

Universität Regensburg
Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät



Dissertation

zur Erlangung des Grades eines Doktors der Wirtschaftswissenschaft
eingereicht an der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät der
Universität Regensburg

Analyse der Abwärtsnominallohnstarrheit in
Mikrodaten

Vorgelegt von: Diplom-Volkswirtin Barno Bläs

Berichterstatter: Prof. Dr. Joachim Möller
PD Dr. Christoph Knoppik

Tag der Disputation: 10. März 2008

DANKSAGUNG

Die vorliegende Dissertation entstand während meiner Tätigkeit als wissenschaftliche Mitarbeiterin bei Joachim Möller am Lehrstuhl für Empirische Makroökonomie und Regionalökonomie der Universität Regensburg. Meinem Chef Joachim Möller danke ich für die Möglichkeit zur Anfertigung dieser Arbeit, sein Vertrauen und den gewährten Freiraum. Mit einem sehr angenehmen Arbeitsklima am Lehrstuhl schuf er ein motivierendes Umfeld für meine Tätigkeit in Forschung und Lehre.

Mein besonderer Dank gilt Christoph Knoppik und Thomas Beissinger für ihre kollegiale Zusammenarbeit und freundschaftliche Unterstützung. In zahlreichen gemeinsamen Diskussionen erhielt ich wertvolle Anregungen und Impulse. Insbesondere meinem Betreuer Christoph Knoppik möchte ich für seine wichtigen Denkanstöße danken, die wesentlich zum Gelingen dieser Arbeit beigetragen haben.

Mein herzlicher Dank gilt meinem Mann Marko, Danuta und Erich Bläs sowie Renate Schreder für die Durchsicht der verschiedenen Teile dieser Arbeit.

Zutiefst dankbar bin ich meinen Eltern, die mich auf meinem akademischen und beruflichen Werdegang stets unterstützt haben. Ihnen sei diese Arbeit gewidmet.

Regensburg, im März 2008

Barno Bläs

INHALTSVERZEICHNIS

EINFÜHRUNG.....	1
I AUSMAß UND REALE KONSEQUENZEN NACH UNTEN STARRER NOMINALLÖHNE	6
I.1 EINFÜHRUNG.....	7
I.2 GRÜNDE FÜR DIE ABWÄRTSNOMINALLOHNRIGIDITÄT.....	10
I.3 AUSWAHL DER ANALYSEMETHODE.....	14
I.4 LITERATURÜBERBLICK	19
I.5 DAS MODELL	30
I.5.1 MODELLIERUNG DER GEWÜNSCHTEN UND DER TATSÄCHLICHEN LOHNÄNDERUNGSVERTEILUNGEN	30
I.5.2 BERÜCKSICHTIGUNG VON MESSFEHLERN.....	32
I.6 DATENSELEKTION.....	34
I.7 EMPIRISCHE IMPLEMENTIERUNG UND EVIDENZ.....	37
I.8 REALE KONSEQUENZEN.....	42
I.9 ABWÄRTSNOMINALLOHNSTARRHEIT UND LUCAS-KRITIK.....	48
I.10 ZUSAMMENFASSUNG	52
I.A HERLEITUNGEN.....	54
I.A.1 LIKELIHOODFUNKTIONEN IN VERSCHIEDENEN MODELLEN	54
I.A.2 KONTRAFAKTISCHE LOHNÄNDERUNG	57
I.B ABBILDUNGEN	58
I.C TABELLEN	63
LITERATURVERZEICHNIS.....	80
II ABWÄRTSNOMINAL- UND TARIFLOHNSTARRHEIT IN DEUTSCHLAND	85
II.1 EINFÜHRUNG.....	86
II.2 STAND DER FORSCHUNG.....	92
II.3 DAS MODELL	111
II.3.1 MODELLIERUNG DER GEWÜNSCHTEN UND DER TATSÄCHLICHEN LOHNÄNDERUNGSVERTEILUNGEN	111
II.3.2 BERÜCKSICHTIGUNG VON MESSFEHLERN.....	114

II.3.3	KRITISCHE BEWERTUNG DES MODELLS.....	116
II.4	DATENSELEKTION.....	118
II.5	ERGEBNISSE DER MONTE-CARLO-SIMULATIONEN.....	121
II.6	EMPIRISCHE IMPLEMENTIERUNG UND EVIDENZ.....	128
II.6.1	EMPIRISCHE IMPLEMENTIERUNG.....	128
II.6.2	EMPIRISCHE EVIDENZ.....	130
II.6.3	BEWERTUNG DER ERGEBNISSE.....	133
II.7	ZUSAMMENFASSUNG	136
II.A	HERLEITUNGEN.....	138
II.A.1	KONTRAFAKTISCHE LOHNÄNDERUNG	138
II.A.2	LIKELIHOODFUNKTION FÜR DAS MODELL MIT NOMINALER UND TARIFLICHER ABWÄRTSLOHNRIGIDITÄT	139
II.B	ABBILDUNGEN	144
II.C	TABELLEN	151
	LITERATURVERZEICHNIS.....	165
III	EVIDENCE OF DOWNWARD NOMINAL WAGE RIGIDITY IN EUROPEAN MICRO DATA.....	168
III.1	INTRODUCTION.....	169
III.2	APPROACH	172
III.3	DATA.....	174
III.4	EMPIRICAL IMPLEMENTATION AND RESULTS.....	176
III.5	COMPARISON WITH LITERATURE.....	178
III.6	THE IMPACT OF INSTITUTIONS ON DOWNWARD NOMINAL WAGE RIGIDITY ..	183
III.7	SUMMARY, CONCLUSIONS AND OUTLOOK	185
III.A	DATA DESCRIPTION	186
III.B	LIKELIHOOD FUNCTION OF THE MME MODEL.....	191
III.C	TABLES AND FIGURES.....	192
	REFERENCES.....	196

TABELLENVERZEICHNIS

TABELLE I-1: AUSGEWÄHLTE MIKRODATENSTUDIEN ZU NACH UNTEN STARREN LÖHNEN UND IHRE ERGEBNISSE	63
TABELLE I-2: ERGEBNISSE FÜR ARBEITER IN WEST-DEUTSCHLAND (1975–2001)	71
TABELLE I-3: ERGEBNISSE FÜR ANGESTELLTE IN WEST-DEUTSCHLAND (1975–2001) ..	72
TABELLE I-4: ERGEBNISSE FÜR WEST-DEUTSCHLAND (1992–2001).....	73
TABELLE I-5: ERGEBNISSE FÜR OST-DEUTSCHLAND (1992–2001)	74
TABELLE I-6: SCHÄTZWERTE FÜR R BZW. $R(\pi)$ (IN PROZENT).....	75
TABELLE I-7: SCHÄTZWERTE FÜR SU BZW. $SU(\pi)$ (IN PROZENTPUNKTEN).....	76
TABELLE I-8: ZUSATZARBEITSLOSIGKEIT (IN PROZENTPUNKTEN).....	77
TABELLE I-9: ERGEBNISSE FÜR WEST-DEUTSCHLAND, ÜBERPRÜFUNG DER LUCAS-KRITIK	78
TABELLE I-10: DURCHSCHNITTLICHE INFLATIONSRATE IN DEN EINZELNEN PERIODEN (IN PROZENT)	79
TABELLE II-1: ÜBERBLICK ÜBER DIE MIKRODATENSTUDIEN ZUR GLEICHZEITIGEN UNTERSUCHUNG VON NACH UNTEN STARREN NOMINALEN UND REALEN ODER TARIFLICHEN LÖHNEN	151
TABELLE II-2: ERGEBNISSE DER MONTE-CARLO-SIMULATIONEN 1	154
TABELLE II-3: ERGEBNISSE DER MONTE-CARLO-SIMULATIONEN 2	155
TABELLE II-4: ERGEBNISSE DER MONTE-CARLO-SIMULATIONEN 3	156
TABELLE II-5: ERGEBNISSE DER MONTE-CARLO-SIMULATIONEN 4	157
TABELLE II-6: ERGEBNISSE DER MONTE-CARLO-SIMULATIONEN 5	158
TABELLE II-7: ERGEBNISSE FÜR MÄNNER IN WEST-DEUTSCHLAND (VARIANTE 1).....	159
TABELLE II-8: ERGEBNISSE FÜR MÄNNER IN WEST-DEUTSCHLAND (VARIANTE 2).....	160
TABELLE II-9: ERGEBNISSE FÜR MÄNNER IN WEST-DEUTSCHLAND IN ABHÄNGIGKEIT VON DER ALTERSSTRUKTUR DER BESCHÄFTIGTEN (VARIANTE 2).....	161
TABELLE II-10: ERGEBNISSE FÜR MÄNNER IN WEST-DEUTSCHLAND IN ABHÄNGIGKEIT VON DER QUALIFIKATIONSSTRUKTUR DER BESCHÄFTIGTEN (VARIANTE 2).	162
TABELLE II-11: ERGEBNISSE FÜR FRAUEN IN WEST-DEUTSCHLAND (VARIANTE 1).....	163

TABELLE II-12: ERGEBNISSE FÜR FRAUEN IN WEST-DEUTSCHLAND (VARIANTE 2).....	164
TABLE III-1: ESTIMATED DEGREES OF DOWNWARD NOMINAL WAGE RIGIDITY.....	192
TABLE III-2: CORRELATION OF NATIONAL DEGREES OF DOWNWARD NOMINAL WAGE RIGIDITY ACROSS STUDIES	193
TABLE III-3: ESTIMATED DEGREES OF DOWNWARD NOMINAL WAGE RIGIDITY REGRESSED ON INSTITUTIONAL INDICATORS	194

ABBILDUNGSVERZEICHNIS

ABBILDUNG I-1: IDENTIFIKATION NACH UNTEN STARRER LÖHNE IN DEN EMPIRISCHEN ANALYSEVERFAHREN.....	58
ABBILDUNG I-2: JÄHRLICHE ENTGELTÄNDERUNGSVERTEILUNGEN FÜR ANGESTELLTE IN WEST-DEUTSCHLAND.....	59
ABBILDUNG I-3: JÄHRLICHE ENTGELTÄNDERUNGSVERTEILUNGEN FÜR ARBEITER IN WEST-DEUTSCHLAND.....	59
ABBILDUNG I-4: JÄHRLICHE ENTGELTÄNDERUNGSVERTEILUNGEN FÜR ANGESTELLTE IN OST-DEUTSCHLAND	60
ABBILDUNG I-5: JÄHRLICHE ENTGELTÄNDERUNGSVERTEILUNGEN FÜR ARBEITER IN OST-DEUTSCHLAND	60
ABBILDUNG I-6: STILISIERTE PHILLIPS-KURVEN FÜR ARBEITER IN WEST-DEUTSCHLAND	61
ABBILDUNG I-7: STILISIERTE PHILLIPS-KURVEN FÜR ANGESTELLTE IN WEST-DEUTSCHLAND	62
ABBILDUNG II-1: JÄHRLICHE ENTGELTÄNDERUNGSVERTEILUNGEN FÜR ANGESTELLTE IN WEST-DEUTSCHLAND.....	144
ABBILDUNG II-2: JÄHRLICHE ENTGELTÄNDERUNGSVERTEILUNGEN FÜR ARBEITER IN WEST-DEUTSCHLAND.....	144
ABBILDUNG II-3: JÄHRLICHE ENTGELTÄNDERUNGSVERTEILUNGEN FÜR WEIBLICHE ANGESTELLTE IN WEST-DEUTSCHLAND	145
ABBILDUNG II-4: JÄHRLICHE ENTGELTÄNDERUNGSVERTEILUNGEN FÜR ARBEITERINNEN IN WEST-DEUTSCHLAND.....	145
ABBILDUNG II-5: GRAFISCHE DARSTELLUNG DER EINZELNEN RIGIDITÄTSREGIME	146
ABBILDUNG II-6: STILISIERTE DARSTELLUNG DER FAKTISCHEN LOHNÄNDERUNGSVERTEILUNG	147
ABBILDUNG II-7: STILISIERTE DARSTELLUNG DER GEWÜNSCHTEN, DER TATSÄCHLICHEN UND DER BEOBACHTETEN LOHNÄNDERUNGSVERTEILUNG SOWIE DEREN STREUDIAGRAMME	148
ABBILDUNG II-8: STILISIERTE DARSTELLUNG DER VERTEILUNGEN BEI VORLIEGEN VON RUNDUNGSFEHLERN IN DEN DATEN.....	149

ABBILDUNG II-9: STILISIERTE DARSTELLUNG DER VERTEILUNGEN OHNE RUNDUNGSFEHLER IN DEN DATEN	150
FIGURE III-1: COUNTRY ESTIMATES IN CROSS-NATIONAL STUDIES	195

EINFÜHRUNG

Seit über einem Jahrzehnt wird das geldpolitische Ziel einer niedrigen Inflationsrate in vielen westlichen Ländern erfolgreich umgesetzt. Preisstabilität trägt auf verschiedene Weise zum wirtschaftlichen Wohlstand bei und wird deshalb von vielen Ökonomen befürwortet. Vorteile der Preisstabilität liegen z.B. in der höheren Transparenz bei den relativen Preisen, den geringeren Inflationsrisikoprämien bei Zinsen oder den geringeren Verzerrungen der Steuer- und Sozialsysteme. Die Preisstabilität dient aber auch der Vermeidung von unnötigen Absicherungen (z.B. Horten von Waren), höheren Transaktionskosten (z.B. „Schuhsohleneffekt“) und willkürlichen Einkommens- und Vermögensumverteilungen (z.B. von Gläubigern zu Schuldern).¹ Neben diesen Vorteilen der Preisstabilität hat eine zu niedrige Inflation aber auch Nachteile. Einer dieser Nachteile wird im Zusammenhang mit nach unten starren Nominallöhnen deutlich.

Mehr als drei Jahrzehnte sind vergangen, seit Tobin (1972) in seinem Aufsatz „Inflation and Unemployment“ auf mögliche Nachteile für den Arbeitsmarkt hinwies, die aus einer zu niedrigen Inflation erwachsen. Seinem Argument zur Folge, kann eine zu niedrige Inflationsrate bei Existenz von Abwärtsnominallohnstarrheit die nach adversen Schocks erforderlichen Reallohnkürzungen verhindern und so zu einer höheren unfreiwilligen Arbeitslosigkeit führen. Obwohl die nach unten starren Nominallöhne bereits zuvor in der Literatur Erwähnung fanden – Keynes (1936) machte in seiner „General Theory“ auf die Existenz von nach unten starren Nominallöhnen als einem bestehenden Phänomen aufmerksam – wurde das Argument von Tobin (1972) bis fast zur Mitte der neunziger Jahre von vielen Ökonomen kaum beachtet. Erst mit der Studie von Akerlof, Dickens und Perry (1996), in der die Autoren durch plausible Modifikationen des Standard-NAIRU-Modells den von Tobin (1972) postulierten langfristigen Phillips-Kurven-trade-off bei zu niedrigen Inflationsraten nachwies, entstand eine rege wissenschaftliche Debatte um die

¹ Vgl. Europäische Zentralbank (2004, S. 42 ff.).

nach unten starren Nominallöhne. Im Mittelpunkt dieser bis heute andauernden Debatte steht die Frage, ob die in vielen westlichen Ländern beobachteten und im Rahmen der Preisstabilitätspolitik der Zentralbanken dieser Länder gezielt angestrebten niedrigen Inflationsraten auch mit Kosten verbunden sind, die sich in einer höheren unfreiwilligen Arbeitslosigkeit niederschlagen. Zur Klärung dieses Sachverhalts wurden im Verlauf des letzten Jahrzehnts mehrere Studien zur Untersuchung der empirischen Relevanz der Abwärtsnominallohnstarrheit durchgeführt. Eine signifikante Evidenz für nach unten starre Nominallöhne konnte z.B. in den Studien von Altonji und Devereux (2000), Lebow, Saks und Wilson (2003) und Gottschalk (2005) für die USA, von Beissinger und Knoppik (2001) und Knoppik und Beissinger (2003) für Deutschland, von Devicienti (2002) für Italien, von Agell und Lundborg (2003) und Ekberg (2004) für Schweden, von Fehr und Goette (2005) für die Schweiz, von Christofides und Stengos (2003) für Kanada, von Kuroda und Yamamoto (2003) für Japan, von Dwyer und Leong (2003) für Australien sowie von Castellanos, Garcia-Verdu und Kaplan (2004) für Mexiko gefunden werden. Die Untersuchung der Ursachen von Abwärtsnominallohnstarrheit war ebenfalls Gegenstand mehrerer Studien. Als Begründungen für die Existenz der Abwärtsnominallohnstarrheit werden nominale Verlustaversion (Shafir, Diamond und Tversky (1997), Fehr und Tyran (2001)), nominale Moral- und Fairnessüberlegungen (Kahneman, Knetsch und Thaler (1986), Bewley (1999)) sowie die Existenz von effizienten nominalen Lohn-Kontrakten (Holden (1994, 2004)) angeführt.

In der modernen Makroökonomie kommt dem Phänomen der unvollständigen Abwärtsnominallohnanpassung dank der vorliegenden Erkenntnisse aus den empirischen, verhaltensökonomischen sowie den theoretischen Studien zunehmend größere Bedeutung zu. Einen jüngeren Beweis dafür liefert die viel beachtete Ansprache von Akerlof (2007) auf der Jahrestagung der American Economic Association im Januar dieses Jahres. „Nominal wage rigidity may not only be statistically perceptible; it can also be macroeconomically important, even outside of Great Depressions. Nominal wage rigidity imparts a long-run trade-off between unemployment and long-run inflation. This trade-off is of sufficient size that it should deter central banks from targeting very low levels of inflation.“, betonte Akerlof (2007, S. 23).

Zudem verwies der Ökonomie-Nobelpreisträger auf die Bedeutung der Abwärtsnominallohnstarrheit, welche ein Beleg für die viel zu enge und realitätsfremde Auslegung menschlichen Verhaltens in der Makroökonomie der letzten Jahrzehnte darstelle. Das zunehmende Interesse der wissenschaftlichen Öffentlichkeit an dem Phänomen der unvollständigen Abwärtsnominallohnanpassung zeigt sich auch an dem durch die Europäische Zentralbank im Juli 2006 ins Leben gerufenen Wage Dynamics Network, dessen Aufgabe unter anderem in der Überprüfung der quantitativen Bedeutung und der realwirtschaftlichen Relevanz einer möglichen Lohnstarrheit in den Ländern des Euroraums besteht.

Aufgrund dieser Entwicklungen scheint die Abwärtsnominallohnstarrheit als Phänomen mittlerweile weitgehend akzeptiert zu werden. In der gegenwärtigen Diskussion geht es deshalb nicht mehr darum, ob die nach unten starren Nominallöhne existieren (können), sondern vielmehr um die Frage, wie die vorliegende Abwärtsnominallohnstarrheit robust geschätzt werden kann, um dann auch zuverlässige Aussagen über deren realwirtschaftliche Implikationen treffen zu können. Zur Schätzung der Abwärtsnominallohnstarrheit wurden mehrere Ansätze entwickelt, die sich vor allem im Identifikationsprinzip, der Möglichkeit der Messfehlerberücksichtigung sowie der Modellierung einer zusätzlichen Zensierungsgrenze zur Untersuchung von nach unten starren realen bzw. tariflichen Löhnen unterscheiden. In Bezug auf die ersten zwei Eigenschaften hat sich der Earnings-Function-Ansatz von Altonji und Devereux (2000) als bester unter den vorliegenden Ansätzen erwiesen. Der Earnings-Function-Ansatz kann sich zum einen beider in der Literatur verwendeten Strategien zur Identifikation der Abwärtsnominallohnstarrheit bedienen. Zum anderen ermöglicht der Ansatz die Berücksichtigung von Messfehlern, indem diese explizit bei den Schätzungen mitmodelliert werden. Diese beiden Eigenschaften ermöglichen robuste Analysen mit dem Earnings-Function-Ansatz.

Bei den Methoden, die zusätzlich eine alternative Lohnstarrheit berücksichtigen, hat sich bis jetzt keine Spezifikation herausgebildet, die die Mehrheit der Forscher überzeugt. Die entwickelten Methoden, wie z.B. der Weibull-Notional-Ansatz von Dickens u.a. (2006) oder der alternative Symmetry-Ansatz von Dickens u.a. (2007),

berücksichtigen eine alternative Zensierungsgrenze, lassen aber einige Probleme unberücksichtigt. Diese Probleme haben ihre Ursachen in der alleinigen Identifikation der Abwärtsnominallohnstarrheit über die Form der kontrafaktischen Lohnänderungsverteilung oder in der Nichtberücksichtigung von Messfehlern. Andere Ansätze zur gleichzeitigen Untersuchung von nach unten starren nominalen und realen bzw. tariflichen Löhnen stellen erweiterte Versionen des Earnings-Function-Ansatzes dar. Allerdings haben Untersuchungen gezeigt, dass bei der Erweiterung des Earnings-Function-Ansatzes um die zusätzliche Berücksichtigung einer alternativen Rigidität, deren Zensierungsgrenze unbekannt ist, die Robustheit des Ansatzes stark beeinträchtigt wird. Da neben möglichen Überlegungen zur Existenz einer alternativen Lohnstarrheit die Frage nach ihrer verlässlichen Untersuchung in Mikrodaten weiterhin ungeklärt ist, bleibt die alleinige Untersuchung von nach unten starren Nominallöhnen gerechtfertigt.

Die vorliegende Dissertation liefert einen Beitrag zur gegenwärtigen Diskussion um nach unten starre Nominallöhne. Die Arbeit ist in drei Teile gegliedert. Die ersten zwei Teile umfassen Untersuchungen für Deutschland auf Grundlage der IAB-Regionalstichprobe (1975–2001). Teil III stellt eine Länderstudie für 12 EU-Staaten auf Basis des European Community Household Panel (1994–2001) dar. Die Analysen beruhen jeweils auf dem von Altonji und Devereux (2000) entwickelten Earnings-Function-Ansatz, dessen Vor- und Nachteile gegenüber alternativen Methoden im ersten Teil ausführlich diskutiert werden.

Der Schwerpunkt von Teil I liegt in der Überprüfung der makroökonomischen Thesen von Tobin (1972) und Akerlof u.a. (1996), die besagen, dass eine zu niedrige Inflation bei Existenz nach unten starrer Nominallöhne mit negativen Beschäftigungseffekten verbunden ist. Unter Verwendung von drei alternativen Messfehlermodellvarianten wird zunächst untersucht, ob und in welchem Ausmaß die erforderlichen Nominallohnkürzungen im untersuchten Zeitraum nicht realisiert werden konnten. Anschließend werden die realwirtschaftlichen Effekte der geschätzten Abwärtsnominallohnstarrheit sowie die Abhängigkeit dieser Effekte von unterschiedlichen Inflationspolitiken analysiert. Weiterhin wird im ersten Teil einer

Variante der Lucas-Kritik Rechnung getragen und die Abhängigkeit der Abwärtsnominallohnstarrheit vom unterschiedlichen inflationären Umfeld untersucht. Ferner bietet dieser Teil einen ausführlichen Überblick über die vorliegende Literatur.

Teil II geht auf die neuesten Entwicklungen in der Forschung ein und erweitert den Earnings-Function-Ansatz – ähnlich Fehr, Goette und Pfeiffer (2002) sowie Cornelißen und Hübler (2006) – durch die zusätzliche Berücksichtigung der tariflichen Lohnstarrheit. Dadurch trägt dieser Teil dem Einwand einiger Autoren Rechnung, dass die isolierte Untersuchung der Abwärtsnominallohnstarrheit empirisch nicht gerechtfertigt ist (Fehr u.a. (2002, S. 2), Bauer, Bonin und Sunde (2004, S. 2)). Im Unterschied zu vergleichbaren Studien, die im zweiten Teil auch ausführlich dargestellt werden, wird hier im Vorfeld der Analysen mit den realen Daten die Robustheit des Earnings-Function-Ansatzes bei zusätzlicher Berücksichtigung einer alternativen Rigidität mittels Monte-Carlo-Simulationen überprüft. Die durch die Simulationen gewonnenen Erkenntnisse werden im zweiten Teil erläutert.

Teil III entstand in Zusammenarbeit mit Christoph Knoppik und Thomas Beissinger. Dieser Teil untersucht auf Grundlage der Befragungsdaten des European Community Household Panel (ECHP) die Abwärtsnominallohnstarrheit in 12 der 15 alten EU-Länder. Einer der Vorteile des ECHP liegt in dem standardisierten Fragebogen, der in allen 12 Teilnehmerländern einheitlich verwendet wurde. Die Nutzung von vergleichbaren Daten und die Verwendung einer einheitlichen ökonomischen Methode ermöglichen den direkten Vergleich der resultierenden Abwärtsnominallohnstarrheit in den untersuchten Ländern. Dank der vergleichbaren Evidenz kann im dritten Teil ferner analysiert werden, ob sich die Heterogenität in der geschätzten Abwärtsnominallohnstarrheit durch Unterschiede in den Arbeitsmarktinstitutionen der untersuchten Länder erklären lässt.

I AUSMAß UND REALE KONSEQUENZEN NACH UNTEN STARRER NOMINALLÖHNE

EINE UNTERSUCHUNG FÜR DEN DEUTSCHEN ARBEITSMARKT

ZUSAMMENFASSUNG

Dieser Beitrag analysiert die Existenz, das Ausmaß sowie die realwirtschaftlichen Implikationen nach unten starrer Nominallöhne in Deutschland. Unter Verwendung von drei alternativen Modellvarianten für die proportionale Abwärtsnominallohnstarrheit wird auf Grundlage der IAB-Regionalstichprobe (1975–2001) nachgewiesen, dass das Ausmaß der Abwärtsnominallohnstarrheit in Deutschland erheblich ist. Die realen Implikationen der nach unten starren Nominallöhne fallen bei konstantem Rigiditätsgrad umso höher aus, je geringer die Inflationsrate ist. Für Inflationsraten unter zwei Prozent sind diese realen Effekte nicht mehr vernachlässigbar. Zusätzlich kann im Rahmen dieses Beitrags aufgezeigt werden, dass das Ausmaß der Abwärtsnominallohnstarrheit vom inflationären Umfeld selbst abhängt und in Phasen mit niedriger Inflation sinkt.

Keywords: Nominal Wage Rigidity; Equilibrium Unemployment; Inflation Target; Phillips Curve; Lucas Critique; Germany.

JEL-Classification: J30; E24; E31; E52.

I.1 EINFÜHRUNG

Die Frage nach der optimalen Höhe der Inflationsrate beschäftigt schon seit Jahrzehnten viele Ökonomen. Die seit etwa Mitte der neunziger Jahre in vielen Industrieländern beobachteten niedrigen Inflationsraten führten in den letzten Jahren zu einer neuen Diskussion: Einige Ökonomen befürchten, dass eine zu niedrige Inflationsrate bei der Existenz nach unten starrer Nominallöhne schädlich für den Arbeitsmarkt ist. Denn beim Vorliegen der Abwärtsnominallohnrigidität kann eine zu niedrige Inflation die nach adversen Schocks erforderlichen Reallohnanpassungen verhindern und so möglicherweise zu einer höheren unfreiwilligen Arbeitslosigkeit führen. Bei einer etwas höheren Inflationsrate kann dagegen die Abwärtsnominallohnstarrheit die erforderlichen Reallohnsenkungen nicht ganz verhindern, falls die Nominallöhne mit einer geringeren Rate wachsen als die Preise. Dieser Überlegung liegt die These von Tobin (1972) zugrunde, dass die Inflation ein Schmiermittel für die Räder des Arbeitsmarktes darstellt („inflation greases the wheels of the labor market“). Die empirische Relevanz der Abwärtsnominallohnrigidität beschäftigt folglich zunehmend mehr Wissenschaftler, weil sie Aufschluss darüber ermöglicht, ob die gegenwärtig in vielen westlichen Ländern beobachteten und im Rahmen der Preisstabilitätspolitik der Zentralbanken dieser Länder auch gezielt angestrebten niedrigen Inflationsraten mit einer höheren Arbeitslosigkeit verbunden sind.

Eine der bedeutendsten Arbeiten zur Untersuchung der realen Konsequenzen der Abwärtsnominallohnrigidität und deren Implikationen für die Gestalt der langfristigen Phillips-Kurve stellt die Studie von Akerlof, Dickens und Perry (1996) dar. In ihrer Untersuchung können Akerlof u.a. (1996) zeigen, dass die langfristige Phillips-Kurve bei Vorliegen von Abwärtsnominallohnrigidität für zu niedrige Inflationsraten geneigt verläuft und nicht, wie seit Phelps (1967) und Friedman (1968) mehrheitlich vertreten, vertikal ist. Die Simulations- und Schätzergebnisse der Studie von Akerlof u.a. (1996) widersprechen somit der gängigen Meinung, dass es auf lange Sicht keinen Zusammenhang zwischen Inflation und Arbeitslosigkeit gibt, und bestätigen die Hypothese von Tobin (1972).

Die Überprüfung der makroökonomischen These dieser Ökonomen hat sich im Verlauf des letzten Jahrzehnts zu einem breiten Forschungsgebiet entwickelt, in dessen Rahmen die Existenz, die Gründe, das Ausmaß und die realwirtschaftlichen Konsequenzen von nach unten starren Löhnen erforscht werden. Die durchgeführten empirischen Studien unterscheiden sich nicht nur durch die Art der zugrunde liegenden Daten, sondern auch hinsichtlich der verwendeten Analysemethoden. Diese lassen sich vor allem nach der gewählten Strategie für die Identifikation der Abwärtsnominallohnrigidität, der Möglichkeit der Messfehlerberücksichtigung, der funktionalen Form der Rigidität sowie nach der Berücksichtigung einer alternativen Zensierungsgrenze zur gleichzeitigen Untersuchung von nach unten starren nominalen und realen bzw. tariflichen Lohnstarrheiten differenzieren. Das erklärt auch die breite Variation der Ergebnisse in diesen Studien (siehe Tabelle I-1). Die meisten empirischen Untersuchungen werden auf Grundlage des Skewness-Location-Ansatzes von McLaughlin (1994), des Histogram-Location-Ansatzes von Kahn (1997), des Earnings-Function-Ansatzes von Altonji und Devereux (2000), sowie deskriptiver Analysen durchgeführt.

Ziel des vorliegenden Beitrags ist die Untersuchung der Existenz und des Ausmaßes der Abwärtsnominallohnstarrheit mit dem Earnings-Function-Ansatz von Altonji und Devereux (2000). Die Analysen werden separat für Arbeiter und Angestellte für West- und Ost-Deutschland durchgeführt. Weiterhin werden im Rahmen dieses Beitrags die für die Wirtschaftspolitik relevanten realen Konsequenzen der empirisch vorliegenden Abwärtsnominallohnstarrheit sowie die Abhängigkeit dieser realen Effekte von unterschiedlichen Inflationspolitiken untersucht. Die Analysen beruhen auf der IAB-Regionalstichprobe, die zwei Prozent aller sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten in Deutschland darstellt und einen Zeitraum von 1975 bis 2001 umfasst. Einer der Vorteile dieses Datensatzes liegt darin, dass er sowohl Jahre mit hoher als auch mit sehr niedriger Inflation enthält. Dadurch bietet die IAB-Regionalstichprobe eine einzigartige Möglichkeit zur Überprüfung einer Variante der Lucas-Kritik von Gordon (1996) und Mankiw (1996). Diese Autoren weisen darauf hin, dass die Untersuchung von nach unten starren Nominallöhnen und deren realen Effekten in einer Welt mit hoher Inflation keine korrekten Schlüs-

se auf eine Welt mit niedriger Inflation zulässt, weil die Nominallohnkürzungen in Niedriginflationsphasen von den Arbeitnehmern nicht mehr als unfair empfunden werden und die Abwärtsnominallohnstarrheit deshalb zumindest zum Teil abnehmen würde. Ähnlich positioniert sich auch die Europäische Zentralbank. In ihrem Überblicksartikel über die Hintergrundstudien zur geldpolitischen Strategie verweist die Europäische Zentralbank (2003, S. 15) neben der unzureichenden empirischen Evidenz für die Abwärtsnominallohnstarrheit im Euroraum auch darauf, „dass solche Rigiditäten bei einer dauerhaften und völlig glaubwürdigen Verschiebung hin zu einem niedrigen Inflationsumfeld abnehmen und sogar verschwinden könnten“. Die Überprüfung dieser Kritik stellt einen weiteren Gegenstand dieser Arbeit dar. Die Abhängigkeit der Abwärtsnominallohnstarrheit vom unterschiedlichen inflationären Umfeld kann hier wegen der vorteilhaften Struktur der Daten direkt untersucht werden.

Dieser Beitrag ist folgendermaßen strukturiert: Abschnitt I.2 führt mögliche Begründungen für die Existenz der Abwärtsnominallohnstarrheit an. Abschnitt I.3 diskutiert die Auswahl der Schätzmethode, des Earnings-Function-Ansatzes, und geht dabei explizit auf dessen Vor- und Nachteile gegenüber den alternativen Methoden ein. Abschnitt I.4 gibt einen umfassenden Überblick über den Stand der Literatur. Abschnitt I.5 stellt das Modell für die proportionale Abwärtsnominallohnrigidität vor. Abschnitt I.6 beschreibt die Daten und die Datenselektion. Die Abschnitte I.7 und I.8 präsentieren die Schätzergebnisse zum Ausmaß der Abwärtsnominallohnstarrheit sowie der sich daraus ergebenden makroökonomischen Konsequenzen. Abschnitt I.9 widmet sich der Überprüfung einer Variante der Lucas-Kritik und analysiert die Abhängigkeit der Abwärtsnominallohnrigidität vom inflationären Umfeld. Abschnitt I.10 bewertet die präsentierte Evidenz und fasst die Ergebnisse zusammen.

I.2 GRÜNDE FÜR DIE ABWÄRTSNOMINALLOHNRRIGIDITÄT

Das Phänomen der unvollständigen Abwärtsnominallohnanpassung scheint in der modernen Makroökonomie eine immer größere Rolle zu spielen. Einen aktuellen Beweis dafür liefert die viel beachtete Ansprache von Akerlof (2007) auf der Jahrestagung der American Economic Association. „The motivation underlying resistance to money wage cuts is so obvious, and the facts are so unexceptionable ...“, betont Akerlof (2007, S. 24) und verweist auf zahlreiche Belege in verschiedenen Studien. Tatsächlich liefern die Erkenntnisse aus den vorliegenden experimentellen, empirischen und theoretischen Studien überzeugende Argumente für die Existenz der Abwärtsnominallohnrigidität. Diese beruhen vor allem auf den Moral- und Fairnessnormen sowie den institutionellen Gegebenheiten in einer Gesellschaft. Moral und Fairness als Begründung für die Abwärtsnominallohnrigidität werden dabei in Verbindung mit Geldillusion angeführt. Geldillusion liegt vor, wenn Individuen auf alternative Darstellungen ein und derselben Situation, sogenannte Frames, unterschiedlich reagieren, je nachdem ob diese Situation in nominalen oder realen Größen formuliert wird. Die Existenz der Geldillusion wird allerdings von vielen Ökonomen, wie auch Akerlof (2007) kritisch anmerkt, noch immer bestritten, weil sie der in der Ökonomie meist verwendeten Annahme des rational handelnden Individuums widerspricht. Die Ergebnisse vieler psychologischer, experimenteller und empirischer Studien zeigen jedoch, dass die Wirtschaftssubjekte häufig der Geldillusion unterliegen. So erklären Shafir, Diamond und Tversky (1997) die Existenz von Geldillusion durch multiples Framing. Ihnen zufolge sind Individuen durchaus in der Lage, zwischen den nominalen und den realen Größen zu unterscheiden. Die Individuen wechseln vielmehr je nach betrachteter Darstellung der Situation zwischen den beiden Frames. Da das Geld eine natürliche Einheit darstellt, sei es für viele Individuen bei den kurzfristigen Transaktionen einfacher, in nominalen Größen zu rechnen. Fehr und Tyran (2001) können in ihrer Studie die Existenz von Geldillusion durch verschiedene Experimente belegen. Dass Wirtschaftssubjekte bei ihren Entscheidungen davon ausgehen, dass andere Individuen auch der Geldillusion unterliegen, ist eine weitere Erkenntnis ihrer Untersuchung.

Agell und Benmarker (2007) finden in ihrer Befragungsstudie für Schweden, in der sie 885 Firmen zu ihrer Lohnpolitik befragen, ebenfalls eine Evidenz für die Existenz von Geldillusion. In ihrer Studie kommen sie ferner zu der interessanten Feststellung, dass die Manager davon ausgehen, dass ihre Arbeitnehmer der Geldillusion unterliegen.

