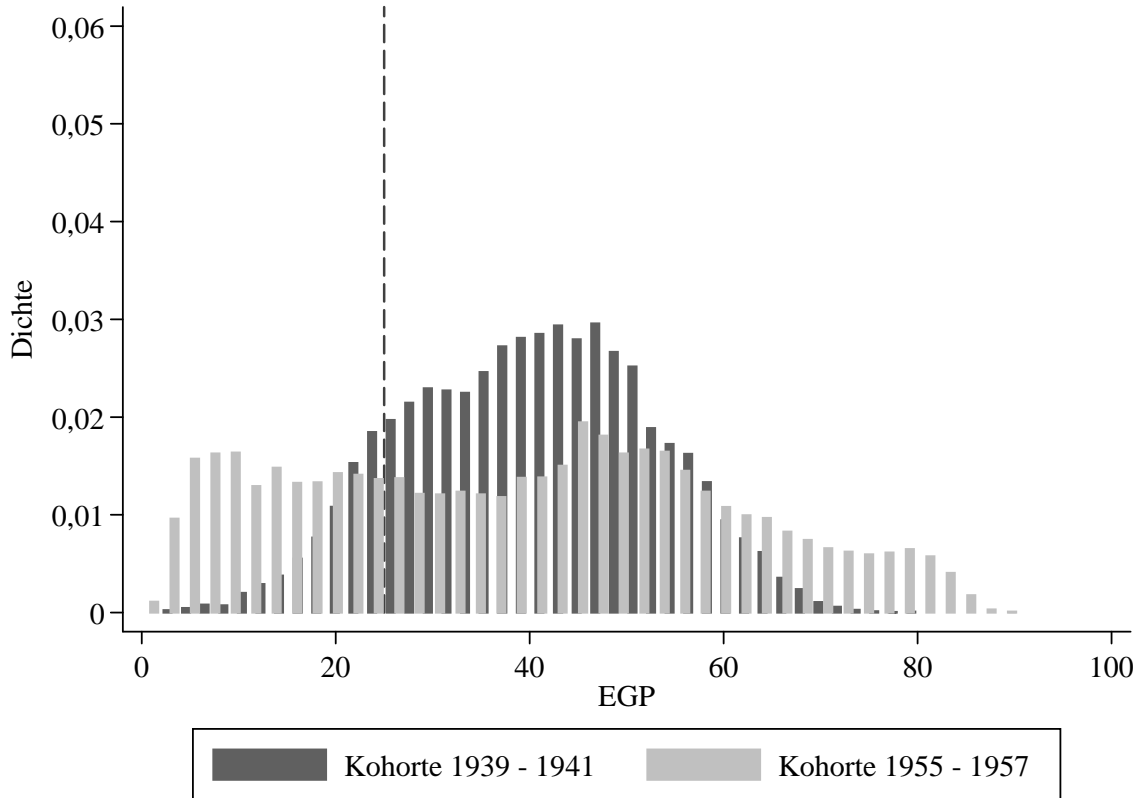
Anhang 4.A

Abbildung A.13: Entwicklung der Durchschnittslöhne in Ost- und Westdeutschland



4.A.1 Entgeltpunkteverteilungen für Männer und Frauen nach Qualifikation

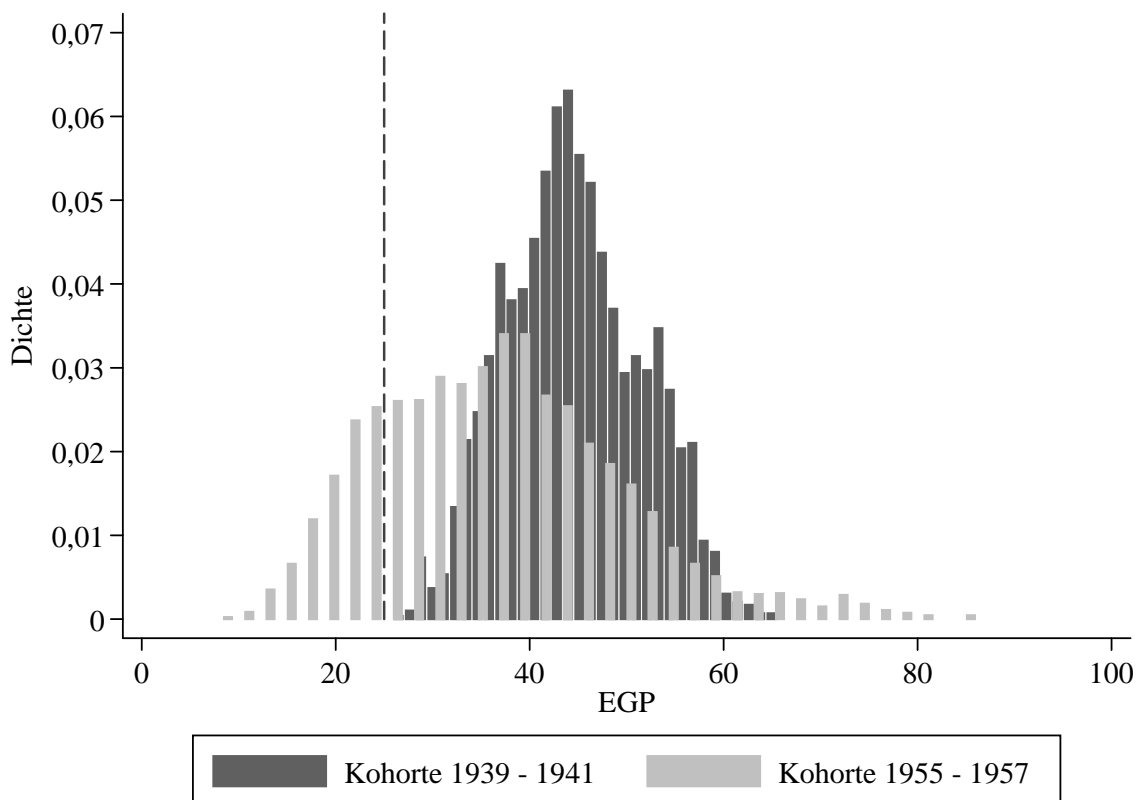
Abbildung A.14: Entgeltpunkteverteilungen der mittel qualifizierten Männer in Westdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	39,84	12,63	-0,06	2,47	30,28	40,27	49,07	13,68%
1955-1957	38,70	21,63	0,15	2,04	20,02	39,38	54,65	31,97%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,00 (p-Werte)

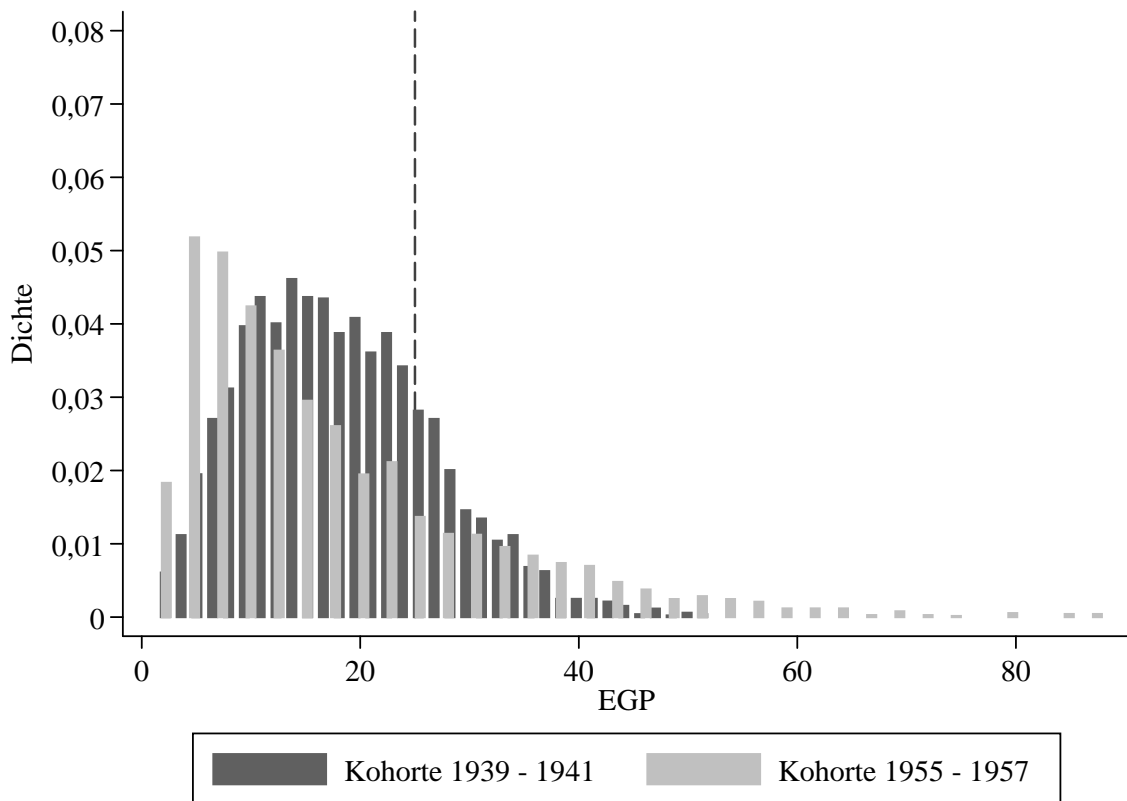
Abbildung A.15: Entgeltpunkteverteilungen der mittel qualifizierten Männer in Ostdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	44,53	6,95	0,14	2,49	39,59	44,12	49,42	0,00%
1955-1957	36,93	12,58	0,60	3,41	27,43	36,28	44,63	18,82%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,00 (p-Werte)

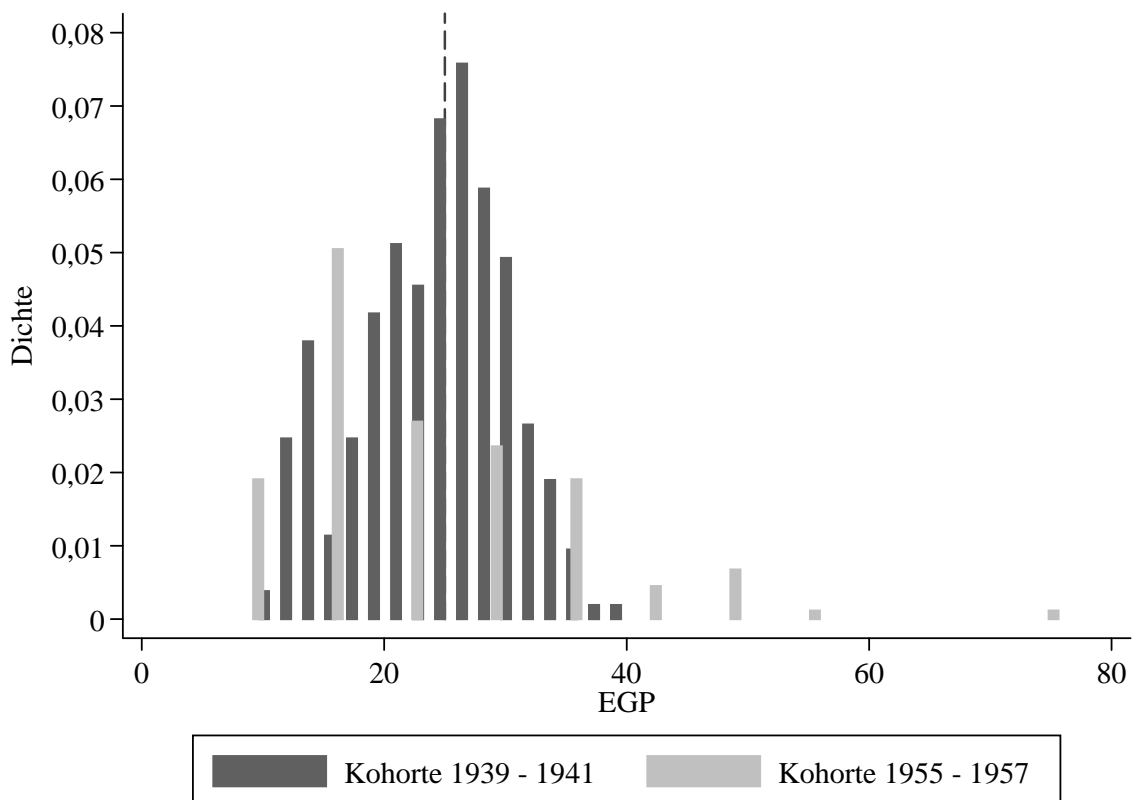
Abbildung A.16: Entgeltpunkteverteilungen der niedrig qualifizierten Frauen in Westdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	18,06	8,62	0,55	3,08	11,41	17,14	23,56	79,20%
1955-1957	17,65	13,69	1,51	5,63	7,48	13,51	23,54	77,09%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,00 (p-Werte)

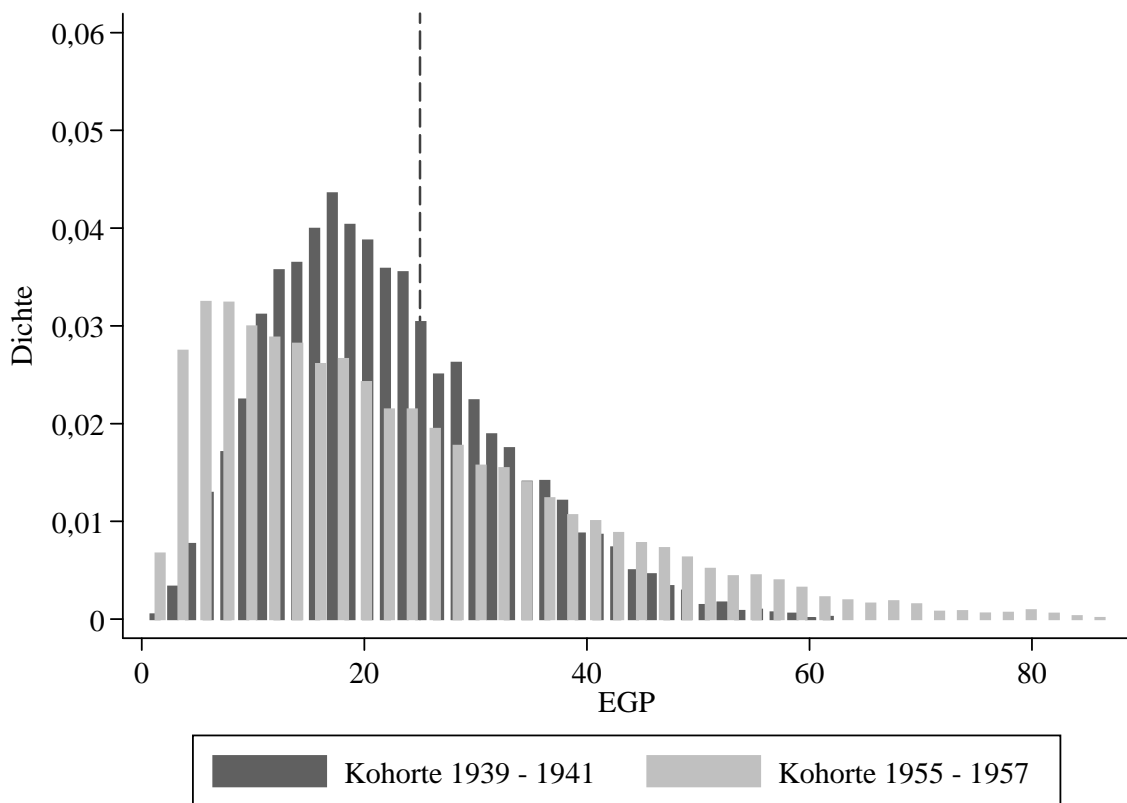
Abbildung A.17: Entgeltpunkteverteilungen der niedrig qualifizierten Frauen in Ostdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	23,85	6,09	-0,26	2,49	19,80	24,59	28,06	53,61%
1955-1957	23,86	11,47	1,40	6,05	15,35	20,68	28,81	61,03%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,05; MM-Test 0,02 (p-Werte)

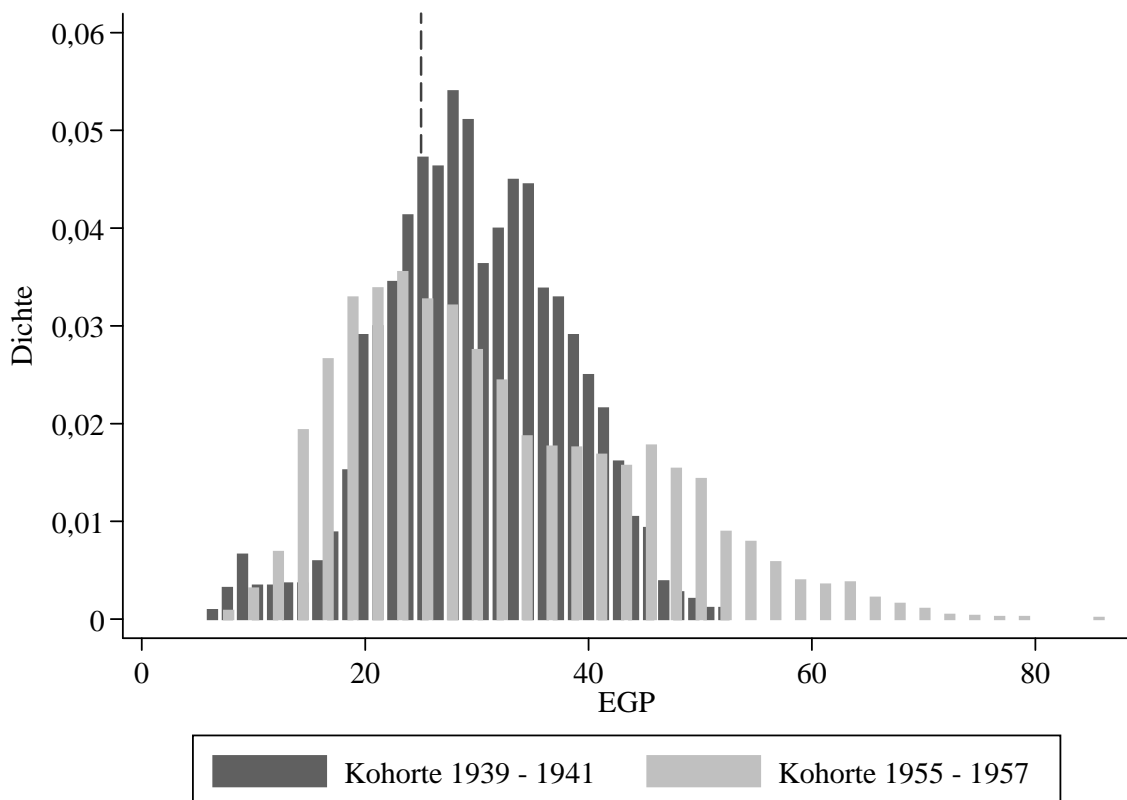
Abbildung A.18: Entgeltpunkteverteilungen der mittel qualifizierten Frauen in Westdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	21,98	10,34	0,66	3,15	14,35	20,47	28,40	66,04%
1955-1957	23,06	15,91	0,99	3,67	10,38	19,53	32,29	62,17%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,00 (p-Werte)

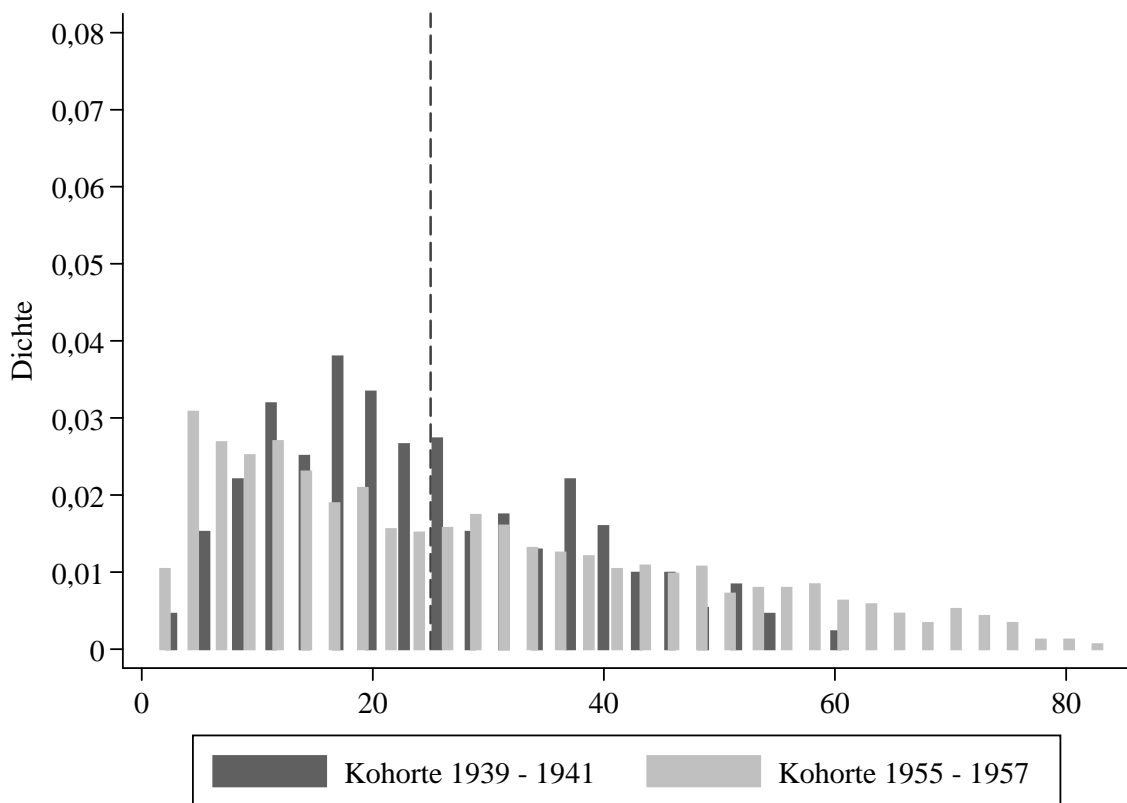
Abbildung A.19: Entgeltpunkteverteilungen der mittel qualifizierten Frauen in Ostdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	29,82	7,99	-0,09	2,92	24,33	29,45	35,46	27,77%
1955-1957	31,83	13,08	0,68	2,86	21,60	29,05	41,16	61,03%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,19; MM-Test 0,18 (p-Werte)

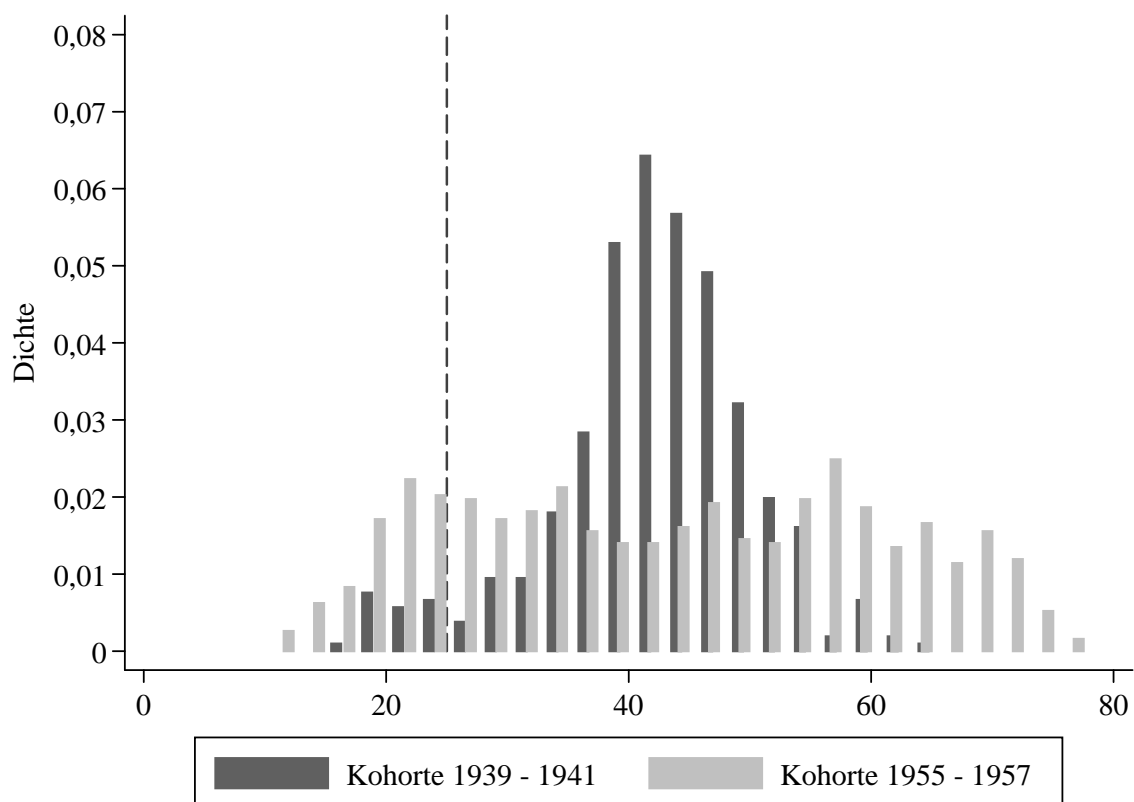
Abbildung A.20: Entgeltpunkteverteilungen der hoch qualifizierten Frauen in Westdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	24,20	12,95	0,57	2,56	13,62	21,77	33,72	59,39%
1955-1957	27,99	19,65	0,07	2,51	11,31	23,76	41,52	51,79%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,00 (p-Werte)

Abbildung A.21: Entgeltpunkteverteilungen der hoch qualifizierten Frauen in Ostdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	41,71	8,29	-0,62	4,05	38,11	42,32	46,62	5,30%
1955-1957	43,68	16,95	0,05	1,83	28,49	43,64	57,72	17,92%