Blinder und Choi (1990) sowie Bewley (1999) kommen in ihren Befragungsstudien für die USA zum Ergebnis, dass sich Individuen bei ihren Fairnessauffassungen an den nominalen Größen orientieren. Deshalb werden Nominallohnkürzungen, selbst wenn sie real keine Verschlechterung mit sich bringen, von den Arbeitnehmern meist als unfair empfunden.¹ Unfares Verhalten hat dauerhaft negative Auswirkungen auf das Betriebsklima und die Arbeitsmoral. Die sinkende Arbeitsmoral kann zu Produktivitätseinbußen und zu höherer Beschäftigtenfluktuation führen, die wiederum Kosten durch Verlust von Know-how und Einarbeitung neuer Arbeitskräfte verursacht.² Fehr und Gächter (2000) können in ihrer experimentellen Studie nachweisen, dass viele Individuen ein reziprokes Verhalten aufweisen. Die Individuen reagieren auf eine als unfair empfundene Aktion mit einem Vergeltungsbedürfnis. Da Arbeitsverträge unvollständige Verträge darstellen, in denen die zu erbringende Leistung der Arbeitnehmer nicht detailliert geregelt wird, haben solche Verhaltensmuster hier besonders starke Auswirkungen. Deshalb halten sich die Arbeitgeber bei den Entscheidungen, die von ihrer Belegschaft als unfair empfunden werden können, eher zurück. Bewley (1999, S. 173 ff.) fasst seine Erkenntnisse hierzu folgendermaßen zusammen: „All employers thought cutting the pay of existing employees would cause problems. The main argument was that employee reactions would cost the firm more money than a pay cut would save, so that it

¹ So stellen Kahneman, Knetsch und Thaler (1986) in ihrer telefonischen Befragungsstudie für die USA fest, dass die Individuen eine Situation mit einer Nominallohnkürzung von 7 Prozent und Nullinflation unfairer empfinden als eine Nominalloohnerhöhung von 5 Prozent bei einer Inflationsrate von 12 Prozent, obwohl beide Situationen identisch sind und eine Reallohnkürzung von 7 Prozent darstellen.

² Campbell und Kamlani (1997) konstatieren in ihrer Befragungsstudie für die USA, dass die Angst vor dem möglichen Verlust der besten Arbeitskräfte die wichtigste Ursache für die Abwärtsnominallohnstarrheit ist.

would be profitable only if workers accepted it.“ Deshalb würden die Unternehmen ihre Arbeitnehmer eher entlassen als Nominallohnkürzungen vorzunehmen. Eine Ausnahme stellen die Nominallohnkürzungen dar, die dem unmittelbaren Überleben einer Firma dienen. In diesem Fall werden die Nominallohnkürzungen, so Kahneman u.a. (1986), von der Belegschaft weitgehend akzeptiert.

Die institutionellen Gründe für die Abwärtsnominallohnrigidität beruhen auf dem Lohnverhandlungsprozess, der je nach Land z.B. zwischen dem Arbeitgeber und dem einzelnen Arbeitnehmer oder einer Gewerkschaft stattfinden kann, und werden in den theoretischen Modellen von Holden (1994, 2004) erläutert. In diesen Modellen wird die Abwärtsnominallohnrigidität als Ergebnis der gesetzlichen Bestimmung über die erforderliche Zustimmung beider Verhandlungsparteien bei der Änderung des im Arbeits- bzw. Tarifvertrag festgesetzten Nominallohns interpretiert. Laut Holden (2004, S. 183) ist dies die typische Form der Arbeits- bzw. Tarifverträge in den meisten EU-Ländern. Wenn Arbeitnehmer bzw. Gewerkschaften eine Nominallohnkürzung verhindern wollen, haben sie bei den Lohnverhandlungen einen strategischen Vorteil. Denn für Arbeitgeber ist es oft nicht möglich, die erforderliche Nominallohnkürzung durchzusetzen, ohne dass es zu einer Einigung mit der anderen Verhandlungspartei kommt. Die Verhandlungsposition der Arbeitnehmer bzw. Gewerkschaften ist in Jahren mit niedriger Inflation besser, weil sie die von den Arbeitgebern gewünschte Nominallohnkürzung verhindern können und wegen der Nachwirkung des alten Arbeits- bzw. Tarifvertrags dabei nur geringere Reallohnkürzungen hinnehmen müssen. Dieser strategische Vorteil der Arbeitnehmer bzw. Gewerkschaften kann durch weitere institutionelle Gegebenheiten zusätzlich gestärkt werden. Je umfassender der Geltungsbereich der Tarifverträge ist und je strikter die Kündigungsschutzregelungen ausfallen, desto stärker ist laut Holden (2004) die hieraus resultierende Abwärtsnominallohnstarrheit.³

³ Die Befragungsstudien von Agell und Lundborg (2003) und Agell und Benmarker (2007) für Schweden sowie von Franz und Pfeiffer (2006) für Deutschland, in denen Ausmaß und Ursachen der Abwärtsnominallohnrigidität in der betrieblichen Praxis untersucht werden, finden eine signifikante Evidenz für die Bedeutung der institutionellen Faktoren bei der Erklärung der Abwärtsnominallohnrigidität in diesen Ländern.

Die Fairnessüberlegungen und die institutionellen Gründe für die nach unten starren Nominallöhne sollte man allerdings nicht als sich widersprechende, sondern vielmehr als sich ergänzende Erklärungsansätze betrachten. Denn man kann davon ausgehen, dass die Moral- und Fairnessnormen in einer Gesellschaft die Grundlage für die institutionellen Rahmenbedingungen darstellen. Umgekehrt ist es denkbar, dass die institutionellen Regelungen die Auffassungen über Moral und Fairness beeinflusst haben (Holden (2004, S. 184)).

I.3 AUSWAHL DER ANALYSEMETHODE

Alle verwendeten Analysemethoden zur Untersuchung von nach unten starren Löhnen weisen bezüglich der zu ihrer Anwendung notwendigen Restriktionen bestimmte Vor- und Nachteile auf und beruhen im Prinzip auf zwei Identifikationsstrategien, die entweder einzeln oder in Kombination eingesetzt werden (siehe Abbildung I-1).

Bei der ersten Identifikationsstrategie wird die Annahme über die Form der Nominallohnänderungsverteilung getroffen, die bei Lohnflexibilität vorliegen würde. Entsprechend wird diese Lohnänderungsverteilung als gewünschte bzw. kontrafaktische Verteilung bezeichnet. Die beobachteten Abweichungen von der Form der gewünschten Nominallohnänderungsverteilung werden dann als ein Indiz für die nach unten starren Nominallöhne interpretiert. Der Symmetry-Ansatz von Card und Hyslop (1997), der Normal-Notional-Ansatz von Borghijs (2001), der Hyperbolic-Notional-Ansatz von Behr und Pötter (2005), der Weibull-Notional-Ansatz von Dickens u.a. (2006) sowie der alternative Symmetry-Ansatz von Dickens u.a. (2007) beruhen auf dieser Identifikationsstrategie. Die Identifikation nach unten starrer Nominallöhne ist allerdings nicht unproblematisch, wenn sie allein über die Form der kontrafaktischen Lohnänderungsverteilung geschieht. Denn falls die getroffene Annahme über die Form der kontrafaktischen Lohnänderungsverteilung nicht gilt, würde man aus der beobachteten Abweichung der tatsächlichen faktischen Lohnänderungsverteilung von der unterstellten gewünschten Verteilung falsche Schlussfolgerungen bezüglich der Existenz und des Ausmaßes der Abwärts-nominallohnrigidität ziehen. So wurde z.B. die Annahme der symmetrischen kontrafaktischen Lohnänderungsverteilung im Rahmen des Symmetry-Ansatzes von Card und Hyslop (1997) oft beanstandet, weil es in vielen Datensätzen Anzeichen dafür gibt, dass die Form der Lohnänderungsverteilung auch ohne Einwirkung von

nach unten starren Nominallöhnen asymmetrisch ist.⁴ Damit würde die wichtigste Annahme, die für die Anwendung des Symmetry-Ansatzes notwendig ist, verletzt.⁵

Die zweite Identifikationsstrategie basiert auf dem Prinzip der gemeinsamen Variation der Lage der gewünschten kontrafaktischen und der Form der tatsächlichen faktischen Lohnänderungsverteilung. Die Lage der gewünschten Verteilung wird durch mehrere Einflussfaktoren bestimmt, vor allem aber durch die jeweils herrschende Inflationsrate. Je höher die Inflation, desto weiter wird sich die gesamte Verteilung nach rechts verlagern und umgekehrt. Das heißt, dass bei unterschiedlich hoher Inflation ein unterschiedlich großer Teil der Nominallohnänderungsverteilung in den negativen Bereich fällt und folglich von den Wirkungen der Abwärtsnominallohnstarrheit – einer Ausdünnung im negativen Bereich und Anhäufung bei null – betroffen wird.⁶ Der Skewness-Location-Ansatz von McLaughlin (1994), der Histogram-Location-Ansatz von Kahn (1997) und der Kernel-Location-Ansatz von Knoppik (2007a) basieren auf diesem Prinzip der systematischen Variation der Lage der gewünschten und der Form der tatsächlichen Lohnänderungsverteilung. Allerdings weisen auch diese drei Analysemethoden einige kritische Eigenschaften auf. Bei diesen Ansätzen wird unterstellt, dass die Formveränderungen der faktischen Lohnänderungsverteilung allein durch Interaktion zwischen der Abwärtsnominallohnrigidität und der Lagevariation der gewünschten kontrafaktischen Vertei-

⁴ McLaughlin (1999) konnte z.B. in seiner Studie für die USA mit der Panel Study of Income Dynamics, die auch Card und Hyslop (1997) verwenden, aufzeigen, dass die Nominallohnänderungsverteilung um den Median (d.h. im Bereich, der von der Wirkung der Abwärtsnominallohnstarrheit nicht betroffen ist) nicht symmetrisch ist, was auf eine asymmetrische kontrafaktische Lohnänderungsverteilung hindeutet.

⁵ In diesem Fall wäre auch der Normal-Notional-Ansatz von Borghijs (2001), bei dem eine normalverteilte kontrafaktische Lohnänderungsverteilung unterstellt wird, sowie der alternative Symmetry-Ansatz von Dickens u.a. (2007), in dessen Rahmen die Identifikation von nach unten starren Löhnen auf der Grundlage der stetigen, symmetrischen kontrafaktischen Lohnänderungsverteilung erfolgt, nicht unumstritten.

⁶ Man unterscheidet zwischen den direkten und indirekten Effekten von nach unten starren Nominallöhnen. Die Ausdünnung im negativen Bereich der Lohnänderungsverteilung und Anhäufung bei null stellen direkte Effekte von nach unten starren Nominallöhnen dar. Alle anderen Effekte der Abwärtsnominallohnrigidität auf die Lohnänderungsverteilung, die z.B. durch die Selbstselektionseffekte der Beschäftigten entstehen können, werden als indirekte Effekte bezeichnet. Die durchgeführten Studien zur Untersuchung von nach unten starren Nominallöhnen konzentrieren sich überwiegend auf direkte Effekte.

lung verursacht werden. Es wird also unterstellt, dass die Form der kontrafaktischen Lohnänderungsverteilung im gegebenen Zeitverlauf konstant bleibt. Die Form der kontrafaktischen Verteilung kann sich aber im Zeitverlauf ändern, wenn sich z.B. die Zusammensetzung der Belegschaft und/oder makroökonomische Variablen ändern. Dies führt dann auch zur Formänderung der faktischen Lohnänderungsverteilung. Zum anderen können die Formänderungen der faktischen Lohnänderungsverteilung durch die in den Daten vorhandenen Messfehler verzerrt sein, was dann auch verzerrte Schätzergebnisse zu Existenz und Ausmaß von nach unten starren Nominallöhnen zur Folge haben würde. Dies wird bei fast allen oben genannten Ansätzen nicht berücksichtigt. Bei diesen Analysemethoden geht man meistens einfach davon aus, dass die Messfehler unbedeutend sind. Die Daten können aber sehr wohl mit Messfehlern behaftet sein, die nicht vernachlässigbar sind. Als Beispiele seien hier die oft vorkommenden falschen Angaben in den Befragungsstudien oder fehlenden Angaben in Mikrodaten genannt. So enthält z.B. die hier verwendete IAB-Regionalstichprobe (1975–2001) nur Informationen über das Entgelt aber nicht über die Arbeitszeiten, so dass keine Rückschlüsse auf die Stundenlöhne möglich sind. Sind die Daten mit Messfehlern behaftet, so kann die Form der faktischen Lohnänderungsverteilung nicht direkt beobachtet werden. Die Form der beobachteten Verteilung unterscheidet sich dann von der Form der faktischen Lohnänderungsverteilung je nach Art und Umfang der vorliegenden Messfehler. Messfehler deformieren folglich die tatsächliche Lohnänderungsverteilung und können je nach Typ zu einer Über- oder Unterschätzung des wahren Rigiditätsgrades führen. So stellt z.B. Smith (2000) in ihrer Untersuchung mit messfehlerbereinigten Daten fest, dass ein Großteil der beobachteten Rigidität in der British Household Panel Study (BHPS) auf die Rundungsfehler zurückzuführen ist, so dass das wahre Ausmaß der Rigidität in der BHPS ohne Berücksichtigung dieser Fehler überschätzt wird. Andererseits kommen Shea (1997), Altonji und Devereux (2000) und Gottschalk (2005) in ihren Untersuchungen für die USA zum Schluss, dass die meisten berichteten Nominallohnkürzungen in der Panel Study of Income Dynamics (PSID) und der Survey of Income and Program Participation (SIPP) aus Messfehlern resultieren, so dass die wahre Rigidität in der PSID und der SIPP ohne Messfehlerkontrolle unter-

schätzt würde. Knoppik und Beissinger (2003) stellen in ihrer Studie für Deutschland ebenfalls fest, dass die in der IAB-Beschäftigtenstichprobe (1975–1995) beobachtete Entgeltänderungsverteilung breiter streut als die tatsächliche Lohnänderungsverteilung, so dass auch hier die Messfehler bei ihrer Nichtberücksichtigung zu einer Unterschätzung der wahren Rigidität führen würden.

Die wichtigsten Nachteile aller anderen Analysemethoden macht der von Altonji und Devereux (2000) entwickelte Earnings-Function-Ansatz (EFA), der sich beider Identifikationsstrategien gleichzeitig bedienen kann, zu seinen Vorteilen. Der EFA ermöglicht die Berücksichtigung von Messfehlern, indem diese explizit bei den Schätzungen modelliert und zusammen mit den anderen Parametern des Modells mitgeschätzt werden.⁷ Auch der Kritik der Zeitinvarianz der kontrafaktischen Verteilung wird im Ansatz Rechnung getragen, indem die Lohnänderungsverteilung durch Informationen über Arbeitnehmer, Wirtschaftssektoren und makroökonomische Variablen erklärt wird. Ein weiterer Vorteil des EFA gegenüber z.B. dem Skewness-Location-Ansatz liegt darin, dass er quantitative Aussagen über das Ausmaß der Abwärtsnominallohnrigidität ermöglicht.

Als einziger Nachteil des EFA wird oft die Notwendigkeit der Annahme einer funktionalen Form der individuellen kontrafaktischen Lohnänderungsverteilung angeführt. Diese Annahme kann aber dank der hier verwendeten strukturellen Modellierung der Lohnänderungsgleichung in der Mincer-Tradition leichter akzeptiert werden als z.B. bei dem Hyperbolic-Notional-Ansatz von Behr und Pötter (2005) oder dem Weibull-Notional-Ansatz von Dickens u.a. (2006), die in ihrem Ansatz keine Kontrollvariablen wie die Humankapital-, Sektor- oder makroökonomischen Variablen verwenden.

Vergleicht man Vor- und Nachteile aller Analysemethoden, so scheint der EFA die beste Möglichkeit zur Untersuchung von nach unten starren Nominallöhnen darzu-

⁷ Dickens u.a. (2006) führen in ihrer Studie, die auf dem Weibull-Notional-Ansatz beruht, ebenfalls die Messfehlerkontrolle durch. Allerdings erfolgen die Identifikation und die Korrektur der Messfehler in ihrer Untersuchung außerhalb des Schätzmodells in der ersten Stufe der Analysen, in der die Abwärtslohnstarrheiten noch unberücksichtigt bleiben.

stellen. Da zudem die Robustheit dieses Ansatzes in den Monte-Carlo-Simulationen überprüft und belegt werden konnte, werden die Analysen im Rahmen dieser Arbeit mit dem EFA durchgeführt.

I.4 LITERATURÜBERBLICK

Eine der ersten Mikrodatenstudien zu den nach unten starren Nominallöhnen stellt die Studie von McLaughlin (1994) für die USA dar. Basierend auf der Panel Study of Income Dynamics (PSID) untersucht McLaughlin (1994) die Existenz nach unten starrer Nominallöhne, indem er den Zusammenhang zwischen der Schiefe der faktischen und der Lage der kontrafaktischen Verteilung analysiert. In der Literatur wird dieser Ansatz entsprechend als Skewness-Location-Ansatz (SLA) bezeichnet. Der Identifikation von Abwärtsnominallohnstarrheit im Rahmen dieses Ansatzes liegt folgende Überlegung zu Grunde: Bei Vorliegen von nach unten starren Nominallöhnen ist die faktische Lohnänderungsverteilung rechtsschief, da die Abwärtsnominallohnstarrheit zu einer Ausdünnung des linken Teils der Lohnänderungsverteilung und einer Anhäufung bei null führt. Variiert diese Schiefe systematisch mit der Lage der kontrafaktischen Verteilung, so wird davon ausgegangen, dass die Nominallöhne nach unten rigide sind. McLaughlin (1994) kann in seiner Studie eine geringe Rechtsschiefe der Lohnänderungsverteilung aufdecken, die allerdings unabhängig von der Lage der Verteilung ist. Weiterhin stellt McLaughlin (1994) fest, dass die Nominallohnkürzungen im untersuchten Zeitraum von 1976 bis 1986 nicht selten waren. So sollen 17 Prozent der „Stayers“ – Beschäftigte, die ihren Arbeitgeber in mindestens zwei aufeinander folgenden Perioden nicht wechseln – eine Nominallohnkürzung erfahren haben, was für eine beträchtliche Streuung der Lohnänderungsverteilung und somit für die hohe Flexibilität der Lohnbildung in den USA spricht. In einer weiteren Untersuchung mit den PSID-Daten verwendet McLaughlin (1999) eine modifizierte Version des SLA und analysiert für einen längeren Zeitraum von 1971 bis 1992 die Korrelation der Inflationsrate mit den verschiedenen Schiefemaßen und stellt ebenfalls fest, dass die Schiefe der Verteilung unabhängig von der Inflationsrate bzw. der Lage der Verteilung ist. McLaughlin berücksichtigt weiterhin in seinen Untersuchungen die Effekte von Messfehlern, kommt aber zum Schluss, dass diese eine vernachlässigbare Auswirkung auf die resultierenden Ergebnisse haben. Einer der Nachteile des SLA von McLaughlin

(1994, 1999) besteht darin, dass dieser Ansatz keine quantitativen Aussagen über die Rigidität ermöglicht.

Lebow, Stockton und Wascher (1995) führen ihre Untersuchungen ebenfalls mit den PSID-Daten für den Zeitraum von 1968 bis 1988 durch und verwenden eine alternative Variante des SLA. Dabei ermitteln die Autoren die Schiefe der faktischen Verteilung mit der so genannten LSW-Statistik, die ein Maß für die Asymmetrie der faktischen Verteilung darstellt. So nimmt diese definitionsgemäß den Wert null an, falls die Lohnänderungsverteilung symmetrisch ist und weist bei der Asymmetrie der faktischen Lohnänderungsverteilung, die die Autoren gänzlich auf die nach unten starrer Nominallöhne zurückführen, einen positiven Wert auf. Lebow u.a. (1995) schätzen anschließend die Korrelation zwischen den berechneten jährlichen Werten der LSW-Statistik und der Lage der Lohnänderungsverteilung für verschiedene Beschäftigtengruppen. Sie finden eine signifikant hohe negative Korrelation und somit die Evidenz für die nach unten starren Nominallöhne für die Gruppe der auf Stundenbasis entlohnten „Stayers“ (hourly wage stayers) nicht aber für die Gruppe aller „Stayers“. McLaughlin (1999, S. 126 ff.) kritisiert allerdings die Annahme der symmetrischen kontrafaktischen Lohnänderungsverteilung bei Lebow u.a. (1995) und zeigt in seiner Untersuchung, dass die Nominallohnänderungsverteilung in der PSID auch ohne Einwirkung der Abwärtsnominallohnstarrheit nicht symmetrisch ist. Aufgrund der relativ einfachen Testlogik wurden der SLA bzw. dessen Varianten in vielen anderen Studien verwendet, wie z.B. in der Studie von Chapple (1996) für Neuseeland, von Beissinger und Knoppik (2001) für Deutschland, von Castellanos (2001) für Mexiko, von Christofides und Stengos (2001) und Lebow, Saks und Wilson (2003) für die USA, von Kuroda und Yamamoto (2003a) für Japan, von Christofides und Stengos (2003) für Kanada, sowie von Dwyer und Leong (2003) für Australien (siehe Tabelle I-1). Der SLA ist trotz der breiteren Anwendung nicht unumstritten. So weist z.B. Knoppik (2007b) darauf hin, dass die im SLA unterstellten Eigenschaften der Schiefe-Lage-Beziehung von den theoretischen Eigenschaften dieser Beziehung abweichen können. Er zeigt in seiner Simulationsstudie, dass die Verschiebung der Lage der Verteilung nach rechts nicht unbedingt mit dem Rückgang der Schiefe der Verteilung einhergeht,

was der Logik der Identifikation nach unten starrer Nominallöhne im Rahmen des SLA widerspricht.

Card und Hyslop (1997) gehen in ihrer Studie für die USA, in der sie neben der PSID (1976–1988) auch die Daten der Current Population Survey (1979–1993) verwenden, davon aus, dass die kontrafaktische Verteilung symmetrisch zum Median ist. Da die Autoren weiterhin annehmen, dass der Median der Lohnänderungsverteilung von der Abwärtsnominallohnstarrheit unbeeinträchtigt bleibt, konstruieren sie den linken Teil der kontrafaktischen Verteilung spiegelbildlich durch die Kernel-Density-Schätzung des rechten Teils der faktischen Verteilung. Anschließend vergleichen die Autoren beide Verteilungen und interpretieren die beobachteten Abweichungen der faktischen Lohnänderungsverteilung von der kontrafaktischen Verteilung als Indiz für die Existenz der Abwärtsnominallohnstarrheit. Da die Identifikation nach unten starrer Nominallöhne hier auf der zentralen Annahme der symmetrischen kontrafaktischen Verteilung beruht, wird diese Analysemethode in der Literatur entsprechend als Symmetry-Ansatz bezeichnet. Card und Hyslop (1997) finden in ihrer Studie deutliche Hinweise für die nach unten starren Nominallöhne in den jährlichen faktischen Lohnänderungsverteilungen, die sichtbare Anhäufungen bei null sowie Ausdünnungen im negativen Bereich aufweisen. Sie stellen fest, dass der Anteil der von der Abwärtsnominallohnstarrheit betroffenen Beschäftigten in den einzelnen Jahren bis zu 14 Prozent betrug. Abschließend untersuchen die Autoren die makroökonomischen Effekte der Abwärtsnominallohnrigidität und kommen zum Schluss, dass diese eher gering sind.⁸

Kahn (1997) führt ihre Untersuchungen mit den PSID-Daten für die Periode von 1970 bis 1988 durch. Die Identifikation nach unten starrer Nominallöhne erfolgt in ihrem Ansatz durch die Konstruktion der medianzentrierten Histogramme für die faktischen Lohnänderungsverteilungen. Da sich die Form dieser Histogramme bei Existenz nach unten starrer Nominallöhne mit der Lagevariation ändern würde,

⁸ An dieser Stelle wird nochmals darauf hingewiesen, dass die Annahme der symmetrischen kontrafaktischen Verteilung in der Literatur schon mehrfach kritisiert worden ist. Vgl. dazu McLaughlin (1999, S. 126 ff.) sowie Knoppik (2001b, S. 75 ff.).

untersucht Kahn (1997), ob eine systematische Variation zwischen den Form- und Lageänderungen der Histogramme vorliegt. Entsprechend wird dieser von ihr entwickelte ökonometrische Ansatz in der Literatur als Histogram-Location-Ansatz (HLA) bezeichnet. Weiterhin unterscheidet die Autorin in Bezug auf die funktionale Form der Rigidität in ihrer Studie zwischen drei Modellvarianten. In ihrer präferierten Spezifikationsvariante unterstellt sie die proportionale funktionale Form der Abwärtsnominallohnrigidität. Der Vorteil dieser Variante liegt in der Möglichkeit der direkten Schätzung des Abwärtsnominallohnrigiditätsgrades, der den Anteil der gewünschten aber nicht durchgeführten Nominallohnkürzungen angibt. Kahn (1997) stellt fest, dass im beobachteten Zeitraum 47 Prozent der gewünschten Nominallohnkürzungen bei den Arbeitern nicht durchgeführt werden konnten. Der Anteil der Arbeiter, der von den Nominallohnkürzungen verschont blieb, betrug dabei 9 Prozent. Für Angestellte findet die Autorin hingegen relativ geringe Effekte. Der HLA von Kahn (1997) weist einige Vorteile gegenüber den anderen Ansätzen auf. Zum einen erfordert der HLA keine Annahme über die Form der kontrafaktischen Lohnänderungsverteilung. Zum anderen ermöglicht der Ansatz quantitative Aussagen über das Ausmaß der Abwärtsnominallohnstarrheit. Das erklärt auch die breite Anwendung des HLA bzw. der modifizierten Versionen dieses Ansatzes in vielen Studien, wie z.B. von Lebow u.a. (2003) für die USA, von Christofides und Leung (2003) für Kanada, von Beissinger und Knoppik (2001) und von Knoppik und Dittmar (2002) für Deutschland, von Castellanos, Garcia-Verdu und Kaplan (2004) für Mexiko, von Kuroda und Yamamoto (2005) für Japan, von Brzoza-Brzezina und Socha (2006) für Polen, sowie von Knoppik und Beissinger (2006) für 12 EU-Staaten (siehe Tabelle I-1). Ein bedeutender Nachteil des HLA ist allerdings, dass der Ansatz die Berücksichtigung von Messfehlern nicht zulässt.

Der von Altonji und Devereux (2000) entwickelte Earnings-Function-Ansatz (EFA) bietet, wie in Abschnitt I.3 ausführlich beschrieben, einige Vorteile gegenüber den anderen Ansätzen und ermöglicht die Berücksichtigung von Messfehlern, indem diese explizit modelliert und zusammen mit den anderen Parametern des Modells geschätzt werden. Die Bezeichnung Earnings-Function-Ansatz für die Methode lässt sich dadurch begründen, dass die Löhne bzw. die Lohnänderungen im Ansatz

durch die Informationen über die Arbeitnehmer, die Wirtschaftssektoren und die aggregierten Variablen erklärt werden. Zahlreiche Studien wurden auf der Grundlage dieses parametrischen Ansatzes durchgeführt (siehe Tabelle I-1). Diese unterscheiden sich vor allem in der Rigiditätsform sowie den getroffenen Annahmen über die Verteilung von Messfehlern.⁹ Beruhend auf den unterschiedlichen Annahmen über die Messfehlerverteilung wird in der Literatur zwischen zwei Modelltypen unterschieden: dem „stetigen“ Messfehlermodell (Normal Measurement Error Model, kurz NME-Modell) und den „gemischten“ Messfehlermodellen (Mixed Measurement Error Model, kurz MME-Modell, und Contaminated Mixed Measurement Error Model, kurz CMME-Modell). Während in dem „stetigen“ Messfehlermodell einfach unterstellt wird, dass alle Beobachtungen mit unabhängig und identisch normalverteilten Messfehlern behaftet sind, wird in den „gemischten“ Modellen der Möglichkeit Rechnung getragen, dass die Beobachtungen unterschiedlich stark von den Messfehlern betroffen sein können.¹⁰ Altonji und Devereux (2000) untersuchen in ihrem Originalartikel mit dem EFA die Schwellenwertvariante der Abwärtsnominallohnrigidität und führen ihre Analysen mit dem MME-Modell durch. Die Autoren finden eine starke Evidenz für die nach unten starren Nominallöhne in der PSID (1971–1992) und konstatieren, dass ein Großteil der in den Daten beobachteten Nominallohnkürzungen auf die Messfehler zurückzuführen ist. Neben den PSID-Daten untersuchen die Autoren die messfehlerfreien Gehaltsabrechnungsdaten eines großen Unternehmens aus dem Finanzsektor und können

⁹ In Bezug auf die Rigiditätsform wird in der Literatur zwischen der absoluten, der proportionalen und der Schwellenwertvariante differenziert. Bei der absoluten Variante, die das vollständig zensierte Modell (Standard-Tobit-Modell) darstellt, wird angenommen, dass alle gewünschten Nominallohnkürzungen nicht durchgeführt werden können. Die beiden anderen Varianten stellen die unvollständig zensierten Modelle dar, weil sie die Möglichkeit der Überschreitung der Zensierungsgrenze durch einige Beobachtungen zulassen. Bei der Schwellenwertvariante wird zusätzlich noch unterstellt, dass die Nominallohnkürzungen bis zu einem bestimmten Schwellenwert nicht durchgeführt werden, mit der Begründung, dass die Nominallohnkürzungen für die Unternehmen auch mit Kosten verbunden sind, die bei zu kleinen Nominallohnkürzungen höher sind als der damit verbundene Nutzen. In den aktuelleren Untersuchungen mit dem EFA wird immer häufiger die proportionale Variante der Abwärtsnominallohnrigidität verwendet. Der Vorteil dieser Variante liegt in der direkten Schätzung des Rigiditätsgrades bzw. des Anteils der durch die Rigidität verhinderten Lohnkürzungen.

¹⁰ Eine ausführliche Darstellung unterschiedlicher Messfehlermodelle findet sich in Abschnitt I.5.

ihre Erkenntnis aus der Untersuchung mit den PSID-Daten bestätigen, dass die Nominallohnkürzungen aufgrund der Existenz von Abwärtsnominallohnrigidität seltener stattfinden. Die Studien von Knoppik und Beissinger (2003), von Bauer, Bonin und Sunde (2004) und von Cornelißen und Hübler (2006) für Deutschland, von Devicienti (2003) und von Maida, Devicienti und Sestito (2005) für Italien, von Barwell und Schweitzer (2005) für Großbritannien, von Ekberg (2004) für Schweden, von Fehr und Goette (2005) für die Schweiz, von Kuroda und Yamamoto (2003b) für Japan, von Christofides und Li (2005) für Kanada, sowie von Dessy (2005) für 14 EU-Staaten beruhen auf dem von Altonji und Devereux (2000) entwickelten EFA bzw. dessen modifizierten Versionen (siehe Tabelle I-1).

Knoppik und Beissinger (2003) verwenden in ihren Analysen für West-Deutschland die IAB-Beschäftigtenstichprobe (1975–1995). Anders als in Altonji und Devereux (2000) modellieren die Autoren die proportionale Variante der Abwärtsnominallohnrigidität und führen ihre Schätzungen alternativ zu NME- und MME- auch mit dem CMME-Modell durch. Die Besonderheit des von ihnen entwickelten CMME-Modells liegt darin, dass im Ansatz der gemischten Messfehlerstruktur stärker Rechnung getragen wird. Die Autoren finden eine starke Evidenz für die nach unten starren Nominallöhne in allen untersuchten Messfehlermodellen, wobei die geschätzten Werte für den Abwärtsnominallohnrigiditätsgrad im Rahmen des CMME-Modells quantitativ höher sind als in den alternativen Modellen. Demnach wurden im untersuchten Zeitraum fast 70 Prozent der gewünschten Nominallohnkürzungen bei Arbeitern aufgrund der Abwärtsnominallohnrigidität nicht durchgeführt. Bei den Angestellten beträgt dieser Anteil sogar 90 Prozent. Weiterhin stellen die Autoren in ihrer Untersuchung fest, dass die Abwärtsnominallohnrigidität bei Inflationsraten unter 3 Prozent mit negativen Effekten für die Zusatzarbeitslosigkeit verbunden ist.

Devicienti (2003) führt seine Analysen für Italien mit den Daten des Italian Institute for Social Security (1985–1996) durch und untersucht sowohl die proportionale als auch die Schwellenwertvariante der Abwärtsnominallohnrigidität. Die Schätzungen beruhen auf dem NME- und dem MME-Modell. Der Autor findet eine starke signifikante Evidenz für die nach unten starren Nominallöhne in allen untersuchten

Modellvarianten. So variiert der geschätzte Anteil der gewünschten aber durch die Abwärtsnominallohnrigidität verhinderten Lohnkürzungen in den drei untersuchten Beschäftigtengruppen und den zwei Messfehlermodellen zwischen 51 und 68 Prozent. Weiterhin untersucht Devicienti (2003) in seiner Studie die realen Effekte der Abwärtsnominallohnrigidität und stellt fest, dass die Abwärtsnominallohnstarrheit bei zu niedrigen Inflationsraten einen starken negativen Einfluss auf die Beschäftigung aufweist. Den Schätzungen nach zu urteilen, beträgt die durch die Abwärtsnominallohnrigidität verursachte Zusatarbeitslosigkeit bei Nullinflation mehr als 2 Prozentpunkte.

Fehr und Goette (2005) führen ihre Untersuchungen für die Schweiz für den Zeitraum von 1991 bis 1998 durch und verwenden drei unterschiedliche Datenquellen: die Swiss Labor Force Survey (SLFS), die Social Insurance Files (SIF) sowie die individuellen Daten zweier schweizerischer Unternehmen. Die Schätzungen erfolgen mit der Schwellenwertvariante im Rahmen des MME-Modells. Eine Besonderheit der Studie von Fehr und Goette (2005) besteht darin, dass die Autoren bei der Modellierung des Schwellenwerts – anders als bei Altonji und Devereux (2000) – die mögliche Heterogenität zwischen den Individuen berücksichtigen. Fehr und Goette (2005) finden deutliche Hinweise auf die Existenz von nach unten starren Nominallöhnen in den schweizerischen Daten. Sie stellen fest, dass in den individuellen Gehaltabrechnungsdaten der untersuchten Unternehmen fast 100 Prozent der gewünschten Lohnkürzungen nicht erfolgten. In den repräsentativeren Daten der SLFS und der SIF liegt der Anteil der unterbliebenen Nominallohnkürzungen bei über 50 Prozent. Weiterhin kommen Fehr und Goette (2005) in ihrer Studie zu dem Ergebnis, dass die Abwärtsnominallohnstarrheit auch in den Perioden mit niedriger Inflation robust bleibt und nicht abnimmt. Abschließend untersuchen die Autoren die realen Effekte der Abwärtsnominallohnrigidität und finden eine strenge Evidenz für deren negative Auswirkungen auf die Beschäftigung.

Kuroda und Yamamoto (2003b) führen ihre Untersuchungen für Japan ebenfalls mit der Schwellenwertvariante im Rahmen des MME-Modells durch. Die Analysen beruhen auf der Japanese Panel Survey of Consumers (1993–1998). Anders als bei

Altonji und Devereux (2000) wird in der Arbeit von Kuroda und Yamamoto (2003b) der Anteil der messfehlerbehafteten Beobachtungen im Rahmen des Modells nicht mitgeschätzt. Stattdessen werden dem Modell verschiedene Werte vorgegeben und sich für die Spezifikation entschieden, bei der der Wert der Log-Likelihoodfunktion maximal ist. Die Autoren finden in den untersuchten Daten signifikante Hinweise auf die Existenz von nach unten starren Nominallöhnen. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass die Stundenlöhne der teilzeitbeschäftigten weiblichen Personen sogar eine „perfekte“ Abwärtsnominallohnstarrheit aufweisen, d.h. dass alle gewünschten Nominallohnkürzungen in dieser Beschäftigtengruppe unterblieben. Die abwärtsgerichtete Starrheit der Monats- und Jahresentgelte der männlichen und weiblichen Vollzeitbeschäftigten fällt im Vergleich etwas geringer aus. Die geschätzten Werte für den Schwellenwert der Abwärtsnominallohnrigidität, bis zu dem definitionsgemäß keine Nominallohnkürzungen realisiert werden können, variieren hier entsprechend zwischen minus 7,7 und minus 3,5 Prozent. In einer weiteren Studie untersuchen Kuroda und Yamamoto (2003c) die makroökonomischen Effekte der Abwärtsnominallohnstarrheit. Sie stellen fest, dass die durch Abwärtsnominallohnstarrheit bedingte Zusatzarbeitslosigkeit in der untersuchten Gruppe der vollzeitbeschäftigten männlichen Personen 1,8 Prozentpunkte beträgt. Die Studie von Kuroda und Yamamoto (2003c) enthält noch eine weitere interessante Erkenntnis: Die marginalen Effekte der Abwärtsnominallohnstarrheit auf die Zusatzarbeitslosigkeit nehmen bei Inflationsraten unter 2,4 Prozent graduell zu. Bei Inflationsraten unter 1 Prozent nehmen diese Effekte allerdings wieder ab. Die Autoren begründen dies mit dem stärkeren Rückgang der Abwärtsnominallohnstarrheit bei sehr niedrigen Inflationsraten.¹¹

Ekberg (2004) führt seine Untersuchung für Schweden mit den Daten des Swedish Employer Confederation (1980–1990, 1995–2001) durch. Die Analysen beruhen auf der proportionalen Variante des EFA. Anders als in der vergleichbaren Literatur erfolgen die Schätzungen ohne Berücksichtigung von Messfehlern in den Daten.