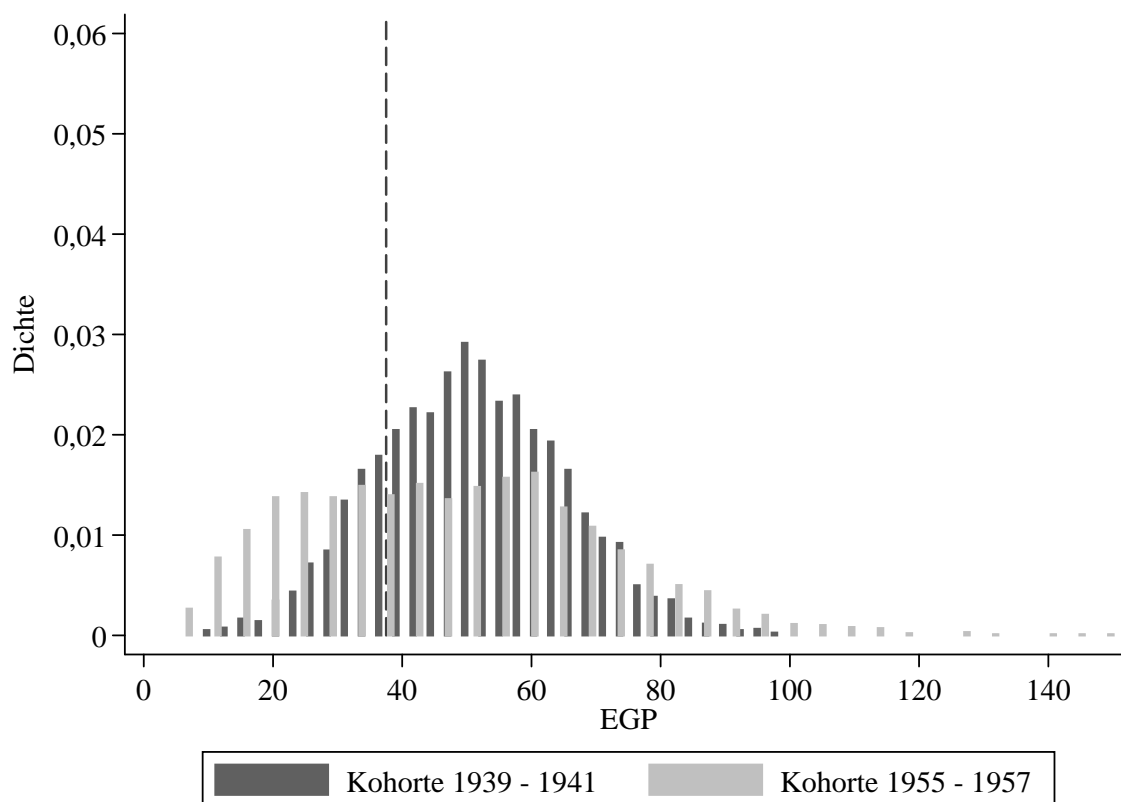
KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,08; MM-Test 0,11 (p-Werte)

4.A.2 Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare nach Qualifikationskombination

Tabelle 4.9: Anteil der GRV-Ansprüche unter 42,5 EGP der Ehepaare nach Qualifikation

		Westdeutschland		Ostdeutschland	
Mann	Frau	1939-1941	1955-1957	1939-1941	1955-1957
Niedrig	Niedrig	30,50%	44,07%	2,88%	35,23%
Niedrig	Mittel	23,38%	36,26%	0,96%	25,00%
Niedrig	Hoch	23,36%	30,40%	0,00%	12,50%
Mittel	Niedrig	16,37%	33,08%	0,00%	13,24%
Mittel	Mittel	12,11%	26,11%	0,08%	6,04%
Mittel	Hoch	12,01%	23,32%	0,00%	2,21%
Hoch	Niedrig	16,09%	26,16%	0,00%	3,68%
Hoch	Mittel	12,28%	21,88%	0,00%	3,03%
Hoch	Hoch	9,17%	17,66%	0,00%	1,21%

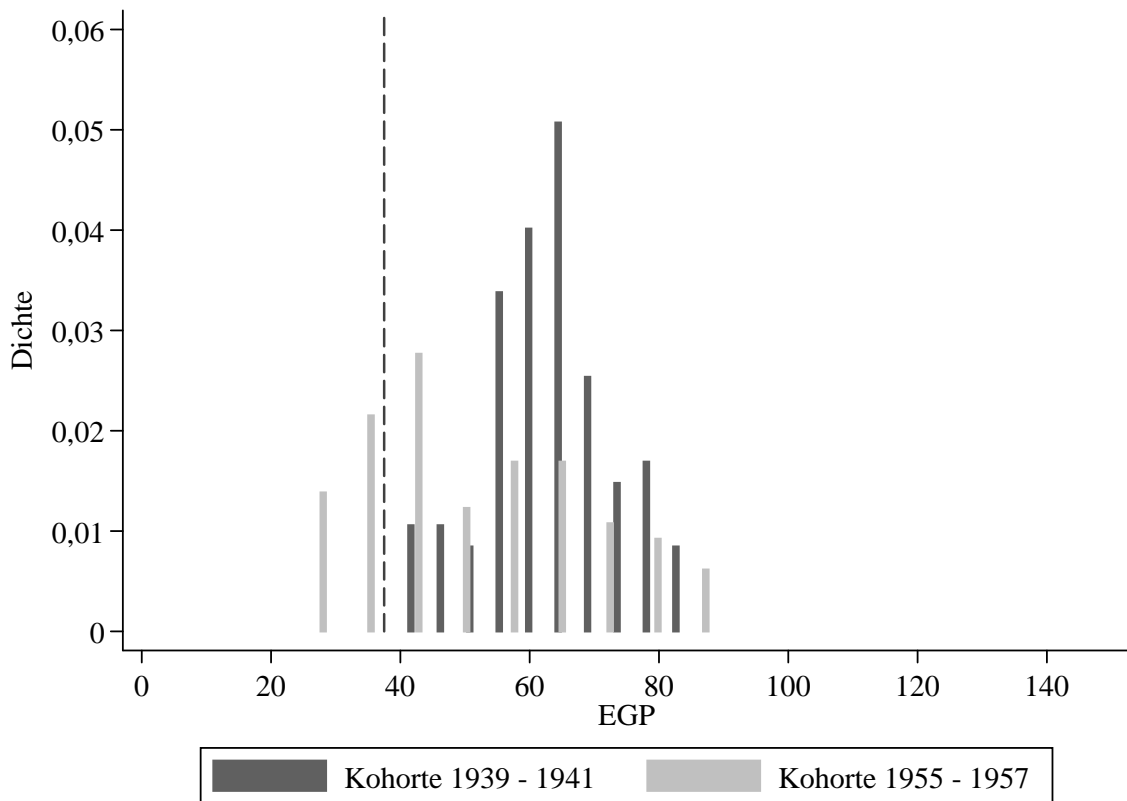
Abbildung A.22: Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit niedriger Qualifikation des Mannes und niedriger Qualifikation der Frau in Westdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	50,44	14,63	0,10	2,84	40,16	50,34	60,45	19,84%
1955-1957	47,93	23,10	0,48	3,05	29,29	47,11	63,10	36,35%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,00 (p-Werte)

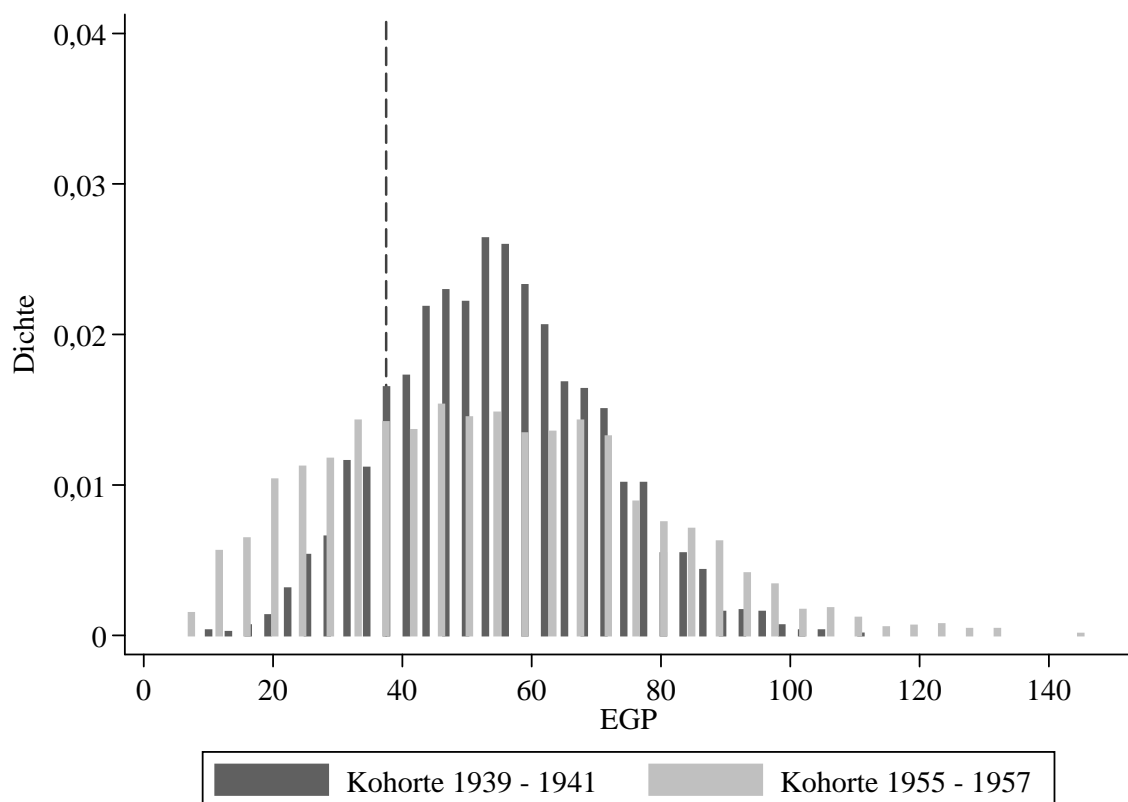
Abbildung A.23: Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit niedriger Qualifikation des Mannes und niedriger Qualifikation der Frau in Ostdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	62,74	10,08	-0,01	2,71	55,65	62,62	69,28	0,00%
1955-1957	52,20	17,06	0,37	2,11	37,28	49,03	65,80	25,00%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,00 (p-Werte)

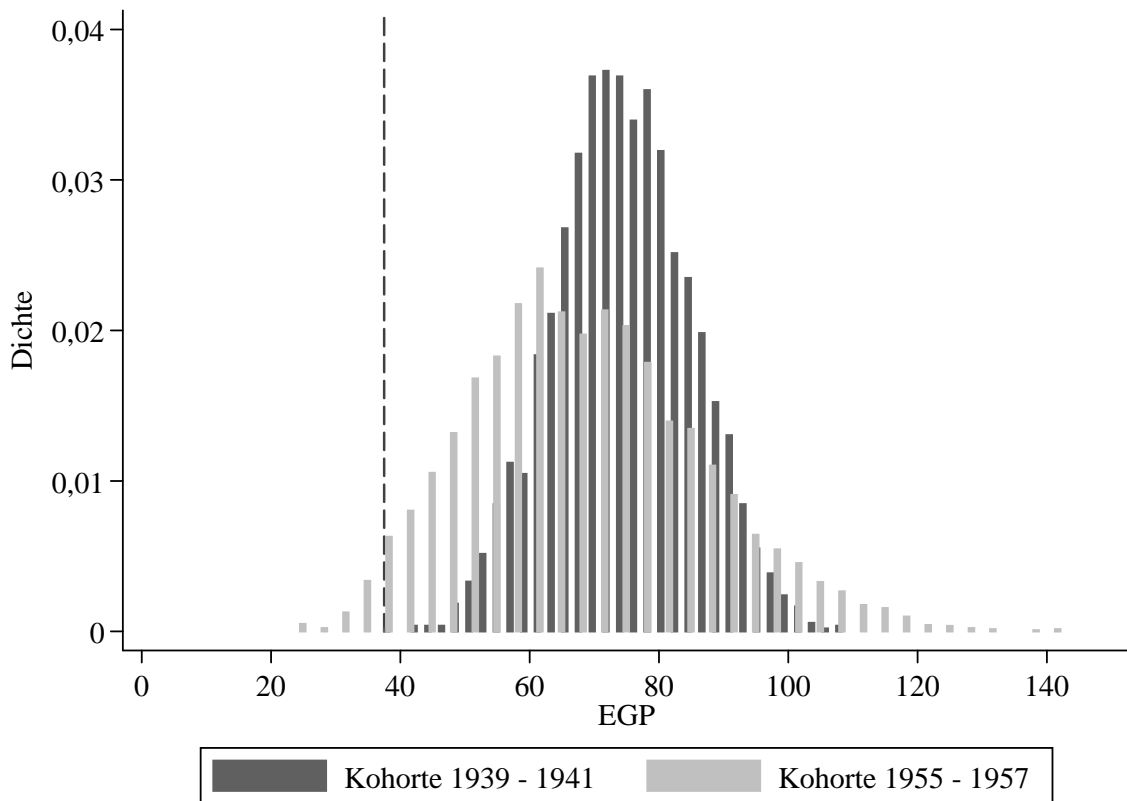
Abbildung A.24: Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit niedriger Qualifikation des Mannes und mittlerer Qualifikation der Frau in Westdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	54,40	15,79	0,20	2,84	43,25	53,92	65,00	14,81%
1955-1957	53,22	24,21	0,41	2,81	34,27	51,60	69,66	29,71%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,01 (p-Werte)

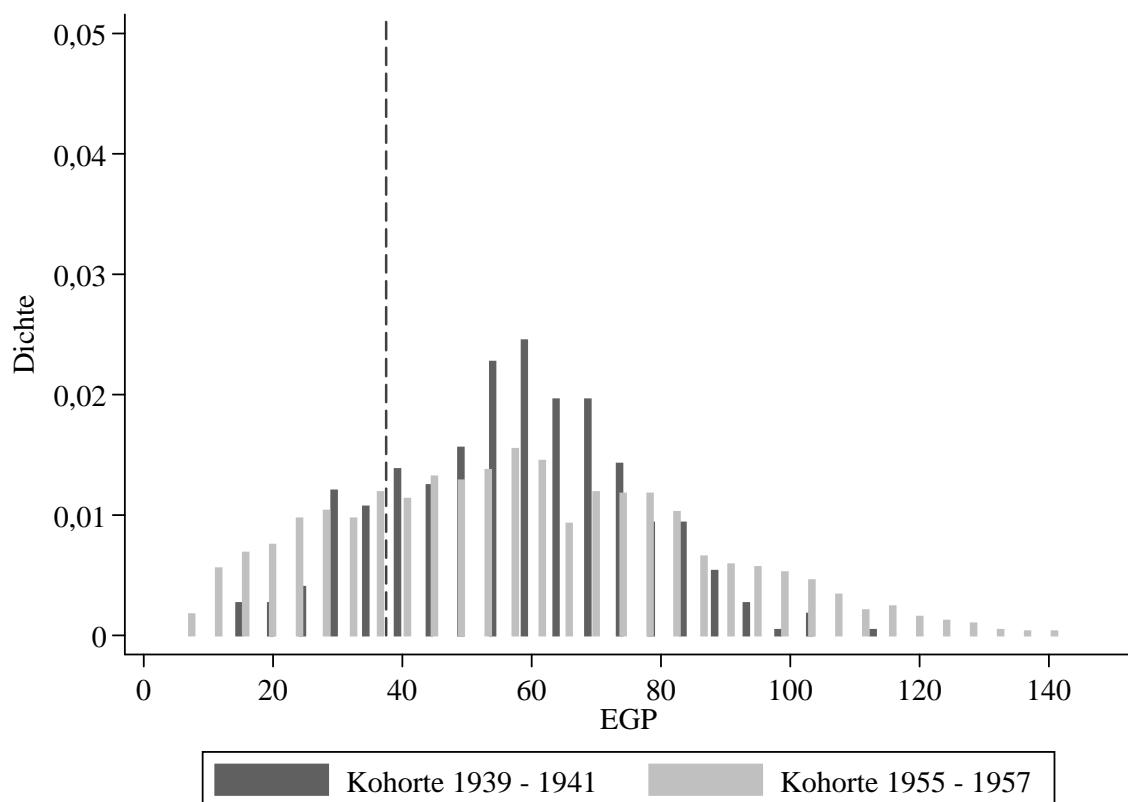
Abbildung A.25: Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit niedriger Qualifikation des Mannes und mittlerer Qualifikation der Frau in Ostdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	69,71	11,29	-0,23	3,00	62,44	69,49	76,51	0,00%
1955-1957	58,55	18,26	0,71	3,23	42,35	56,18	70,57	10,23%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,00 (p-Werte)

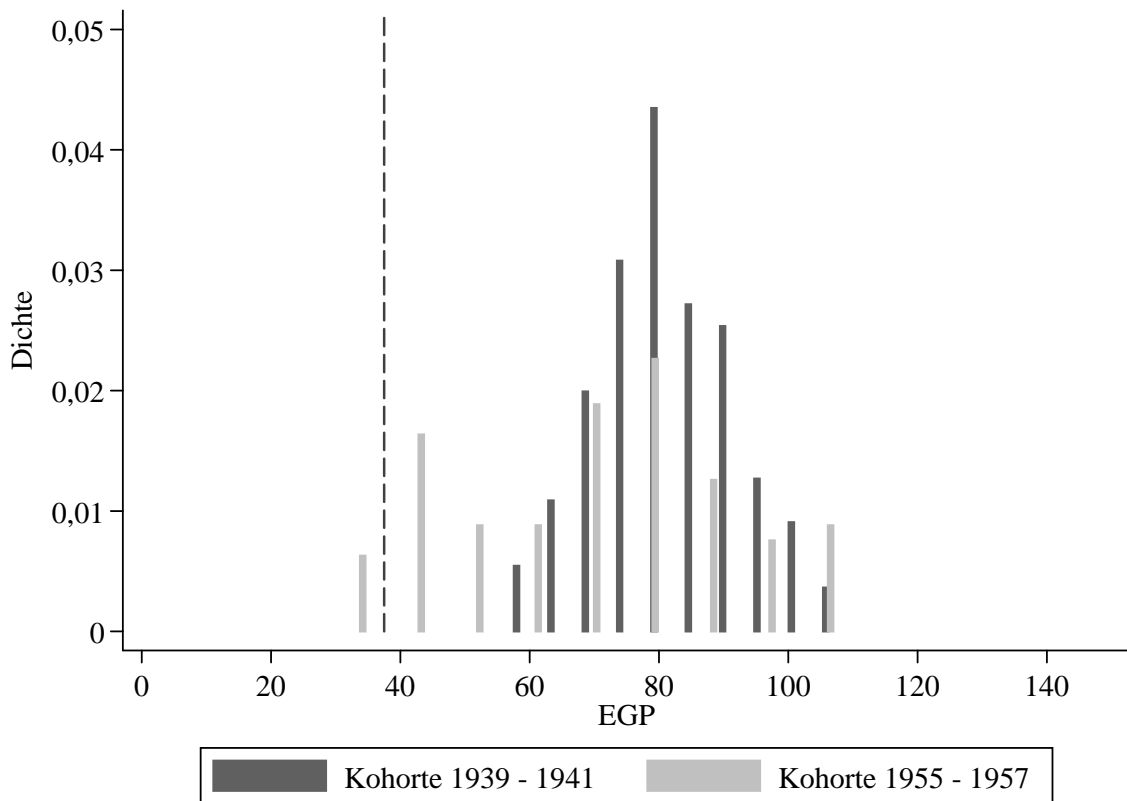
Abbildung A.26: Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit niedriger Qualifikation des Mannes und hoher Qualifikation der Frau in Westdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	56,82	18,26	0,02	2,75	44,29	57,33	69,45	16,38%
1955-1957	58,39	27,19	0,33	2,58	37,85	56,90	76,95	24,72%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,00 (p-Werte)

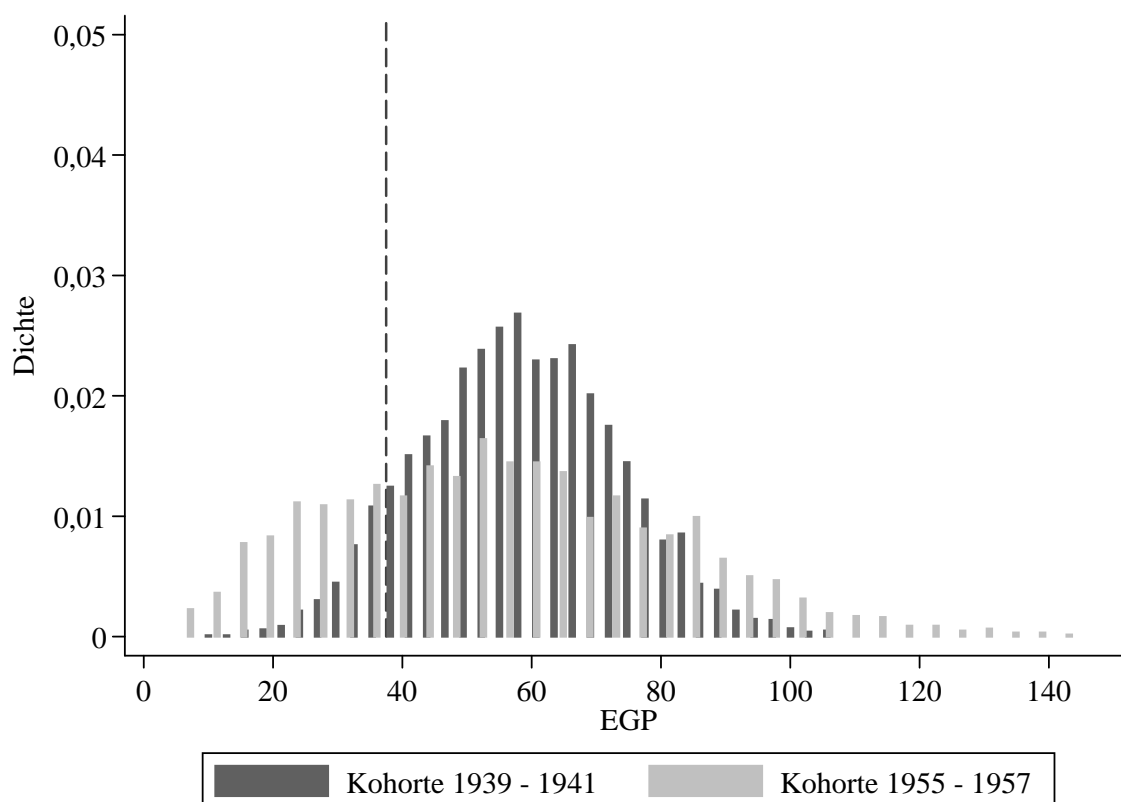
Abbildung A.27: Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit niedriger Qualifikation des Mannes und hoher Qualifikation der Frau in Ostdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	80,57	10,87	0,19	2,73	73,12	79,98	87,54	0,00%
1955-1957	70,69	20,91	-0,05	2,13	53,38	73,08	84,70	3,41%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,78; MM-Test 0,87 (p-Werte)

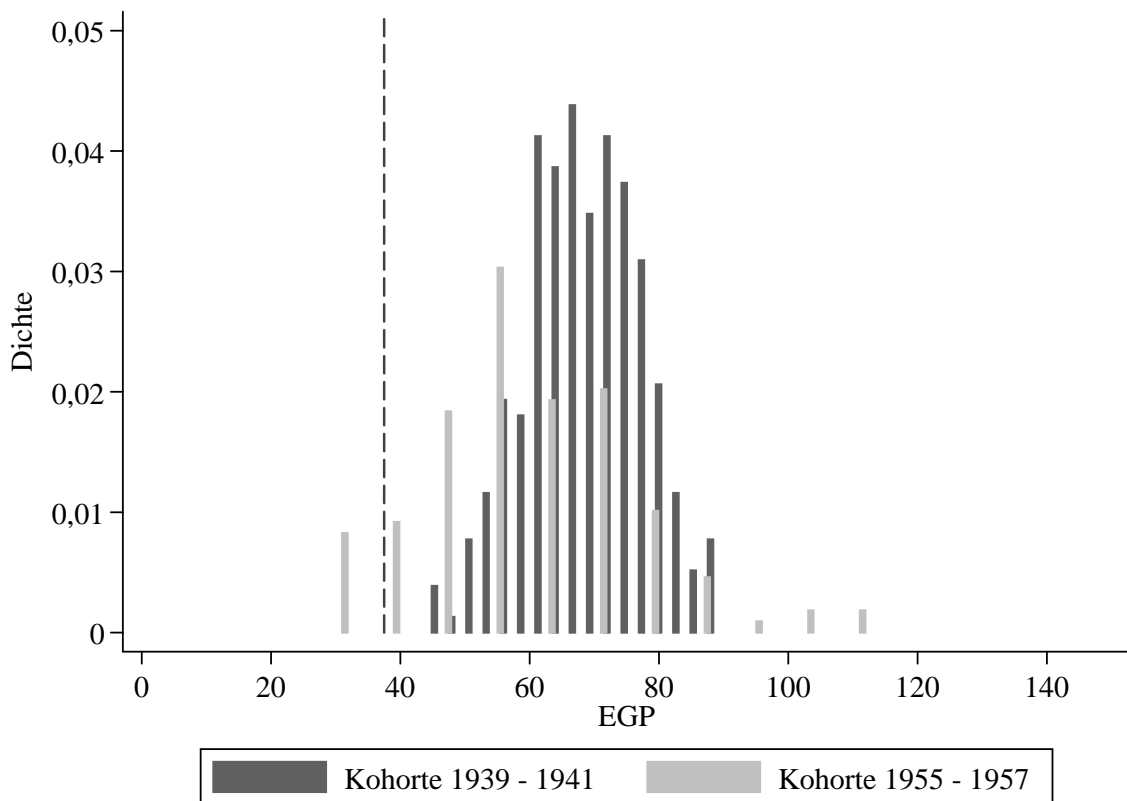
Abbildung A.28: Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit mittlerer Qualifikation des Mannes und niedriger Qualifikation der Frau in Westdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	58,10	15,28	0,08	2,80	47,64	58,07	68,45	9,13%
1955-1957	55,73	25,85	0,39	2,75	36,08	54,28	72,98	27,03%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,00 (p-Werte)

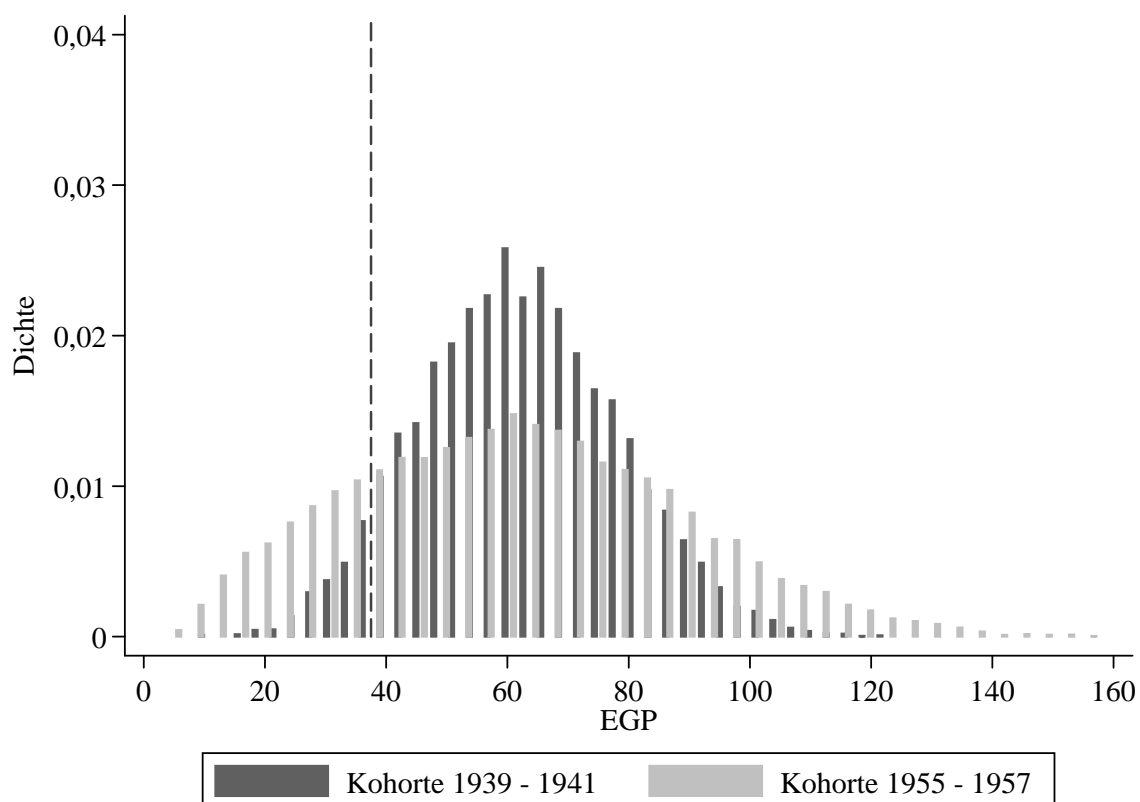
Abbildung A.29: Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit mittlerer Qualifikation des Mannes und niedriger Qualifikation der Frau in Ostdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	68,29	8,84	-0,06	2,66	62,03	68,33	74,45	0,00%
1955-1957	60,28	16,42	0,62	3,78	49,88	57,90	70,10	10,29%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,00 (p-Werte)