¹¹ Vgl. Kuroda und Yamamoto (2003c, S. 20 ff.).

Leider geht aus der Studie nicht hervor, weshalb die möglichen Messfehler, auf die der Autor bei der Datenbeschreibung auch hinweist, im Schätzansatz dann doch unberücksichtigt bleiben. Ekberg (2004) findet starke signifikante Hinweise auf die Abwärtsnominallohnstarrheit in den Grundlöhnen. Der geschätzte Rigiditätsgrad beträgt hier 65 Prozent. Die Gesamtentgelte (Grundlöhne plus Zuschläge) lassen sich hingegen flexibler gestalten. Der Anteil der gewünschten aber nicht durchgeführten Kürzungen liegt hier bei 13 Prozent. Bei der anschließenden Untersuchung der realen Effekte der Abwärtsnominallohnrigidität kommt der Autor zum Schluss, dass diese eher moderat sind.

Die Studien von Bauer u.a. (2004) für Deutschland, von Maida u.a. (2005) für Italien sowie von Barwell und Schweitzer (2005) für Großbritannien erweitern den EFA, indem sie eine alternative Zensierungsgrenze für die zusätzliche Berücksichtigung der Abwärtsreallohnstarrheit modellieren. Diese Studien wurden in der frühen Phase des International Wage Flexibility Project (IWFP) durchgeführt, deren Aufgabe vor allem darin bestand, die für die verschiedenen Länder vorliegenden Erkenntnisse zur Abwärtsnominallohnrigidität mit einer einheitlichen Methode zu überprüfen. Bauer u.a. (2004), Maida u.a. (2005) und Barwell und Schweitzer (2005) finden eine signifikante Evidenz für beide untersuchten Rigiditätsarten, wobei die Abwärtsreallohnstarrheit die Abwärtsnominallohnstarrheit deutlich dominiert. Obwohl der von Altonji und Devereux (2000) entwickelte EFA die beste Spezifikation unter den existierenden Modellen zur Untersuchung von nach unten starren Nominallöhnen darstellt, scheint die Methode bei der zusätzlichen Berücksichtigung einer alternativen Rigidität, deren Zensierungsgrenze unbekannt ist, einige Schwächen aufzuweisen.¹² Deshalb werden in den späteren Studien des IWFP andere Methoden verwendet, wie z.B. die Weibull-Notional-Methode bei Dickens u.a. (2006) oder eine Variante des Symmetry-Ansatzes bei Dickens u.a. (2007). Beide Methoden beruhen auf der ersten Identifikationsstrategie, in deren

¹² Vgl. Dickens u.a. (2006, S. 7, Fußnote 5). Insbesondere bleibt unklar, wie die Zensierungsgrenze der Abwärtsreallohnstarrheit, die die erwartete Inflationsrate angibt und sich folglich von Individuum zu Individuum unterscheidet, im Rahmen des EFA korrekt modelliert werden kann.

Rahmen die Identifikation von nach unten starren Löhnen allein über die Form der kontrafaktischen Verteilung erfolgt. Dickens u.a. (2006, 2007) finden eine signifikante Evidenz für die nach unten starren nominalen und realen Löhne in den untersuchten 15 EU-Ländern und den USA und konstatieren eine beträchtliche Variation in den geschätzten Werten (siehe Tabelle I-1). Die früheren Erkenntnisse bezüglich der Rangordnung zwischen nominaler und realer Rigidität in Maida u.a. (2005) für Italien sowie in Bauer u.a. (2004) für Deutschland werden bei Dickens u.a. (2006, 2007) widerlegt.

Die Studien von Behr und Pötter (2005) sowie von Holden und Wulfsberg (2006) stellen weitere Länderstudien dar, in denen die Existenz von nach unten starren Nominallöhnen für verschiedene Länder mit einer einheitlichen Methode untersucht wird. Behr und Pötter (2005) verwenden in ihrer Studie, in der sie die Abwärtsnominallohnstarrheit für 10 EU-Länder mit dem European Community Household Panel untersuchen, den parametrischen Hyperbolic-Notional-Ansatz und finden eine signifikante Evidenz für die Abwärtsnominallohnrigidität in allen untersuchten Ländern. Holden und Wulfsberg (2006) untersuchen die Abwärtsnominallohnstarrheit für 19 OECD-Länder auf der Sektorebene nichtparametrisch mit dem Empirical-Notional-Ansatz und liefern eine weitere Evidenz für die Existenz von nach unten starren Nominallöhnen in den untersuchten Ländern bzw. Ländergruppen (siehe Tabelle I-1).

Eine Reihe von Studien zur Untersuchung von nach unten starren Nominallöhnen beruht auf deskriptiven Analysen, wie z.B. die Studien von Shea (1997) für die USA, von Crawford und Harrison (1997) für Kanada, von Borghijs (2001) für Belgien, von Smith (2000) und Nickell und Quintini (2003) für Großbritannien, von Kawaguchi und Ohtake (2007) für Japan sowie von Dessy (2004) für 12 EU-Staaten. Hervorzuheben sind hier die Arbeiten von Shea (1997) und Smith (2000), in denen trotz der deskriptiven Struktur der Untersuchungen auch die Effekte von Messfehlern analysiert werden. So führt Shea (1997) seine Analysen mit den PSID-Daten (1981–1987) für die Gewerkschaftsmitglieder durch und vergleicht den Anteil der Beobachtungen, für die tarifvertraglich eine Nominallohnkürzung ver-

einbart wurde mit dem Anteil der Beobachtungen, die eine Nominallohnkürzung gemeldet haben. Überraschend stellt der Autor fest, dass rund 94 Prozent der berichteten Nominallohnkürzungen Messfehler darstellen, so dass die Abwärtsnominallohnstarrheit in dieser Stichprobe ohne Berücksichtigung der Messfehler massiv unterschätzt würde. Smith (2000) konstatiert indessen in ihrer Analyse mit der British Household Panel Survey (1991–1996), dass ein Großteil der beobachteten Anhäufung bei null durch Rundungsfehler entsteht, so dass deren Nichtberücksichtigung in diesem Fall die Überschätzung der wahren Rigidität zur Folge haben würde. Die Erkenntnisse dieser Studien stehen in Bezug auf die Effekte von Mess- und Rundungsfehlern in einem weitgehenden Konsens mit den Erwartungen in der Literatur und unterstreichen ein weiteres Mal die Bedeutung der Berücksichtigung von Mess- und Rundungsfehlern bei der Analyse von nach unten starren Löhnen.

I.5 DAS MODELL

Das Modell orientiert sich am Earnings-Function-Ansatz, entwickelt bei Altonji und Devereux (2000) und erweitert bei Knoppik (2001a) sowie Knoppik und Beissinger (2003), deren Darstellung und Notation im Folgenden übernommen werden.

I.5.1 MODELLIERUNG DER GEWÜNSCHTEN UND DER TATSÄCHLICHEN LOHNÄNDERUNGSVERTEILUNGEN

Ein Unternehmen würde in Abwesenheit der Abwärtsnominallohnstarrheit die gewünschte nominale Lohnänderung $\Delta w_{it}^* = w_{it}^* - w_{it-1}^*$ vornehmen, wobei w_{it}^* (bzw. w_{it-1}^*) den logarithmierten Lohnsatz für das Individuum i in der Periode t (bzw. $t-1$) darstellt und $*$ eine gewünschte kontrafaktische Größe anzeigt. Es wird angenommen, dass sich die gewünschte Lohnänderung Δw_{it}^* als eine Funktion von beobachteten Einflussfaktoren x_{it} , einem Parametervektor β und einem unbeobachteten aber unabhängig und identisch normalverteilten Fehlerterm ε_{it} darstellen lässt:

$$\Delta w_{it}^* = x_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2). \quad (\text{I.1})$$

Beim Vorliegen von Abwärtsnominallohnrigidität wird ein Unternehmen allerdings nicht alle gewünschten Nominallohnänderungen realisieren können. Liegt eine Abwärtsnominallohnrigidität vor, so weicht die tatsächlich realisierte faktische Lohnänderung von der gewünschten kontrafaktischen Lohnänderung ab, falls letztere negativ ausfällt und die Person von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffen ist. Ob die Person von der Nominallohnrigidität betroffen ist, kann aber nicht direkt beobachtet werden. Dies kann jedoch durch eine Zufallsvariable D_{it} beschrieben werden, die den Wert eins mit der Wahrscheinlichkeit ρ annimmt, falls die Person von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffen ist und sonst null ist:

$$\begin{aligned} \Pr(D_{it} = 1) &= \rho \\ \Pr(D_{it} = 0) &= 1 - \rho. \end{aligned} \quad (\text{I.2})$$

Für die faktische Nominallohnänderung gilt somit:

$$\Delta w_{it} = \begin{cases} x_{it}\beta + \varepsilon_{it} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \geq 0 \\ 0 & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < 0 \wedge D_{it}=1 \\ x_{it}\beta + \varepsilon_{it} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < 0 \wedge D_{it}=0. \end{cases} \quad (\text{I.3})$$

Das so konstruierte Modell repräsentiert die proportionale Variante der Abwärtsnominallohnrigidität. Der Vorteil dieser Variante gegenüber der konkurrierenden absoluten und der Schwellenwertvariante liegt in der Möglichkeit der Modellierung der funktionalen Form der Rigidität, wodurch der Anteil ρ der Nominallohnkürzungen, der durch die Abwärtsnominallohnrigidität verhindert wird, direkt geschätzt werden kann. Eine kleine Erweiterung des Modells im Rahmen dieser Untersuchung besteht darin, dass ρ hier als eine nichtlineare Funktion der Form

$$\rho = 1/(1 + \exp(\alpha)) \quad (\text{I.4})$$

modelliert wird. Dadurch wird der Tatsache Rechnung getragen, dass ρ ein Wahrscheinlichkeitsmaß darstellt und nur Werte im Intervall $[0; 1]$ annehmen kann.¹³

Formal stellt das Modell in Gleichung (I.3) ein unvollständig zensiertes Modell mit einer Zensierungsgrenze bei null dar und wird wie folgt interpretiert¹⁴: Die Wahrscheinlichkeit dafür, dass die tatsächlich realisierte Nominallohnänderung null beträgt, ist gleich der Wahrscheinlichkeit, dass die gewünschte Lohnänderung negativ und die Person von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffen ist. Die Wahrscheinlichkeit dafür, dass die gewünschte Nominallohnkürzung auch tatsächlich realisiert wird, ist gleich der Wahrscheinlichkeit, dass die gewünschte Nominallohnänderung negativ und die Person nicht von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffen ist. Nimmt die gewünschte Nominallohnänderung einen positiven Wert an, so kann sie immer realisiert werden.

¹³ Bei den Schätzungen wird also zunächst α geschätzt und dann mit der Delta-Methode der Rigiditätsgrad $\hat{\rho}$, dessen Standardfehler, der Teststatistikwert und das Konfidenzintervall ermittelt. Siehe zur Delta-Methode Davidson und MacKinnon (2004, S. 202 ff.).

¹⁴ Das Modell ist insoweit unvollständig zensiert, als es auch die Berücksichtigung der Überschreitung dieser Zensierungsgrenze durch einige Beobachtungen ermöglicht.

1.5.2 BERÜCKSICHTIGUNG VON MESSFEHLERN

Das Vorliegen von Messfehlern in den Daten kann dazu führen, dass die faktische Lohnänderung nicht direkt beobachtet werden kann. Dies ist auch in der hier verwendeten IAB-Regionalstichprobe (1975–2001) der Fall. Die IAB-Regionalstichprobe enthält zum einen keine Angaben über die Arbeitsstunden und zum anderen auch keine separaten Informationen über Lohnzuschläge bzw. Sonderzulagen, so dass man nur die Entgeltänderungen und nicht die faktischen Stundenlohnänderungen beobachten kann. Die beobachtete Entgeltänderung Δy_{it} kann also als Summe von faktischer Lohnänderung Δw_{it} und einer Zufallsvariable μ_{it} definiert werden, wobei μ_{it} den vorliegenden Messfehler beinhalten soll:

$$\Delta y_{it} = \Delta w_{it} + \mu_{it}. \quad (\text{I.5})$$

Ferner wird angenommen, dass dieser Messfehler mit dem Störterm der kontrafaktischen Lohnänderungsgleichung (ε_{it}) nicht korreliert.

Das Modell mit der beobachteten Entgeltänderungsverteilung hat dann folgende Form:

$$\Delta y_{it} = \begin{cases} \overbrace{x_{it}\beta + \varepsilon_{it}}^{\Delta w_{it}} + \mu_{it} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \geq 0 \\ \mu_{it} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < 0 \wedge D_{it} = 1 \\ x_{it}\beta + \varepsilon_{it} + \mu_{it} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < 0 \wedge D_{it} = 0. \end{cases} \quad (\text{I.6})$$

Bezüglich der Verteilung von μ_{it} werden im Folgenden drei alternative Annahmen getroffen, die dann auch zu drei unterschiedlichen Varianten des in Gleichung (I.6) dargestellten Modells führen.

Im Rahmen der ersten Modellvariante wird angenommen, dass alle vorliegenden Beobachtungen mit einem normalverteilten Messfehler μ_{it} behaftet sind:

$$(\text{NME}) \quad \mu_{it} \sim N(0, \sigma_{\mu}^2). \quad (\text{I.7})$$

Entsprechend wird das Modell als „Normal Measurement Error Model“ (NME-Modell) bezeichnet.

In der zweiten alternativen Spezifikation von μ_{it} wird angenommen, dass nur ein bestimmter Teil $(1-n)$ der Beobachtungen mit (normalverteilten) Messfehlern behaftet ist, während die restlichen Beobachtungen exakt gemessen werden können:

$$\begin{aligned} \text{(MME)} \quad \mu_{it} &\sim N(0, \sigma_{\mu}^2) \quad \text{mit Wahrscheinlichkeit } 1-n \\ \mu_{it} &= 0 \quad \text{mit Wahrscheinlichkeit } n, \text{ wobei } 0 \leq n \leq 1. \end{aligned} \quad (\text{I.8})$$

Aufgrund der „gemischten“ Messfehlerverteilungsstruktur wird dieses Modell als „Mixed Measurement Error Model“ (MME-Modell) bezeichnet.

Die dritte alternative Spezifikation von μ_{it} führt zu einer Erweiterung des MME-Modells, in der ein kleiner Teil der Beobachtungen in Höhe von c sehr schlecht gemessen wird. Das so konstruierte Messfehlermodell wird „Contaminated Mixed Measurement Error Model“ (CMME-Modell) genannt und wie folgend formuliert:¹⁵

$$\begin{aligned} \text{(CMME)} \quad \mu_{it} &\sim N(0, \sigma_{\mu}^2) \quad \text{mit Wahrscheinlichkeit } 1-n-c \\ \mu_{it} &\sim N(0, \sigma_{\mu c}^2) \quad \text{mit Wahrscheinlichkeit } c, \text{ wobei } 0 \leq c \leq 1 \\ &\quad \text{und } \sigma_{\mu c} > \sigma_{\mu} \\ \mu_{it} &= 0 \quad \text{mit Wahrscheinlichkeit } n, \text{ wobei } 0 \leq n \leq 1. \end{aligned} \quad (\text{I.9})$$

Die Schätzungen der Messfehlermodellvarianten erfolgen mit der Maximum-Likelihood-Methode. Da die Schätzgleichungen zwei Zufallsvariablen enthalten, den Störterm ε_{it} und den Messfehlerterm μ_{it} , haben die zu maximierenden Likelihoodfunktionen eine sehr komplexe Struktur. Eine detaillierte Darstellung der zu schätzenden Likelihoodfunktionen findet sich für alle drei Modellvarianten in Anhang I.A (Herleitungen).

¹⁵ „Contaminated“, weil durch die stark streuende Messfehlerkomponente die Datenqualität wesentlich beeinträchtigt wird.

I.6 DATENSELEKTION

Die vorliegende Untersuchung basiert auf der IAB-Regionalstichprobe (IABS-R). Die IABS-R stellt eine zweiprozentige Zufallsstichprobe aller sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten in Deutschland dar und umfasst einen Untersuchungszeitraum von 1975 bis 2001. Die Grundlage für die IABS-R liefert das 1973 eingeführte Meldeverfahren zur Kranken-, Renten- und Arbeitslosenversicherung. Es verlangt von den Arbeitgebern die Meldung aller sozialversicherungspflichtig beschäftigten Arbeitnehmer an die Sozialversicherungsträger. Seit dem 1. Januar 1991 wird das Meldeverfahren auch in Ost-Deutschland angewandt. Die Grundgesamtheit der IABS-R umfasst alle Arbeiter, Angestellten und Auszubildenden, soweit sie nicht von der Sozialversicherungspflicht befreit sind, sowie seit dem 1. April 1999 die geringfügig Beschäftigten. Nicht in der Beschäftigtenstatistik enthalten sind Selbständige, Beamte, ordentlich Studierende und mithelfende Familienangehörige.

Das Einkommen ist in der IABS-R als Bruttotagesentgelt auf ganze Beträge gerundet enthalten und umfasst alle zusätzlichen Sozialleistungen. Der größte Vorteil der IABS-R liegt in der Verlässlichkeit ihrer Einkommensdaten, was vor allem aus ihrem offiziellen Status resultiert. Dennoch weist der Datensatz einige Nachteile auf, die im Rahmen der Datenselektion näher erläutert werden. Die IABS-R enthält außer den Angaben zum Vollzeit- bzw. Teilzeitbeschäftigungsstatus keine Informationen über die Arbeitsstunden. Deshalb lassen sich auch keine Stundenlöhne berechnen. Entsprechend kann die unbeobachtete Variation in den Arbeitsstunden zu unplausiblen Änderungen im jährlichen Einkommen führen, so dass die beobachtete Entgeltänderung nicht mehr der tatsächlichen Lohnänderung entspricht. Da die Variation in den Arbeitsstunden bei teilzeitbeschäftigten Arbeitnehmern höher zu sein scheint, beschränken sich meine Analysen auf die vollzeitbeschäftigten Personen.

Weiterhin werden nur sogenannte „job stayers“ betrachtet. Das sind Arbeitnehmer, die beim gleichen Arbeitgeber für mindestens zwei aufeinander folgende Perioden (vom 1. Januar eines Jahres bis zum 31. Dezember des darauf folgenden Jahres)

durchgehend beschäftigt waren. „Job movers“ – Personen, die ihren Arbeitgeber wechseln – werden von der Untersuchung ausgenommen. Der Grund liegt vor allem darin, dass die Ursache ihres Jobwechsels (freiwilliger oder unfreiwilliger Wechsel) nicht aus den Daten abgelesen werden kann, wodurch die Interpretation ihres Verhaltens erschwert wird.

Das Einkommen ist in der IABS-R wegen der Beitragsbemessungsgrenze rechtszensiert. Wenn das (monatliche) Einkommen höher als dieser Grenzwert ist, wird vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung nur dieser Grenzwert gemeldet, so dass das tatsächliche Entgelt unbekannt bleibt. Für Beschäftigte, deren Einkommen zensiert ist, können somit die Entgeltänderungen nicht korrekt berechnet werden. Deswegen werden die zensierten Meldungen aus dem Datensatz entfernt. Das führt aber zu beträchtlichen Änderungen in der Qualifikationsstruktur der Beschäftigten. Da die hoch qualifizierten Arbeitnehmer dadurch nicht mehr stark bzw. unterproportional repräsentiert sind, werden sie bei den Analysen nicht berücksichtigt. Die Untersuchung beschränkt sich folglich auf qualifizierte und unqualifizierte Arbeitnehmer.¹⁶

Weiterhin konzentriere ich mich in meinen Untersuchungen auf den produzierenden und dienstleistenden Sektor, so dass Beschäftigte aus den Bereichen Landwirtschaft, Bergbau, Energie, öffentlicher Sektor und private Organisationen ausgeschlossen bleiben. Schließlich wird die Stichprobe auf männliche Beschäftigte zwischen 25 und 62 Jahren beschränkt. Der Grund für den Ausschluss der Personen unter 25 Jahren liegt darin, dass viele Beobachtungen in diesem Altersbereich unplausibel hohe Wachstumsraten im jährlichen Einkommen aufweisen. Dies lässt Ungenauigkeiten in der Kodierung der Variablen „Stellung im Beruf“ vermuten. Möglicherweise wurden Auszubildende fälschlicherweise als Vollzeitbeschäftigte klassifiziert. Nach der Ausbildung verdient dann eine betroffene Person mindestens doppelt so viel wie vorher.

¹⁶ Als qualifizierte Arbeitnehmer werden Personen mit Volks-, Haupt- und Realschulabschluss und einer Berufsausbildung bezeichnet. Als unqualifiziert gelten die Arbeitnehmer, die einen Volks-, Haupt- und Realschulabschluss ohne Berufsausbildung besitzen.

In der IABS-R können zusätzliche Sozialleistungen (wie z.B. Lohnzuschläge) nicht vom regulären Entgelt getrennt werden. Dies ist nicht unproblematisch, weil solche einmaligen Zahlungen an Arbeitnehmer bis 1984 in der Beitragsbemessungsgrundlage für Sozialversicherungsbeiträge nicht berücksichtigt und deshalb von Arbeitgebern auch nicht systematisch gemeldet wurden. Bekanntlich führte dies im Jahr 1984 zu einem Strukturbruch in den Einkommensdaten, der im Rahmen dieser Analysen auch berücksichtigt wird.

Nach der durchgeführten Datenselektion stehen insgesamt 1.072.346 Beobachtungen für West-Deutschland (mit 561.867 Beobachtungen für Arbeiter und 510.479 Beobachtungen für Angestellte) und 151.549 Beobachtungen für Ost-Deutschland (mit 125.342 Beobachtungen für Arbeiter und 26.207 Beobachtungen für Angestellte) für die weiteren Untersuchungen zur Verfügung.

I.7 EMPIRISCHE IMPLEMENTIERUNG UND EVIDENZ

Für die Schätzung des in Gleichung (I.6) dargestellten Modells müssen zunächst die erklärenden Variablen der gewünschten Lohnänderung Δw_{it}^* ($= w_{it}^* - w_{it-1}^*$) spezifiziert werden. Ähnlich den Überlegungen bei Knoppik und Beissinger (2003) wird die Gleichung für den gewünschten logarithmierten Lohn (in Niveaus) folgend formuliert:

$$w_{it}^* = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 EXP_{it} + \alpha_3 EXP_{it}^2 + \alpha_4 EXP_{it}^3 + \delta_0 Z_i + \delta_1 Z_i EXP_{it} + \gamma A_t + \tilde{\varepsilon}_{it}, \quad (I.10)$$

mit $\alpha_1, \alpha_2 > 0$ und $\alpha_3 < 0$. Dabei gibt t den Zeittrend, EXP_{it} die potenzielle Erfahrung (berechnet durch Alter minus Ausbildungsjahre minus 6) und EXP_{it}^2 die quadrierte Erfahrung an, die der nichtlinearen (konkaven) funktionalen Beziehung zwischen dem (logarithmierten) Lohnniveau und der Berufserfahrung Rechnung trägt. Die Berücksichtigung von EXP_{it}^3 (der potentiellen Erfahrung dritter Ordnung) in der Gleichung erfolgt aus praktischen Überlegungen. Sie ermöglicht die Modellierung des nichtlinearen Profils zwischen der Lohnänderung und der Berufserfahrung in der Lohnänderungsgleichung. Der Vektor Z_i enthält die Dummies für die Variable „Stellung im Beruf“, den Dummy für die Bildungskategorie 2 (Personen mit Volks-, Haupt- und Realschulabschluss und mit Berufsausbildung), Interaktionsterme zwischen dem Bildungsdummy und der Variablen „Stellung im Beruf“, den Nationalitätsdummy (dieser ist gleich eins, falls die Person ausländischer Nationalität ist), den Dummy für die Berücksichtigung des Strukturbruchs im Jahr 1984 sowie die Wirtschaftszweigdummies. $Z_i EXP_{it}$ stellt den Vektor mit den Interaktionstermen zwischen den Variablen des Vektors Z_i und der Berufserfahrung EXP_{it} dar. Vektor A_t enthält die aggregierten Variablen: die aktuellen und verzögerten Werte des logarithmierten Preisniveaus und der Arbeitslosenquote. Bei den Schätzungen für Ost-Deutschland werden an Stelle der aggregierten Variablen Jahresdummies

verwendet, um den Einfluss des dort in den neunziger Jahren beobachteten Strukturwandels auf die Lohnbildung besser abfangen zu können.¹⁷

Ausgehend von Gleichung (I.10) für den gewünschten logarithmierten Lohn kann nun die Gleichung für die gewünschte logarithmierte Lohnänderung formuliert werden:

$$\Delta w_{it}^* = (\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_3 + \alpha_4) + (2\alpha_3 - 3\alpha_4) EXP_{it} + 3\alpha_4 EXP_{it}^2 + \delta_1 Z_i + \gamma \Delta A_t + \Delta \tilde{\varepsilon}_{it} . \quad (I.11)$$

Die ausführliche Herleitung der Gleichung (I.11) findet sich in Anhang I.A (Herleitungen). Im Vektor der aggregierten Variablen ΔA_t sind nun die Änderungsraten der aktuellen und verzögerten Werte der Inflationsrate sowie die aktuellen und die verzögerten Änderungsraten der Arbeitslosenquote enthalten. Da das individuelle Nominallohnwachstum stark auf die erwartete Inflationsrate reagiert, stellen die Inflationsrate und deren verzögerte Werte die wichtigen Determinanten der gewünschten Lohnänderung dar. Die Schätzkoeffizienten (*Inf*, *Inf1*, *Inf2*) treten hier in allen Schätzvarianten wie erwartet mit positivem Vorzeichen auf. Die Berücksichtigung der Änderungsraten der Arbeitslosenquote (und deren verzögerte Werte) in der Lohnänderungsgleichung basiert auf den Überlegungen zur Lohnsetzungsfunktion. Danach hat eine höhere Arbeitslosigkeit einen negativen Einfluss auf das Lohnwachstum. Die geschätzten Koeffizienten für die aktuellen und die verzögerten Änderungsraten der Arbeitslosenquote (*D1u*, *D2u*, *D3u*) stimmen mit dieser Überlegung überein. Die Berücksichtigung der Dummy-Variablen im Vektor Z_i in der Gleichung für die logarithmierte Lohnänderung wird dabei, wie aus Gleichung (I.10) ersichtlich, durch die Interaktion dieser Dummy-Variablen mit der Variable „Berufserfahrung“, die einen jährlichen Zuwachs um eins aufweist, erklärt. Eine weitere Auffälligkeit in der Log-Lohnänderungsgleichung ist der negative

¹⁷ In den Schätzungen für Ost-Deutschland wird Gleichung (I.10) um einen zusätzlichen Vektor mit den Interaktionstermen zwischen den Jahresdummies und der Berufserfahrung EXP_{it} erweitert. Dies ermöglicht dann auch die Berücksichtigung von Jahresdummies in der Lohnänderungsgleichung.

Koeffizient der Variable „Berufserfahrung“, der sich aus der konkaven funktionalen Beziehung zwischen der Berufserfahrung und dem Log-Lohnniveau ergibt.

Die Tabellen I-2 und I-3 enthalten die resultierenden Ergebnisse für West-Deutschland. Die Schätzungen wurden für Arbeiter und Angestellte getrennt durchgeführt, weil die Lohnbildung in diesen Beschäftigtengruppen unterschiedlich verläuft. Wie aus den Tabellen ersichtlich, weisen alle drei Messfehlermodellvarianten (NME, MME und CMME) hochsignifikante Schätzwerte für den Rigiditätsgrad ρ auf. Demnach variiert dieser zwischen 0,59 und 0,78 für Arbeiter (Tabelle I-2) sowie zwischen 0,70 und 0,86 für Angestellte (Tabelle I-3). Das bedeutet, dass im beobachteten Zeitraum mindestens 59 Prozent der gewünschten Nominallohnkürzungen bei Arbeitern und mindestens 70 Prozent bei den Angestellten aufgrund der Abwärtsnominallohnrigidität nicht durchgeführt werden konnten. Da sich die geschätzten Werte für ρ in allen drei Messfehlermodellvarianten voneinander unterscheiden, ist die Frage zu klären, welche dieser Messfehlermodelle die bessere Spezifikation darstellt. Im NME-Modell wird angenommen, dass alle Beobachtungen mit (normalverteilten) Messfehlern behaftet sind. Diese Annahme unterstellt, dass die Wahrscheinlichkeit für die beobachteten Entgelt-Nullrunden gleich null ist. Dies widerspricht aber den beobachteten Anhäufungen bei null in den empirischen Entgeltänderungsverteilungen (siehe Abbildungen I-2 und I-3). Deshalb kann davon ausgegangen werden, dass das Ausmaß der Abwärtsnominallohnstarrheit mit dem NME-Modell nicht unverzerrt geschätzt wird. Die beiden anderen Modellvarianten, MME und CMME, scheinen die empirischen Daten besser zu beschreiben. In beiden Modellen werden die beobachteten Anhäufungen bei null durch entsprechende Messfehlermodellierung berücksichtigt. Da das MME-Modell einen Spezialfall des CMME-Modells darstellt, kann die Wahl zwischen diesen beiden Modellvarianten mit dem Likelihood-Ratio-Test erfolgen. Die Ergebnisse dieses Tests zeigen, dass die CMME-Modellvariante die vorliegenden Daten am besten beschreiben kann. Folglich gilt das CMME-Modell als präferierte Spezifikation mit einem geschätzten Rigiditätsgrad von 78 Prozent für Arbeiter und 86 Prozent für Angestellte.

Aus den Tabellen I-2 und I-3 ist zudem ersichtlich, dass nicht nur $\hat{\rho}$ zwischen den Modellvarianten variiert, sondern auch die geschätzten Werte für σ_e und σ_μ . Im NME-Modell ist die Standardabweichung des Störterms aus der gewünschten Lohnänderungsgleichung $\hat{\sigma}_e$ größer als die Standardabweichung des Messfehlers $\hat{\sigma}_\mu$. Für die MME- und CMME-Modelle gilt genau das Gegenteil. Der Grund dafür liegt in der Berücksichtigung der „gemischten“ Verteilungsstruktur der Messfehler in diesen Modellen. Im Rahmen des NME-Modells wird, wie oben beschrieben, angenommen, dass alle Beobachtungen mit einem (normalverteilten) Messfehler behaftet sind. Damit unterstellt das Modell, dass die beobachteten Entgeltänderungsverteilungen keine Anhäufungen bei null aufweisen. Die Existenz von Null-Spikes in den empirischen Daten, die auf die gemischte Struktur von Messfehlern hindeutet, führt daher im Rahmen des NME-Modells zu einem kleineren Schätzwert für σ_μ . Entsprechend ergibt sich ein höherer Schätzwert für die Standardabweichung σ_e , weil diese nun die restliche Variation in den jährlichen Entgeltänderungsverteilungen abfangen muss. In den beiden anderen Modellvarianten, MME und CMME, stellen die Null-Entgeltänderungen die genau gemessenen Beobachtungen dar. Das ermöglicht die angemessenere Zerlegung der Gesamtvariation in σ_e und σ_μ . Beide Modelle weisen relativ hohe Schätzwerte für σ_μ und relativ niedrigere für σ_e auf.

Im Unterschied zum MME-Modell enthält das CMME-Modell einen zusätzlichen Parameter c , der den Anteil der sehr schlecht gemessenen Beobachtungen angibt. Den Schätzungen zufolge beträgt dieser Anteil bei Arbeitern rund 5,9 Prozent und bei Angestellten 4,7 Prozent. Erwartungsgemäß ist die Standardabweichung $\sigma_{\mu c}$ dieser „starken“ Messfehler größer als die Standardabweichung σ_μ der üblichen Messfehler.

Die Untersuchungen für Ost-Deutschland basieren auf den gleichen Überlegungen wie für West-Deutschland mit der einzigen Ausnahme, dass hier in der Schätzgleichung Jahresdummies (statt Inflation und Arbeitslosenquote) als zusätzliche erklärende Faktoren für das Lohnwachstum in Ost-Deutschland berücksichtigt werden. Tabelle I-5 enthält die resultierenden Ergebnisse für den Zeitraum von 1992 bis

2001. Auch für Ost-Deutschland ergeben sich hochsignifikante und sehr hohe Werte für das Ausmaß der Abwärtsnominallohnrigidität. $\hat{\rho}$ variiert hier zwischen 0,46 und 0,89 für Arbeiter sowie zwischen 0,53 und 0,86 für Angestellte. Um einen besseren Vergleich der Ergebnisse zwischen Ost- und West-Deutschland zu ermöglichen, wurden zusätzliche Schätzungen für West-Deutschland mit ähnlicher Spezifikation, d.h. mit Jahresdummies statt aggregierten Variablen, für den gleichen Zeitraum von 1992 bis 2001 durchgeführt (siehe Tabelle I-4).¹⁸ Aus den Tabellen I-4 und I-5 ist ersichtlich, dass die Ergebnisse im Rahmen des MME-Modells für West- und Ost-Deutschland in beiden Beschäftigtengruppen sehr ähnlich sind. Orientiert man sich an der Referenzspezifikation, dem CMME-Modell, so lässt sich feststellen, dass der Rigiditätsgrad für Arbeiter in Ost-Deutschland mit $\hat{\rho}=0,89$ um rund 13 Prozentpunkte höher als der Rigiditätsgrad für Arbeiter in West-Deutschland ist. Die Situation für Angestellte in West- und Ost-Deutschland scheint sich wenig zu unterscheiden, wie $\hat{\rho}=0,86$ für den Osten und $\hat{\rho}=0,85$ für den Westen Deutschlands zeigen.

¹⁸ Für West-Deutschland stellt allerdings die Spezifikation mit aggregierten Variablen weiterhin die präferierte Spezifikation dar, weil nur diese die Untersuchung realer Konsequenzen der Abwärtsnominallohnrigidität in Abschnitt I.8 ermöglicht.

I.8 REALE KONSEQUENZEN

Dieser Abschnitt widmet sich der Überprüfung der makroökonomischen Erkenntnis bei Akerlof u.a. (1996), dass eine zu niedrige Inflation bei Existenz nach unten starrer Nominallöhne mit negativen Beschäftigungseffekten verbunden ist. Im Rahmen dieser Überprüfung werden zum einen die realwirtschaftlichen Konsequenzen der empirisch identifizierten Abwärtsnominallohnstarrheit und zum anderen die Abhängigkeit dieser realen Effekte von der Höhe der Inflationsrate analysiert. Die Untersuchungen erfolgen für West-Deutschland.¹⁹

Die folgenden Überlegungen basieren auf Knoppik und Beissinger (2003), deren Darstellung und Notation hier übernommen werden.

Zur Quantifizierung der realwirtschaftlichen Relevanz nach unten starrer Nominallöhne wird neben dem Anteil der von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffenen Beobachtungen auch die Auswirkung der Abwärtsnominallohnrigidität auf die Reallöhne und auf die Arbeitslosigkeit untersucht. Möglich wird dies durch die im Rahmen dieser Arbeit verwendete proportionale Variante des Earnings-Function-Ansatzes, die eine direkte Schätzung des Rigiditätsgrades $\hat{\rho}$ zulässt. $\hat{\rho}$ gibt die (bedingte) Wahrscheinlichkeit dafür an, dass trotz einer gewünschten Nominallohnkürzung eine Nominallohnänderung von null, also eine Abwärtsnominallohnstarrheit vorliegt. Die (unbedingte) Wahrscheinlichkeit r_{it} dafür, dass ein Individuum i in der Periode t von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffen ist, kann dann wie folgt formuliert werden:

$$r_{it} = \hat{\rho} \Pr(\Delta w_{it}^* < 0) = \hat{\rho} \Phi\left(-x_{it} \hat{\beta} / \hat{\sigma}_\varepsilon\right), \quad (\text{I.12})$$

¹⁹ Für Ost-Deutschland war die Untersuchung der realen Effekte der Abwärtsnominallohnrigidität nicht möglich, weil in der für Ost-Deutschland gewählten Spezifikation für die gewünschte Lohnänderungsgleichung keine aggregierten Variablen berücksichtigt wurden, die die Analyse der realen Effekte ermöglicht hätten. Stattdessen wurden in den Schätzgleichungen Jahresdummies verwendet, weil diese den Einfluss des in den neunziger Jahren in Ost-Deutschland beobachteten Strukturwandels auf die Lohnbildung besser abfangen.

wobei $\Phi(\cdot)$ die kumulierte Verteilungsfunktion einer standardnormalverteilten Variablen angibt.