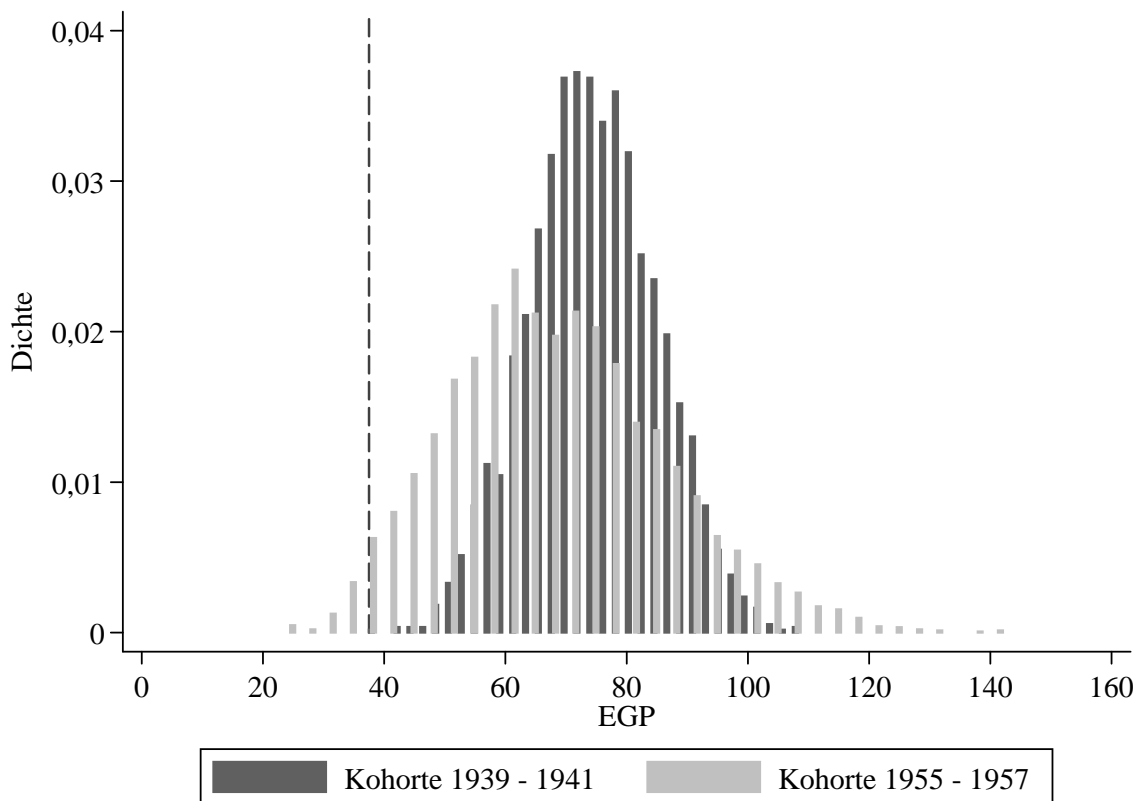
Abbildung A.30: Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit mittlerer Qualifikation des Mannes und mittlerer Qualifikation der Frau in Westdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	61,78	16,26	0,14	2,84	50,43	61,33	72,76	6,34%
1955-1957	61,76	26,82	0,28	2,65	41,50	60,96	80,14	20,49%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,00 (p-Werte)

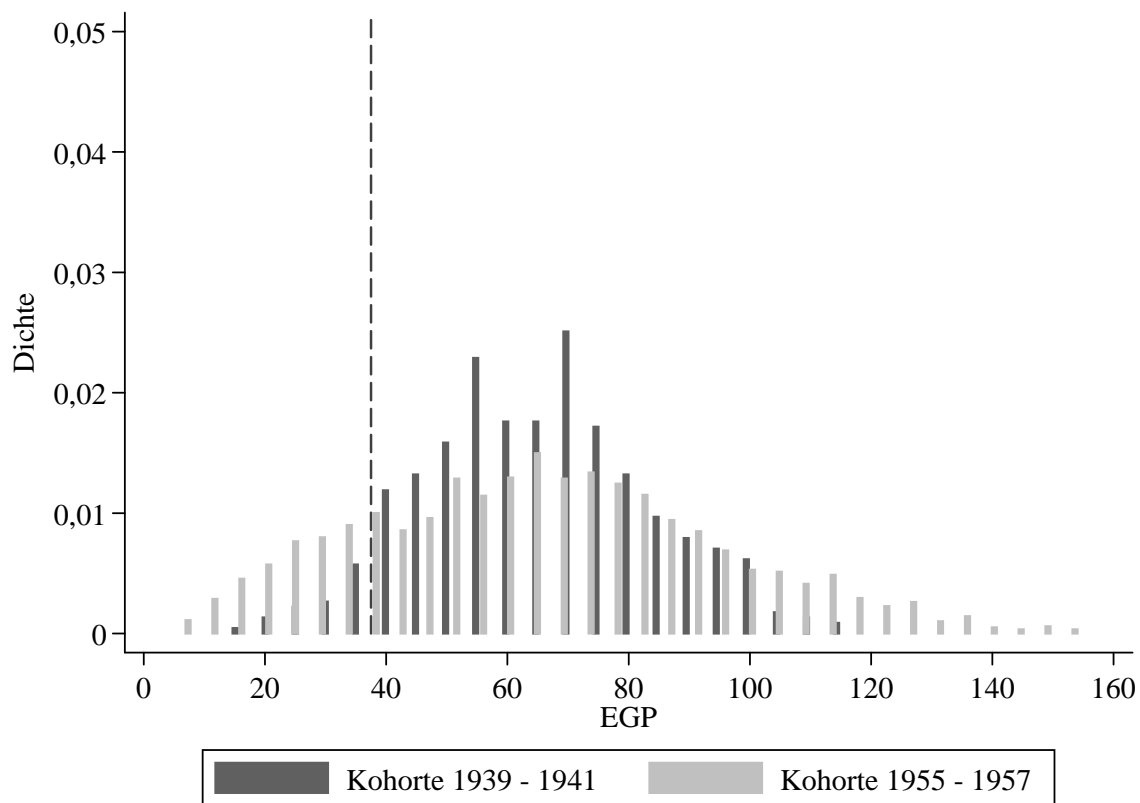
Abbildung A.31: Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit mittlerer Qualifikation des Mannes und mittlerer Qualifikation der Frau in Ostdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	74,34	10,57	0,02	2,83	67,23	74,19	81,44	0,04%
1955-1957	68,76	17,89	0,42	3,06	56,04	67,22	80,06	2,09%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,00 (p-Werte)

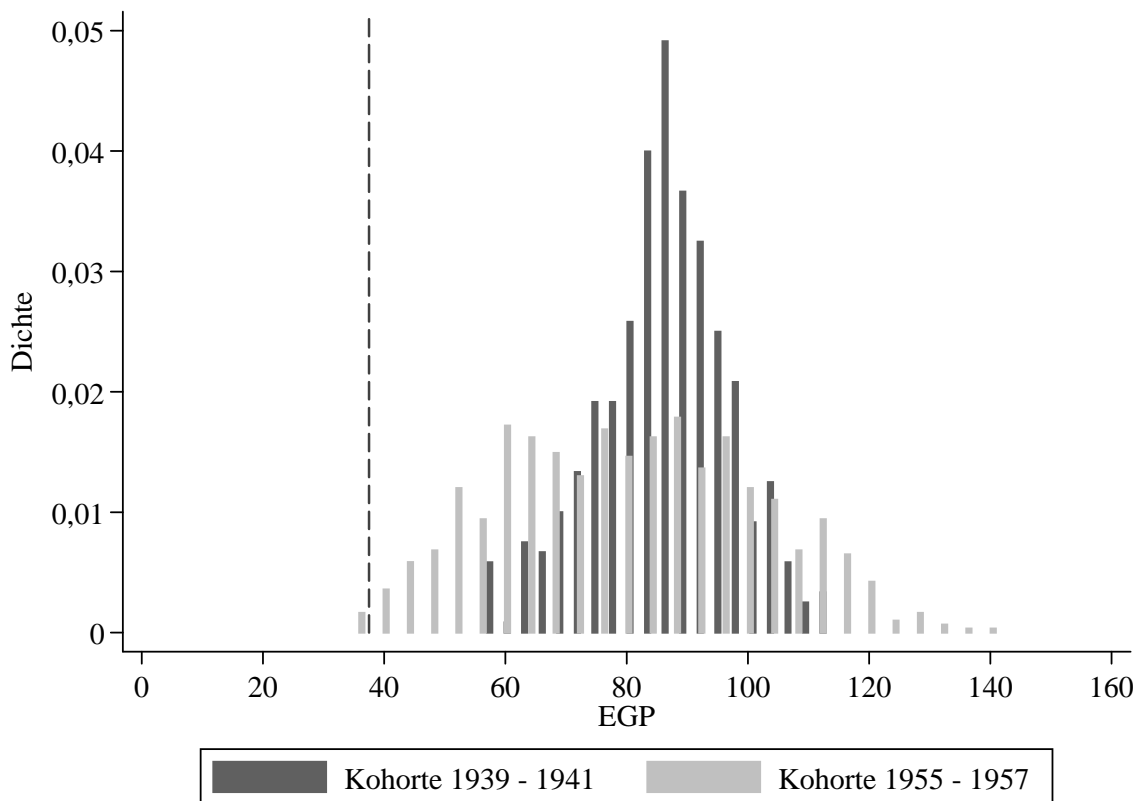
Abbildung A.32: Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit mittlerer Qualifikation des Mannes und hoher Qualifikation der Frau in Westdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	64,40	18,58	0,11	2,73	51,29	64,00	76,48	6,55%
1955-1957	66,11	29,04	0,28	2,65	44,52	65,16	84,85	18,44%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,51; MM-Test 0,34 (p-Werte)

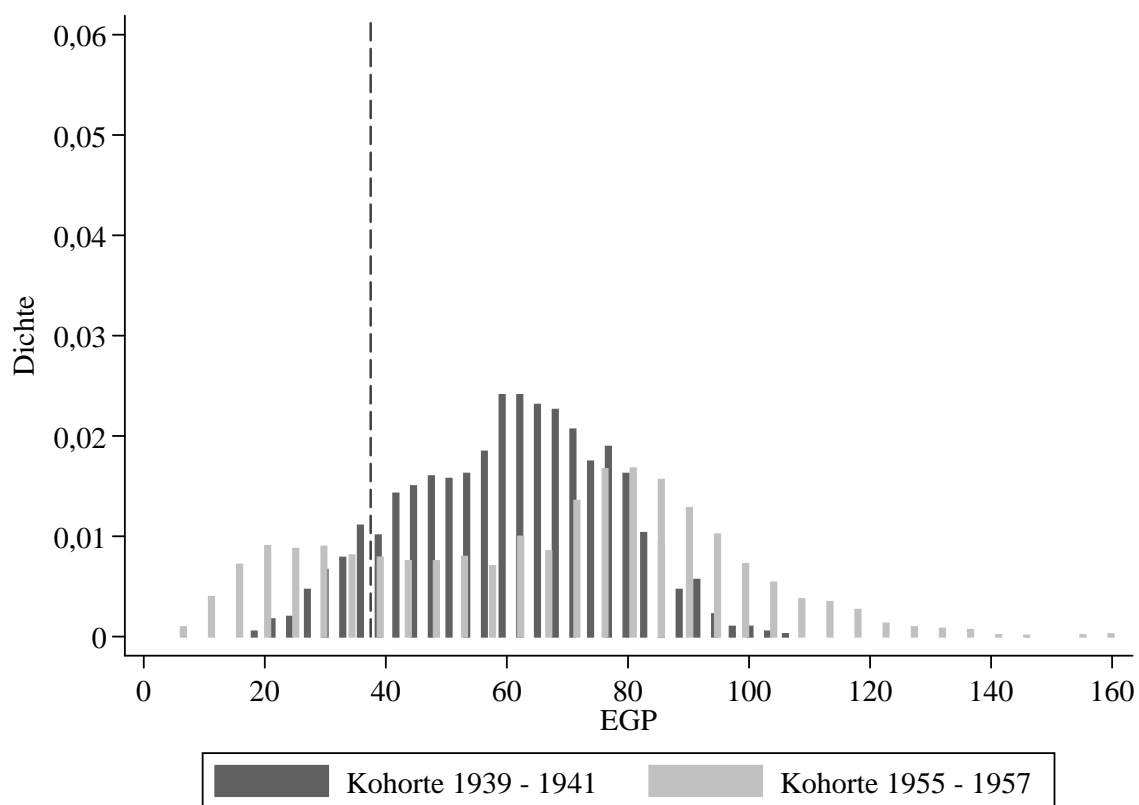
Abbildung A.33: Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit mittlerer Qualifikation des Mannes und hoher Qualifikation der Frau in Ostdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	85,90	10,86	-0,23	3,06	79,47	86,48	92,79	0,00%
1955-1957	80,72	21,15	0,13	2,33	64,06	80,48	96,06	0,26%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,00 (p-Werte)