Somit kann auch der aggregierte Anteil R aller von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffenen Beobachtungen geschätzt werden:

$$R = \frac{1}{N} \sum_t \sum_i r_{it} (x_{it} \hat{\beta}, \hat{\sigma}_\varepsilon, \hat{\rho}), \quad (\text{I.13})$$

mit N als Anzahl der in der Stichprobe vorliegenden Beobachtungen. Tabelle I-6 enthält die resultierenden Schätzwerte von R für alle drei Messfehlermodellvarianten. Bei den MME- und CMME-Modellen liegen die Werte zwischen 11,6 und 13,7 Prozent für Arbeiter und zwischen 9,1 und 10,0 Prozent für Angestellte. Dies bedeutet, dass mindestens 11,6 Prozent der Arbeiter und 9,1 Prozent der Angestellten im untersuchten Zeitraum von den erforderlichen Nominallohnkürzungen verschont blieben. Im Rahmen des NME-Modells beträgt dieser Anteil sogar 27,6 Prozent für Arbeiter und 20,5 Prozent für Angestellte.

Um den Einfluss unterschiedlicher Gleichgewichtswerte der Inflationsraten auf den Anteil der von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffenen Beobachtungen R zu untersuchen, werden die aktuellen und verzögerten Werte der Inflation, sowie die aktuellen und verzögerten Änderungsraten der Arbeitslosenquote aus dem Vektor der erklärenden Variablen X entfernt.²⁰ Der erwartete Anteil der betroffenen Beobachtungen R für unterschiedliche Inflationsraten kann dann wie folgt berechnet werden:

$$R(\pi) = \frac{1}{N} \sum_t \sum_i r_{it} (x_{it} \hat{\beta} + \pi, \hat{\sigma}_\varepsilon, \hat{\rho}). \quad (\text{I.14})$$

Die im Rahmen dieser Arbeit vorgenommene Homogenitätsrestriktion für aktuelle und verzögerte Werte der Inflationsrate in der Spezifikation der gewünschten Lohn-

²⁰ Das Ausschließen der Änderungsraten der Arbeitslosenquote aus dem Vektor der erklärenden Variablen wird dadurch erklärt, dass bei einer sich im Gleichgewicht befindenden Volkswirtschaft die Arbeitslosenquote konstant ist.

änderungsgleichung macht es möglich, dass die gleichgewichtigen Inflationsraten in Gleichung (I.14) mit dem Koeffizienten eins auftreten. Tabelle I-6 zeigt die einzelnen Schätzwerte von $R(\pi)$ für unterschiedliche Inflationsraten. Aus der Tabelle ist ersichtlich, dass der Anteil der von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffenen Beschäftigten umso höher ausfällt, je geringer die Inflationsrate ist. Bei Nullinflation variiert dieser Anteil im Rahmen der MME- und CMME-Modelle zwischen 19,5 und 25,7 Prozent für Arbeiter und zwischen 19,8 und 23,9 Prozent für Angestellte.

Die Abwärtsnominallohnrigidität hat auch einen Einfluss auf das erwartete individuelle Lohnwachstum, das durch die Differenzbildung zwischen der erwarteten tatsächlichen Lohnänderung und der erwarteten gewünschten Lohnänderung ermittelt wird. In der Literatur wird diese Größe als „sweep up“ bezeichnet:

$$\begin{aligned} su_{it} &= E\Delta w_{it} - E\Delta w_{it}^* \\ &= (1 - \hat{\rho})E\Delta w_{it}^* + \hat{\rho}E\Delta w_{it}^z - E\Delta w_{it}^* = \hat{\rho} \left[E\Delta w_{it}^z - E\Delta w_{it}^* \right] \\ &= \hat{\rho} \left[\hat{\sigma}_\varepsilon \phi \left(x_{it} \hat{\beta} / \hat{\sigma}_\varepsilon \right) + x_{it} \hat{\beta} \Phi \left(x_{it} \hat{\beta} / \hat{\sigma}_\varepsilon \right) - x_{it} \hat{\beta} \right]. \end{aligned} \quad (\text{I.15})$$

Dabei sind $E\Delta w_{it} = (1 - \hat{\rho})E\Delta w_{it}^* + \hat{\rho}E\Delta w_{it}^z$ gemäß Gleichung (I.6) und $E\Delta w_{it}^* = x_{it} \hat{\beta}$. Δw_{it}^z gibt eine bei null zensierte Größe an.

Gleichung (I.15) besagt, dass die Differenz zwischen der erwarteten tatsächlichen und der erwarteten gewünschten Lohnänderung umso höher ausfällt, je größer das Ausmaß der Abwärtsnominallohnrigidität $\hat{\rho}$ ist.

Der aggregierte „sweep up“ ergibt sich dann mit der Durchschnittsbildung über alle individuellen „sweep ups“:

$$SU = \frac{1}{N} \sum_t \sum_t su_{it} . \quad (\text{I.16})$$

Somit kann man auch den aggregierten „sweep up“ in Abhängigkeit von unterschiedlichen gleichgewichtigen Inflationsraten berechnen. Die zugrunde liegenden Überlegungen entsprechen denen zur Berechnung von $R(\pi)$:

$$SU(\pi) = \frac{1}{N} \sum_t \sum_i su_{it} (x_{it} \hat{\beta} + \pi, \hat{\sigma}_\varepsilon, \hat{\rho}). \quad (\text{I.17})$$

Die Schätzergebnisse für SU und $SU(\pi)$ sind in Tabelle I-7 dargestellt. Bei Nullinflation variieren die Schätzwerte in den MME- und CMME-Modellvarianten zwischen 0,57 und 0,67 Prozentpunkten für Arbeiter und zwischen 0,46 und 0,51 Prozentpunkten für Angestellte. Das heißt, dass bei Nullinflation die erwartete tatsächliche Lohnänderung bei Arbeitern um mindestens 0,57 Prozentpunkte und bei Angestellten um mindestens 0,46 Prozentpunkte höher als die erwartete gewünschte Lohnänderung ausfallen würde.

Die Abwärtsnominallohnrigidität erhöht nicht nur das individuelle erwartete Lohnwachstum, sondern führt auch zu einem „real wage wedge“ (Reallohnkeil) zwischen den aggregierten Niveauwerten des erwarteten tatsächlichen und des erwarteten gewünschten Reallohns. Man kann durch plausible Erweiterungen zeigen, dass der erwartete aggregierte Reallohnkeil mit dem „sweep up“ übereinstimmt:

$$\begin{aligned} RWW &= \frac{1}{N} E \left[\sum_t \sum_i (w_{it} - w_{it}^*) \right] \\ &= \frac{1}{N} E \left[\sum_t \sum_i (w_{it} - w_{i,t-1} - w_{it}^* + w_{i,t-1}) \right] = SU. \end{aligned} \quad (\text{I.18})$$

Entsprechend kann der Schätzwert $RWW(\pi)$ berechnet werden, der den Reallohnkeil als eine Funktion der Inflationsrate darstellt.

Schließlich können die Auswirkungen der Abwärtsnominallohnrigidität auf die gleichgewichtige Arbeitslosenquote u^{NAIRU} untersucht werden. Im Standard-Phillips-Kurven-Modell ist die langfristige Arbeitslosenquote gleich der inflationsstabilen Arbeitslosenquote ($NAIRU$), da die realisierte Inflationsrate langfristig mit der erwarteten Inflation übereinstimmt. Akerlof u.a. (1996) modifizieren das Standard-Phillips-Kurven-Modell, in dem sie den Reallohnkeil als wichtige Determinante in der Standard-Phillips-Kurven-Gleichung berücksichtigen. In diesem erweiterten Phillips-Kurven-Modell können die Autoren zeigen, dass die gleichgewichtige

Arbeitslosenquote $NAIRU$ von der Höhe des Reallohnkeils und somit von der Höhe der Inflationsrate abhängt.²¹

Die modifizierte Version der Phillips-Kurven-Gleichung hat demnach folgende Form:

$$\pi_t = \pi_t^e + a(u^{ls} - u_t) + RWW(\pi). \quad (I.19)$$

Dabei bezeichnet π_t^e die erwartete Inflationsrate, u_t die Arbeitslosenquote in der Periode t , u^{ls} die niedrigstmögliche stabile („lowest sustainable“) Arbeitslosenquote und $RWW(\pi)$ den Reallohnkeil, der die Effekte der Abwärtsnominallohnstarrheit bei unterschiedlichen Inflationsraten reflektiert. Der Parameter a gibt die kurzfristige Reaktion der Inflationsrate auf die Abweichungen von der niedrigstmöglichen stabilen Arbeitslosenquote u^{ls} an.

In der Langfristversion mit $\pi_t = \pi_t^e$ kann die Phillips-Kurven-Gleichung in der Form

$$u^{NAIRU} = u^{ls} + \frac{1}{a} RWW(\pi) \quad (I.20)$$

geschrieben werden. Die inflationsstabile Arbeitslosenquote u^{NAIRU} hängt also von der Höhe der Inflationsrate ab. Sie übersteigt die niedrigstmögliche stabile Arbeitslosenquote u^{ls} immer dann, wenn der Reallohnkeil größer als null ist. Beim Vorliegen von Abwärtsnominallohnrigidität ist dies bei zu niedrigen Inflationsraten immer der Fall.

Abschließend kann nun auch die durch die Abwärtsnominallohnstarrheit verschuldete Zusatzarbeitslosigkeit als eine Funktion der Inflationsrate ermittelt werden:

$$u^{xs}(\pi) = u^{NAIRU}(\pi) - u^{ls} = \frac{1}{a} RWW(\pi). \quad (I.21)$$

²¹ Die folgenden Überlegungen basieren auf den Erweiterungen des Phillips-Kurven-Modells von Akerlof u.a. (1996) bei Knoppik und Beissinger (2003).

Die einzige dabei fehlende Information ist die über die Größe des Parameters a . Die in der Literatur verwendeten Schätzwerte für a variieren zwischen 0,2 und 0,6. Im Rahmen dieser Untersuchung wird die Zusatzarbeitslosigkeit alternativ für drei verschiedene Werte von a (0,2; 0,4 und 0,6) geschätzt. Tabelle I-8 präsentiert die resultierenden Ergebnisse für die NME-, MME- und CMME-Modelle.²² Aus der Tabelle ist ersichtlich, dass die durch Abwärtsnominallohnstarrheit hervorgerufene Zusatzarbeitslosigkeit umso höher ausfällt, je geringer die Inflationsrate ist. Bei Nullinflation und $a=0,4$ variiert die Zusatzarbeitslosigkeit für beide Beschäftigten-
gruppen (Arbeiter und Angestellte) im Rahmen der MME- und CMME-Modelle zwischen 1,14 und 1,67 Prozentpunkten.²³ Für $a=0,2$ sind die Effekte der Abwärtsnominallohnrigidität auf die Zusatzarbeitslosigkeit am größten, für $a=0,6$ dagegen am geringsten. Bei Nullinflation und $a=0,2$ variieren die Schätzwerte in den MME- und CMME-Modellen für Arbeiter und Angestellte zwischen 2,29 und 3,35 Prozentpunkten. Bei Nullinflation und $a=0,6$ liegen die geschätzten Werte zwischen 0,76 und 1,12 Prozentpunkten. Orientiert man sich an der präferierten Spezifikation, dem CMME-Modell, so beträgt bei Nullinflation und $a=0,4$ die durch die Abwärtsnominallohnrigidität verursachte Zusatzarbeitslosigkeit 1,67 Prozentpunkte bei Arbeitern und 1,27 Prozentpunkte bei Angestellten. Bedenkt man die sehr hohen Schätzwerte für den Rigiditätsgrad, scheinen das relativ moderate Abweichungen der NAIRU von der niedrigstmöglichen gleichgewichtigen Arbeitslosenquote zu sein. Dennoch sind diese realen Effekte nach unten starrer Nominallöhne keinesfalls vernachlässigbar.

In den Abbildungen I-6 und I-7 sind die stilisierten Phillips-Kurven für Arbeiter und Angestellte im Rahmen der MME- und CMME-Modelle dargestellt. Die Abbildungen liefern eine grafische Veranschaulichung des adversen Effekts auf die Arbeitslosigkeit, der bei Kombination von Abwärtsnominallohnrigidität und zu niedriger Inflation auftritt.

²² Die Ergebnisse im Rahmen des NME-Modells werden hier zum Vergleich mit angegeben, wegen der schwächeren Robustheit des Modells (siehe Abschnitt I.7) allerdings nicht weiter interpretiert.

²³ Zum Vergleich: Die entsprechenden Schätzwerte bei Knoppik und Beissinger (2003) variieren zwischen 0,74 und 1,02 Prozentpunkten.

I.9 ABWÄRTSNOMINALLOHNSTARRHEIT UND LUCAS-KRITIK

Einer der Vorteile der hier verwendeten IAB-Regionalstichprobe (1975–2001) liegt darin, dass sie sowohl Perioden mit hoher als auch mit sehr niedriger Inflation enthält. Dadurch bietet dieser Datensatz eine einzigartige Möglichkeit zur Überprüfung einer Variante der Lucas-Kritik von Gordon (1996) und Mankiw (1996). Diese Autoren weisen darauf hin, dass die Untersuchung der Abwärtsnominallohnrigidität und deren realer Effekte in einer Welt mit hoher Inflation keine korrekten Schlüsse auf eine Welt mit niedriger Inflation zulässt, weil die Nominallohnkürzungen in Niedriginflationsphasen von den Arbeitnehmern nicht mehr als unfair empfunden werden und die Abwärtsnominallohnstarrheit deshalb zumindest zum Teil abnehmen würde.²⁴ Die Kritik dieser Autoren stellt insofern eine Variante der Lucas-Kritik dar, als auch hier im Sinne von Lucas (1976) davon ausgegangen wird, dass bei Änderung der ökonomischen Umwelt die Struktur eines makroökonomischen Modells nicht unverändert bleibt, weil sich die optimalen Entscheidungsregeln der Wirtschaftssubjekte systematisch an die Veränderungen der ökonomischen Umwelt anpassen werden. So argumentiert z.B. Gordon (1996, S. 66): „If the macroeconomic environment were different, microeconomic behavior would be different. Nominal wage reductions would no longer be seen as unusual if the average nominal wage was not growing. Workers would not see them as unfair, and firms would not shy away from imposing them, knowing that the alternative wage for workers who were tempted to quit was not growing.“ Ähnlich positioniert sich auch die Europäische Zentralbank. In ihrem Überblicksartikel über die Hintergrundstudien zur geldpolitischen Strategie verweist die Europäische Zentralbank (2003, S. 15) neben der unzureichenden empirischen Evidenz für die Abwärtsnominallohnstarr-

²⁴ Man beachte, dass sich die Kritik dieser Autoren auf die bedingte Wahrscheinlichkeit ρ bezieht, die den Anteil der durch die Abwärtsnominallohnrigidität verhinderten Nominallohnkürzungen angibt. Zu unterscheiden ist hiervon die (unbedingte) Wahrscheinlichkeit (r_{it}) bzw. deren aggregierter Wert, der den Anteil der von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffenen Beobachtungen darstellt. Dieser ist bei gleichem ρ umso größer, je niedriger die Inflationsrate ausfällt (vgl. Abschnitt I.8).

heit im Euroraum auch darauf, „dass solche Rigiditäten bei einer dauerhaften und völlig glaubwürdigen Verschiebung hin zu einem niedrigen Inflationsumfeld abnehmen und sogar verschwinden könnten“.

Andere Ökonomen vertreten die Meinung, dass die Abwärtsnominallohnstarrheit auch in Niedriginflationen ein Beharrungsvermögen aufweist, weil sie nicht nur isoliert durch Fairnessüberlegungen, sondern auch durch institutionelle Gegebenheiten auf dem Arbeitsmarkt erklärt wird. So argumentiert z.B. Holden (2004, S. 201 ff.): „The fact that many labour market participants find nominal wage cuts unfair may also contribute to the continued existence of legal protection of nominal wages. Such protection makes wage cuts rare even in a low-inflation environment, thus preventing Gordon's (1996) argument that the fairness considerations will be undermined by wage cuts being too common.“

Dank der vorteilhaften Struktur der Daten kann im Rahmen dieses Beitrags die Abhängigkeit der Abwärtsnominallohnstarrheit vom unterschiedlichen inflationären Umfeld direkt untersucht und somit der Einwand von Gordon (1996) und Mankiw (1996) überprüft werden. Im Unterschied zu den vorliegenden Studien für Deutschland wird dabei der Fähigkeit des Earnings-Function-Ansatzes Rechnung getragen, beide in der Literatur verwendeten Strategien zur Identifikation der Abwärtsnominallohnstarrheit heranziehen zu können. Entsprechend werden die Schätzungen nicht für die einzelnen Jahre, sondern für Zeitintervalle durchgeführt, damit eine gewisse Lagevariation in den Lohnänderungsverteilungen vorliegt. Für diese Zeitintervalle werden Dummies gebildet und diese als erklärende Variablen in der Spezifikation für den Rigiditätsgrad ρ_t berücksichtigt. Die Aufteilung des gesamten Untersuchungszeitraums in einzelne Zeitintervalle erfolgt dabei unter Berücksichtigung der folgenden inhaltlichen Überlegungen: Die erste Periode umfasst die Jahre von 1976 bis 1983 und ist durch die zweite Ölkrise geprägt. Diese Periode weist eine durchschnittliche Inflationsrate von 4,4 Prozent auf (siehe Tabelle I-10). In der zweiten Periode, die den Zeitraum von 1984 bis 1988 einschließt, sind die Folgen der zweiten Ölkrise überwunden. Diese Periode stellt mit einer durchschnittlichen Inflationsrate von 1,2 Prozent die Phase mit den niedrigsten Inflationsraten dar. Die

dritte Periode mit dem Zeitraum von 1989 bis 1994 hat eine durchschnittliche Inflationsrate von 3,2 Prozent und wird durch die Wiedervereinigung Deutschlands charakterisiert. Periode vier umfasst die Jahre von 1995 bis 2001 und beschreibt die Phase der Vorbereitung und Durchführung der letzten Stufe zur Europäischen Wirtschafts- und Währungsunion. Die durchschnittliche Inflationsrate dieser Periode beträgt 1,5 Prozent.²⁵

Tabelle I-9 präsentiert die Schätzergebnisse für den Abwärtsnominallohnrigiditätsgrad in den einzelnen Perioden. Für beide Beschäftigtengruppen (Arbeiter und Angestellte) wird im Rahmen der MME- und CMME-Modelle eine signifikante Abnahme des Abwärtsnominallohnrigiditätsgrades über die Zeit beobachtet. So beträgt der geschätzte Rigiditätsgrad im Rahmen des MME-Modells in der ersten Periode (ρ 7683) für Arbeiter rund 93 Prozent, fällt dann in der darauf folgenden Periode auf 65 Prozent, auf weitere 60 Prozent in der dritten Zeitperiode und beträgt schließlich in der letzten Periode nur 50 Prozent. Für Angestellte im Rahmen des MME-Modells sowie für beide Beschäftigtengruppen im Rahmen des CMME-Modells wird der Abwärtsnominallohnrigiditätsgrad in der ersten Periode sogar auf 100 Prozent geschätzt. Das bedeutet, dass in der Zeit von 1976 bis 1983 alle gewünschten Nominallohnkürzungen unterblieben, was für diesen Zeitraum mit einer durchschnittlichen Inflationsrate von 4,4 Prozent und einem Produktivitätswachstum von durchschnittlich 2,3 Prozent auch überzeugend ist. Orientiert man sich an der Referenzspezifikation, so lässt sich festhalten, dass der Abwärtsnominallohnrigiditätsgrad im Zeitverlauf bei Arbeitern um 41 Prozentpunkte und bei Angestellten um 35 Prozentpunkte abgenommen hat.

Die im Rahmen dieser Arbeit gewonnenen Erkenntnisse können somit die hier überprüfte Variante der Lucas-Kritik stützen. Das Ausmaß der Abwärtsnominallohnstarrheit sinkt in Phasen mit niedriger Inflation. Allerdings ist die abnehmende

²⁵ Im Rahmen dieses Beitrags wurden auch die anderen Aufteilungsmöglichkeiten des gesamten Beobachtungszeitraums (z.B. die Aufteilung in gleichlange Zeitintervalle) untersucht. Unter Berücksichtigung der inhaltlichen Überlegungen sowie der möglichst homogenen Inflationsstruktur der einzelnen Jahre innerhalb eines Intervalls erscheint die gewählte Aufteilung als sinnvoll.

Tendenz vom Abwärtsnominallohnrigiditätsgrad über den gesamten Untersuchungszeitraum mit dem Verlauf der durchschnittlichen Inflationsraten der einzelnen Perioden nicht monoton. In der dritten Periode ist die mittlere Inflationsrate höher als in der zweiten Periode, der Rigiditätsgrad sinkt aber weiterhin. Möglicherweise spielen in der dritten Periode die Niedriginflationserfahrungen der Wirtschaftssubjekte aus den Vorperioden eine Rolle. Der Rückgang der Abwärtsnominallohnstarrheit im Zeitverlauf kann zum Teil aber auch auf andere, hier nicht berücksichtigte Faktoren zurückgeführt werden, wie z.B. die sinkende Verhandlungsmacht der Arbeitnehmer im beobachteten Zeitraum.

Das Argument von Holden (2004), dass die Abwärtsnominallohnstarrheit auch in Niedriginflationen aufgrund der institutionellen Einflussfaktoren weiterhin ein Beharrungsvermögen aufweisen würde, lässt sich also durch diese Untersuchung zumindest zum Teil entkräften.

I.10 ZUSAMMENFASSUNG

In diesem Beitrag wurden sowohl das Ausmaß als auch die realwirtschaftlichen Konsequenzen der Abwärtsnominallohnstarrheit in Deutschland auf Grundlage der IAB-Regionalstichprobe (1975–2001) untersucht. Außerdem wurde im Beitrag, anders als in der für Deutschland vorliegenden Literatur, einer Variante der Lucas-Kritik Rechnung getragen und die Abhängigkeit der Abwärtsnominallohnstarrheit vom inflationären Umfeld analysiert.

Die Schätzung der Abwärtsnominallohnrigidität erfolgte mithilfe der proportionalen Variante des Earnings-Function-Ansatzes, zum einen durch die Modellierung der Determinanten der Lohnänderungsgleichung und zum anderen durch die explizite Berücksichtigung der möglichen Messfehler in den Daten. Die Maximum-Likelihood-Schätzungen wurden mit drei alternativen Messfehlermodellvarianten separat für Arbeiter und Angestellte sowie für West- und Ost-Deutschland durchgeführt. Die Ergebnisse der Untersuchungen zeigen, dass das Ausmaß der Abwärtsnominallohnstarrheit in Deutschland erheblich ist. Gemäß der hier präferierten CMME-Modellvariante konnten im untersuchten Zeitraum in West-Deutschland bei Arbeitern 78 Prozent und bei Angestellten 86 Prozent der gewünschten Nominallohnkürzungen aufgrund der Abwärtsnominallohnstarrheit nicht durchgeführt werden. In Ost-Deutschland betrug der Anteil der verhinderten Nominallohnkürzungen bei Arbeitern rund 89 Prozent und bei Angestellten 86 Prozent.

Für die Analyse realer Konsequenzen der vorliegenden Abwärtsnominallohnrigidität wurden für unterschiedliche Inflationspolitiken der Anteil der von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffenen Beobachtungen, die Zunahme des individuell erwarteten Lohnwachstums sowie der Reallohnkeil zwischen dem erwarteten tatsächlichen und dem erwarteten gewünschten Reallohn berechnet. Im Rahmen der präferierten Spezifikation werden bei den beobachteten Inflationsraten fast 14 Prozent aller Arbeiter und 10 Prozent aller Angestellten von den erforderlichen Nominallohnkürzungen verschont. Das individuell erwartete Lohnwachstum liegt bei Angestellten um 0,2 Prozentpunkte und bei Arbeitern um 0,3 Prozentpunkte höher

als das erwartete gewünschte Lohnwachstum. Weiterhin zeigen die Ergebnisse, dass diese realen Effekte der Abwärtsnominallohnrigidität umso höher ausfallen, je geringer die Inflationsrate ist. Für Inflationsraten unter 2 Prozent können diese Effekte nicht mehr vernachlässigt werden.

Ferner wurden Auswirkungen der empirisch vorliegenden Abwärtsnominallohnrigidität auf die gleichgewichtige Arbeitslosenquote NAIRU bei unterschiedlichen Inflationspolitiken untersucht. Dafür wurde die langfristige Phillips-Kurve von Akerlof u.a. (1996) mit geschätzten Werten für den Reallohnkeil kombiniert. Die Effekte der Abwärtsnominallohnrigidität auf die langfristige Arbeitslosenquote variieren dabei sehr stark in Abhängigkeit von der Größe des Parameters a der Phillips-Kurven-Gleichung. Im Rahmen dieser Untersuchung wurden drei alternative, in der Literatur oft verwendete Werte für diesen Parameter berücksichtigt. Bei Nullinflation und $a=0,4$ beträgt die durch Abwärtsnominallohnrigidität verursachte Zusatzarbeitslosigkeit 1,7 Prozentpunkte bei Arbeitern und 1,3 Prozentpunkte bei Angestellten. Wenn man die hohen Schätzwerte des Abwärtsnominallohnrigiditätsgrades bedenkt, scheinen das relativ moderate Abweichungen der NAIRU von der niedrigstmöglichen gleichgewichtigen Arbeitslosenquote zu sein. Dennoch sind diese realen Effekte nach unten starrer Nominallöhne keinesfalls vernachlässigbar.

Bei der Überprüfung der Lucas-Kritik von Gordon (1996) und Mankiw (1996) wurde für beide Beschäftigtengruppen (Arbeiter und Angestellte) eine signifikante Abnahme des Abwärtsnominallohnrigiditätsgrades in Phasen mit niedriger Inflation festgestellt. Die Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung stützen somit die Kritik dieser Autoren.

I.A HERLEITUNGEN

I.A.1 LIKELIHOODFUNKTIONEN IN VERSCHIEDENEN MODELLEN

Normal Measurement Error Model (NME-Modell)

Im Rahmen des NME-Modells wird unterstellt, dass alle Beobachtungen mit einem normalverteilten Messfehler μ_{it} behaftet sind. Die Likelihoodfunktion für eine einzelne Beobachtung ergibt sich folglich als Kombination aus drei Rigiditätsregimen und einem Messfehlerregime:

$$\begin{aligned}
 L(\Omega, x_{it} | \Delta y_{it}) = & \\
 & \frac{1}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}} \phi\left(\frac{\Delta y_{it} - x_{it}\beta}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}}\right) \left(1 - \Phi\left(-x_{it}\beta s - \frac{\Delta y_{it} - x_{it}\beta}{s\sigma_\mu^2}\right)\right) \\
 & + \frac{1}{\sigma_\mu} \phi\left(\frac{\Delta y_{it}}{\sigma_\mu}\right) \Phi\left((0 - x_{it}\beta)s - \frac{\Delta y_{it} - x_{it}\beta}{s\sigma_\mu^2}\right) \cdot \rho \\
 & + \frac{1}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}} \phi\left(\frac{\Delta y_{it} - x_{it}\beta}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}}\right) \Phi\left((0 - x_{it}\beta)s - \frac{\Delta y_{it} - x_{it}\beta}{s\sigma_\mu^2}\right) \cdot (1 - \rho),
 \end{aligned} \tag{I.22}$$

mit $s = \sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2} / \sigma_\varepsilon \sigma_\mu$. Dabei geben $\phi(\cdot)$ und $\Phi(\cdot)$ die Dichtefunktion und die kumulierte Dichtefunktion einer standardnormalverteilten Variablen an. $\Omega = (\beta_1, \dots, \beta_j, \sigma_\varepsilon^2, \sigma_\mu^2, \rho)$ stellt den zu schätzenden Parametervektor und $0 \leq \rho \leq 1$ den Anteil der durch die Abwärtsnominallohnrigidität verhinderten Nominallohnkürzungen dar. Die drei Zeilen der Gleichung (I.22) repräsentieren drei Rigiditätsregime. Die erste Zeile der Gleichung beschreibt die kontrafaktischen Nominallohnänderungen, für die die Abwärtsnominallohnrigidität irrelevant ist (Rigiditätsregime 1). Die zweite Zeile umfasst die von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffenen Beobachtungen (Rigiditätsregime 2). Die dritte Zeile der Gleichung beinhaltet die realisierten kontrafaktischen Nominallohnkürzungen (Rigiditätsregime 3).

Mixed Measurement Error Model (MME-Modell)

Anders als beim NME-Modell wird beim MME-Modell davon ausgegangen, dass nur ein bestimmter Teil ($1-n$) der Beobachtungen mit Messfehlern behaftet ist, während die restlichen Beobachtungen exakt gemessen werden können. Für die Verteilung von μ_{it} wird entsprechend angenommen, dass $\mu_{it} \sim N(0, \sigma_\mu^2)$ mit der

Wahrscheinlichkeit $(1-n)$ und $\mu_{it}=0$ mit der Wahrscheinlichkeit n ist. Für eine einzelne Beobachtung ergibt sich dann die Likelihoodfunktion im Rahmen des MME-Modells als Kombination aus drei Rigiditäts- und zwei Messfehlerregimen:

$$\begin{aligned}
L(\Omega, x_{it} | \Delta y_{it}) = & \\
(1-n) \cdot \frac{1}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}} \phi\left(\frac{\Delta y_{it} - x_{it}\beta}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}}\right) & \left(1 - \Phi\left(-x_{it}\beta s - \frac{\Delta y_{it} - x_{it}\beta}{s\sigma_\mu^2}\right)\right) \\
+ n \cdot \frac{1}{\sigma_\varepsilon} \phi\left(\frac{\Delta y_{it} - x_{it}\beta}{\sigma_\varepsilon}\right) & \\
+ (1-n) \cdot \frac{1}{\sigma_\mu} \phi\left(\frac{\Delta y_{it}}{\sigma_\mu}\right) \Phi\left((0 - x_{it}\beta)s - \frac{\Delta y_{it} - x_{it}\beta}{s\sigma_\mu^2}\right) \cdot \rho & \\
+ n \cdot \Phi\left(\frac{0 - x_{it}\beta}{\sigma_\varepsilon}\right) \cdot \rho & \\
+ (1-n) \cdot \frac{1}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}} \phi\left(\frac{\Delta y_{it} - x_{it}\beta}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}}\right) \Phi\left((0 - x_{it}\beta)s - \frac{\Delta y_{it} - x_{it}\beta}{s\sigma_\mu^2}\right) \cdot (1-\rho) & \\
+ n \cdot \frac{1}{\sigma_\varepsilon} \phi\left(\frac{\Delta y_{it} - x_{it}\beta}{\sigma_\varepsilon}\right) \cdot (1-\rho). &
\end{aligned} \tag{I.23}$$

Dabei geben $\phi(\cdot)$ und $\Phi(\cdot)$ die Dichtefunktion und die kumulierte Dichtefunktion einer standardnormalverteilten Variablen, $0 \leq \rho \leq 1$ den Anteil der durch die Abwärtsnominallohnrigidität verhinderten Nominallohnkürzungen und $0 \leq n \leq 1$ den Anteil der exakt gemessenen Beobachtungen an. $\Omega = (\beta_1, \dots, \beta_j, \sigma_\varepsilon^2, \sigma_\mu^2, \rho, n)$ stellt den Vektor mit den zu schätzenden Parametern dar. Für s gilt $s = \sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2} / \sigma_\varepsilon \sigma_\mu$. Die sechs Zeilen der Gleichung repräsentieren drei Rigiditäts- und zwei Messfehlerregime. Anders als beim NME-Modell wird hier innerhalb eines jeden Rigiditätsregimes zwischen zwei Messfehlerregimen unterschieden: Dem Regime mit messfehlerbehafteten Beobachtungen, das mit der Wahrscheinlichkeit $(1-n)$ auftritt, und dem Regime mit exakt gemessenen Beobachtungen. Dieses Messfehlerregime tritt mit der Wahrscheinlichkeit n auf.

Contaminated Mixed Measurement Error Model (CMME-Modell)

Das CMME-Modell stellt eine Erweiterung des MME-Modells dar. Diese Erweiterung beschreibt die Situation, in der ein kleiner Teil c der Beobachtungen sehr schlecht gemessen wird. In Bezug auf die Verteilung von μ_{it} wird im Rahmen des CMME-Modells angenommen, dass entweder $\mu_{it} \sim N(0, \sigma_\mu^2)$ mit der Wahrschein-

lichkeit $(1-n-c)$ oder $\mu_{it} \sim N(0, \sigma_{\mu c}^2)$ mit der Wahrscheinlichkeit c oder $\mu_{it} = 0$ mit der Wahrscheinlichkeit n gilt. Die Likelihoodfunktion für eine einzelne Beobachtung ergibt sich folglich im Rahmen des CMME-Modells als eine Kombination aus drei Rigiditäts- und nun drei Messfehlerregimen:

$$\begin{aligned}
L(\Omega, x_{it} | \Delta y_{it}) = & \\
(1-n-c) \cdot \frac{1}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}} \phi \left(\frac{\Delta y_{it} - x_{it} \beta}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}} \right) & \left(1 - \Phi \left(-x_{it} \beta s - \frac{\Delta y_{it} - x_{it} \beta}{s \sigma_\mu^2} \right) \right) \\
+ c \cdot \frac{1}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_{\mu c}^2}} \phi \left(\frac{\Delta y_{it} - x_{it} \beta}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_{\mu c}^2}} \right) & \left(1 - \Phi \left(-x_{it} \beta s c - \frac{\Delta y_{it} - x_{it} \beta}{s c \sigma_{\mu c}^2} \right) \right) \\
+ n \cdot \frac{1}{\sigma_\varepsilon} \phi \left(\frac{\Delta y_{it} - x_{it} \beta}{\sigma_\varepsilon} \right) & \\
+ (1-n-c) \cdot \frac{1}{\sigma_\mu} \phi \left(\frac{\Delta y_{it}}{\sigma_\mu} \right) \Phi \left((0 - x_{it} \beta) s - \frac{\Delta y_{it} - x_{it} \beta}{s \sigma_\mu^2} \right) \cdot \rho & \\
+ c \cdot \frac{1}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_{\mu c}^2}} \phi \left(\frac{\Delta y_{it} - x_{it} \beta}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_{\mu c}^2}} \right) & \left(1 - \Phi \left(-x_{it} \beta s c - \frac{\Delta y_{it} - x_{it} \beta}{s c \sigma_{\mu c}^2} \right) \right) \cdot \rho \\
+ n \cdot \Phi \left(\frac{0 - x_{it} \beta}{\sigma_\varepsilon} \right) \cdot \rho & \\
+ (1-n-c) \cdot \frac{1}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}} \phi \left(\frac{\Delta y_{it} - x_{it} \beta}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}} \right) \Phi \left((0 - x_{it} \beta) s - \frac{\Delta y_{it} - x_{it} \beta}{s \sigma_\mu^2} \right) \cdot (1-\rho) & \\
+ n \cdot \frac{1}{\sigma_\varepsilon} \phi \left(\frac{\Delta y_{it} - x_{it} \beta}{\sigma_\varepsilon} \right) \cdot (1-\rho) & \\
+ c \cdot \frac{1}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_{\mu c}^2}} \phi \left(\frac{\Delta y_{it} - x_{it} \beta}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_{\mu c}^2}} \right) & \left(1 - \Phi \left(-x_{it} \beta s c - \frac{\Delta y_{it} - x_{it} \beta}{s c \sigma_{\mu c}^2} \right) \right) \cdot (1-\rho),
\end{aligned} \tag{I.24}$$

mit $\phi(\cdot)$ und $\Phi(\cdot)$ als der Dichtefunktion und der kumulierten Dichtefunktion einer standardnormalverteilten Variablen. $0 \leq \rho \leq 1$ gibt den Anteil der durch die Abwärtsnominallohnrigidität verhinderten Nominallohnkürzungen, $0 \leq n \leq 1$ den Anteil der exakt gemessenen und $0 \leq c \leq 1$ den Anteil der sehr schlecht gemessenen Beobachtungen an. $\Omega = (\beta_1, \dots, \beta_j, \sigma_\varepsilon^2, \sigma_\mu^2, \sigma_{\mu c}^2, \rho, n, c)$ stellt den zu schätzenden Parametervektor dar. Ferner gilt $s = \sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2} / \sigma_\varepsilon \sigma_\mu$ und $s c = \sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_{\mu c}^2} / \sigma_\varepsilon \sigma_{\mu c}$. Die neun Zeilen der Gleichung repräsentieren drei Rigiditäts- und drei Messfehlerregime. Anders als beim MME-Modell wird hier innerhalb eines jeden Rigiditätsregimes zwischen drei Messfehlerregimen unterschieden. Die exakt gemessenen Beobachtungen treten mit der Wahrscheinlichkeit n auf. Die „normal“ schlecht

gemessenen Beobachtungen haben die Auftrittswahrscheinlichkeit $(1-n-c)$. Die Beobachtungen, die stark messfehlerbehaftet sind, treten mit der Wahrscheinlichkeit c auf. Die detaillierte Herleitung der einzelnen Likelihoodfunktionen findet sich bei Knoppik (2001a).