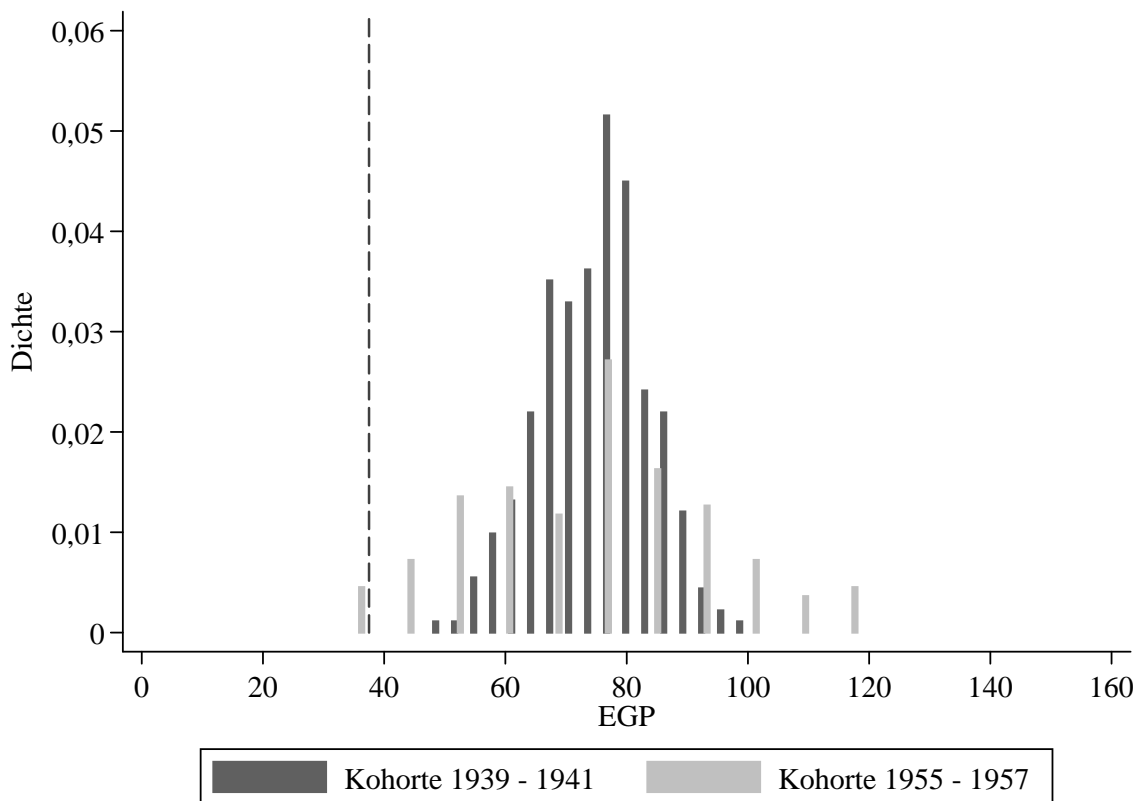
Abbildung A.34: Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit hoher Qualifikation des Mannes und niedriger Qualifikation der Frau in Westdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	60,49	16,56	-0,13	2,44	48,22	61,42	72,68	10,20%
1955-1957	65,54	29,17	-0,08	2,29	40,78	71,09	86,26	22,44%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,00 (p-Werte)

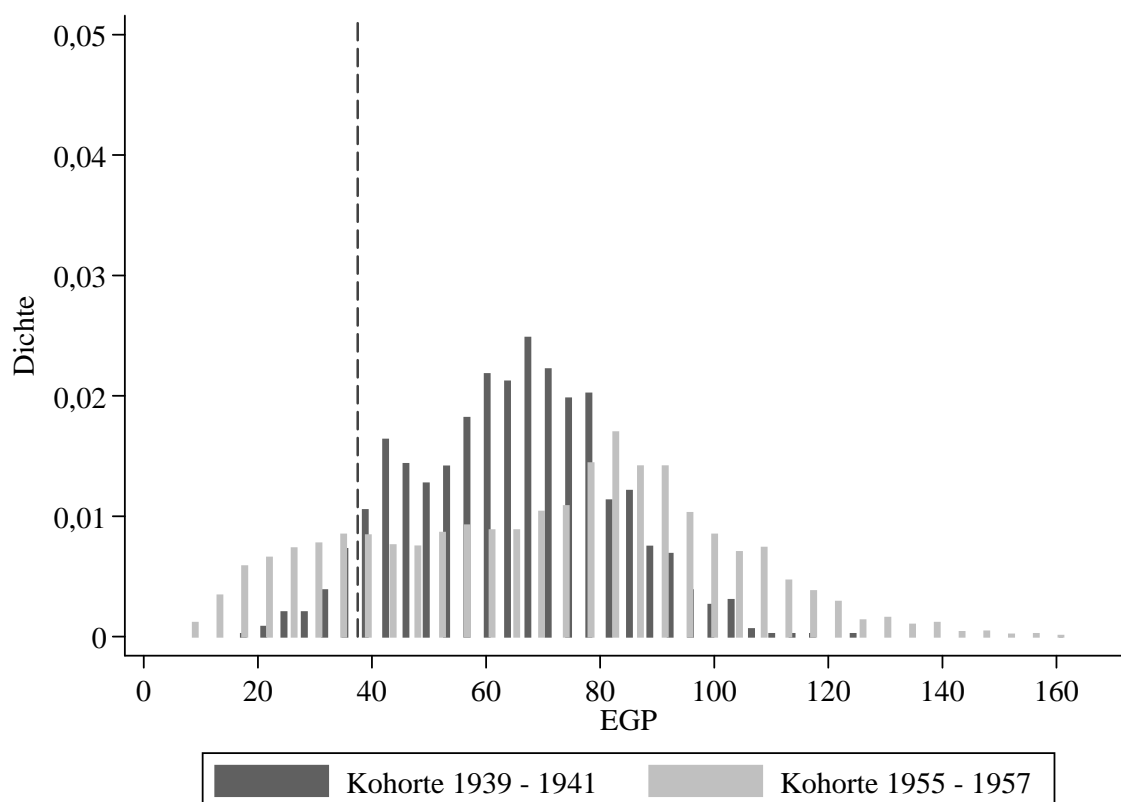
Abbildung A.35: Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit hoher Qualifikation des Mannes und niedriger Qualifikation der Frau in Ostdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	74,39	8,87	-0,11	2,86	68,04	75,27	80,30	0,00%
1955-1957	74,97	19,97	0,13	2,62	59,06	74,71	88,44	3,68%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,79; MM-Test 0,94 (p-Werte)

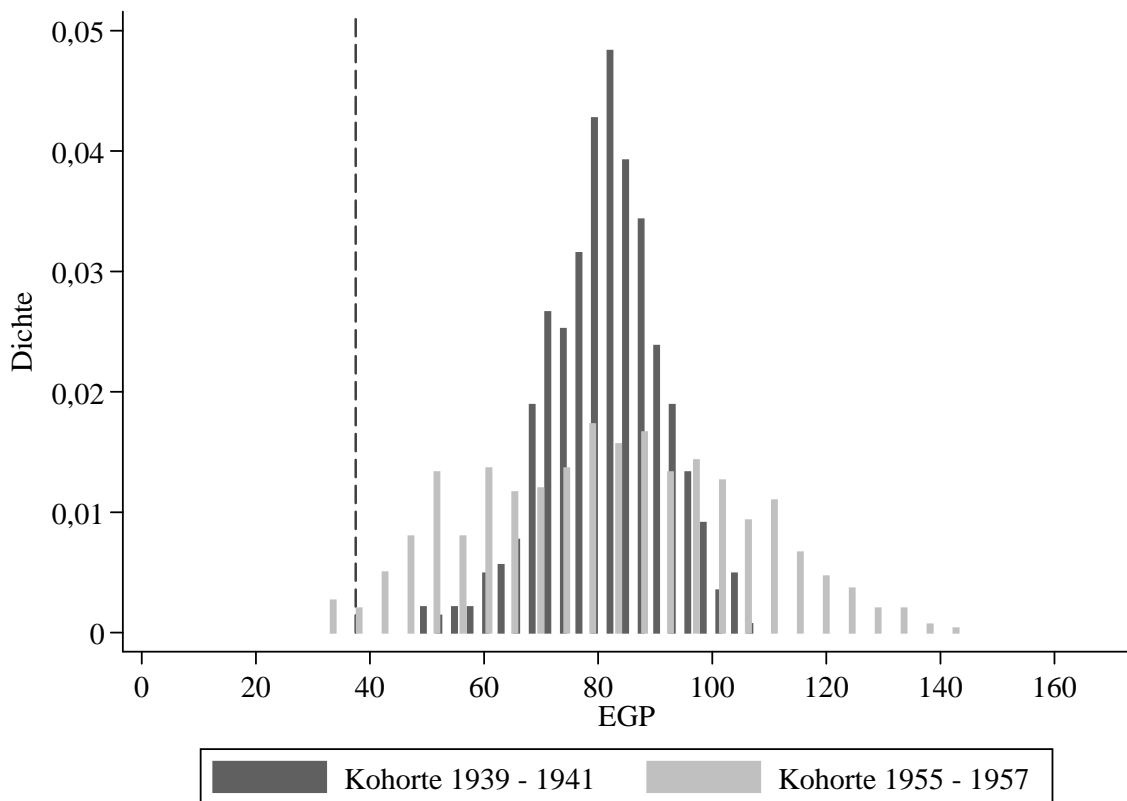
Abbildung A.36: Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit hoher Qualifikation des Mannes und mittlerer Qualifikation der Frau in Westdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	63,98	17,26	0,02	2,66	51,41	64,60	75,84	6,18%
1955-1957	70,41	29,73	-0,04	2,35	46,62	74,51	91,22	17,77%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,00 (p-Werte)

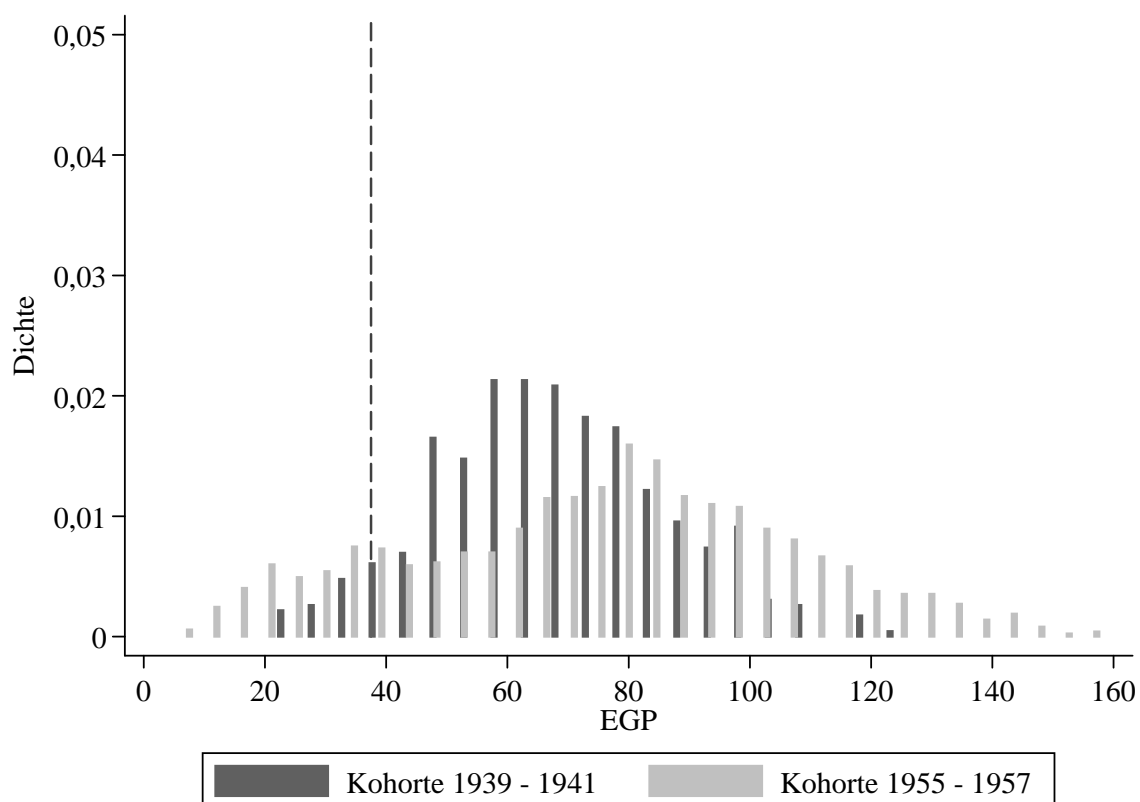
Abbildung A.37: Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit hoher Qualifikation des Mannes und mittlerer Qualifikation der Frau in Ostdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	81,06	9,90	-0,26	3,37	74,87	81,62	87,44	0,00%
1955-1957	82,05	22,99	0,06	2,34	63,96	82,14	98,95	1,36%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,37; MM-Test 0,79 (p-Werte)