1.A.2 KONTRAFAKTISCHE LOHNÄNDERUNG

Der gewünschte logarithmierte Lohn (in Niveaus) für das Individuum i in der Periode t stellt den logarithmierten Lohn dar, den die Unternehmen in Abwesenheit von nach unten starren Löhnen gern realisieren würden. Er wird wie folgt formuliert:

$$w_{it}^* = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 EXP_{it} + \alpha_3 EXP_{it}^2 + \alpha_4 EXP_{it}^3 + \delta_0 Z_i + \delta_1 Z_i EXP_{it} + \gamma A_t + \tilde{\varepsilon}_{it}. \quad (I.25)$$

Eine ausführliche Erläuterung der einzelnen Determinanten der gewünschten Log-Lohngleichung erfolgt in Abschnitt I.7. Die gewünschte logarithmierte Lohnänderung für das Individuum i in der Periode t kann dann wie folgt hergeleitet werden:

$$\begin{aligned} \Delta w_{it}^* &= \alpha_1 (t - (t-1)) + \alpha_2 (EXP_{it} - (EXP_{it} - 1)) + \alpha_3 (EXP_{it}^2 - (EXP_{it} - 1)^2) \\ &\quad + \alpha_4 (EXP_{it}^3 - (EXP_{it} - 1)^3) + \delta_1 Z_i + \gamma \Delta A_t + \Delta \tilde{\varepsilon}_{it} \\ &= (\alpha_1 + \alpha_2) + \alpha_3 (EXP_{it}^2 - (EXP_{it}^2 - 2EXP_{it} + 1)) \\ &\quad + \alpha_4 (EXP_{it}^3 - (EXP_{it} - 1)^2 (EXP_{it} - 1)) + \delta_1 Z_i + \gamma \Delta A_t + \Delta \tilde{\varepsilon}_{it} \\ &= (\alpha_1 + \alpha_2) + \alpha_3 (2EXP_{it} - 1) + \alpha_4 (EXP_{it}^3 - (EXP_{it}^2 - 2EXP_{it} + 1)(EXP_{it} - 1)) \\ &\quad + \delta_1 Z_i + \gamma \Delta A_t + \Delta \tilde{\varepsilon}_{it} \\ &= (\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_3) + 2\alpha_3 EXP_{it} + \alpha_4 (EXP_{it}^3 - (EXP_{it}^3 - 3EXP_{it}^2 + 3EXP_{it} - 1)) \\ &\quad + \delta_1 Z_i + \gamma \Delta A_t + \Delta \tilde{\varepsilon}_{it} \\ &= (\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_3 + \alpha_4) + (2\alpha_3 - 3\alpha_4) EXP_{it} + 3\alpha_4 EXP_{it}^2 + \delta_1 Z_i + \gamma \Delta A_t + \Delta \tilde{\varepsilon}_{it}. \end{aligned} \quad (I.26)$$

Wie aus der Herleitung ersichtlich ist, wird in der Lohnänderungsgleichung die Berücksichtigung des nichtlinearen Lohnänderungs-Berufserfahrungs-Profiles durch die Aufnahme der potentiellen Erfahrung dritter Ordnung in der Gleichung für das logarithmierte Lohnniveau ermöglicht. Anders als in der Log-Lohnniveaugleichung ist der Koeffizient der potentiellen Erfahrung in der Log-Lohnänderungsgleichung wegen $\alpha_3 < 0$ negativ und der Koeffizient der potentiellen Erfahrung zweiter Ordnung positiv.

I.B ABBILDUNGEN

ABBILDUNG I-1: IDENTIFIKATION NACH UNTEN STARRER LÖHNE IN DEN EMPIRISCHEN ANALYSE-VERFAHREN

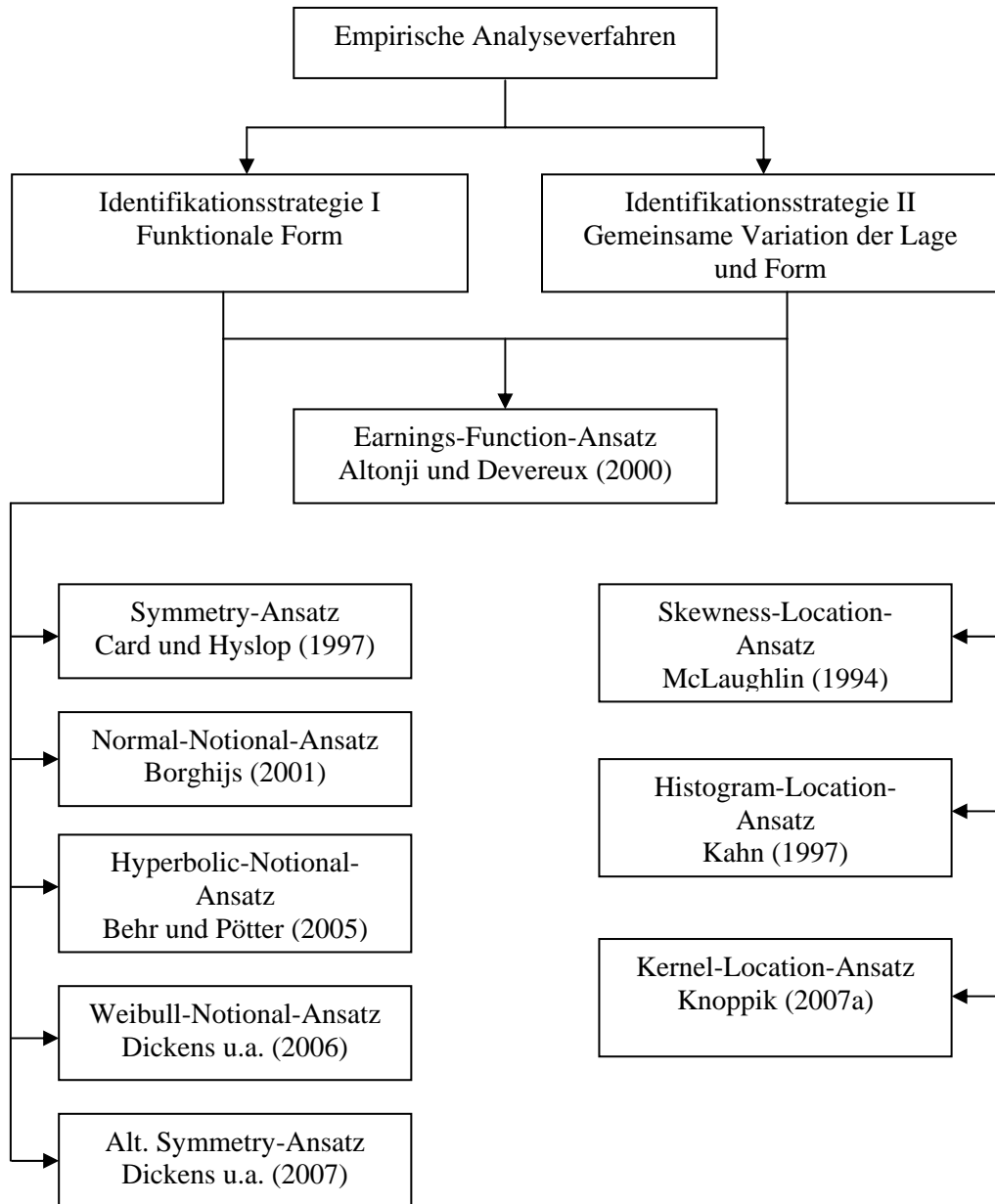


ABBILDUNG I-2: JÄHRLICHE ENTGELTÄNDERUNGSVERTEILUNGEN FÜR ANGESTELLTE IN WEST-DEUTSCHLAND

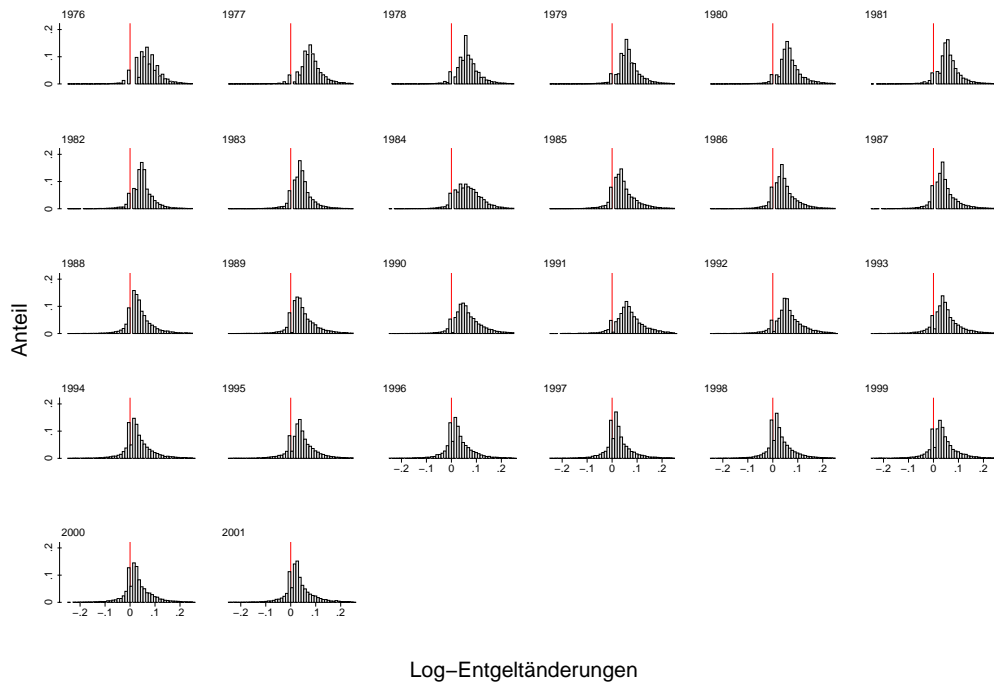


ABBILDUNG I-3: JÄHRLICHE ENTGELTÄNDERUNGSVERTEILUNGEN FÜR ARBEITER IN WEST-DEUTSCHLAND

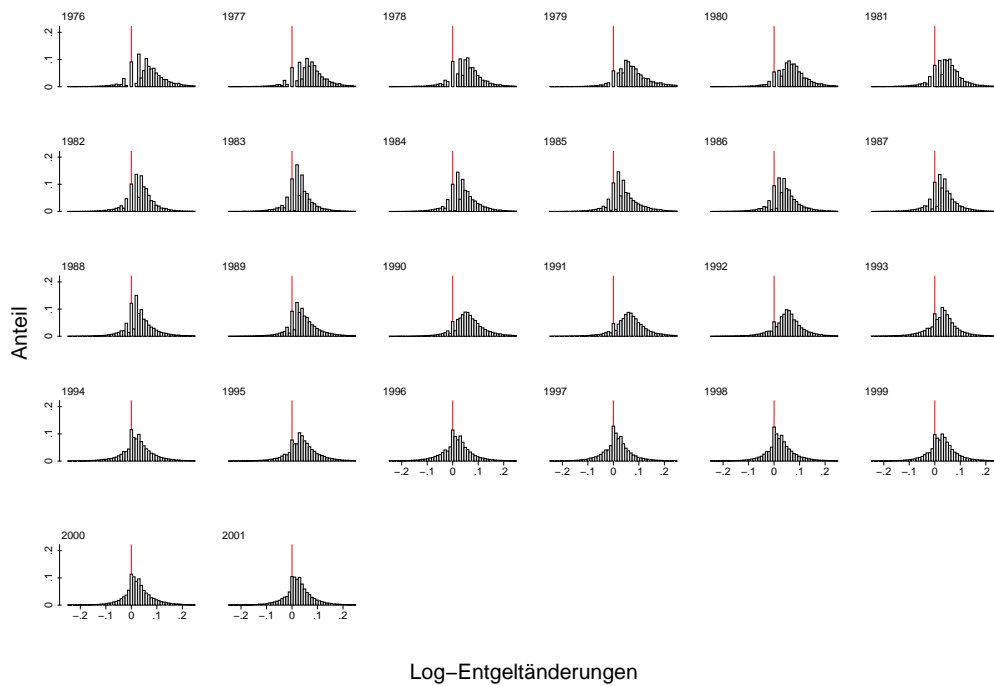


ABBILDUNG I-4: JÄHRLICHE ENTGELTÄNDERUNGSVERTEILUNGEN FÜR ANGESTELLTE IN OST-DEUTSCHLAND

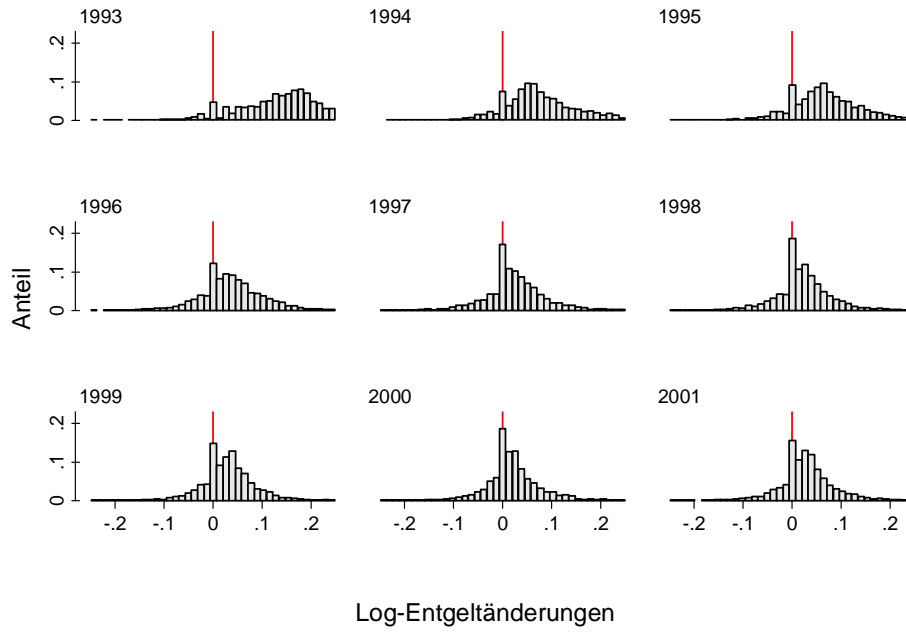


ABBILDUNG I-5: JÄHRLICHE ENTGELTÄNDERUNGSVERTEILUNGEN FÜR ARBEITER IN OST-DEUTSCHLAND

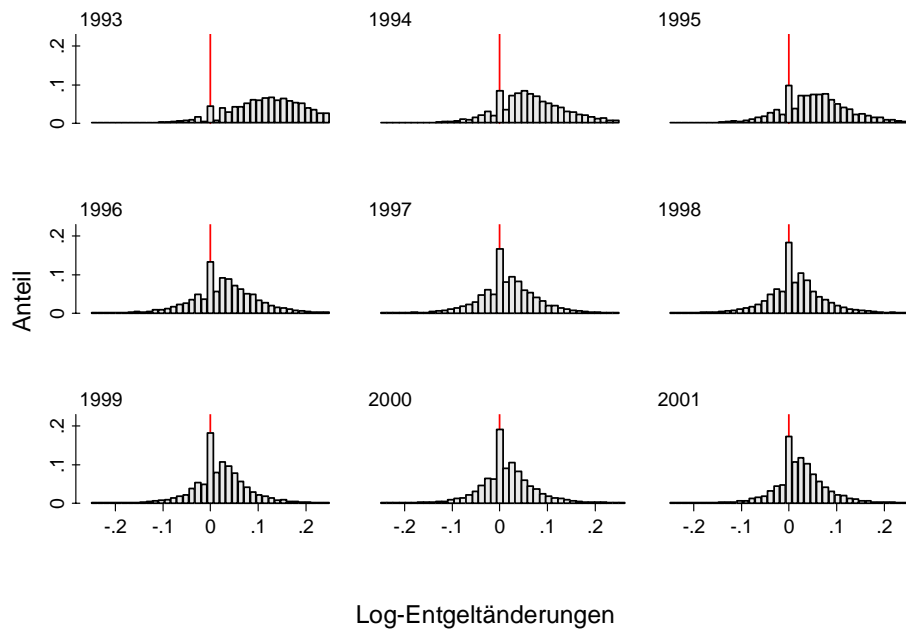


ABBILDUNG I-6: STILISIERTE PHILLIPS-KURVEN FÜR ARBEITER IN WEST-DEUTSCHLAND

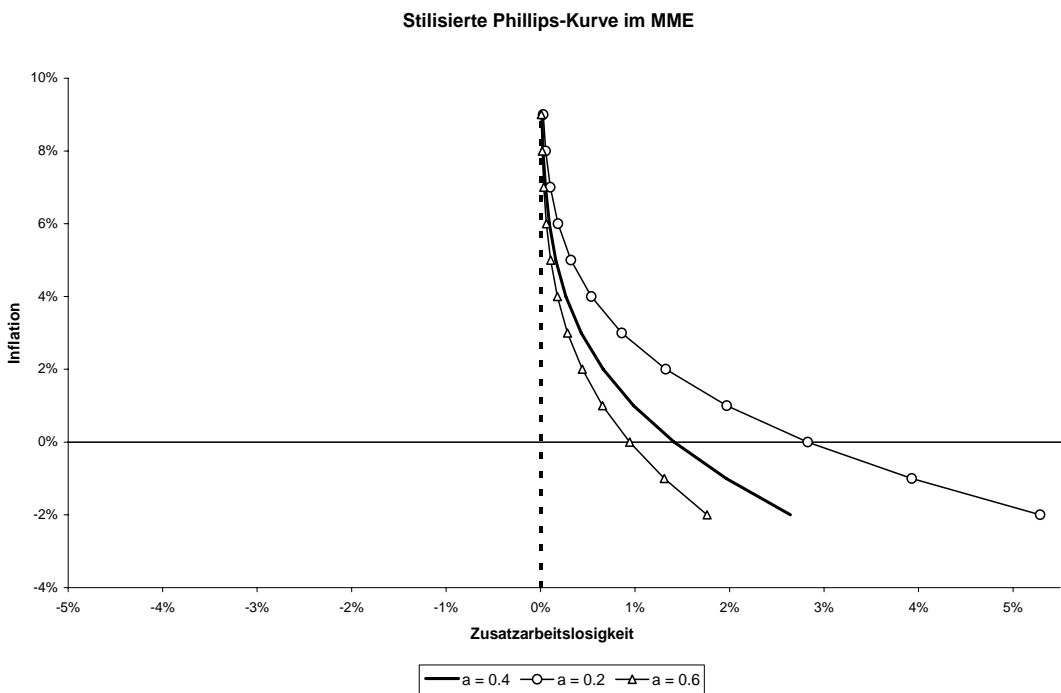
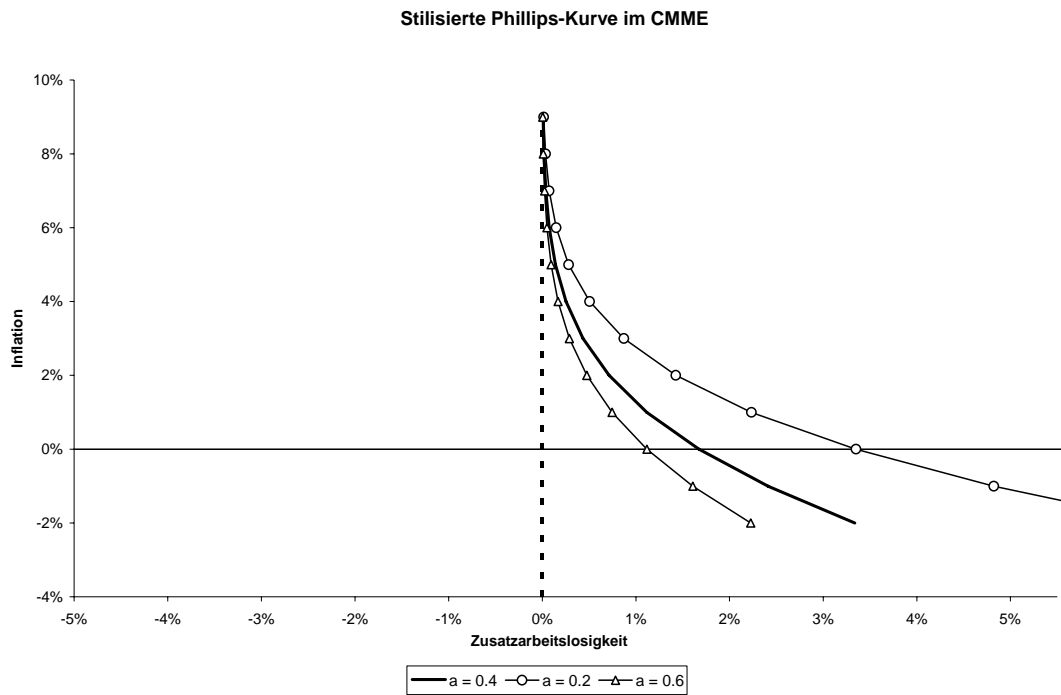
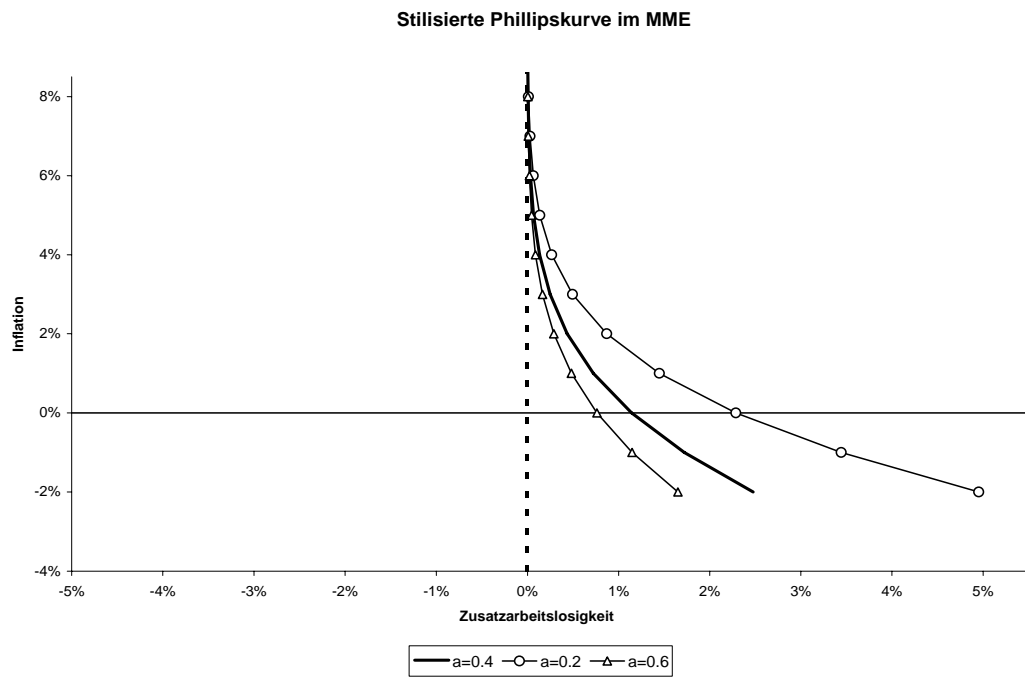
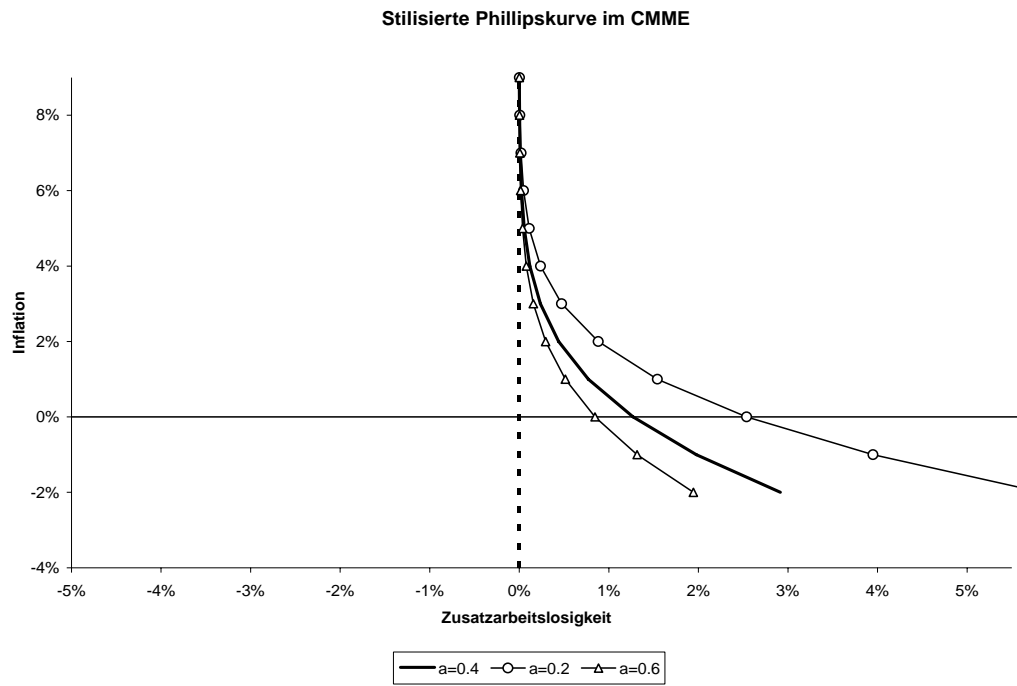


ABBILDUNG I-7: STILISIERTE PHILLIPS-KURVEN FÜR ANGESTELLTE IN WEST-DEUTSCHLAND



I.C TABELLEN

TABELLE I-1: AUSGEWÄHLTE MIKRODATENSTUDIEN ZU NACH UNTEN STARREN LÖHNEN UND IHRE ERGEBNISSE

Land	Studie	Daten ⁽¹⁾	Ansatz ⁽²⁾	Messfehlerkontrolle	Wichtige Ergebnisse
USA	McLaughlin (1994)	PSID (1976–86)	SLA	Ja	Deutliche Flexibilität bei der Lohnbildung der „job stayers“, von denen 17 % die Nominallohnkürzungen erfahren. Die Schiefe der Lohnänderungsverteilung ist unabhängig von der Höhe der Inflationsrate. Messfehler haben einen vernachlässigbaren Effekt auf die Ergebnisse.
USA	Lebow u.a. (1995)	PSID (1968–88)	SLA	Nein	Signifikante Evidenz für die nach unten starren Nominallöhne für die Gruppe der „hourly wage stayers“, nicht aber für die Gruppe aller „stayers“. Sehr geringe Wohlfahrtseffekte der Abwärtsnominallohnrigidität.
USA	Card und Hyslop (1997)	CPS (1979–93), PSID (1976–79 und 1985–88)	SyA	Ja, in der Simulation	Signifikante Evidenz für die nach unten starren Nominallöhne. Der Anteil der von der Abwärtsnominallohnstarrheit betroffenen Beobachtungen betrug Ende der 70er Jahre 6 bis 7 %, Mitte der 80er Jahre bis zu 14 %. Geringe makroökonomische Effekte der Abwärtsnominallohnstarrheit. Messfehler führen zur Unterschätzung der wahren Rigidität.
USA	Kahn (1997)	PSID (1970–88)	HLA	Nein	Signifikante, starke Evidenz für Abwärtsnominallohnstarrheit bei Arbeitern: 44 % der gewünschten Nominallohnkürzungen konnten in dieser Beschäftigtengruppe nicht durchgeführt werden. Der Anteil der von der Abwärtsnominallohnstarrheit betroffenen Arbeiter beträgt 9 %. Schwache Evidenz für die Gruppe der Angestellten.
USA	Shea (1997)	PSID (1981–87)	Deskriptiv	Ja	Hinweise auf die Unterschätzung der wahren Abwärtsnominallohnrigidität in Card und Hyslop (1997). Die meisten berichteten Nominallohnkürzungen in der PSID sollen Messfehler darstellen. Diese Erkenntnis beruht auf dem Vergleich der berichteten Nominallohnänderungen der Gewerkschaftsmitglieder mit den offiziellen, tarifvertraglich vereinbarten Nominallohnänderungen.
USA	McLaughlin (1999)	PSID (1971–92)	SLA	Ja	Vernachlässigbare (negative) Korrelation zwischen der Inflationsrate und den Schiefeßen der Verteilung. Deshalb keine nennenswerte Evidenz für die nach unten starren Löhne bei „stayers“. Für Gewerkschaftsmitglieder wird eine geringe Evidenz gefunden. Messfehler haben einen vernachlässigbaren Effekt auf die Ergebnisse.

Land	Studie	Daten ⁽¹⁾	Ansatz ⁽²⁾	Messfehlerkontrolle	Wichtige Ergebnisse
USA	Altonji und Devereux (2000)	PSID (1971–92), Gehaltsabrechnungsdaten eines Unternehmens	EFA, Schwellenwertvariante	Ja, MME	Starke signifikante Evidenz für Abwärtsnominallohnstarrheit in beiden Stichproben. Die Autoren kommen zum Schluss, dass ein Großteil der beobachteten Nominallohnkürzungen in der PSID auf Messfehler zurückzuführen ist. Unschlüssige Ergebnisse bei den realen Effekten.
USA	Christofides und Stengos (2001)	PSID (1976–87)	SLA	Nein	Signifikante Evidenz für die Abwärtsnominallohnstarrheit in der Gruppe der Arbeiter, nicht aber in der Gruppe der Angestellten.
USA	Lebow u.a. (2003)	ECI (1981–99)	SLA HLA	Nein	Starke Evidenz für die Abwärtsnominallohnstarrheit in beiden Ansätzen. Im Rahmen des HLA beträgt der Rigiditätsgrad der Grundlöhne und -gehälter 47 %. Gesamtentgelte (total compensation) sind flexibler. Der Rigiditätsgrad beträgt hier 17 %.
USA	Gottschalk (2005)	SIPP (1986–93)	Neue Methode zur Messfehlerkorrektur	Ja	Die Abwärtsnominallohnstarrheit ist nach der Messfehlerkorrektur signifikant höher. 25 % der männlichen Stundenlohnbezieher hatten konstante Stundenlöhne gemeldet. Nach der Messfehlerkorrektur beträgt dieser Anteil rund 54 %. Ähnliche Effekte für weibliche Beschäftigte.
D	Beissinger und Knoppik (2001)	IABS (1975–95)	SLA HLA	Nein	Klare Evidenz für die nach unten starren Nominallöhne im Rahmen des SLA. Signifikante Evidenz auch in den Schätzungen mit HLA. Der Abwärtsnominallohnrigiditätsgrad liegt hier für Arbeiter bei über 20 %, für Angestellte bei über 30 %. Hinweise auf eine asymmetrische kontrafaktische Verteilung, deshalb auch keine Anwendung des SyA.
D	Knoppik und Dittmar (2002)	GSOEP (1984–2000)	HLA.	Nein	Signifikante Evidenz für die Abwärtsnominallohnrigidität. Der Abwärtsnominallohnrigiditätsgrad beträgt 29 % bei Arbeitern und 35 % bei Angestellten.
D	Knoppik und Beissinger (2003)	IABS (1975–95)	EFA, proportionale Variante	Ja, NME, MME, CMME	Starke Evidenz für Abwärtsnominallohnrigidität in allen drei Messfehlermodellvarianten. Im Rahmen des CMME beträgt der Rigiditätsgrad bei Arbeitern 68 % und bei Angestellten 91 %. Signifikante Evidenz für die realen Effekte der Abwärtsnominallohnrigidität bei Inflationsraten kleiner 3 %.
D	Pfeiffer (2003)	IABS (1975–95)	EFA, Schwellen-	Ja, NME	Starke Evidenz für Tariflohnstarrheit. Der Tariflohnrigiditätsgrad beträgt 70 %. Moderate Evidenz für Abwärtsnominallohnstarrheit. Lohnstarrheiten haben auf der individuellen Ebene keine negativen Beschäftigungseffekte, so dass die Arbeitnehmer

Land	Studie	Daten ⁽¹⁾	Ansatz ⁽²⁾	Messfehlerkontrolle	Wichtige Ergebnisse
			wertvariante		mit dem höheren individuellen „wage sweep up“ kein höheres Arbeitslosigkeitsrisiko aufweisen.
D	Bauer u.a. (2004)	IABS-R (1975–97)	EFA, proportionale Variante	Ja, Variante des MME	Der Abwärts <i>nominallohn</i> rigiditätsgrad beträgt im Durchschnitt über alle Jahre 17 %, der Abwärts <i>reallohn</i> rigiditätsgrad liegt bei 50 %. Keine signifikante Evidenz für die realen Effekte der Abwärts <i>nominallohn</i> starrheit. Die Abwärts <i>reallohn</i> starrheit weist langfristig einen signifikanten Einfluss auf die Arbeitslosigkeit auf.
D	Cornelißen und Hübler (2006)	GSOEP (1984–2004)	EFA, proportionale Variante	Ja, restringiertes MME, NME	Im restringierten Modell (Modell mit bekannten Messfehlerregimeanteilen) beträgt der Abwärts <i>nominallohn</i> rigiditätsgrad 2 %, der Tariflohnrigiditätsgrad 45 %. Im NME beträgt der Abwärts <i>nominallohn</i> rigiditätsgrad 28 %, der Tariflohnrigiditätsgrad 32 %. Keine Evidenz für die realen Effekte von Abwärtslohnstarrheiten auf der individuellen Ebene. Arbeitnehmer mit einem höheren „wage sweep up“ haben sogar ein geringeres Entlassungsrisiko als die Arbeitnehmer mit einem geringeren „wage sweep up“.
CH	Fehr und Goette (2005)	SLFS (1991–98), SIF (1991–98), Individuelle Daten von zwei großen Firmen.	EFA, Schwellenwertvariante	Ja, MME	Starke Evidenz für Abwärts <i>nominallohn</i> rigidität in allen drei Datenquellen. Der Abwärts <i>nominallohn</i> rigiditätsgrad liegt in den Daten des SLFS und SIF bei über 50 %, in den Unternehmensdaten bei fast 100 %. Die Abwärts <i>nominallohn</i> rigidität nimmt im Zeitverlauf zu und bleibt auch in Jahren mit niedriger Inflation bestehen. Starke negative Effekte der Abwärts <i>nominallohn</i> rigidität auf die Arbeitslosigkeit.
UK	Smith (2000)	BHPS (1991–96)	Deskriptiv	Ja	Keine Evidenz für Abwärts <i>nominallohn</i> rigidität. 23 % der Beschäftigten erfahren eine <i>Nominallohn</i> kürzung, 9 % eine <i>Nominallohn</i> änderung von null. Allerdings sei ein Großteil der beobachteten Anhäufungen bei null auf Rundungsfehler und langfristige Kontrakte zurückzuführen. Nach Abzug dieser Effekte stellt sich heraus, dass höchstens 1 % der beobachteten <i>Nominallohn</i> änderung von null auf Abwärts <i>nominallohn</i> rigidität zurückgeführt werden kann.
UK	Nickell und Quintini (2003)	NES (1975–99)	Deskriptiv	Nein	Schwache Evidenz für Abwärts <i>nominallohn</i> rigidität. Der Anteil der <i>Nominallohn</i> änderungen von null variiert zwischen 0 % in Hochinflationen und 7 % in Jahren mit niedriger Inflation. Schwache makroökonomische Effekte.