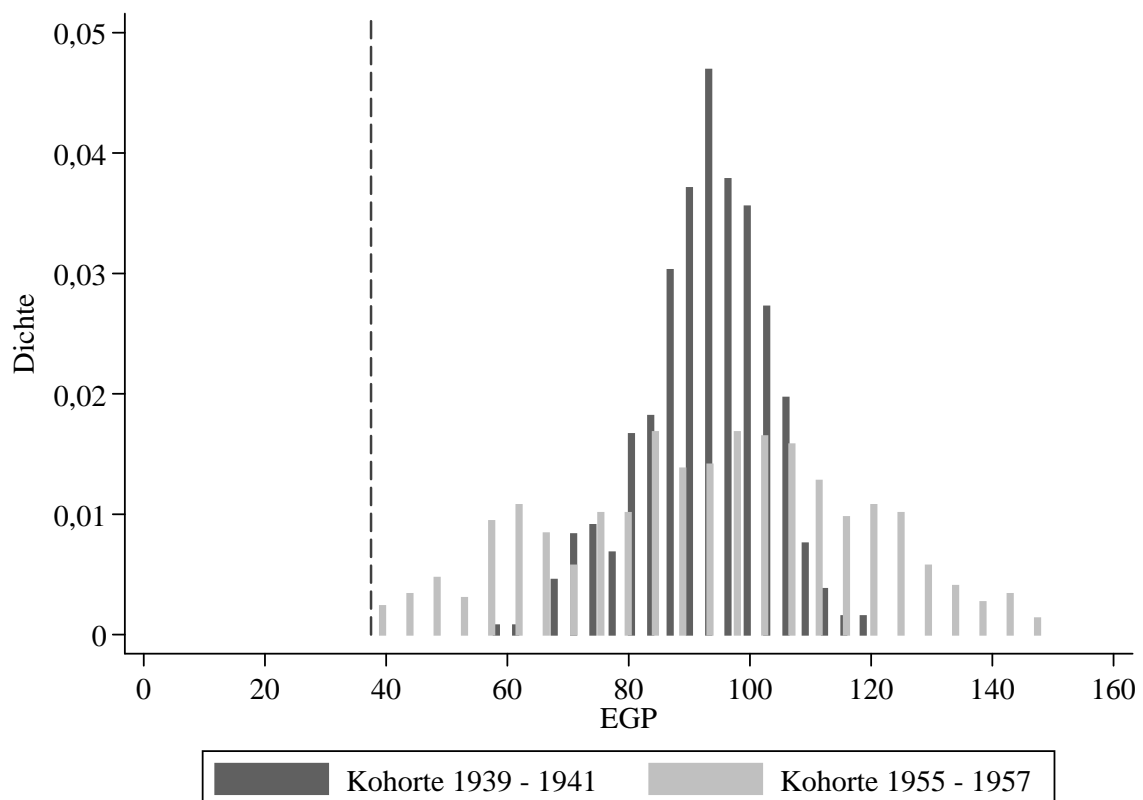
Abbildung A.38: Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit hoher Qualifikation des Mannes und hoher Qualifikation der Frau in Westdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	67,01	19,14	0,19	2,85	54,07	66,15	79,62	5,24%
1955-1957	75,87	31,17	-0,05	2,46	53,36	78,30	97,28	14,57%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,00; MM-Test 0,00 (p-Werte)

Abbildung A.39: Entgeltpunkteverteilungen der Ehepaare mit hoher Qualifikation des Mannes und hoher Qualifikation der Frau in Ostdeutschland



	Mw.	Std.	Schiefe	Wölb.	25%	50%	75%	Risiko
1939-1941	92,52	10,16	-0,40	3,25	86,54	93,01	99,48	0,00%
1955-1957	93,57	24,27	-0,11	2,39	77,13	94,84	111,13	0,15%

KS-Test 0,00; MW-U-Test 0,12; MM-Test 0,21 (p-Werte)

5 Fazit

Im Mittelpunkt der Arbeit standen die individuellen Löhne und Renten. Die Analyse des Einkommens- und Arbeitslosigkeitsrisikos eines beschäftigten Arbeitnehmers in Kapitel 2 zeigt, dass Arbeitnehmer generell für höhere Unsicherheiten kompensiert werden wollen, aber die Höhe des jeweils anderen Risikos dabei eine entscheidende Rolle spielt. Bei der Partialanalyse des Einkommens- oder Arbeitslosigkeitsrisikos bestätigt die Untersuchung die in der Literatur dokumentierten positiven Kompensationen. Die simultane Analyse beider Risiken zeigt jedoch einen negativen Interaktionseffekt. Die Lohnkompensation für ein höheres Einkommensrisiko nimmt mit steigendem Arbeitslosigkeitsrisiko ab. Ebenso nimmt die Lohnkompensation für ein höheres Arbeitsplatzrisiko mit steigendem Einkommensrisiko ab. Während aber für alle empirischen Realisationen des Arbeitsplatzrisikos der marginale Effekt des Einkommensrisikos auf den Lohn positiv bleibt, zeigt sich für die meisten beobachteten Werte des Einkommensrisikos ein negativer marginaler Effekt des Arbeitsplatzrisikos auf den Lohn. Arbeitnehmer scheinen bereit zu sein, bei steigendem Arbeitslosigkeitsrisiko niedrigere Löhne zu akzeptieren, wollen jedoch stets einen Lohnaufschlag für einen Anstieg der Lohnvarianz. Die Untersuchung bestätigt damit die Ergebnisse von Partialanalysen der beiden Risiken, liefert aber gleichzeitig empirische Evidenz für den in der Suchliteratur beschriebenen negativen Effekt des Arbeitslosigkeitsrisikos auf den Lohn.

In Kapitel 3 wurde die Lohnwirkung einer Absenkung der Arbeitslosenunterstützung untersucht. Konkret wurde dabei das quasi-natürliche Experiment der im Jahr 2005 in Kraft getretenen Hartz-IV-Reform ausgenutzt, um die Auswirkung auf die Löhne in Deutschland zu zeigen. Durch ein Strukturbruchmodell und mit Hilfe von amtlichen Mikrodaten lässt sich eine breite Evidenz für einen lohnsenkenden Effekt aufgrund der Absenkung der Arbeitslosenunterstützung finden. Neben der Falsifikation der theoretischen Vorhersagen liefert die Untersuchung auch einen Beitrag zur Evaluierung der Hartz-Reformen am deutschen Arbeitsmarkt.

Das Risiko der Altersarmut in Deutschland wurde in Kapitel 4 genauer betrachtet. Mit Hilfe eines Simulationsmodells wurden qualifikations- und geschlechtsspezifische Entgelt-

punkteverteilungen von zwei Alterskohorten in Ost- und Westdeutschland gegenübergestellt. Dabei wird deutlich, dass das Altersarmutsrisiko in beiden Landesteilen zunimmt. Es zeigt sich eine negative Korrelation zwischen Qualifikationsniveau und Altersarmutsrisiko. Dementsprechend sind niedrig qualifizierte Personen besonders stark von Altersarmut bedroht. Auch erwerben Frauen weniger Rentenansprüche als Männer. Im Vergleich zwischen Ost- und Westdeutschland zeigt sich, dass auch in der jungen Kohorte das Altersarmutsrisiko in Ostdeutschland geringer ist, wenngleich der Anstieg des Risikos in Ostdeutschland größer ist. Die Analysen des Altersarmutsrisikos für Ehepaare und Witwen bestätigt die Bedeutung der Qualifikation.

Literaturverzeichnis

- ABOWD, J. M. und ASHENFELTER, O. C. (1981). Anticipated Unemployment, Temporary Layoffs, and Compensating Wage Differentials. *Studies in Labor Markets, University of Chicago Press*, S. 141 – 186.
- ADDISON, J. T. und BLACKBURN, M. L. (2000). The effects of unemployment insurance on postunemployment earnings. *Labour Economics*, **7** (1), 21 – 53.
- ADDISSON, J. T., CENTENO, M. und PORTUGAL, P. (2009). Do Reservation Wages Really Decline? Some International Evidence on the Determinants of Reservation Wages. *Journal of Labor Research*, **30**, 1 – 8.
- ARBEITSKREIS VOLKSWIRTSCHAFTLICHE GESAMTRECHNUNGEN DER LÄNDER (2011). *Arbeitnehmerentgelt, Bruttolöhne und -gehälter in den Ländern und Ost-West-Großraumregionen Deutschlands 1991 bis 2010, Reihe 1, Band 2, Berechnungsstand des Statistischen Bundesamtes: August 2010 / Februar 2011*. Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder, Stuttgart.
- ARENT, S. und NAGL, W. (2010). A fragile pillar: Statutory pensions and the risk of old-age poverty in Germany. *FinanzArchiv: Public Finance Analysis*, **66** (4), 419 – 441.
- und — (2013). Unemployment Compensation and Wages: Evidence from the German Hartz Reforms. *Jahrbücher für Nationalökonomie / Journal of Economics and Statistics*, **im Erscheinen**.
- ASSAAD, R. und TUNALI, Í. (2002). Wage formation and recurrent unemployment. *Labour Economics*, **9** (1), 17 – 61.
- AUMANN, B. und SCHEUFELE, R. (2010). Is East Germany Catching Up? A Time Series Perspective. *Post-Communist Economies*, **22** (2), 177 – 192.

- BERLOFFA, G. und SIMMONS, P. (2003). Unemployment Risk, Labour Force Participation and Savings. *Review of Economic Studies*, **70** (3), 521 – 539.
- BLIEN, U., PHAN, H., KAUFMANN, K. und KAIMER, S. (2010). 20 Jahre nach dem Mauerfall: Arbeitslosigkeit in ostdeutschen Regionen. *Zeitschrift für ArbeitsmarktFor-schung*, **43** (2), 125 – 143.
- BONIN, H. (2009). 15 Years of Pension Reform in Germany: Old Successes and New Threats. *The Geneva Papers*, **34**, 548 – 560.
- BREYER, F. und BUCHHOLZ, W. (2009). *Ökonomie des Sozialstaats*. 2. Auflage, Springer, Berlin.
- und HUPFELD, S. (2009). Fairness of Public Pensions and Old-Age Poverty. *Finanz-Archiv*, **65**, 358 – 380.
- BÖRSCH-SUPAN, A., BUCHER-KOENEN, T., REIL-HELD, A. und WILKE, C. (2008a). Zum künftigen Stellenwert der ersten Säule im Gesamtsystem der Alterssicherung. *MEA Discussion Paper*, **158**, 1 – 26.
- , COPPOLA, M., ESSIG, L., EYMANN, A. und SCHUNK, D. (2009). *The German SAVE study – Design and Results*. Mannheimer Forschungsinstitut Ökonomie und Demographischer Wandel, Mannheim.
- , REIL-HELD, A. und SCHUNK, D. (2008b). Saving Incentives, Old-Age Provision and Displacement Effects: Evidence from the Recent German Pension Reform. *Journal of Pension Economics and Finance*, **7** (3), 295 – 319.
- BUNDESAGENTUR FÜR ARBEIT (2009). *BA-Employment Panel 1998-2007*. Forschungsdatenzentrum der Bundesagentur für Arbeit im Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung.
- BUNDESAGENTUR FÜR ARBEIT (2012a). *Arbeitsmarkt in Zahlen – Beschäftigungsstatistik: Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte nach ausgewählten Merkmalen – Zeitreihe*. Bundesagentur für Arbeit, Nürnberg.
- BUNDESAGENTUR FÜR ARBEIT (2012b). *Number of Unemployed and the Unemployment rate*. Bundesagentur für Arbeit. Online verfügbar: <http://statistik.arbeitsagentur.de/Navigation/Statistik/Statistik-nach-Themen/Statistik-nach-Themen-Nav.html> aufgerufen am 15.06.2012.

-
- BUNDESMINISTERIUM FÜR ARBEIT UND SOZIALES (2008). *Alterssicherungsbericht 2008*. Bundesministerium für Arbeit und Soziales, Berlin.
- COPPOLA, M. (2008). Das Sparverhalten der deutschen Haushalte. *MEA Policy Brief*, **5**, 1 – 7.
- DEL BONO, E. und WEBER, A. (2008). Do wages compensate for anticipated working time restrictions? Evidence from seasonal employment in Austria. *Journal of Labor Economics*, **26** (1), 181 – 221.
- DEUTSCHE RENTENVERSICHERUNG (2005). *SUF FDZ-Biografiedatensatz VSKT 2005*. Deutsche Rentenversicherung – Forschungsdatenzentrum, Berlin.
- DEUTSCHE RENTENVERSICHERUNG (2007). *AVID-Altersvorsorge in Deutschland 2005*. Forschungsprojekt im Auftrag der Deutschen Rentenversicherung und des Bundesministeriums für Arbeit und Soziales, Berlin.
- DEUTSCHE RENTENVERSICHERUNG (2008). *Codeplan FDZ-Biografiedatensatz VSKT 2005*. Deutsche Rentenversicherung – Forschungsdatenzentrum, Berlin.
- DEUTSCHE RENTENVERSICHERUNG (2011). *Rentenversicherung in Zeitreihen*. Deutsche Rentenversicherung, Berlin.
- DEUTSCHE RENTENVERSICHERUNG (2012a). *Bergleute und ihre Rente: So sind sie gesichert*. Deutsche Rentenversicherung, Berlin.
- DEUTSCHE RENTENVERSICHERUNG (2012b). *Hinterbliebenenrente: Hilfe in schweren Zeiten*. Deutsche Rentenversicherung, Berlin.
- DEUTSCHE RENTENVERSICHERUNG (2012c). *Rente: So wird sie berechnet – alte Bundesländer*. Deutsche Rentenversicherung, Berlin.
- DEUTSCHE RENTENVERSICHERUNG (2012d). *Rentenversicherung in Zahlen 2012*. Deutsche Rentenversicherung, Berlin.
- DEUTSCHE SOZIALVERSICHERUNG (2013). *Soziale Sicherheit in Deutschland*. Deutsche Sozialversicherung Europavertretung im Auftrag der Spitzenverbände der Deutschen Sozialversicherung. Online verfügbar: <http://www.deutsche-sozialversicherung.de/> aufgerufen am 07.01.2013.

- DIAZ-SERRANO, L., HARTOG, J. und NIELSEN, H. (2008). Compensating Wage Differentials for Schooling Risk in Denmark. *Scandinavian Journal of Economics*, **110** (4), 711 – 731.
- DREWS, N. (2008). Das Regionalfile der IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975-2004. *FDZ Datenreport der Bundesagentur für Arbeit*, **2**, 1 – 87.
- DUMMANN, K. (2008). What determines supply and demand for occupational pensions in Germany? *Journal of Pension Economics & Finance*, **7** (2), 131 – 156.
- DUSTMANN, C., LUDSTECK, J. und SCHÖNBERG, U. (2009). Revisiting the German Wage Structure. *Quarterly Journal of Economics*, **124**, 843 – 881.
- EBBINGHAUS, B. und EICHHORST, W. (2006). Employment Regulation and Labor Market Policy in Germany 1991-2005. *IZA Discussion Paper*, **2505**, 1 – 60.
- EHRENBERG, R. G. und OAXACA, R. L. (1976). Unemployment insurance, duration of unemployment, and subsequent wage gain. *The American Economic Review*, **66** (5), 754 – 766.
- EICHHORST, W. und ZIMMERMANN, K. F. (2007). And then there were four... How many (and which) measures of active labor market policy do we still need? *Applied Economics Quarterly*, **53** (3), 243 – 272.
- FAHR, R. und SUNDE, U. (2009). Did the Hartz Reforms Speed-Up the Matching Process? A Macro-Evaluation Using Empirical Matching Functions. *German Economic Review*, **10** (3), 284 – 316.
- FEINBERG, R. M. (1981). Earnings-Risk as a Compensating Differential. *Southern Economic Journal*, **48**, 156 – 163.
- FELDSTEIN, M. und POTERBA, J. (1984). Unemployment Insurance and Reservation Wages. *Journal of Public Economics*, **23**, 141 – 167.
- GOEBEL, J. und GRABKA, M. (2011). *Entwicklung der Altersarmut in Deutschland*. Technischer Bericht, DIW Berlin, The German Socio-Economic Panel (SOEP).
- HAMERMESH, D. S. und WOLFE, J. R. (1990). Compensating Wage Differentials and the Duration of Wage Loss. *Journal of Labor Economics*, **8**, 175 – 197.

- HARRIS, R. D. F. und TZAVALIS, E. (1999). Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. *Journal of Econometrics*, **91**, 201 – 226.
- HARTOG, J., PLUG, E., SERRANO, L. und VIEIRA, J. (2003). Risk compensation in wages – a replication. *Empirical Economics*, **28** (3), 639 – 647.
- und VIJVERBERG, W. (2007). On compensation for risk aversion and skewness affection in wages. *Labour Economics*, **14** (6), 938 – 956.
- INSTITUT FÜR ARBEITSMARKT- UND BERUFSFORSCHUNG (2008). *IAB-Beschäftigtenstichprobe: Regionalfile1975-2004, Scientific Use File*. Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg.
- INSTITUT FÜR ARBEITSMARKT- UND BERUFSFORSCHUNG (2011). *IAB aktuell – Jeder fünfte Geringqualifizierte ist arbeitslos*. Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg.
- JACOBI, L. und KLUVE, J. (2007). Before and After the Hartz Reforms: The Performance of Active Labour Market Policy in Germany. *Journal of Labour Market Research*, **40** (1), 45 – 64.
- JOHNSON, W. R. (1977). *Distribution of Economic Well-Being*, NBER, Kapitel Uncertainty and the Distribution of Earnings, S. 379 – 396.
- KING, A. (1974). Occupational Choice, Risk Aversion, and Wealth. *Industrial and Labor Relations Review*, **27**, 586 – 596.
- KLINGER, S. und ROTHE, T. (2012). The Impact of Labour Market Reforms and Economic Performance on the Matching of the Short-term and the Long-term Unemployed. *Scottish Journal of Political Economy*, **59** (1), 90 – 114.
- KLOSS, M. und NAGL, W. (im Erscheinen). Unemployment compensation and unemployment duration – Evidence from the German Hartz IV reform. *ifo Working Papers*.
- KRAUSE, M. U. und UHLIG, H. (2012). Transitions in the German labor market: Structure and crisis. *Journal of Monetary Economics*, **59** (1), 64 – 79.
- KRENZ, S., NAGL, W. und RAGNITZ, J. (2009). Is There a Growing Risk of Old-Age Poverty in East Germany? *Applied Economics Quarterly Supplement*, **55**, 35 – 54.

- KRONTHALER, F. (2003). A Study of the Competitiveness of Regions based on a Cluster Analysis: The Example of East Germany. *IWH-Discussion-Paper*, **179**, 1 – 21.
- LI, E. H. (1986). Compensating differentials for cyclical and noncyclical unemployment: the interaction between investors' and employees' risk aversion. *Journal of Labor Economics*, **4** (2), 277 – 300.
- MAGNANI, E. (2002). Product market volatility and the adjustment of earnings to risk. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, **41** (2), 304 – 328.
- MASSEY, F. J. (1951). The Kolmogorov-Smirnov Test for Goodness of Fit. *Journal of the American Statistical Association*, **253**, 68 – 78.
- MCCALL, B. und CHI, W. (2008). Unemployment insurance, Unemployment Durations and Re-employment wages. *Economics Letters*, **99**, 115 – 118.
- MCDONALD, I. M. und SOLOW, R. M. (1981). Wage Bargaining and Employment. *American Economic Review*, **71** (5), 896 – 908.
- MCGOLDRICK, K. (1995). Do Women Receive Compensating Wages for Earnings Uncertainty? *Southern Economic Journal*, **62** (1), 210 – 222.
- MOORE, M. (1995). Unions, Employment Risks, and Market Provision of Employment Risk Differentials. *Journal of Risk and Uncertainty*, **10** (1), 57 – 70.
- MORETTI, E. (2000). Do Wages Compensate for Risk of Unemployment? Parametric and Semiparametric Evidence from Seasonal Jobs. *Journal of Risk and Uncertainty*, **20** (1), 45 – 66.
- MORTENSEN, D. T. (1977). Unemployment Insurance and Job Search Decisions. *Industrial and Labor Relations Review*, **30** (4), 505 – 517.
- NAGL, W. (2012a). Better safe than sorry? The effects of income risk, unemployment risk and the interaction of these risks on wages. *ifo Working Papers*, **148**, 1 – 24.
- (2012b). Wage Compensations due to Risk Aversion and Skewness Affection – German Evidence. *ifo Working Papers*, **145**, 1 – 8.
- NEAL, D. (1995). Industry-Specific Human Capital: Evidence from Displaced Workers. *Journal of Labor Economics*, **13** (4), 653 – 677.

- NICKELL, S. J. und ANDREWS, M. (1983). Unions, Real Wages and Employment in Britain 1951-79. *Oxford Economic Papers*, **35**, 183 – 206.
- OECD (2011). *Pensions at a Glance 2011 – Retirement-Income Systems in OECD Countries*. OECD Publishing, Paris.
- PFARR, C. und SCHNEIDER, U. (2011). Anreizeffekte und Angebotsinduzierung im Rahmen der Riester-Rente: Eine empirische Analyse geschlechts- und sozialisationsbedingter Unterschiede. *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, **12** (1), 27 – 46.
- PREGIBON, D. (1980). Goodness of link tests for generalized linear models. *Applied Statistics*, **29**, 15 – 24.
- REINBERG, A. und HUMMEL, M. (2007). Qualifikationsspezifische Arbeitslosigkeit im Jahr 2005 und die Einführung der Hartz-IV-Reform – Empirische Befunde und methodische Probleme. *IAB Forschungsbericht*, **9**, 2 – 38.
- ROGERSON, R., SHIMER, R. und WRIGHT, R. (2005). Search-Theoretic Models of the Labor Market: A Survey. *Journal of Economic Literature*, **43** (4), 959 – 988.
- SACHVERSTÄNDIGENRAT ZUR BEGUTACHTUNG DER GESAMTWIRTSCHAFTLICHEN ENTWICKLUNG (2008). *Die Finanzkrise meistern – Wachstumskräfte stärken, Jahresgutachten 2008 / 2009*. Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- SACHVERSTÄNDIGENRAT ZUR BEGUTACHTUNG DER GESAMTWIRTSCHAFTLICHEN ENTWICKLUNG (2011). *Verantwortung für Europa wahrnehmen, Jahresgutachten 2011 / 2012*. Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- SCHMUCKER, A. und SETH, S. (2009). BA-Beschäftigtenpanel 1998-2007 Codebuch. *FDZ Datenreport*, **1**, 1 – 123.
- SCHULTE, J. (2004). Arbeitslosengeld II und Arbeitslosenhilfe: Gewinner und Verlierer – Eine Schätzung der Nettoeinkommenseffekte von Hartz IV. *Diskussionsbeiträge des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaft der Freien Universität Berlin - Volkswirtschaftliche Reihe*, **2004** (29), 1 – 18.
- SIEGEL, S. (1957). Nonparametric Statistics. *The American Statistician*, **11**, 13 – 19.
- SIMONSON, J., KELLE, N., ROMEU GORDO, L., GRABKA, M. M., RASNER, A. und WESTERMEIER, C. (2012). Babyboomer: Mehr Brüche im Erwerbsleben, weniger Rente. *DIW Wochenbericht*, **23**, 3 – 13.

- SINN, H.-W. (1989). *Economic Decisions Under Uncertainty*. 2. Auflage, Physica-Verlag, Heidelberg.
- , GEIS, C. und HOLZNER, C. (2009). Die Agenda 2010 und die Armutsgefährdung. *ifo Schnelldienst*, **17**, 23 – 27.
- SMOLNY, W. (2009). Wage Adjustment, Competitiveness and Unemployment – East Germany after Unification. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik / Journal of Economics and Statistics*, **229**, 130 – 145.
- SOZIALGESETZBUCH (2012a). *Drittes Buch (III)*. Online verfügbar: http://www.gesetze-im-internet.de/sgb_3/ aufgerufen am 07.12.2012.
- SOZIALGESETZBUCH (2012b). *Sechstes Buch (VI)*. Online verfügbar: http://www.gesetze-im-internet.de/sgb_6/index.html aufgerufen am 29.10.2012.
- SOZIALGESETZBUCH (2012c). *Zweites Buch (II)*. Online verfügbar: http://www.gesetze-im-internet.de/sgb_2/ aufgerufen am 07.12.2012.
- SOZIALGESETZBUCH (2012d). *Zwölftes Buch (XII)*. Online verfügbar: http://www.gesetze-im-internet.de/sgb_12/index.html aufgerufen am 05.11.2012.
- STATISTIK DER BUNDESAGENTUR FÜR ARBEIT (2009). *Systematisches und alphabetisches Verzeichnis der Berufsbenennungen – Klassifizierung der Berufe 1988*. Bundesagentur für Arbeit, Nürnberg.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2007). *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen: Inlandsprodukt nach ESVG 1995 – Methoden und Grundlagen. Fachserie 18 S.22*. Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2010). *Gross domestic product, gross value added in Germany by Bundesland and East-West-Regions 1991 to 2009. Reihe 1 Band 1*. Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2012a). *Fortschreibung des Bevölkerungsstandes – Stichtag 31.12.2009, Bundesländer*. Online verfügbar: <https://www-genesis.destatis.de/genesis/online> aufgerufen am 24.10.2012.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2012b). *Harmonisierter Verbraucherpreisindex (inkl. Veränderungsdaten): Deutschland, Jahre Verfügbarer Zeitraum: 1995-2011*. Online verfügbar: <https://www-genesis.destatis.de/genesis/online> aufgerufen am 05.12.2012.

-
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2012c). *Preise – Verbraucherpreisindizes für Deutschland – Lange Reihen ab 1948*. Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2012d). *Sozialleistungen – Fachserie 13 Reihe 2.2*. Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2012e). *Wirtschaftsrechnungen – LEBEN IN EUROPA (EU-SILC) Einkommen und Lebensbedingungen in Deutschland und der Europäischen Union, Fachserie 15 Reihe 3*. Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2013). *Vorausberechneter Bevölkerungsstand: Deutschland, Stichtag, Varianten der Bevölkerungsvorausberechnung, Geschlecht, Altersjahre – Variante 1-W1*. Online verfügbar: <https://www-genesis.destatis.de/genesis/online/data> aufgerufen am 22.03.2013.
- STEGMANN, M. (2009). *Benutzerhinweise – Methodische Umsetzung FDZ-Biografiedatensatz VSKT*. Deutsche Rentenversicherung – Forschungsdatenzentrum, Berlin.
- STEPHAN, H. und WIEDEMANN, E. (1990). *Lohnstruktur und Lohndifferenzierung in der DDR*. Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB), Nürnberg.
- TOPEL, R. H. (1984). Equilibrium Earnings, Turnover and Unemployment: New Evidence. *Journal of Labor Economics*, **2** (4), 500 – 522.
- VON GAUDECKER, H. und SCHOLZ, R. (2008). Differential mortality by lifetime earnings in Germany. *Demographic Research*, **17**, 83 – 108.

Curriculum Vitae

Wolfgang Nagl

seit 04/2008 Doktorand, ifo Institut - Niederlassung Dresden

10/2011 Gastwissenschaftler, Universität Bergen

09/2005 - 10/2008 Bohemicum Regensburg-Passau
Abschluss: Zertifikat

10/2001 - 10/2007 Studium der Volkswirtschaftslehre, Universität Regensburg
Abschluss: Diplom-Volkswirt

07/2006 - 08/2006 Summer School of Slavonic Studies, Masaryk-Universität Brno

07/2000 Comenius Gymnasium Deggendorf
Abschluss: Abitur

3. April 1980 Geboren in Deggendorf