Land	Studie	Daten ⁽¹⁾	Ansatz ⁽²⁾	Messfehlerkontrolle	Wichtige Ergebnisse
UK	Barwell und Schweitzer (2005)	NESPD (1978–98)	EFA, proportionale Variante	Ja, restringiertes MME	Der Abwärts <i>nominal</i> lohnrigiditätsgrad beträgt 14 %. Der Abwärts <i>real</i> lohnrigiditätsgrad liegt bei 41 %. Signifikante reale Effekte von Abwärtslohnrigiditäten auf der individuellen Ebene. Arbeitnehmer, die von Abwärtslohnstarrheiten stärker profitieren, weisen auch eine höhere Entlassungswahrscheinlichkeit auf.
I	Devicienti (2003)	INPS (1985–96)	EFA, proportionale und Schwellenvariante	Ja, NME, MME	Starke signifikante Evidenz für Abwärts <i>nominal</i> lohnrigidität in allen untersuchten Modellvarianten. Der Abwärts <i>nominal</i> lohnrigiditätsgrad beträgt 61 % im NME und 68 % im MME. Signifikante reale Effekte der Abwärts <i>nominal</i> lohnrigidität. Bei Nullinflation liegt die durch Abwärts <i>nominal</i> lohnrigidität verursachte Zusatzarbeitslosigkeit bei über 2 Prozentpunkten.
I	Maida u.a. (2005)	WHIP (1985–99)	EFA, proportionale Variante	Ja, Variante des MME	Der Abwärts <i>nominal</i> lohnrigiditätsgrad beträgt im Rahmen der ersten (zweiten) Modellierungsvariante der realen Zensierungsgrenze 24 % (26 %). Der Abwärts <i>real</i> lohnrigiditätsgrad liegt bei 53 % (50 %). Signifikante Evidenz für die realen Effekte beider Rigiditätsarten auf der aggregierten Ebene.
S	Ekberg (2004)	SAF (1980–90, 1995–2001)	EFA, proportionale Variante	Nein	Signifikante Evidenz für Abwärts <i>nominal</i> lohnstarrheit. Der Anteil der gewünschten aber nicht durchgeführten Kürzungen in den Stundenlöhnen beträgt 65 %. Der entsprechende Anteil in den Gesamtentgelten liegt bei 13 %. Moderate reale Effekte der Abwärts <i>nominal</i> lohnstarrheit.
B	Borghijs (2001)	PSBH (1993–98)	Deskriptiv	Nein	Hinweise auf die Existenz von Abwärts <i>nominal</i> lohnrigidität: Der Anteil der Arbeitnehmer mit konstanten Grundlöhnen (base wage) beträgt 22 %. Der Anteil der Arbeitnehmer mit konstanten Gesamtentgelten (total compensation) liegt bei 8 %. Es bleibt aber unklar, welcher Anteil dieser beobachteten Anhäufung bei null tatsächlich auf die Abwärts <i>nominal</i> lohnrigidität und welcher auf die anderen Faktoren wie z.B. die Menükosten zurückgeführt werden kann.
CAN	Crawford und Harrison (1997)	HRDC (1978–96), WCF (1952–96), WF (1965–96)	Deskriptiv	Nein	Hinweise auf die Existenz von Abwärts <i>nominal</i> lohnrigidität in den tarifvertraglichen Daten. Der Anteil der <i>Nominal</i> lohnkürzungen variiert zwischen nahe 0 % in den Grundgehältern (base salary) und 10 bis 20 % in den Gesamtentgelten (total compensation). Weitere Erkenntnis: Grundlöhne lassen sich in den nicht tarifgebundenen

Land	Studie	Daten ⁽¹⁾	Ansatz ⁽²⁾	Messfehlerkontrolle	Wichtige Ergebnisse
					Sektoren und kleineren Firmen viel flexibler gestalten.
CAN	Christofides und Stengos (2003)	HRDC (1976–99)	SLA Probit, Tobit	Nein	Starke Evidenz für Abwärts <i>nominal</i> lohnstarrheit in den tarifvertraglichen Daten. Geringe Evidenz für Abwärts <i>real</i> lohnrigidität.
CAN	Christofides und Leung (2003)	HRDC (1976–99)	HLA	Nein	Signifikante Evidenz für die Abwärts <i>nominal</i> lohnstarrheit in den tarifvertraglichen Daten v. a. in den Perioden mit niedriger Inflation. Signifikante Evidenz auch für die Menükosten.
MEX	Castellanos (2001)	ENEU (1994–2001)	SLA HLA	Nein	Moderate Evidenz für Abwärts <i>nominal</i> lohnstarrheit für die Gesamtheit der Beschäftigten. Beschäftigte in größeren Firmen profitieren von der Abwärts <i>nominal</i> lohnstarrheit stärker. Reale Effekte der Abwärts <i>nominal</i> lohnstarrheit sind moderat, steigen aber mit dem Rückgang der Inflationsrate.
MEX	Castellanos u.a. (2004)	IMSS (1986–2002)	HLA	Nein	Starke signifikante Evidenz für die nach unten starren Nominallöhne. Die Abwärts <i>nominal</i> lohnstarrheit nimmt aber über die Zeit ab.
NZ	Chapple (1996)	PWWS, LCS (1988–95)	SLA	Ja, in der Simulation	Starke (negative) Korrelation zwischen den berechneten Asymmetriemaßen und der aktuellen sowie der erwarteten Inflationsrate. Starke Evidenz für die nach unten starren Nominallöhne. Messfehler haben einen vernachlässigbaren Effekt.
J	Kuroda und Yamamoto (2003a)	JPSC (1993–98)	SLA	Nein	Die Lohnänderungsverteilungen sind in allen untersuchten Beschäftigtengruppen rechtsschief. Signifikante Evidenz für die negative Korrelation zwischen der Rechtsschiefe der Verteilung und der (regionalen) Inflationsrate konnte jedoch nur für die Gruppe der vollzeitbeschäftigten männlichen Monatsgehaltbezieher gefunden werden. Im beobachteten Zeitraum lag die höchste Inflationsrate allerdings nur knapp über 1 %.
J	Kuroda und Yamamoto (2003b)	JPSC (1993–98)	EFA, Schwellenwertvariante	Ja, MME	Signifikante Evidenz für Abwärts <i>nominal</i> lohnstarrheit in allen untersuchten Beschäftigtengruppen. Die Stundenlöhne der teilzeitbeschäftigten Frauen weisen eine vollständige Starrheit auf. Die Monats- und Jahresentgelte der vollzeitbeschäftigten Personen weisen geringere Rigidität auf. Die vollzeitbeschäftigten Männer profitieren von der Rigidität stärker als die vollzeitbeschäftigten Frauen.
J	Kuroda und	Orientierung an den Ergebnissen in Kuroda			Signifikante Effekte der Abwärts <i>nominal</i> lohnstarrheit auf die Zusatzarbeitslosigkeit

Land	Studie	Daten ⁽¹⁾	Ansatz ⁽²⁾	Messfehlerkontrolle	Wichtige Ergebnisse
	Yamamoto (2003c)	und Yamamoto (2003b).			bei Inflationsraten kleiner als 2,4 %. Die marginalen Effekte der Abwärtsnominallohnstarrheit gehen aber bei einer Inflation kleiner als 1 % wieder zurück. Die geschätzte Zusatarbeitslosigkeit in der Gruppe der vollzeitbeschäftigten männlichen Personen liegt bei 1,8 Prozentpunkten.
J	Kuroda und Yamamoto (2005)	BSWS (1985–2001)	HLA	Nein	Signifikante Evidenz für Abwärtsnominallohnstarrheit (in den jährlichen Gesamtentgelten) für vollzeitbeschäftigte Personen in den Jahren von 1992 bis 1997. Keine Evidenz ab 1998. Die Abwärtsnominallohnstarrheit führte im Zeitraum von 1992 bis 1997 zu einem Anstieg der Arbeitslosigkeit um 1 Prozentpunkt.
J	Kawaguchi und Ohtake (2007)	CIILPS (2000)	Deskriptiv	Nein	Hinweise auf die Existenz von Abwärtsnominallohnstarrheit in den Grundlöhnen (basic pay). Jüngere Beschäftigte profitieren von der Abwärtsnominallohnstarrheit stärker. Nominallohnkürzungen haben einen signifikanten Einfluss auf die Arbeitsmoral der Beschäftigten und liefern einen wichtigen Grund für die Unterlassung der gewünschten Nominallohnkürzungen seitens der Arbeitgeber.
AUS	Charlton (2003)	MI (1997–2000)	SyA	Nein	Starke signifikante Evidenz für Abwärtsnominallohnstarrheit in den Grundlöhnen (base pay). Geringe Evidenz für die Starrheit der Gesamtentgelte (total pay). Um mehr Flexibilität bei der Entlohnung bzw. in den Arbeitskosten zu schaffen, würden die Firmen alternative Entlohnungselemente (wie z.B. Zuschläge) nutzen.
AUS	Dwyer und Leong (2003)	MCED (1987–99)	SLA	Nein	Starke Evidenz für Abwärtsnominallohnstarrheit (signifikante, hohe Korrelation zwischen den verschiedenen Schiefemaßen und Inflationsraten). Die geschätzte Schiefe der Verteilungen kann allerdings nicht gänzlich auf die nach unten starren Nominallöhne, sondern auch auf die anderen Faktoren, wie z.B. Selbstselektionseffekte der Beschäftigten zurückgeführt werden.
PL	Brzoza-Brzezina und Socha (2006)	CSO (1996–2005)	HLA	Nein	Untersuchungseinheit: Quartalsdaten für die durchschnittlichen Gesamtentgelte in den einzelnen Betrieben. Schwache Evidenz für Abwärtsnominallohnstarrheit.
EU	Dessy (2004)	ECHP (1994–96)	Deskriptiv	Nein	Analysen für 12 EU-Länder. Hinweise für die Existenz von Abwärtsnominallohnstarrheit in allen untersuchten Ländern. Deutschland, Belgien, Luxemburg und Italien bilden die Gruppe mit der höchsten Abwärtsnominallohnrigidität. Spanien und Irland

Land	Studie	Daten ⁽¹⁾	Ansatz ⁽²⁾	Messfehlerkontrolle	Wichtige Ergebnisse
					weisen die niedrigste Abwärtsnominallohnrigidität auf. Signifikanter Einfluss einiger institutioneller Faktoren auf die Entgeltänderungen.
EU	Dessy (2005)	ECHP (1994–2000)	EFA, Schwellenwertvariante	Ja, NME	Analysen für 14 EU-Länder. Belgien, Frankreich, die Niederlande und Deutschland weisen die höchste Abwärtsnominallohnrigidität auf, gefolgt von Luxemburg, Dänemark, Großbritannien, Italien, Finnland und Irland. Griechenland, Spanien, Portugal und Österreich bilden die Gruppe mit der niedrigsten Abwärtsnominallohnrigidität. Signifikanter Einfluss einiger institutioneller Faktoren auf die Lohnänderungen.
EU	Behr und Pötter (2005)	ECHP (1994–2001)	Hyperbolic-Notional-Ansatz, HLA	Nein	Analysen für 10 EU-Länder. Im Hyperbolic-Notional-Ansatz: Die Gruppe mit dem höchsten Abwärtsnominallohnrigiditätsgrad bilden Griechenland mit 42 %, Portugal mit 40 % und Italien mit 36 %. Dagegen bilden Spanien mit 3 %, Irland mit 5 % und Großbritannien mit 9 % die Ländergruppe mit dem niedrigsten Abwärtsnominallohnstarrheitsgrad. In Deutschland beträgt der Abwärtsnominallohnstarrheitsgrad 16 %.
EU	Knoppik und Beissinger (2006)	ECHP (1994–2001)	HLA	Nein	Analysen für 12 EU-Länder. Italien, Belgien und Finnland bilden die Gruppe mit dem höchsten Abwärtsnominallohnrigiditätsgrad von 66 %, 47 % bzw. 46 %. Mit 7 %, 14 % bzw. 18 % bilden Spanien, Großbritannien und Irland dagegen die Ländergruppe mit dem niedrigsten Abwärtsnominallohnstarrheitsgrad. Im Schnitt über alle 12 Länder beträgt der Rigiditätsgrad 36 %.
OECD	Holden und Wulfsberg (2006)	Sektordaten der OECD (1973–99)	Empirical-Notional-Ansatz	Nein	Analysen für 19 OECD-Länder. Signifikante Evidenz für die Abwärtsnominallohnrigidität in den einzelnen Ländergruppen. Der Abwärtsnominallohnrigiditätsgrad beträgt 20 % für die englischsprachige (Kanada, Irland, Neuseeland, Großbritannien und die USA), 23 % für die zentraleuropäische (Österreich, Belgien, Frankreich, Deutschland, Luxemburg und Niederlande), 41 % für die südeuropäische (Italien, Griechenland, Portugal und Spanien), und 50 % für die nordeuropäische Ländergruppe (Dänemark, Finnland, Norwegen und Schweden). Signifikanter Einfluss der Arbeitsmarktcharakteristika auf die Abwärtsnominallohnrigidität.
EU USA	Dickens u.a. (2006)	Alle verfügbaren Mikrodaten auf den nationalen	Weibull-Notional-Ansatz	Ja	Analysen für 15 EU-Länder und die USA. Mit 9 %, 12 % bzw. 16 % bilden Deutschland, Irland und Norwegen die Gruppe mit dem niedrigsten Abwärtsnominallohnrigiditätsgrad. Mit 66 %, je 65 % bzw. 63 % stellen Portugal, die USA und Italien sowie

Land	Studie	Daten ⁽¹⁾	Ansatz ⁽²⁾	Messfehlerkontrolle	Wichtige Ergebnisse
		Ebenen und ECHP (1993–2001)			Griechenland die Gruppe mit der höchsten Abwärts <i>nominal</i> lohnstarrheit dar. Zu der Ländergruppe mit dem höchsten Abwärts <i>real</i> lohnrigiditätsgrad gehören Schweden, Frankreich und Finnland mit 52 % bzw. je 50 %. Mit 3 %, 6 %, 12 % bzw. 13 % bilden Griechenland, die USA, die Niederlande und Deutschland die Gruppe mit der niedrigsten Reallohnrigidität. Starke reale Effekte der Lohnrigiditäten auf die Arbeitslosigkeit. Schwacher Einfluss der Arbeitsmarktinstitutionen auf die Lohnrigiditäten.
EU USA	Dickens u.a. (2007)	Alle verfügbaren Mikrodaten auf den nationalen Ebenen und ECHP (1993–2001)	Variante des SyA	Nein	Analysen für 15-EU Länder und die USA. Mit 57 %, 46 % bzw. 43 % bilden Portugal, die USA und Schweden die Gruppe mit dem höchsten Abwärts <i>nominal</i> lohnrigiditätsgrad. Mit 4 %, 11 % bzw. 12 % bilden Irland, Dänemark und Frankreich die Ländergruppe mit dem niedrigsten Abwärts <i>nominal</i> lohnrigiditätsgrad. Zur Ländergruppe mit der höchsten Abwärts <i>real</i> lohnstarrheit gehören Schweden, Finnland und Norwegen mit 68 %, 64 % bzw. 30 %. Mit 1 %, 5 %, je 7 % bzw. 8 % bilden die Niederlande, Dänemark, die USA und die Schweiz sowie Frankreich die Gruppe mit der niedrigsten Reallohnstarrheit. Kein signifikanter Einfluss der Arbeitsmarktinstitutionen auf die Abwärts <i>nominal</i> lohnrigidität. Bei der Abwärts <i>real</i> lohnstarrheit hat nur der gewerkschaftliche Organisationsgrad einen signifikant positiven Einfluss.

Anmerkungen:

⁽¹⁾ PSID: Panel Study of Income Dynamics (US); ECI: Employment Cost Index (US); CPS: Current Population Survey (US); SIPP: Survey of Income and Program Participation (US); ENEU: National Urban Employment Survey (MEX); IMSS: Instituto Mexicano del Seguro Social (MEX); PWWS: Prevailing Weekly Wage Survey (NZ); LCS: Labour Cost Survey (NZ); IABS: IAB-Beschäftigtenstichprobe (D); IABS-R: IAB-Regionalstichprobe (D); GSOEP: German Socio Economic Panel (D); SLFS: Swiss Labor Force Survey (Schweiz); SIF: Social Insurance Files (CH); WHIP: Worker History Italian Panel (I); INPS: Italian Institute for Social Security (I); SAF: Swedish Employer Confederation (S); NESPD: New Earnings Survey Panel Dataset (UK); PSBH: Panelstudie van Belgische Huishoudens (B); CSO: Central Statistical Office (PL); HRDC: Human Resource Development Canada (CAN); WCF: Wage Chronologies File (CAN); WF: Wage File (CAN); JPSC: Japanese Panel Survey of Consumers (J); CIILPS: The Chubu Institute of Industrial and Labor Policies Survey (J); BSWS: Basis Survey of Wage Structure (J); MCED: Mercer Cullen Egan Dell Survey (AUS); MIS: The Melbourne Institute (of Applied Economics and Social Research) Survey (AUS); ECHP: European Community Household Panel (EU).

⁽²⁾ SLA: Skewness-Location-Ansatz; SyA: Symmetry-Ansatz; HLA: Histogram-Location-Ansatz; EFA: Earnings-Function-Ansatz.

TABELLE I-2: ERGEBNISSE FÜR ARBEITER IN WEST-DEUTSCHLAND (1975–2001)

DYL	Arbeiter					
	NME		MME		CMME	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
D8401	-0.0086	0.0002	-0.0065	0.0002	-0.0048	0.0002
D1u	-1.1987	0.0159	-1.1971	0.0116	-1.1299	0.0113
D2u	-0.7502	0.0186	-0.7129	0.0135	-0.7106	0.0130
D3u	-0.0343	0.0185	-0.0456	0.0136	-0.0400	0.0131
Inf	0.2648	0.0136	0.3318	0.0099	0.3381	0.0096
Inf1	0.2649	0.0189	0.2585	0.0137	0.2507	0.0133
Inf2	0.4704		0.4097		0.4112	
exp	-0.0047	0.0001	-0.0015	0.0000	-0.0014	0.0000
expsq	0.0001	0.0000	0.00002	0.0000	0.00002	0.0000
biD2	-0.0028	0.0008	-0.0002	0.0003	-0.0002	0.0003
natDAusl	0.0029	0.0007	0.0004	0.0003	0.0005	0.0003
stDFach	0.0013	0.0015	0.0009	0.0004	0.0009	0.0004
stDMeist	0.0125	0.0021	0.0071	0.0021	0.0071	0.0020
cons	0.0890	0.0009	0.0432	0.0005	0.0401	0.0005
σ_ε	0.0640	0.0001	0.0434	0.0001	0.0390	0.0001
σ_μ	0.0249	0.0001	0.1105	0.0004	0.0757	0.0005
ρ	0.7593	0.0027	0.5881	0.0031	0.7837	0.0064
n			0.7464	0.0020	0.6112	0.0033
c					0.0587	0.0021
$\sigma_{\mu c}$					0.1634	0.0016
N	561867		561867		561867	
ll	735173.0		527876.9		529851.7	

Anmerkungen:

DYL: abhängige Variable (Log-Entgelt-Differenzen); *D8401*: Dummy für die Berücksichtigung des Strukturbruchs im Jahr 1984; *D1u*, *D2u*, *D3u*: aktuelle und verzögerte Änderungsraten der Arbeitslosenquote; *Inf*, *Inf1*, *Inf2*: aktuelle und verzögerte Werte der Inflationsrate; *exp*: Erfahrung; *expsq*: quadrierte Erfahrung; *biD2*: Dummy für die Bildungskategorie 2 (Beschäftigte mit Volks-, Haupt- und Realschulabschluss und mit Berufsausbildung); *stD**: Dummies für die Variable „Stellung im Beruf“; *natDAusl*: Dummy für die Nationalität (*natDAusl*=1 falls Ausländer); *cons*: Konstante; ρ , σ_ε , σ_μ , n , c , $\sigma_{\mu c}$: Parameter des NME-, MME und CMME-Modells; ll: Wert der Log-Likelihood. (Der Wert der Log-Likelihood ist zwischen NME-Modell und den anderen zwei Messfehlermodellen nicht vergleichbar.); *N*: Anzahl der Beobachtungen. Weitere Variablen, die bei den Schätzungen berücksichtigt, aber in der Tabelle nicht ausgewiesen wurden: 13 Dummies für 14 hier berücksichtigte Sektoren; Interaktionsterme zwischen der Bildungskategorie 2 und der Variable „Stellung im Beruf“; Schätzwert für Alfa (da $\rho=1/1+\exp(\alpha)$ ist, wird zunächst $\hat{\alpha}$ geschätzt und dann $\hat{\rho}$ mit der Delta-Methode ermittelt).

Die Signifikanz von *Inf2* hängt aufgrund der hier vorgenommenen Restriktion ($Inf+Inf1+Inf2=1$) von der Signifikanz beider Parameter *Inf* und *Inf1* ab.

TABELLE I-3: ERGEBNISSE FÜR ANGESTELLTE IN WEST-DEUTSCHLAND (1975–2001)

DYL	Angestellte					
	NME		MME		CMME	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
D8401	-0.0190	0.0003	-0.0027	0.0001	-0.0019	0.0001
D1u	-1.7419	0.0191	-0.9156	0.0095	-0.8895	0.0092
D2u	-0.8017	0.0221	-0.6605	0.0112	-0.6583	0.0109
D3u	0.0388	0.0223	-0.0416	0.0111	-0.0430	0.0107
Inf	0.3574	0.0164	0.3005	0.0081	0.3056	0.0079
Inf1	0.3380	0.0225	0.1547	0.0113	0.1461	0.0110
Inf2	0.6201		0.5448		0.5483	
exp	-0.0026	0.0001	-0.0031	0.0000	-0.0029	0.0000
expsq	0.00003	0.0000	0.00004	0.0000	0.00004	0.0000
biD2	-0.0014	0.0005	-0.0013	0.0005	-0.0014	0.0005
natDAusl	0.0014	0.0004	0.0002	0.0005	0.00004	0.0005
stDAnges	0.0165	0.0015	0.0086	0.0005	0.0079	0.0005
cons	0.0584	0.0009	0.0653	0.0006	0.0627	0.0006
σ_ε	0.0764	0.0001	0.0355	0.0001	0.0329	0.0001
σ_μ	0.0305	0.0001	0.1105	0.0004	0.0731	0.0005
ρ	0.7626	0.0024	0.7006	0.0033	0.8644	0.0052
n			0.7917	0.0014	0.6981	0.0023
c					0.0465	0.0014
$\sigma_{\mu c}$					0.1711	0.0017
N	510479		510479		510479	
ll	729341.2		610915.8		613502.3	

Anmerkungen:

DYL: abhängige Variable (Log-Entgelt-Differenzen); *D8401*: Dummy für die Berücksichtigung des Strukturbruchs im Jahr 1984; *D1u*, *D2u*, *D3u*: aktuelle und verzögerte Änderungsraten der Arbeitslosenquote; *Inf*, *Inf1*, *Inf2*: aktuelle und verzögerte Werte der Inflationsrate; *exp*: Erfahrung; *expsq*: quadrierte Erfahrung; *biD2*: Dummy für die Bildungskategorie 2 (Beschäftigte mit Volks-, Haupt- und Realschulabschluss und mit Berufsausbildung); *stD**: Dummies für die Variable „Stellung im Beruf“; *natDAusl*: Dummy für die Nationalität (*natDAusl*=1 falls Ausländer); *cons*: Konstante; ρ , σ_ε , σ_μ , n , c , $\sigma_{\mu c}$: Parameter des NME-, MME- und CMME-Modells; ll: Wert der Log-Likelihood. (Der Wert der Log-Likelihood ist zwischen NME-Modell und den anderen zwei Messfehlermodellen nicht vergleichbar.); *N*: Anzahl der Beobachtungen. Weitere Variablen, die bei den Schätzungen berücksichtigt, aber in der Tabelle nicht ausgewiesen wurden: 13 Dummies für 14 hier berücksichtigte Sektoren; Interaktionsterme zwischen der Bildungskategorie 2 und der Variable „Stellung im Beruf“; Schätzwert für Alfa (da $\rho=1/1+\exp(\alpha)$ ist, wird zunächst $\hat{\alpha}$ geschätzt und dann $\hat{\rho}$ mit der Delta-Methode ermittelt).

Die Signifikanz von *Inf2* hängt aufgrund der hier vorgenommenen Restriktion ($Inf+Inf1+Inf2=1$) von der Signifikanz beider Parameter *Inf* und *Inf1* ab.

TABELLE I-4: ERGEBNISSE FÜR WEST-DEUTSCHLAND (1992–2001)

DYL	Arbeiter				Angestellte			
	MME		CMME		MME		CMME	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
D94	-0.0113	0.0003	-0.0116	0.0003	-0.0168	0.0005	-0.0162	0.0005
D95	0.0059	0.0003	0.0049	0.0003	-0.0023	0.0005	-0.0023	0.0004
D96	-0.0181	0.0003	-0.0170	0.0003	-0.0206	0.0005	-0.0190	0.0005
D97	-0.0212	0.0003	-0.0202	0.0003	-0.0238	0.0005	-0.0221	0.0005
D98	-0.0137	0.0003	-0.0138	0.0003	-0.0196	0.0005	-0.0187	0.0005
D99	-0.0048	0.0003	-0.0048	0.0003	-0.0102	0.0005	-0.0096	0.0005
D00	-0.0106	0.0003	-0.0108	0.0003	-0.0161	0.0005	-0.0153	0.0005
D01	-0.0087	0.0003	-0.0088	0.0003	-0.0141	0.0005	-0.0133	0.0005
exp	-0.0016	0.0000	-0.0014	0.0000	-0.0029	0.0001	-0.0026	0.0001
expsq	0.00002	0.0000	0.00002	0.0000	0.00004	0.0000	0.00003	0.0000
biD2	0.0001	0.0002	0.0001	0.0002	-0.0002	0.0007	-0.0002	0.0007
wzwD3	0.0023	0.0003	0.0023	0.0002	-0.00002	0.0006	0.000001	0.0006
wzwD4	0.0033	0.0003	0.0031	0.0003	0.0019	0.0006	0.0017	0.0006
wzwD5	-0.0048	0.0003	-0.0048	0.0003	-0.0046	0.0007	-0.0045	0.0006
wzwD6	-0.0052	0.0004	-0.0062	0.0004	-0.0031	0.0009	-0.0032	0.0008
wzwD7	-0.0062	0.0003	-0.0046	0.0003	-0.0042	0.0009	-0.0033	0.0008
wzwD8	-0.0054	0.0004	-0.0053	0.0003	-0.0067	0.0010	-0.0067	0.0010
wzwD9	-0.0029	0.0004	-0.0037	0.0003	-0.0061	0.0006	-0.0064	0.0005
wzwD10	-0.0069	0.0004	-0.0082	0.0004	-0.0099	0.0006	-0.0104	0.0006
wzwD11	-0.0049	0.0003	-0.0057	0.0003	-0.0053	0.0007	-0.0059	0.0006
wzwD12	-0.0002	0.0004	-0.0008	0.0004	0.0000	0.0005	-0.0002	0.0005
wzwD13	-0.0099	0.0005	-0.0134	0.0005	-0.0088	0.0010	-0.0102	0.0009
wzwD14	-0.0013	0.0004	-0.0020	0.0004	-0.0034	0.0006	-0.0037	0.0006
wzwD15	0.0001	0.0005	-0.0008	0.0004	-0.0003	0.0008	-0.0012	0.0007
cons	0.0573	0.0005	0.0545	0.0005	0.0849	0.0011	0.0790	0.0010
σ_ε	0.0429	0.0001	0.0338	0.0002	0.0358	0.0002	0.0295	0.0002
σ_μ	0.1117	0.0004	0.0651	0.0004	0.1092	0.0006	0.0645	0.0007
ρ	0.4561	0.0019	0.7604	0.0080	0.5680	0.0047	0.8491	0.0119
n	0.7516	0.0019	0.4940	0.0042	0.7428	0.0032	0.5528	0.0055
c			0.0832	0.0019			0.0749	0.0032
$\sigma_{\mu c}$			0.1552	0.0011			0.1603	0.0022
N	698547		698547		157923		157923	
ll	611731.9		615430.7		157712.8		159005.0	

Anmerkungen: D^* : Jahresdummies; *exp*: Erfahrung; *expsq*: quadrierte Erfahrung; *biD2*: Dummy für die Bildungskategorie 2; *natDAusl*: Dummy für die Nationalität; *cons*: Konstante; ρ , σ_ε , σ_μ , n , c , $\sigma_{\mu c}$: Parameter des MME- und CMME-Modells. Weitere Variablen, die bei den Schätzungen berücksichtigt, aber in der Tabelle nicht ausgewiesen wurden: Dummies für die Variable „Stellung im Beruf“; Interaktionsterme zwischen der Bildungskategorie 2 und der Variable „Stellung im Beruf“; Schätzwert für Alfa (da $\rho=1/1+\exp(\alpha)$ ist, wird zunächst $\hat{\alpha}$ geschätzt und dann $\hat{\rho}$ mit der Delta-Methode ermittelt).

TABELLE I-5: ERGEBNISSE FÜR OST-DEUTSCHLAND (1992–2001)

	Arbeiter				Angestellte			
	MME		CMME		MME		CMME	
DYI	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
D94	-0.0619	0.0009	-0.0632	0.0010	-0.0700	0.0019	-0.0697	0.0021
D95	-0.0730	0.0009	-0.0755	0.0010	-0.0752	0.0019	-0.0754	0.0021
D96	-0.1006	0.0009	-0.1096	0.0012	-0.1065	0.0019	-0.1098	0.0022
D97	-0.1183	0.0009	-0.1352	0.0013	-0.1232	0.0019	-0.1304	0.0024
D98	-0.1238	0.0009	-0.1441	0.0014	-0.1271	0.0019	-0.1359	0.0024
D99	-0.1151	0.0009	-0.1323	0.0013	-0.1154	0.0019	-0.1218	0.0023
D00	-0.1235	0.0009	-0.1444	0.0015	-0.1295	0.0020	-0.1396	0.0026
D01	-0.1128	0.0010	-0.1297	0.0014	-0.1185	0.0020	-0.1257	0.0025
exp	-0.0004	0.0001	-0.0005	0.0002	-0.0011	0.0003	-0.0012	0.0003
expsq	0.00002	0.0000	0.00004	0.0000	0.00001	0.0000	0.00001	0.0000
biD2	-0.0009	0.0013	-0.0015	0.0018	0.0013	0.0034	0.0013	0.0041
wzwD3	0.0103	0.0009	0.0142	0.0012	0.0012	0.0026	0.0023	0.0030
wzwD4	0.0163	0.0011	0.0216	0.0014	0.0094	0.0027	0.0113	0.0031
wzwD5	-0.0036	0.0011	-0.0050	0.0015	-0.0097	0.0030	-0.0117	0.0035
wzwD6	-0.0015	0.0014	-0.0033	0.0018	-0.0101	0.0037	-0.0117	0.0043
wzwD7	-0.0228	0.0008	-0.0297	0.0011	-0.0252	0.0026	-0.0284	0.0031
wzwD8	-0.0245	0.0009	-0.0330	0.0013	-0.0339	0.0028	-0.0405	0.0035
wzwD9	-0.0094	0.0012	-0.0120	0.0017	-0.0169	0.0026	-0.0193	0.0030
wzwD10	-0.0113	0.0013	-0.0148	0.0017	-0.0187	0.0026	-0.0214	0.0031
wzwD11	0.0036	0.0009	0.0027	0.0012	-0.0065	0.0025	-0.0084	0.0029
wzwD12	-0.0062	0.0012	-0.0072	0.0016	-0.0075	0.0024	-0.0082	0.0027
wzwD13	-0.0187	0.0018	-0.0275	0.0026	-0.0232	0.0029	-0.0287	0.0036
wzwD14	0.0063	0.0017	0.0051	0.0022	-0.0014	0.0022	-0.0034	0.0026
wzwD15	0.0009	0.0014	-0.0004	0.0019	-0.0067	0.0026	-0.0084	0.0031
cons	0.1460	0.0019	0.1521	0.0025	0.1682	0.0050	0.1716	0.0059
σ_ε	0.0637	0.0003	0.0681	0.0004	0.0601	0.0006	0.0620	0.0008
σ_μ	0.1417	0.0015	0.0480	0.0005	0.1463	0.0029	0.0429	0.0013
ρ	0.4632	0.0034	0.8867	0.0087	0.5341	0.0082	0.8648	0.0243
n	0.8531	0.0037	0.3791	0.0057	0.8434	0.0072	0.4722	0.0175
c			0.0988	0.0033			0.1226	0.0051
$\sigma_{\mu c}$			0.1595	0.0020			0.1585	0.0036
N	125342		125342		26207		26207	
ll	75096.9		75551.5		17183.9		17244.4	

Anmerkungen: D^* : Jahresdummies; *exp*: Erfahrung; *expsq*: quadrierte Erfahrung; *biD2*: Dummy für die Bildungskategorie 2; *natDAusl*: Dummy für die Nationalität; *cons*: Konstante; ρ , σ_ε , σ_μ , n , c , $\sigma_{\mu c}$: Parameter des MME- und CMME-Modells. Weitere Variablen, die bei den Schätzungen berücksichtigt, aber in der Tabelle nicht ausgewiesen wurden: Dummies für die Variable „Stellung im Beruf“; Interaktionsterme zwischen der Bildungskategorie 2 und der Variable „Stellung im Beruf“; Schätzwert für Alfa (da $\rho=1/1+\exp(\alpha)$ ist, wird zunächst $\hat{\alpha}$ geschätzt und dann $\hat{\rho}$ mit der Delta-Methode ermittelt).

TABELLE I-6: SCHÄTZWERTE FÜR R BZW. R(π) (IN PROZENT)

	Inflation π	Arbeiter			Angestellte		
		NME	MME	CMME	NME	MME	CMME
$\hat{\rho}$		75.93	58.81	78.37	76.26	70.06	86.44
$\hat{\sigma}_\varepsilon$		6.40	4.34	3.90	7.64	3.55	3.29
R		27.57	11.59	13.72	20.49	9.06	10.02
R(π)	-2	39.37	29.84	41.06	36.93	33.88	42.55
	-1	35.45	24.55	33.22	32.39	26.55	32.80
	0	31.56	19.51	25.74	27.98	19.79	23.85
	1	27.79	14.93	19.05	23.78	13.97	16.29
	2	24.18	10.99	13.44	19.88	9.32	10.41
	3	20.78	7.77	9.01	16.33	5.86	6.20
	4	17.64	5.26	5.73	13.18	3.46	3.44
	5	14.78	3.42	3.45	10.44	1.92	1.77
	6	12.23	2.12	1.97	8.12	1.00	0.84
7	9.98	1.26	1.06	6.19	0.48	0.37	
8	8.03	0.71	0.54	4.63	0.22	0.15	

TABELLE I-7: SCHÄTZWERTE FÜR SU BZW. SU(π) (IN PROZENTPUNKTEN)

	Inflation π	Arbeiter			Angestellte		
		NME	MME	CMME	NME	MME	CMME
$\hat{\rho}$		75.93	58.81	78.37	76.26	70.06	86.44
$\hat{\sigma}_\varepsilon$		6.40	4.34	3.90	7.64	3.55	3.29
SU		1.50	0.30	0.31	0.85	0.18	0.18
SU(π)	-2	2.48	1.06	1.34	1.92	0.99	1.17
	-1	2.10	0.79	0.96	1.57	0.69	0.79
	0	1.77	0.57	0.67	1.27	0.46	0.51
	1	1.47	0.39	0.45	1.01	0.29	0.31
	2	1.21	0.27	0.29	0.79	0.17	0.18
	3	0.99	0.17	0.17	0.61	0.10	0.09
	4	0.79	0.11	0.10	0.47	0.05	0.05
	5	0.63	0.06	0.06	0.35	0.03	0.02
	6	0.50	0.04	0.03	0.26	0.01	0.01
7	0.39	0.02	0.01	0.19	0.01	0.00	
8	0.30	0.01	0.01	0.13	0.00	0.00	

TABELLE I-8: ZUSATZARBEITSLOSIGKEIT (IN PROZENTPUNKTEN)

	Inflation π	Arbeiter			Angestellte		
		NME	MME	CMME	NME	MME	CMME
a=0.4							
$u^{xs}(\pi)$	-2	6.19	2.64	3.34	4.80	2.48	2.92
	-1	5.26	1.96	2.41	3.93	1.72	1.98
	0	4.42	1.41	1.67	3.18	1.14	1.27
	1	3.68	0.99	1.12	2.53	0.72	0.77
	2	3.03	0.66	0.71	1.99	0.44	0.44
	3	2.47	0.43	0.44	1.54	0.25	0.24
	4	1.99	0.27	0.25	1.17	0.13	0.12
	5	1.58	0.16	0.14	0.87	0.07	0.06
	6	1.24	0.09	0.07	0.64	0.03	0.02
	7	0.97	0.05	0.04	0.46	0.01	0.01
	8	0.74	0.03	0.02	0.33	0.01	0.00
a=0.2							
$u^{xs}(\pi)$	-2	12.38	5.29	6.68	9.60	4.95	5.83
	-1	10.51	3.93	4.82	7.87	3.44	3.95
	0	8.84	2.83	3.35	6.36	2.29	2.54
	1	7.35	1.97	2.23	5.06	1.45	1.54
	2	6.05	1.33	1.43	3.97	0.87	0.88
	3	4.93	0.86	0.87	3.07	0.50	0.47
	4	3.97	0.54	0.51	2.33	0.27	0.24
	5	3.16	0.32	0.28	1.75	0.14	0.11
	6	2.49	0.19	0.15	1.28	0.06	0.05
	7	1.93	0.10	0.07	0.93	0.03	0.02
	8	1.49	0.05	0.03	0.66	0.01	0.01
a=0.6							
$u^{xs}(\pi)$	-2	4.13	1.76	2.23	3.20	1.65	1.94
	-1	3.50	1.31	1.61	2.62	1.15	1.32
	0	2.95	0.94	1.12	2.12	0.76	0.85
	1	2.45	0.66	0.74	1.69	0.48	0.51
	2	2.02	0.44	0.48	1.32	0.29	0.29
	3	1.64	0.29	0.29	1.02	0.17	0.16
	4	1.32	0.18	0.17	0.78	0.09	0.08
	5	1.05	0.11	0.09	0.58	0.05	0.04
	6	0.83	0.06	0.05	0.43	0.02	0.02
	7	0.64	0.03	0.02	0.31	0.01	0.01
	8	0.50	0.02	0.01	0.22	0.00	0.00

TABELLE I-9: ERGEBNISSE FÜR WEST-DEUTSCHLAND, ÜBERPRÜFUNG DER LUCAS-KRITIK

DYL	Arbeiter				Angestellte			
	MME		CMME		MME		CMME	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
D8401	-0.0079	0.0002	-0.0067	0.0002	-0.0034	0.0001	-0.0028	0.0001
D1u	-1.1460	0.0114	-1.1220	0.0111	-0.8967	0.0093	-0.8903	0.0092
D2u	-0.7011	0.0131	-0.7005	0.0130	-0.6531	0.0111	-0.6548	0.0110
D3u	-0.0638	0.0132	-0.0634	0.0131	-0.0573	0.0110	-0.0634	0.0109
Inf	0.3154	0.0097	0.3195	0.0096	0.2932	0.0080	0.2954	0.0079
Inf1	0.2727	0.0134	0.2671	0.0133	0.1583	0.0113	0.1506	0.0111
Inf2	0.4119		0.4133		0.5485		0.5540	
exp	-0.0015	0.0000	-0.0014	0.0000	-0.0030	0.0000	-0.0030	0.0000
expsq	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
biD2	-0.0003	0.0003	-0.0003	0.0003	-0.0012	0.0005	-0.0013	0.0005
natDAusl	0.0006	0.0003	0.0006	0.0003	0.0002	0.0005	0.0000	0.0005
cons	0.0434	0.0005	0.0415	0.0005	0.0650	0.0006	0.0635	0.0006
σ_ε	0.0415	0.0001	0.0395	0.0001	0.0351	0.0001	0.0337	0.0001
σ_μ	0.1067	0.0003	0.0798	0.0005	0.1096	0.0003	0.0781	0.0005
n	0.7147	0.0021	0.6377	0.0020	0.7861	0.0012	0.7269	0.0018
c			0.0505	0.0019			0.0407	0.0014
$\sigma_{\mu c}$			0.1680	0.0018			0.1756	0.0019
ρ 7683	0.9252	0.0076	1	0.0000	1	0.0000	1	0.0000
ρ 8488	0.6531	0.0054	0.6998	0.0070	0.7064	0.0069	0.7757	0.0095
ρ 8994	0.5960	0.0056	0.6370	0.0072	0.6567	0.0072	0.7265	0.0099
ρ 9501	0.5039	0.0038	0.5859	0.0044	0.5693	0.0041	0.6455	0.0049
N	561867		561867		510479		510479	
ll	530083.9		532399.2		612973.4		615312.1	

Anmerkungen:

DYL: abhängige Variable (Log-Entgelt-Differenzen); *D8401*: Dummy für die Berücksichtigung des Strukturbruchs im Jahr 1984; *D1u*, *D2u*, *D3u*: aktuelle und verzögerte Änderungsraten der Arbeitslosenquote; *Inf*, *Inf1*, *Inf2*: aktuelle und verzögerte Werte der Inflationsrate; *exp*: Erfahrung; *expsq*: quadrierte Erfahrung; *biD2*: Dummy für die Bildungskategorie 2 (Beschäftigte mit Volks-, Haupt- und Realschulabschluss und mit Berufsausbildung); *natDAusl*: Dummy für die Nationalität (*natDAusl*=1 falls Ausländer); *cons*: Konstante; σ_ε , σ_μ , n , c , $\sigma_{\mu c}$: Parameter des MME- und CMME-Modells; ρ^* : Rigiditätsgrad für die jeweilige Periode; ll: Wert der Log-Likelihood; N : Anzahl der Beobachtungen. Weitere Variablen, die bei den Schätzungen berücksichtigt, aber in der Tabelle nicht ausgewiesen wurden: 13 Dummies für 14 hier berücksichtigte Sektoren; Dummies für die Variable „Stellung im Beruf“; Interaktionsterme zwischen der Bildungskategorie 2 und der Variable „Stellung im Beruf“; Schätzwerte für Alfa (da $\rho=1/1+\exp(\alpha)$ ist, wird zunächst $\hat{\alpha}$ geschätzt und dann $\hat{\rho}$ mit der Delta-Methode ermittelt).

Die Signifikanz von *Inf2* hängt aufgrund der hier vorgenommenen Restriktion ($Inf+Inf1+Inf2=1$) von der Signifikanz beider Parameter *Inf* und *Inf1* ab.

TABELLE I-10: DURCHSCHNITTLICHE INFLATIONSRATE IN DEN EINZELNEN PERIODEN (IN PROZENT)

Periode	I	II	III	IV
Zeitintervall	1976-1983	1984-1988	1989-1994	1995-2001
Durchschnittliche Inflationsrate	4.4	1.2	3.2	1.5

LITERATURVERZEICHNIS

Agell, J. und H. Bennmärker (2007), Wage incentives and wage rigidity: A representative view from within, *Labour Economics* 14 (3), 347-369, June.

Agell, J. und P. Lundborg (2003), Survey Evidence on Wage Rigidity and Unemployment: Sweden in the 1990s, *Scandinavian Journal of Economics* 105 (1), 15-29, March.

Akerlof, G. A. (2007), The Missing Motivation in Macroeconomics, *American Economic Review* 97 (1), 5-36, March.

Akerlof, G. A., W. T. Dickens und G. L. Perry (1996), The Macroeconomics of Low Inflation, *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 1-59 [60-76].

Altonji, J. G. und P. J. Devereux (2000), The Extent and Consequences of Downward Nominal Wage Rigidity, in *Worker well being, Research in Labour Economics*, S.W. Polacheck (Hrsg.), 19, 383-431, Elsevier Science, North Holland, Amsterdam.

Barwell, R. D. und M. E. Schweitzer (2005), The Incidence of Nominal and Real Wage Rigidities in Great Britain: 1978-1998, Federal Reserve Bank of Cleveland, Working Paper 0508, September.

Bauer, T., H. Bonin und U. Sunde (2004), Real and Nominal Wage Rigidities and the Rate of Inflation: Evidence from West German Microdata, Discussion Paper 12, RWI.

Behr, A. und U. Pötter (2005), Downward Wage Rigidity in Europe: A New Flexible Parametric Approach and Empirical Results, CAWM Discussion Paper (Beiträge zur angewandten Wirtschaftsforschung) 14, November.

Beissinger, T. und C. Knoppik (2001), Downward Nominal Rigidity in West German Earnings, 1975-95, *German Economic Review* 2 (4), 385-417, November.

Bewley, T. F. (1999), *Why wages don't fall during a recession*, Harvard University Press, Cambridge, MA and London.

Blinder, A. S. und D. H. Choi (1990), A Shred of Evidence of Theories of Wage Stickiness, *Quarterly Journal of Economics* 105, 1003-1015.

Borghijis, A. (2001), Are Nominal Wages Downwardly Rigid? Evidence from Belgian Microdata, University of Antwerp, *mimeo*, <http://www.dise.unisa.it/AIEL/borghijis.pdf>.

Brzoza-Brzezina, M. und J. Socha (2006), Downward Nominal Wage Rigidity in Poland, Munich Personal RePEc Archive 843, Munich, <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/843/>, [02.08.2007].

Campbell, C. M. und K. S. Kamlani (1997), The Reasons for Wage Rigidity: Evidence from a Survey of Firms, *Quarterly Journal of Economics* 112, 759-789.

Card, D. und D. Hyslop (1997), Does Inflation 'Grease the Wheels of the Labor Market', in *Reducing Inflation - Motivation and Strategie*, Romer C. D. und Romer D. H. (Hrsg.), University of Chicago Press, 71-114 [114-122], Chicago.

- Castellanos, S. G. (2001)**, Downward Nominal Wage Rigidities and Employment: Microeconomic Evidence of Mexico, http://gemini.econ.umd.edu/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=NASM2002&paper_id=186, [18.10.2007].
- Castellanos, S. G., R. Garcia-Verdu und D. S. Kaplan (2004)**, Nominal Wage Rigidities in Mexico: Evidence from Social Security Records, *Journal of Development Economics* 75 (2), 507-33, Special Issue Dec.
- Chapple, S. (1996)**, Money wage rigidity in New Zealand, *Labour Market Bulletin* 1996:2, 23-50.
- Charlton, A. (2003)**, Nominal Wage Rigidity in the Australian Labour Market, *Australian Journal of Labour Economics* 6 (1), 21-32, March.
- Christofides, L. N. und M. T. Leung (2003)**, Nominal Wage Rigidity in Contract Data: A Parametric Approach, *Economica* 70 (280), 619-638, November.
- Christofides, L. N. und D. Li (2005)**, Nominal and Real Wage Rigidity in a Friction Model, *Economics Letters* 87 (2), 235-241.
- Christofides, L. N. und T. Stengos (2001)**, A Non-parametric Test of the Symmetry of PSID Wage-Change Distributions, *Economics Letters* 71 (3), 363-368, June.
- Christofides, L. N. und T. Stengos (2003)**, Wage Rigidity in Canadian Collective Bargaining Agreements, *Industrial and Labor Relations Review* 56 (3), 429-448, April.
- Cornelißen, T. und O. Hübler (2006)**, Downward Wage Rigidity and Labour Mobility, University of Hannover, Discussion Paper 349, University of Hannover, October.
- Crawford, A. und A. Harrison (1997)**, Testing for Downward Rigidity in Nominal Wage Rates, Proceedings of a conference held by the Bank of Canada, Bank of Canada, 179-218.
- Davidson, R. und J. G. MacKinnon (2004)**, *Econometric Theory and Methods*, Oxford University Press, New York Oxford.
- Dessy, O. (2004)**, Nominal Wage Flexibility and Institutions: Preliminary Micro-Evidence from the Europanel, Working Paper n. 17.2004 - MAGGIO, University of Milano, May.
- Dessy, O. (2005)**, Nominal Wage Rigidity in Europe: Estimates and Institutional Causes, Working Paper n. 2005-09, University of Milano, May.
- Devicienti, F. (2003)**, Downward Nominal Wage Rigidity in Italy: Evidence and Consequences, LABORatorio Riccardo Revelli, Working Papers Series No. 20, January.
- Dickens, W. T., L. Goette, E. L. Groshen, S. Holden, J. Messina, M. E. Schweitzer, J. Turunen und M. E. Ward (2006)**, The Interaction of Labor Markets and Inflation: Analysis of Micro Data from the International Wage Flexibility Project, Brookings, Working Paper, Fall 2006, http://www.brook.edu/es/research/projects/iwfp_jep.pdf, [13.03.2007].
- Dickens, W. T., L. Goette, E. L. Groshen, S. Holden, J. Messina, M. E. Schweitzer, J. Turunen und M. E. Ward (2007)**, How Wages Change: Micro

Evidence from the International Wage Flexibility Project, *Journal of Economic Perspectives* 21 (2), 195-214, Spring 2007.

Dwyer, J. und K. Leong (2003), Nominal Wage Rigidity in Australia, *Australian Journal of Labour Economics* 6 (1), 5-24, March.

Ekberg, J. (2004), Essays in Empirical Labor Economics, Manuskript II: Nominal wage rigidity and real implications for the Swedish labor market, *Doctoral theses*, <http://www.diva-portal.org/su/theses/abstract.xsql?dbid=190>, [18.10.2007].

Europäische Zentralbank (2003), Overview of the Background Studies for the Reflection on the ECB's Monetary Policy Strategy, in *Background Studies for the ECB's Evaluation of its Monetary Policy Strategy*, European Central Bank (Hrsg.), European Central Bank, 9-30, Frankfurt am Main.

Europäische Zentralbank (2004), *Die Geldpolitik der EZB*, Europäische Zentralbank, Frankfurt am Main.

Fehr, E. und S. Gächter (2000), Fairness and Retaliation: The Economics of Reciprocity, *Journal of Economic Perspectives* 14 (3), 159-181.

Fehr, E. und L. Goette (2005), Robustness and Real Consequences of Nominal Wage Rigidity, *Journal of Monetary Economics* 52 (4), 779-804.

Fehr, E. und J. R. Tyran (2001), Does Money Illusion Matter? *American Economic Review* 91 (5), 1239-1262.

Franz, W. und F. Pfeiffer (2006), Reasons for Wage Rigidity in Germany, *LABOUR - Review of Labour Economics and Industrial Relations* 20 (2), 255-284.

Friedman, M. (1968), The Role of Monetary Policy, *Economica* 58 (1), 1-17.

Gordon, R. J. (1996), Comment on Akerlof, Dickens and Perry, The Macroeconomics of Low Inflation, *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 60-66.

Gottschalk, P. (2005), Downward Nominal Wage Flexibility - Real or Measurement Error? *Review of Economics and Statistics* 87 (3), S. 556-568.

Holden, S. (1994), Wage bargaining and nominal rigidities, *European Economic Review* 38, 1021-1039.

Holden, S. (2004), The Costs of Price Stability: Downward Nominal Wage Rigidity in Europe, *Economica* 71 (282), 183-208.

Holden, S. und F. Wulfsberg (2006), Downward nominal wage rigidity in the OECD, presented at ECB/CEPR Labour Market Workshop 2006, December, http://www.ecb.int/events/pdf/conferences/ecb_cepr/Holden.pdf.

Kahn, S. (1997), Evidence of Nominal Wage Stickiness from Microdata, *American Economic Review* 87 (5), 993-1008.

Kahneman, D., J. Knetsch und R. Thaler (1986), Fairness as a constraint on profit seeking: Entitlements in the Market, *American Economic Review* 76, 728-741.

Kawaguchi, D. und F. Ohtake (2007), Testing the Morale Theory of Nominal Wage Rigidity, *Industrial and Labor Relations Review* 61 (1), 57-72, October.

- Knoppik, C. (2001a)**, Models with censoring and measurement errors, University of Regensburg, *mimeo*, <http://www.wiwi.uni-regensburg.de/knoppik/res/index.htm>.
- Knoppik, C. (2001b)**, Nominal Wage Rigidity, University of Regensburg, *Habilitationsschrift*.
- Knoppik, C. (2007a)**, The Kernel-Location Approach - A New Non-parametric Approach to the Analysis of Downward Nominal Wage Rigidity in Micro Data, *Economics Letters* 97 (3), S. 253-259, December.
- Knoppik, C. (2007b)**, Skewness and Location of Distributions of Wage Change Rates in the Presence of Downward Wage Rigidity, Universität Regensburg, *Regensburger Discussionsbeiträge zur Wirtschaftswissenschaft* 420, February.
- Knoppik, C. und T. Beissinger (2003)**, How Rigid Are Nominal Wages? Evidence and Implications for Germany, *Scandinavian Journal of Economics* 105 (4), pp. 619-41, December.
- Knoppik, C. und T. Beissinger (2006)**, Downward Nominal Wage Rigidity in Europe - An Analysis of European Micro Data from the ECHP 1994-2001, Universität of Hohenheim, *Hohenheimer Diskussionsbeiträge* 275, July.
- Knoppik, C. und J. Dittmar (2002)**, A Semi-Parametric Analysis of Downward Nominal Wage Rigidity in the GSOEP 1984-2000, University of Regensburg, Discussion Paper Series in Economics 374, September.
- Kuroda, S. und I. Yamamoto (2003a)**, Are Japanese Nominal Wages Downwardly Rigid? (Part I): Examinations of Nominal Wage Change Distributions, *Monetary and Economic Studies* 21 (2), 1-29, August.
- Kuroda, S. und I. Yamamoto (2003b)**, Are Japanese Nominal Wages Downwardly Rigid? (Part II): Examinations Using a Friction Model, *Monetary and Economic Studies* 21 (2), 31-68, August.
- Kuroda, S. und I. Yamamoto (2003c)**, The Impact of Downward Nominal Wage Rigidity on the Unemployment Rate: Quantitative Evidence from Japan, *Monetary and Economic Studies* 21 (4), 57-85, December.
- Kuroda, S. und I. Yamamoto (2005)**, Wage Fluctuations in Japan after the Bursting of the Bubble Economy: Downward Nominal Wage Rigidity, Payroll, and the Unemployment Rate, IMES, IMES Discussion Paper Series No. 2005-E-2, May.
- Lebow, D. E., R. E. Saks und B. A. Wilson (2003)**, Downward Nominal Wage Rigidity: Evidence from the Employment Cost Index, *Advances in Macroeconomics* 3 (1).
- Lebow, D. E., D. J. Stockton und W. L. Wascher (1995)**, Inflation, nominal wage rigidity, and the efficiency of labor markets, Finance and Economics Discussion Series 95-45, October.
- Lucas, R. (1976)**, Econometric Policy Evaluation: A Critique, in *The Phillips Curve and Labour Markets*, K. Brunner und A. Melzer (Hrsg.), Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1, 19-46.

- Maida, A., F. Devicienti und P. Sestito (2005)**, Downward Wage Rigidity in Italy: Micro-based Measures and Implications, University of Turin, Working Paper Series 03/2005, Mai.
- Mankiw, N. G. (1996)**, Comment on Akerlof, Dickens and Perry, The Macroeconomics of Low Inflation, *Brookings Papers on Economic Activity 1*, 66-70.
- McLaughlin, K. J. (1994)**, Rigid Wages? *Journal of Monetary Economics 34 (3)*, 383-414, December.
- McLaughlin, K. J. (1999)**, Are Nominal Wage Changes Skewed Away From Wage Cuts? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 117-132, May.
- Nickell, S. und G. Quintini (2003)**, Nominal Wage Rigidity and the Rate of Inflation, *Economic Journal 113 (490)*, 762-781, October.
- Pfeiffer, F. (2003)**, *Lohnrigiditäten im gemischten Lohnbildungssystem*, Schriftenreihe des ZEW, Band 65.
- Phelps, E. S. (1967)**, Phillips Curves, Expectations of Inflation, and Optimal Unemployment Over Time, *Economica 34 (135)*, 254-281.
- Shafir, E., P. A. Diamond und A. Tversky (1997)**, Money Illusion, *Quarterly Journal of Economics 112 (2)*, 341-374.
- Shea, J. (1997)**, Comment on Card and Hyslop, in *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, C. D. Romer und D. H. Romer (Hrsg.), University of Chicago Press, 114-121, Chicago.
- Smith, J. C. (2000)**, Nominal Wage Rigidity in the United Kingdom, *Economic Journal 110 (462)*, 176-195, March.
- Tobin, J. (1972)**, Inflation and Unemployment, *American Economic Review 62*, 1-18.

II ABWÄRTSNOMINAL- UND TARIFLOHNSTARRHEIT IN DEUTSCHLAND

ZUSAMMENFASSUNG

Das Anliegen dieses Beitrags ist es, die nach unten starren nominalen und tariflichen Löhne mit der Normal-Measurement-Error-Modellvariante der Earnings-Function-Methode gleichzeitig zu untersuchen. Die Analysen werden mit der IAB-Regionalstichprobe (1975–2001) separat für Arbeiter und Angestellte sowie für Frauen und Männer in West-Deutschland durchgeführt. Die Schätzungen legen nahe, dass der Lohnbildungsprozess in allen untersuchten Beschäftigtengruppen durch die Existenz von Abwärtslohnstarrheiten stark geprägt wird, wobei die Tariflohnstarrheit die Abwärtsnominallohnstarrheit dominiert. Im Unterschied zu vergleichbaren Studien können in diesem Beitrag mittels Monte-Carlo-Simulationen auch die möglichen Probleme bei der Anwendung der Earnings-Function-Methode zur gleichzeitigen Untersuchung von nach unten starren nominalen und tariflichen Löhnen aufgezeigt werden.

Keywords: Nominal Wage Rigidity; Contractual Wage Rigidity; Germany.

JEL-classification: J30; E24.

II.1 EINFÜHRUNG

Die Diskussion um die nach unten starren Nominallöhne geht weiter. Das Interesse der Ökonomen an den Fragen, ob, weshalb und in welchem Ausmaß die Nominallöhne nicht gesenkt werden können, lässt sich durch deren wichtige Implikationen für die Geldpolitik sowie für die Funktionsweise des Arbeitsmarktes erklären. Denn wie Tobin (1972) argumentierte, können die Abwärtsnominallohnstarrheiten bei zu niedrigen Inflationsraten die nach adversen Schocks erforderlichen Reallohnkürzungen verhindern und so zu einer höheren Arbeitslosigkeit führen. Obwohl die nach unten starren Nominallöhne bereits zuvor in der Literatur Erwähnung fanden – Keynes (1936) machte in seiner „General Theory“ auf die Existenz von nach unten starren Nominallöhnen als einem bestehenden Phänomen aufmerksam – wurde die These von Tobin (1972) bis zur Mitte der neunziger Jahre von vielen Ökonomen kaum beachtet. Die Motivation für die Auseinandersetzung mit diesem Thema fehlte unter anderem deshalb, weil die Abwärtsnominallohnstarrheit die Existenz von Geldillusion zu implizieren scheint, die mit dem bis dahin vorherrschenden Bild des rational handelnden Individuums nicht vereinbar war.

Erst mit der Studie von Akerlof, Dickens und Perry (1996), in der die Autoren durch plausible Modifikationen des Standard-NAIRU-Modells den von Tobin (1972) postulierten langfristigen Phillips-Kurven-trade-off bei zu niedrigen Inflationsraten nachwiesen, entstand eine rege wissenschaftliche Debatte um die nach unten starren Nominallöhne. Im Mittelpunkt dieser bis heute andauernden Debatte steht die Frage, ob die in vielen westlichen Ländern beobachteten und im Rahmen der Preisstabilitätspolitik der Zentralbanken dieser Länder gezielt angestrebten niedrigen Inflationsraten auch mit Kosten verbunden sind, die sich in einer höheren unfreiwilligen Arbeitslosigkeit niederschlagen. Zur Klärung dieses Sachverhalts wurden im Verlauf des letzten Jahrzehnts mehrere Studien zur Untersuchung von Abwärtsnominallohnstarrheiten überwiegend mit Mikrodaten durchgeführt. Die signifikante Evidenz für die nach unten starren Nominallöhne konnte z.B. in den Studien von Gottschalk (2005) für die USA, von Knoppik und Beissinger (2003) für

Deutschland, von Devicienti (2003) für Italien, von Ekberg (2004a) für Schweden, von Fehr und Goette (2005) für die Schweiz, von Christofides und Stengos (2003) für Kanada, von Kuroda und Yamamoto (2003) für Japan, von Dwyer und Leong (2003) für Australien sowie von Castellanos, Garcia-Verdu und Kaplan (2004) für Mexiko gefunden werden. Als Begründungen für die Abwärtsnominallohnrigidität werden in der Literatur die sozialen Verhaltensnormen (Akerlof (2007)), die nominalen Moral- und Fairnessüberlegungen (Bewley (1999)), die nominale Verlustaversion (Shafir, Diamond und Tversky (1997)) sowie die Existenz von effizienten nominalen Lohn-Kontrakten (Holden (2004)) angeführt. Das Phänomen nach unten starrer Nominallöhne scheint in der modernen Ökonomie dank der vorliegenden Erkenntnisse aus den empirischen, verhaltensökonomischen, psychologischen sowie den theoretischen Studien weitgehend akzeptiert zu werden. In der aktuellen Diskussion geht es deshalb nicht mehr darum, ob die Abwärtsnominallohnstarrheiten existieren (können), sondern vielmehr um die Frage, wie die vorliegende Abwärtsnominallohnstarrheit robust geschätzt werden kann, um dann auch zuverlässige Aussagen über deren reale Effekte treffen zu können. Zur Schätzung von nach unten starren Nominallöhnen wurden mehrere Modelle entwickelt, die sich im Identifikationsprinzip, der Möglichkeit der Messfehlerberücksichtigung, der funktionalen Form der Rigidität u.a. unterscheiden und sich in zwei Gruppen unterteilen lassen. Zum einen sind das die Modelle, in denen ausschließlich die nach unten starren Nominallöhne untersucht werden. Die oben angeführten Mikrodatenstudien gehören neben anderen zu dieser Modellgruppe. Zum anderen gibt es Modellansätze, die zusätzlich eine alternative Zensierungsgrenze in der Lohnänderungsverteilung berücksichtigen. Dabei wird diese alternative Zensierungsgrenze entweder als Abwärtsreallohnstarrheit sowohl im engeren Sinne als auch aus Gründen der Vereinfachung bezeichnet oder auch als tarifliche Lohnstarrheit interpretiert. Um zwischen diesen beiden Modellgruppen besser differenzieren zu können, werden im Folgenden die Modelle, in denen allein die Abwärtsnominallohnstarrheit untersucht wird, als „Modelle der ersten Generation“ bezeichnet. Entsprechend dazu werden die Modellansätze, die zusätzlich eine alternative Abwärtslohnrigidität analysieren, unter „Modelle der zweiten Generation“ subsumiert. Die Studien von

Fehr, Goette und Pfeiffer (2002) und Cornelißen und Hübler (2006) für Deutschland sowie die im Rahmen des kürzlich abgeschlossenen International Wage Flexibility Project durchgeführten Untersuchungen von Bauer, Bonin und Sunde (2004) für Deutschland, von Barwell und Schweitzer (2005) für Großbritannien, von Maida, Devicienti und Sestito (2005) für Italien, von Dickens u.a. (2006) und Dickens u.a. (2007) für 15 EU-Länder und die USA wenden die Modelle der zweiten Generation an. Die meisten dieser Studien finden geringere Schätzwerte für den *Abwärtsnominallohnrigiditätsgrad* als die vergleichbaren Untersuchungen, die sich ausschließlich auf die *Abwärtsnominallohnrigidität* konzentrieren, und relativ hohe Schätzwerte für das Ausmaß der *Abwärtsreallohnrigidität*. Folglich wird in diesen Studien eingewandt, dass die herkömmliche Konzentration auf die *Abwärtsnominallohnstarrheit* im Rahmen der Modelle der ersten Generation empirisch nicht gerechtfertigt ist.¹ Es wird allgemein auch erwartet, dass bei der Existenz nach unten starrer Reallohne die isolierte Untersuchung von nach unten starren Nominallöhnen (zumindest bei den herkömmlichen Methoden) tendenziell zu deren Überschätzung führen kann. In der Literatur gibt es auch plausible Erklärungen dafür, warum die Unternehmen die nach adversen Schocks erforderlichen Reallohnkürzungen nicht im gewünschten Ausmaß vornehmen würden. Zum einen wird die abwärtsgerichtete Starrheit der Reallohne durch die Effizienzlohntheorien begründet, die für rational handelnde Individuen relevant sind.² Da sich die rationalen Arbeitnehmer an den realen Größen orientieren, empfinden sie es als unfair, wenn ihnen real „etwas weggenommen“ wird bzw. die Arbeitgeber ihren Reallohn senken. Stattdessen erwarten sie, dass die Nominallöhne mindestens mit der erwarteten Preissteigerungsrate wachsen. Auch die Arbeitgeber sind gegenüber solchen Reallohnkürzungen abgeneigt. Sie befürchten, dass die Reallohnkürzungen zu einer Verschlechterung der Arbeitsmoral und zum reziproken Verhalten seitens der Arbeitnehmer, zur Verschlechterung der Qualität der zukünftigen Arbeitsplatzbewerber sowie zu einer

¹ Siehe Fehr u.a. (2002, S. 2), Bauer u.a. (2004, S. 2).

² Vgl. Campbell und Kamlani (1997), Fehr und Falk (1999) und Agell und Benmarker (2007). Bewley (1999, Kapitel 20) gibt einen umfassenden Überblick über die existierenden Theorien zur Erklärung von nach unten starren Reallohnen.

höheren Beschäftigtenfluktuation führen würden. Zum anderen wird die Existenz nach unten starrer Reallöhne auf die Macht der Gewerkschaften in einer Volkswirtschaft zurückgeführt. Da die Gewerkschaften in wirtschaftlichen Abschwungphasen die Sicherung der Reallöhne präferieren, werden sie versuchen, die nach adversen Schocks erforderlichen Reallohnkürzungen zu verhindern, um so die Konsumgewohnheiten der Mehrheit ihrer Mitglieder aufrecht erhalten zu können, auch wenn dies für einige ihrer Mitglieder den Jobverlust bedeutet.³ Allgemein gilt: Je größer die Macht der Gewerkschaften in einer Ökonomie ist, desto höher wird die Lohnstarrheit ausfallen, weil es wahrscheinlicher ist, dass die Gewerkschaften ihre Lohnforderungen auch durchsetzen können.

Abgesehen von diesen Überlegungen zur Existenz von nach unten starren Reallöhnen bleibt aber die Frage nach deren verlässlicher Untersuchung in Mikrodaten weiterhin offen. Denn anders als bei der Abwärts*nominal*lohnstarrheit, deren Zensierungsgrenze in der Lohnänderungsverteilung per Definition bei null liegt, ist die Zensierungsgrenze der Abwärts*real*lohnrigidität, die sich zum Beispiel zwischen den Individuen, auf der Sektorebene und auch in der Zeit unterscheiden kann, unbekannt und auch grafisch in den meisten Fällen nicht identifizierbar. Zur Lösung dieses Problems versuchen z.B. Bauer u.a. (2004), Barwell und Schweitzer (2005) sowie Maida u.a. (2005) in ihren Studien, die in der frühen Phase des International Wage Flexibility Project durchgeführt wurden, die unbekannte Zensierungsgrenze als „zufällig“ zu modellieren und samt deren Streuung im Rahmen des Modells mitzuschätzen. Allerdings wird diese Methode in den späteren Untersuchungen des Projekts aufgegeben⁴ und die alternative Zensierungsgrenze durch die geschätzte

³ Vgl. Holden und Wulfsberg (2007, S. 5 ff.).

⁴ Als Erklärung hierfür wird angeführt, dass sich die Identifikationsannahmen im Rahmen des so konstruierten Modells nicht für alle untersuchten Länder als gültig erwiesen haben. Siehe Dickens u.a. (2006, Fußnote 5).

erwartete Inflationsrate approximiert, siehe Dickens u.a. (2006) und Dickens u.a. (2007).⁵

Im Rahmen der vorliegenden Untersuchung für Deutschland, die auf der IAB-Regionalstichprobe (1975–2001) basiert, wird die alternative Zensierungsgrenze ähnlich Fehr u.a. (2002) sowie Cornelißen und Hübler (2006) durch die sektorspezifische Tariflohnsteigerung approximiert und somit als „fest“ modelliert. Entsprechend beschränken sich die Analysen auf die nach unten starren nominalen und tariflichen Lohnstarrheiten. Die Überlegung bei der tariflichen Lohnstarrheit ist, dass sich die durch die Gewerkschaften vertretenen Individuen bei ihren Lohnforderungen nicht nur an der erwarteten Inflationsrate sondern auch an den anderen Kriterien wie z.B. dem realen Produktivitätswachstum orientieren. Sie erwarten deshalb, dass die Nominallöhne nicht mit einer geringeren als der vorher vereinbarter Rate wachsen. Da in Deutschland für rund 70 Prozent aller Beschäftigten Tarifverträge gelten,⁶ erscheint die Untersuchung von Abwärtsnominal- und Tariflohnstarrheiten für Deutschland als sinnvoll.

Zusätzlich zu den Überlegungen in Fehr u.a. (2002) und Cornelißen und Hübler (2006) wird im Rahmen dieser Arbeit noch berücksichtigt, dass die falsche Vorgabe der „tariflichen“ Zensierungsgrenzen (sektorspezifischen Tariflohnsteigerungen) zu der Verzerrung der geschätzten Werte führen kann. Deshalb werden die Modellie-

⁵ Angemerkt sei an dieser Stelle, dass die Untersuchungen aus der frühen Phase des Projekts – gemeint sind hier vor allem Studien von Maida u.a. (2005) für Italien, Bauer u.a. (2004) für Deutschland und die Analysen bei Dickens u.a. (2006) und Dickens u.a. (2007) – zum Teil gegensätzliche Ergebnisse aufweisen. So stellen z.B. Maida u.a. (2005) in ihrer Untersuchung fest, dass der Abwärtsreallohnrigiditätsgrad im Durchschnitt 52 Prozent beträgt und um 27 Prozentpunkte höher als der geschätzte Grad der Abwärtsnominallohnrigidität ist. Dickens u.a. (2006) stellen aber in ihrer Länderstudie, in der sie unter anderem die gleichen Daten für Italien verwenden, fest, dass der Grad der Abwärtsnominallohnstarrheit in Italien mit 65 Prozent deutlich über dem der Abwärtsreallohnstarrheit liegt, der im Durchschnitt 15 Prozent beträgt (siehe Tabelle II-1). Da zudem die geschätzten Rigiditätsgrade in den Länderstudien von Dickens u.a. (2006) und Dickens u.a. (2007) für einige der untersuchten Länder trotz gleicher Datenbasis ebenfalls sehr unterschiedliche Werte aufweisen, bleibt es letztendlich unklar, wie hoch die empirisch relevanten nominalen und realen Abwärtslohnstarrheiten für die einzelnen Länder tatsächlich sind.

⁶ Vgl. Franz und Pfeiffer (2006). Häufig würden sich aber auch nicht tarifgebundene Unternehmen in den Arbeitsverträgen an den tarifvertraglichen Bestimmungen orientieren, so dass insgesamt sogar rund 90 Prozent aller Beschäftigten direkt oder indirekt den tarifvertraglichen Regelungen unterliegen, siehe Franz (2006, S. 243).

rungen von Fehr u.a. (2002) erweitert, indem die tarifliche Zensierungsgrenze alternativ als fest aber unbekannt modelliert wird. Beide Modellierungsvarianten wurden mit Hilfe von Monte-Carlo-Simulationen überprüft. Diese zeigen, dass die im Rahmen dieser Untersuchung vorgenommenen Erweiterungen bei der Modellierung der tariflichen Zensierungsgrenze die zuverlässigere Spezifikation darstellen.

Dieser Beitrag ist wie folgt strukturiert: Abschnitt II.2 enthält eine ausführliche Dokumentation der Studien, die die Modelle der zweiten Generation anwenden. Abschnitt II.3 stellt das Modell vor und diskutiert es kritisch. In Abschnitt II.4 werden die Daten und die Datenselektion beschrieben. Der dann folgende Abschnitt II.5 analysiert die Ergebnisse aus den Monte-Carlo-Simulationen. Abschnitt II.6 erläutert die empirische Implementierung des Modells und diskutiert anschließend die Ergebnisse. Der Beitrag endet mit abschließenden Bemerkungen im Abschnitt II.7.

II.2 STAND DER FORSCHUNG

Die Literatur zur gleichzeitigen Berücksichtigung von nach unten starren nominalen und realen Löhnen in Mikrodaten ist sehr spärlich, die vorliegende Evidenz ist gemischt und zum Teil sehr überraschend (vgl. Tabelle II-1). Die meisten Untersuchungen beruhen auf der Earnings-Function-Methode von Altonji und Devereux (2000), die ursprünglich für die Analyse von nach unten starren Nominallöhnen in Mikrodaten entwickelt wurde und eine der unkritischsten Ansätze unter den Modellen der ersten Generation zur Untersuchung von Abwärtsnominallohnstarrheiten darstellte. Diese parametrische Methode liefert die Basis für viele Modelle der zweiten Generation, die die zusätzliche Berücksichtigung nach unten starrer Reallohne zulassen. Bei der Identifikation nach unten starrer Löhne kann sich die Earnings-Function-Methode beider in der Literatur verwendeten Identifikationsstrategien bedienen. Im Rahmen der ersten Identifikationsstrategie wird eine *a-priori* Annahme über die Form der kontrafaktischen Verteilung getroffen, so dass die beobachtete Abweichung von dieser Annahme als Folge von Abwärtslohnstarrheiten interpretiert wird. Die zweite Identifikationsstrategie beruht auf dem Prinzip der gemeinsamen Variation der Lage der gewünschten und der Form der tatsächlichen Lohnänderungsverteilungen. Diesem Identifikationsprinzip liegt folgende Überlegung zugrunde: Beim Vorliegen von nach unten starren Löhnen würde man die Konzentration der Wahrscheinlichkeitsmassen an den jeweiligen Zensierungsgrenzen beobachten, so dass die tatsächliche faktische Lohnänderungsverteilung mehr schief (rechtsschief) ist, als die gewünschte kontrafaktische Lohnänderungsverteilung. Variiert diese Schiefe mit der Lage der kontrafaktischen Verteilung, so stellt dies ein Indiz dafür dar, dass die Löhne abwärtsrigide sind.⁷ Zusätzlich wird im Rahmen des Earnings-Function-Ansatzes auch der Tatsache Rechnung getragen, dass sich zum einen die Form der kontrafaktischen Lohnänderungsverteilung selbst im Zeitverlauf ändern kann. Das geschieht z.B. wenn sich die Zusammensetzung

⁷ Zu beachten ist allerdings, dass die zweite Identifikationsstrategie nur unzureichend zur Identifikation nach unten starrer Reallöhne beitragen kann, weil sich deren Zensierungsgrenze mit der Lage der Verteilung verschiebt.

der Belegschaft und/oder makroökonomische Variablen ändern. Zum anderen berücksichtigt dieser Ansatz, dass die Formänderung der faktischen Lohnänderungsverteilung durch die in den Daten vorhandenen Messfehler verzerrt sein kann. Die Möglichkeit der Messfehlerberücksichtigung im Rahmen des Schätzmodells stellt einen wichtigen Vorteil der Earnings-Function-Methode gegenüber den alternativen Ansätzen dar. Diese Eigenschaft fällt bei der Untersuchung nach unten starrer Real-löhne noch mehr ins Gewicht, weil deren Zensierungsgrenze, die sich zum Beispiel zwischen den Individuen, auf der Sektorebene und/oder auch in der Zeit unterscheiden kann, unbekannt und visuell in den meisten Fällen nicht identifizierbar ist.⁸ Die Modellierung dieser unbekanntes Zensierungsgrenze stellt deswegen den schwierigsten Teil bei der Untersuchung von nach unten starren realen Löhnen dar. Dieser Umstand erklärt auch, weshalb es in der vorliegenden Literatur zu der gleichzeitigen Berücksichtigung von nach unten starren nominalen und realen Löhnen bis jetzt keine die Mehrheit der Forscher überzeugende Spezifikation gibt, wie die nach unten starren Reallöhne robust (mit)geschätzt werden können. Der folgende Literaturüberblick gibt einen Einblick in die verwendeten Methoden sowie die resultierenden Ergebnisse.

Als eine der ersten Mikrodatenstudien zur gleichzeitigen Berücksichtigung von nach unten starren nominalen und realen Löhnen wird in der Literatur die Studie für Deutschland von Fehr u.a. (2002) erwähnt, die mit der IAB-Beschäftigtenstichprobe (1975–1995) durchgeführt wurde.⁹ Dabei approximieren die Autoren die unbekanntes Zensierungsgrenze für nach unten starre Löhne durch das jeweils aktuelle Tariflohnwachstum und definieren die unterbleibenden Lohnänderungen unterhalb dieser

⁸ Dies ist möglicherweise zum Teil auf die Messfehler zurückzuführen, die die Wahrscheinlichkeitsmasse von den möglichen Spikes an den jeweiligen Zensierungsgrenzen zu den Seiten der Verteilung verschieben.

⁹ Die Studie von Fehr u.a. (2002) ist seit Januar 2007 im Internet nicht mehr verfügbar. Sie wird im Rahmen dieser Arbeit dennoch zitiert, weil andere Studien – vor allem deutsche – sie ebenfalls zitieren und zum Teil darauf aufbauen.

Zensierungsgrenze als tarifliche Lohnstarrheit.¹⁰ Die Analysen basieren auf der Normal-Measurement-Error-Modellvariante der Earnings-Function-Methode, bei der angenommen wird, dass alle Beobachtungen mit normalverteilten Messfehlern behaftet sind. Die Schätzungen werden für die einzelnen Jahre, sowie für „Stayers“ (Beschäftigte, die in zwei nacheinander folgenden Perioden im gleichen Betrieb bleiben) und „Movers“ (Betriebswechsler) getrennt durchgeführt.¹¹ Fehr u.a. (2002) finden signifikante Hinweise für die Existenz nach unten starrer Tariflöhne, die sogar quantitativ bedeutender als die nach unten starren Nominallöhne sind. So beträgt der Anteil der von der tariflichen Rigidität betroffenen Beobachtungen für „Stayers“ über den Beobachtungszeitraum im Durchschnitt fast 46 Prozent, während der Anteil der von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffenen Beobachtungen im Mittel unter 7 Prozent liegt. Die entsprechenden Werte für „Movers“ liegen bei 19 Prozent für die tarifliche bzw. 1,5 Prozent für die nominale Abwärtslohnrigidität. Weiterhin untersuchen Fehr u.a. (2002) in ihrer Studie die realen Effekte nach unten starrer Löhne, indem sie den so genannten „wage sweep up“, der die Differenz zwischen der erwarteten tatsächlichen und der erwarteten gewünschten Lohnänderung angibt, berechnen. Sie stellen fest, dass die Abwärtslohnstarrheiten auf der individuellen Ebene keine negativen Beschäftigungseffekte haben, so dass die Arbeitnehmer mit einem höheren individuellen „wage sweep up“ kein Arbeitslosigkeitsrisiko haben und auch kein niedriges Lohnwachstum in der nahen Zukunft befürchten müssen. Lohnrigiditäten würden vielmehr einen negativen Einfluss auf die Gruppe der Beschäftigten ausüben, deren Löhne flexibel sind. Auf der Firmen-

¹⁰ Man beachte, dass die Tariflohnstarrheit in der Literatur oft – sei es bewusst aus Vereinfachungsgründen oder unbewusst – fälschlicherweise als eine Art der Reallohnstarrheit interpretiert wird. Dabei kann die tarifliche Zensierungsgrenze, die der tarifvertraglich vereinbarten Lohnsteigerung entspricht, auch kleiner als die erwartete Inflationsrate sein, was einer Reallohnkürzung entsprechen würde.

¹¹ Bei der Schätzung nach unten starrer Nominallöhne wenden die Autoren die Schwellenwertvariante an, bei der angenommen wird, dass die Nominallohnkürzungen unterhalb eines bestimmten Schwellenwerts nicht durchgeführt werden können. Begründet wird das damit, dass die Nominallohnsenkungen auch mit Kosten für die Firmen verbunden sind und diese Kosten bei Werten unterhalb des Schwellenwerts größer sind als der durch die Nominallohnsenkung entstehende Nutzen.

und Sektorebene seien die höheren aggregierten „wage sweep ups“ allerdings mit geringerem Beschäftigungswachstum verbunden.¹²

Ein ähnliches Vorgehen bei der Modellierung der unbekanntem Zensierungsgrenze nach unten starrer Löhne findet sich auch bei Cornelißen und Hübler (2006), deren Studie auf der aktuellen Version des Deutschen Sozioökonomischen Panels (1984-2004) beruht. Die Autoren unterscheiden ähnlich Fehr u.a. (2002) zwischen der nominalen und der tariflichen Abwärtslohnstarrheit und definieren die Letztere entsprechend als die Lohnstarrheit, die aufgrund von kollektiv ausgehandelten Tarifverträgen zustande kommt. Anders als Fehr u.a. (2002) führen die Autoren Längsschnittanalysen durch und verwenden zwei alternative Messfehlermodellvarianten. Im Rahmen der ersten Modellvariante, die als „restringiertes“ Messfehlermodell bezeichnet wird, nehmen die Autoren an, dass die Beobachtungen genau dann mit einem Messfehler behaftet sind, wenn die berichteten Löhne in mindestens einer von zwei aufeinander folgenden Perioden gerundete Werte aufweisen. Der nach dieser Definition berechnete Anteil der von den Messfehlern betroffenen Beobachtungen beträgt fast 93 Prozent. Nur 7 Prozent der Beobachtungen sind messfehlerfrei.¹³ Die zweite Messfehlerspezifikation entspricht der Normal-Measurement-Error-Modellvariante, bei der vereinfachend unterstellt wird, dass alle Beobachtungen mit Messfehlern behaftet sind. Auffallend groß und überraschend sind die Unterschiede in den Ergebnissen zwischen diesen zwei Modellen.¹⁴ Im Rahmen des ersten Modells beträgt der Anteil der Beobachtungen, die unter das Tariflohnrigiditätsregime fallen, 45 Prozent, während der Anteil derer, die unter das

¹² Siehe zur ausführlicheren Dokumentation der Ergebnisse von Fehr u.a. (2002) auch Pfeiffer (2003).

¹³ Anders als in der in Altonji und Devereux (2000) entwickelten und in vielen Mikrodatenstudien zu nach unten starren Nominallohnen angewendeten Mixed-Measurement-Error-Modellvariante, wo die einzelnen Messfehlerregimewahrscheinlichkeiten im Rahmen des Modells mitgeschätzt werden, sind also in dieser Modellvariante von Cornelißen und Hübler (2006) die Anteile der Messfehlerregime deterministisch und von vornherein bestimmt.

¹⁴ Die Unterschiede in den Ergebnissen sind insofern überraschend, als der Anteil der messfehlerbehafteten Beobachtungen in der ersten Modellvariante 93 Prozent beträgt und somit der Unterschied zu der Normal-Measurement-Error-Modellvariante mit dem entsprechenden Anteil von 100 Prozent nicht groß ist. Zudem ist die Streuung der gewünschten kontrafaktischen Lohnänderungsverteilung und des Messfehlers in beiden Modellen fast identisch.

Nominallohnrigiditätsregime fallen, bei 2 Prozent liegt. Die entsprechenden Anteile bei der Normal-Measurement-Error-Methode liegen bei 32 Prozent für die tarifliche und 28 Prozent für die nominale Abwärtslohnrigidität. Cornelißen und Hübler (2006) untersuchen weiterhin in ihrer Studie die realen Effekte nach unten starrer Löhne auf der individuellen Ebene. Sie stellen fest, dass Arbeitnehmer mit höherem „wage sweep up“ nicht nur ein geringeres Entlassungsrisiko haben, sondern innerhalb ihres Betriebes auch bessere Beförderungsmöglichkeiten als die Beschäftigten mit den geringeren „wage sweep ups“ genießen können.

Christofides und Li (2005) untersuchen in ihrer Studie für Kanada die Existenz von nominalen und realen Abwärtslohnstarrheiten, indem sie die Nominallohnanpassungen in den tarifvertraglichen Daten (1976–2000) von Human Resource Development Canada (HRDC) analysieren. Die Untersuchungen basieren auf einer einfacheren Version des Earnings-Function-Ansatzes, in der wegen der messfehlerfreien Struktur der Daten keine Messfehler berücksichtigt werden. Bei ihren Schätzungen verwenden die Autoren die Schwellenwertvariante der Earnings-Function-Methode, bei der – wie oben erwähnt – angenommen wird, dass die Nominallohnkürzungen bis zu einem bestimmten Schwellenwert α aufgrund von Anpassungskosten nicht durchgeführt werden können. Christofides und Li (2005) finden eine stark signifikante Evidenz für die nach unten starren Nominallöhne in den kanadischen tarifvertraglichen Daten.¹⁵ Die Identifikation nach unten starrer Reallöhne basiert auf dem geschätzten Einfluss der erwarteten und der unerwarteten Inflationsraten in der Schätzgleichung der gewünschten Lohnänderung. Die Autoren gehen davon aus, dass sich die Individuen bei ihren Lohnforderungen, falls sie keine Reallohnsenkungen hinnehmen wollen, nicht nur an der erwarteten Inflationsrate, sondern auch an ihren Erfahrungen mit den Inflationsüberraschungen (unerwarteten Inflationsraten) orientieren. Im Falle einer „perfekten“ Abwärtsreallohnrigidität würden die Koeffizienten beider Inflationsraten genau eins ergeben. Werte kleiner

¹⁵ Zu beachten ist dabei, dass Christofides und Li (2005) in ihrer Studie auch die Existenz von Menükosten untersuchen. Sie stellen aber fest, dass diese sowohl für positive als auch für negative Nominallohnanpassungen sehr gering (sehr nahe null) sind, so dass der größte Teil des geschätzten Werts von $\alpha = -10.50$ auf die Abwärtsnominallohnstarrheiten zurückzuführen sei.

eins sollen entsprechend eine mildere Form von Abwärts*real*lohnstarrheit implizieren. Die tatsächlich geschätzten Werte liegen bei 0,90 für die erwartete und 0,62 für die unerwartete Inflationsrate. Das bedeutet, so die Autoren, dass 90 Prozent der erwarteten Inflationsrate und über 62 Prozent der unerwarteten Inflationsrate aus dem vorhergehenden Tarifvertrag in der aktuellen tariflichen Nominallohnanpassung berücksichtigt werden. Die Größe und die Signifikanz dieser Koeffizienten sollen auf die Existenz nach unten starrer Reallöhne in den untersuchten Daten hindeuten.

Die Studien von Bauer u.a. (2004) für Deutschland, Barwell und Schweitzer (2005) für Großbritannien sowie Maida u.a. (2005) für Italien stellen die ersten Untersuchungen auf der Länderebene dar, die im Rahmen des International Wage Flexibility Project (IWFP) durchgeführt wurden. Entsprechend ist die Vorgehensweise in diesen drei Studien in vielen Punkten ähnlich. Angemerkt sei aber an dieser Stelle, dass die Modellierungen in diesen Studien sich weitgehend – und nicht nur in Bezug auf die alternative Zensierungsgrenze – von denen in den aktuelleren Untersuchungen im Rahmen des IWFP, auf die später näher eingegangen wird, unterscheiden.

Eine wichtige Gemeinsamkeit in den Studien von Bauer u.a. (2004), Barwell und Schweitzer (2005) sowie Maida u.a. (2005) besteht darin, dass die unbekannte Zensierungsgrenze für die nach unten starren Reallöhne als zufällig modelliert wird und deren Erwartungswert und Streuung im Rahmen des Modells zusammen mit den anderen Parametern mitgeschätzt werden. Die Schätzungen für Deutschland und Italien basieren auf der modifizierten Version der Mixed-Measurement-Error-Methode.¹⁶ Bauer u.a. (2004) führen in ihrer Studie mit der IAB-Regionalstichprobe (1975–1997) Querschnittanalysen durch und modellieren die unbekannte Zensie-

¹⁶ Im Unterschied zu der Originalversion dieser Messfehlerspezifikation bei Altonji und Devereux (2000) wird in den Studien von Bauer u.a. (2004) sowie Maida u.a. (2005) zwischen drei (statt zwei) Messfehlerregimen unterschieden: Das Regime ohne Messfehler, in dem die tatsächliche Lohnänderung auch beobachtet werden kann. Das Regime mit einem Messfehler, in dem die Löhne in einem der zwei nacheinander folgenden Perioden mit dem Messfehler behaftet sind. Und schließlich das Regime mit zwei Messfehlern, wo die Löhne in beiden nacheinander folgenden Perioden falsch übermittelt werden.

zungsgrenze für die nach unten starren Reallöhne als eine Funktion von einer Konstanten und einem normalverteilten Störterm. Die so konstruierte Zensierungsgrenze soll entweder die tarifvertraglich vereinbarten Lohnänderungen für die einzelnen Sektoren bzw. Berufsgruppen widerspiegeln oder die Inflationsrate, die von den Firmen bzw. Beschäftigten aktuell erwartet wird. Die geschätzten Werte für die Zensierungsgrenze variieren zwischen 6,5 Prozent im Jahr 1977 und 1,5 Prozent im Jahr 1997 mit den geschätzten Streuungen um diese Zensierungsgrenzen von entsprechend 2,5 und 0,7 Prozentpunkten. Die Autoren finden signifikante Hinweise für die Existenz nach unten starrer Löhne, wobei die *Abwärtsreallohnstarrheit* gegenüber der *Abwärtsnominallohnstarrheit* überwiegt.¹⁷ So beträgt der geschätzte Reallohnrigiditätsgrad im Schnitt über alle Jahre 50 Prozent, während der *Abwärtsnominallohnstarrheitsgrad* im Mittel bei 17 Prozent liegt. Weiterhin untersuchen Bauer u.a. (2004) in ihrer Studie die realen Effekte nach unten starrer Löhne, indem sie die aggregierten „wage sweep ups“ für beide Rigiditätsarten berechnen und deren Einfluss auf die Änderungsrate der Arbeitslosenquote in der nahen Zukunft (in der nächsten Periode) sowie in der weiteren Zukunft (in zwei Perioden) analysieren. Überraschend stellen sie fest, dass die *Abwärtsnominallohnstarrheit* sowohl kurzfristig als auch „langfristig“ keinen signifikanten Einfluss auf die Arbeitslosigkeit hat. Anders verhält es sich aber bei der *Abwärtsreallohnstarrheit*, die einen signifikanten „langfristigen“ Effekt auf die Arbeitslosigkeit aufweisen kann. Eine weitere interessante Erkenntnis der Studie ist, dass die *Abwärtsnominallohnstarrheiten* mit höherer Inflationsrate abnehmen, die *Abwärtsreallohnstarrheiten* dagegen zunehmen würden.¹⁸

Die Studie für Italien von Maida u.a. (2005) beruht auf ähnlichen Überlegungen wie die Studie für Deutschland, enthält aber einige zusätzliche Erweiterungen. Für ihre Untersuchungen mit den Daten des Worker History Italian Panel (1985–1999) teilen die Autoren den beobachteten Zeitraum von fünfzehn Jahren in fünf Intervalle auf

¹⁷ Auffällig sind in dieser Studie die hohen Schätzwerte für die Streuung der Messfehler, die im betrachteten Zeitraum zwischen 0,19 und 0,30 Prozentpunkten variieren.

¹⁸ Vgl. Bauer u.a. (2004, Tabelle 8).

und führen dann für diese einzelnen Intervalle die Schätzungen durch. Bei der Modellierung der Zensierungsgrenze nach unten starrer Reallöhne verwenden die Autoren zwei alternative Varianten. Im Rahmen der ersten Modellierungsvariante wird die unbekannte Zensierungsgrenze als eine Funktion von Jahresdummies und einem normalverteilten Störterm formuliert. Die so konstruierte Zensierungsgrenze soll die Verteilung der jeweils aktuell erwarteten Inflationsrate widerspiegeln. Alternativ dazu wird die Zensierungsgrenze als eine Funktion von tarifvertraglich vereinbarten Lohnänderungen und einem normalverteilten Störterm modelliert.¹⁹ Diese alternative Strategie diene, so die Autoren, dem Robustheitscheck bei der Identifikation der realen Zensierungsgrenze und berücksichtige die Tatsache, dass der Lohnbildungsprozess in Italien durch viele institutionelle Faktoren geprägt wird. Maida u.a. (2005) finden signifikante Evidenz für beide Rigiditätsarten, wobei die Abwärtsreallohnstarrheit die Abwärtsnominallohnstarrheit in beiden alternativen Modellierungsvarianten deutlich dominiert (siehe Tabelle II-1).²⁰ Die Wahrscheinlichkeit, in das Reallohnrigiditätsregime zu fallen, beträgt im Rahmen der ersten bzw. zweiten Modellierungsvariante im Schnitt 53 bzw. 50 Prozent, während die Wahrscheinlichkeit für das Nominallohnrigiditätsregime bei 24 bzw. 26 Prozent liegt. Die Autoren untersuchen anschließend in ihrer Studie auch die realen Effekte nach unten starrer Löhne und stellen fest, dass beide Rigiditätsarten auf der aggregierten Ebene mit negativen Beschäftigungseffekten verbunden sind.

Die Studie von Barwell und Schweitzer (2005) für Großbritannien, die mit dem New Earnings Survey Panel (1978–1998) durchgeführt wird, weist einige Unterschiede zu den anderen zwei oben beschriebenen Studien im Rahmen des IWF auf. Um die Anzahl der zu schätzenden Parameter zu reduzieren, schätzen die Autoren die kontrafaktische Lohnänderung mit Hilfe der Quantilsregression außerhalb

¹⁹ Die tarifvertraglich vereinbarte Lohnänderung selbst wird dabei auf folgende Weise ermittelt: $r_{it} = (c_{it} - c_{it-1}) / w_{it-1}$, wobei c_{it} den tarifvertraglich vereinbarten Lohn für die Branche i in der aktuellen Periode, c_{it-1} den tarifvertraglich vereinbarten Lohn für die Branche i in der Vorperiode und w_{it-1} den beobachteten Lohn für das Individuum i in der Vorperiode darstellen.

²⁰ Man beachte, dass die Autoren trotz unterschiedlicher Modellierungen der realen Zensierungsgrenze und der damit verbundenen unterschiedlichen inhaltlichen Überlegungen in beiden Varianten die gleiche Bezeichnung „Abwärtsreallohnstarrheit“ verwenden.

des Maximierungsproblems. Weiterhin wird auch der Anteil der messfehlerbehafteten Beobachtungen vereinfachend außerhalb des Modells ermittelt.²¹ Bei der Modellierung der unbekanntem Zensierungsgrenze nach unten starrer Reallöhne gehen die Autoren aber ähnlich wie in den anderen Studien vor. Sie nehmen an, dass diese normalverteilt ist, mit der durchschnittlich erwarteten Inflationsrate als dem Erwartungswert und einer Varianz, die angibt, wie diffus die Inflationserwartungen der Individuen zum Zeitpunkt der Lohnverhandlungen waren. Barwell und Schweitzer (2005) finden signifikante Hinweise für die nach unten starren Löhne in Großbritannien. Der Anteil der Beobachtungen, die in das Reallohnrigiditätsregime fallen, beträgt im Schnitt über den beobachteten Zeitraum 41 Prozent und liegt um fast 27 Prozentpunkte höher als der entsprechende Anteil für das nominale Regime. Der Anteil der Beobachtungen, die in das flexible Regime fallen, hat im Zeitverlauf vor allem auf Kosten des realen Regimes um fast 25 Prozentpunkte zugenommen. Die geschätzten Zensierungsgrenzen für die nach unten starren Reallöhne stimmen mit den Überlegungen der Autoren überein, dass diese die durchschnittlich erwartete Inflationsrate widerspiegeln sollen. Die Schätzwerte variieren zwischen ca. 15 Prozent im Jahr 1980 und 2,6 Prozent im Jahr 1995. Die geschätzten Streuungen um diese Zensierungsgrenzen weisen allerdings zum Teil keine plausiblen Werte auf. Den grafischen Darstellungen nach zu urteilen, liegen die geschätzten Streuungen Ende der 1970er und Anfang der 1980er Jahre bei über 5 Prozentpunkten.²² Die Autoren erklären dies durch die hohe beobachtete Volatilität in den monatlichen Inflationsraten in diesem Beobachtungszeitraum. Barwell und Schweitzer (2005) untersuchen weiterhin in ihrer Studie die realen Effekte nach unten starrer Löhne auf der individuellen Ebene und stellen fest, dass die Arbeitnehmer, die von Ab-

²¹ Die Autoren nehmen an, dass der Anteil der korrekt gemessenen Beobachtungen über die Zeit konstant bleibt und 89 Prozent beträgt. Dieser Anteil soll so gewählt worden sein, dass bei diesem Wert die durchschnittliche Likelihoodfunktion maximal ist. Weiterhin unterscheiden die Autoren ähnlich Bauer u.a. (2004) und Maida u.a. (2005) zwischen drei Messfehlerregimen (siehe Fußnote 16). Zu beachten ist in der Studie der hohe Schätzwert für die Streuung der Messfehler, der im Schnitt bei über 34 Prozentpunkten liegt.

²² Vgl. Barwell und Schweitzer (2005, Abbildung 5, S. 22).

wärtslohnstarrheiten stärker profitieren, auch eine höhere Entlassungswahrscheinlichkeit aufweisen.²³

Die aktuelleren Untersuchungen im Rahmen des IWFP beruhen auf den Verfahren, in denen die Identifikation nach unten starrer Löhne ausschließlich über die Form der kontrafaktischen Verteilung erfolgt. In der frühen Phase des Projekts seien die Untersuchungen weniger zufriedenstellend gewesen, weil sie u.a. auf der Normalverteilungsannahme der gewünschten Lohnänderung und des Messfehlers beruhten. Die Nicht-Normalität der gewünschten Lohnänderung und möglicherweise auch des Messfehlers mache die Identifikation nach unten starrer Löhne in den Modellen fraglich.²⁴ In den aktuelleren Untersuchungen des IWFP erfolgt deshalb die Identifikation von Abwärtslohnstarrheiten mit einer, so die Autoren, relativ schwächeren Annahme über die parametrische funktionale Form der gewünschten Lohnänderungsverteilung. Diese soll vor allem aufgrund von einer stärker ausgeprägten Anhäufung um den Median durch die zweiseitige Weibull-Verteilung wie im Rahmen der Weibull-Notional-Methode von Dickens u.a. (2006) besser abgebildet werden können. Alternativ führt das IWFP-Team auch Untersuchungen durch, in denen die Identifikation nach unten starrer Löhne basierend auf der (nicht parametrischen) Symmetrie-Annahme der gewünschten Verteilung wie im Falle der Sweep-up-Symmetry-Methode bei Dickens u.a. (2006) oder einer anderen Variante des Symmetry-Ansatzes bei Dickens u.a. (2007) erfolgt. Insgesamt wurden im Rahmen des IWFP Studien für 16 Länder sowie eine Meta-Analyse basierend auf den Ergebnissen dieser Länderstudien durchgeführt. Als Datenbasis wurden zum einen die national verfügbaren Mikrodaten für Österreich, Belgien, Dänemark, Finnland, Frankreich, Deutschland, Italien, Portugal, Norwegen, Schweden, die Schweiz, Großbritannien und die USA und zum anderen auch das European Community Household

²³ Zum Vergleich: In den Studien für Deutschland von Fehr u.a. (2002) sowie Cornelißen und Hübler (2006) konnte das Gegenteil festgestellt werden. Nach diesen Studien weisen Beschäftigte mit einem höheren individuellen „wage sweep up“ ein geringeres Arbeitslosigkeitsrisiko auf.

²⁴ Vgl. Dickens und Goette (2005, S. 3).

Panel (ECHP) verwendet, das zusätzlich die Berücksichtigung dreier weiterer Länder (Griechenland, Irland und die Niederlande) ermöglichte.²⁵

Die Untersuchung nach unten starrer Löhne im Rahmen der Sweep-up-Symmetry-Methode²⁶ von Dickens u.a. (2006) beruht auf der Annahme der symmetrischen kontrafaktischen Lohnänderungsverteilung. Diese Annahme impliziert, dass in Abwesenheit von Lohnstarrheiten der Mittelwert und der Median der Nominallohnänderungsverteilung übereinstimmen. Basierend auf der weiteren Annahme, dass der Median der Nominallohnänderung größer null ist, wird davon ausgegangen, dass die Abwärtsnominallohnstarrheit keinen Einfluss auf den Median der Lohnänderung hat, die durchschnittliche Nominallohnänderung aber verändern kann. Dieser Effekt der Abwärtsnominallohnstarrheit auf die durchschnittliche Nominallohnänderung, der so genannte „wage sweep up“, wird als Produkt aus der durchschnittlichen kontrafaktischen Nominallohnkürzung und dem Anteil f_n der Beobachtungen, die eine Nominallohnänderung von null erfahren, berechnet. Der Schätzung des Abwärtsnominallohnrigiditätsgrades liegen einfache Überlegungen zu Grunde. Es wird angenommen, dass jeder Arbeitnehmer, der eine Nominallohnänderung von null erhält, in Abwesenheit von Abwärtsnominallohnstarrheit eine Nominallohnkürzung hinnehmen würde.²⁷ Dieser Anteil der gewünschten aber nicht durchgeführten Nominallohnkürzungen wird nach der Formel

$$n = f_n / (f_n + c_n) \quad (\text{II.1})$$

ermittelt, wobei f_n , wie oben erwähnt, den Anteil der Beobachtungen mit Nominallohnänderungen von null und c_n den Anteil der Beobachtungen mit Nominallohnänderungen kleiner null angeben. Für die Untersuchung nach unten starrer Reallöhne

²⁵ Das European Community Household Panel (1994–2001) basiert auf den Haushaltsbefragungen in 15 EU-Ländern, die vom Statistischen Amt der Europäischen Union (Eurostat) initiiert und koordiniert wurden. Der Datensatz enthält detaillierte Informationen über die demografischen und sozioökonomischen Charakteristika.

²⁶ Entspricht deren „Simple measures of downward nominal and downward real wage rigidity“, Dickens u.a. (2006, S. 13 ff.).

²⁷ Man beachte, dass diese Annahme die Stetigkeit der kontrafaktischen Lohnänderungsverteilung impliziert.

treffen Dickens u.a. (2006) eine weitere Annahme, nämlich dass die erwartete Inflationsrate, die die Zensierungsgrenze für die nach unten starren Reallöhne darstellt, kleiner als der Median der gewünschten Nominallohnänderungsverteilung ist. Folglich wird davon ausgegangen, dass die *Abwärtsreallohnstarrheit* ebenfalls keinen Einfluss auf den Median, wohl aber auf den Mittelwert der Verteilung hat. Entsprechend lässt sich der gemeinsame Effekt von nach unten starren nominalen und realen Abwärtslohnrigiditäten auf die mittlere Lohnänderung als Differenz zwischen dem Median und dem Mittelwert der Verteilung berechnen. Zieht man von diesem gemeinsamen Effekt den oben berechneten „wage sweep up“, der durch die *Abwärtsnominallohnstarrheit* zustande kam, ab, so erhält man den Teil des „wage sweep up“, der nur durch die *Abwärtsreallohnstarrheit* verursacht wird. Der resultierende „wage sweep up“ ermöglicht dann Rückschlüsse auf den Anteil f_r der Beobachtungen mit einer Reallohnänderung von null und schließlich Rückschlüsse auf den *Abwärtsreallohnrigiditätsgrad* r , der den Anteil der gewünschten aber nicht durchgeführten Nominallohnänderungen unterhalb der geschätzten erwarteten Inflationsrate darstellt und wie folgt berechnet wird:

$$r = f_r / \left(\frac{1}{2} f_r + c_r \right), \quad (\text{II.2})$$

mit c_r als dem Anteil der Beobachtungen unterhalb der erwarteten Inflationsrate. Da die Autoren annehmen, dass die Hälfte der Beobachtungen, die eine Reallohnänderung von null erfahren, eine Nominallohnänderung oberhalb und die andere Hälfte entsprechend eine Nominallohnänderung unterhalb der geschätzten erwarteten Inflationsrate erhalten, wird im Nenner nur die Hälfte der Beobachtungen mit unverändertem Reallohn berücksichtigt. Dadurch soll der möglichen Variation in der Erwartungsbildung zwischen den Individuen Rechnung getragen werden.²⁸ Die Ergebnisse im Rahmen der Sweep-up-Symmetry-Methode seien allerdings vor allem aufgrund der in den Daten vorliegenden Messfehler verzerrt, so dass Dickens

²⁸ Vgl. Dickens u.a. (2006, S.15).

u.a. (2006) ihre Untersuchungen alternativ mit der Weibull-Notional-Methode durchführen.²⁹

Die Schätzung nach unten starrer Löhne im Rahmen der Weibull-Notional-Methode³⁰ von Dickens u.a. (2006) erfolgt zweistufig. In der ersten Stufe führen die Autoren die Identifikation und eine anschließende Korrektur der Messfehler durch. Ermöglicht wird dies durch die Annahme, dass die negative Autokorrelation in den beobachteten Daten allein auf die Messfehler zurückzuführen ist.³¹ In der zweiten Stufe können dann, so die Autoren, die tatsächlichen also messfehlerfreien Lohnänderungsverteilungen direkt beobachtet und die Abwärtslohnstarrheiten, falls vorhanden, eindeutig identifiziert werden. Für die kontrafaktische Verteilung nehmen Dickens u.a. (2006) dabei an, dass sie zweiseitig weibull-verteilt ist. Diese Verteilung könne für fast alle Länder den oberen Teil der untersuchten Lohnänderungsverteilungen besser abbilden. Die gesuchten Lohnstarrheiten, der Abwärts*nominal*-lohnrigiditätsgrad, der den Anteil der gewünschten aber nicht realisierten Lohnkürzungen angibt sowie der Abwärts*real*-lohnrigiditätsgrad, der sich als Anteil der gewünschten aber nicht durchgeführten Nominallohnänderungen unterhalb der geschätzten erwarteten Inflationsrate definieren lässt, werden zusammen mit den Parametern der kontrafaktischen Lohnänderungsverteilung im Rahmen des Modells geschätzt. Die Autoren finden signifikante Schätzwerte für beide Rigiditätsarten in allen untersuchten Ländern. Den grafischen Darstellungen nach zu urteilen, bilden Deutschland, Irland und Norwegen die Gruppe der Länder mit der niedrigsten

²⁹ Vgl. Dickens u.a. (2006, S. 13).

³⁰ Entspricht deren „Model based estimates“, Dickens u.a. (2006, S. 16 ff.).

³¹ Dieser Annahme liegt die Überlegung zugrunde, dass die Lohnänderungen aus zwei Komponenten bestehen: der permanenten Lohnänderung und der vorübergehenden Lohnänderung. Die Letztere wird als Artefakt von Messfehlern interpretiert und als alleinige Ursache für die negative Autokorrelation in den beobachteten Daten verantwortlich gemacht. Die Messfehler würden somit – unter gegebener Annahme, dass die Messfehler von einer Periode zu der nächsten unkorreliert sind – dazu führen, dass den großen positiven Lohnänderungen in einer Periode die kleinen oder negativen Lohnänderungen in der nächsten Periode folgen und umgekehrt. Da die Messfehler als alleinverantwortlich für die vorliegende negative Autokovarianz angesehen werden, kann deren Varianz durch die geschätzte negative Autokovarianz der beobachteten Lohnänderungsverteilung und deren Anteil durch die Anzahl der Personen, die nachfolgend eine hohe Lohnänderung mit wechselndem Vorzeichen aufweisen, bestimmt werden. Siehe Dickens u.a. (2006, S. 16 ff.) sowie Dickens und Goette (2005, S. 3 ff.).

Abwärts*nominal*lohnstarrheit von entsprechend 9 Prozent, 12 Prozent und 16 Prozent (siehe Tabelle II-1). Portugal mit 66 Prozent, die USA und Italien mit jeweils 65 Prozent sowie Griechenland mit 63 Prozent stellen dagegen die Ländergruppe mit der höchsten geschätzten Abwärts*nominal*lohnstarrheit dar. Zu der Gruppe der Länder mit der höchsten Abwärts*real*lohnstarrheit gehören Schweden mit 52 Prozent sowie Frankreich und Finnland, die jeweils 50 Prozent aufweisen. Griechenland und die USA mit 3 Prozent und 6 Prozent, aber auch die Niederlande mit 12 Prozent und Deutschland mit 13 Prozent bilden die Gruppe mit der niedrigsten Reallohnstarrheit. Anschließend untersuchen die Autoren, ob die resultierenden unterschiedlichen Ergebnisse zwischen den Ländern tatsächlich die „realen Differenzen“ in den Arbeitsmarktstrukturen reflektieren oder einfach auf die Eigenschaften der verfügbaren Datensätze zurückzuführen sind. Im Rahmen dieser Meta-Analyse werden separate Regressionen mit den geschätzten nominalen und realen Rigiditätsgraden als zu erklärenden Variablen durchgeführt. Als erklärende Variablen werden zum einen die unterschiedlichen Datensatzeigenschaften und zum anderen verschiedene Arbeitsmarktcharakteristika, wie z.B. der gewerkschaftliche Organisationsgrad, der Tarifbindungsgrad, der Einfluss von Mindestlöhnen, der Einfluss von gesetzlichen Bestimmungen bezüglich der Lohnindexierung, das Ausmaß der Arbeitsschutzgesetzgebung sowie die Indikatoren für die gewerkschaftliche Koordination und den Zentralisierungsgrad berücksichtigt. Die Autoren finden einen signifikanten Einfluss der meisten Datensatzeigenschaften.³² Die Unterschiede in den geschätzten Rigiditätsgraden zwischen den Ländern bleiben aber auch nach der Korrektur der Differenzen in der Datenqualität bestehen. Bei der Untersuchung des Zusammenhangs zwischen den Arbeitsmarktstrukturen und den Abwärtslohnrigiditäten stellen die Autoren überraschend fest, dass bei der Abwärts*nominal*lohnstarrheit nur der Einfluss des gewerkschaftlichen Organisationsgrades statistisch signifikant ist, wobei ein höherer gewerkschaftlicher Organisationsgrad zu einer niedrige-

³² Als Datensatzeigenschaften wurden dabei z.B. Informationen darüber verwendet, ob die Angaben über die geleisteten Arbeitsstunden vorliegen, ob die Löhne als Basislöhne (base wages) oder als Gesamtentgelte (total earnings) berichtet werden, ob der vorliegende Datensatz eine Befragungsstudie darstellt, ob die Daten aus dem European Community Household Panel stammen usw..

ren Abwärts*nominal*lohnstarrheit führt. In der Regression für die Abwärts*real*lohnrigidität konnten die Autoren einen schwachen, signifikant positiven Einfluss des gewerkschaftlichen Organisationsgrades sowie des Tarifbindungsgrades feststellen. Alle anderen untersuchten Zusammenhänge zwischen den Arbeitsmarktinstitutionen und den Abwärtslohnrigiditäten erweisen sich als nicht robust.³³ Abschließend untersuchen die Forscher die realen Effekte nach unten starrer Löhne auf die Arbeitslosigkeit und kommen zu dem Schluss, dass diese sich in der Größenordnung von denen in Akerlof u.a. (1996) nicht unterscheiden.³⁴

Obwohl Dickens u.a. (2006) die mangelnde Robustheit der Ergebnisse im Rahmen der Sweep-up-Symmetry-Methode wegen der dort nicht berücksichtigten Messfehler offen anmerken und deshalb die Weibull-Notional-Methode als präferierte Spezifikation betrachten, wird in Dickens u.a. (2007) eine weitere Analyse durchgeführt, in der die Messfehler erneut unberücksichtigt bleiben. Die Untersuchung nach unten starrer Löhne bei Dickens u.a. (2007) erfolgt mit einer alternativen Variante des Symmetry-Ansatzes. Die Autoren gehen von einer stetigen und symmetrischen kontrafaktischen Lohnänderungsverteilung aus und interpretieren die beobachteten Abweichungen von dieser Annahme als Folge von nach unten starren Löhnen.³⁵ Der Berechnung der Abwärts*nominal*lohnrigidität liegen die gleichen Überlegungen zugrunde, wie die im Rahmen der Sweep-up-Symmetry-Methode (siehe Gleichung (II.1)). Bei der Schätzung des Abwärts*real*lohnrigiditätsgrades versuchen die Autoren einfacher als in der alternativen Sweep-up-Symmetry-Methode vorzugehen und definieren diesen als den Anteil der Beobachtungen, für die die Abwärts*real*lohnrigidität bindend ist, dividiert durch den Anteil der potenziell betroffenen Beobachtungen bzw. der Beobachtungen kleiner als die geschätzte erwartete Inflationsrate:

³³ Vgl. Dickens u.a. (2006, S. 23 ff. sowie die Abbildungen 6 und 7).

³⁴ Zu beachten ist, dass es sich dabei um die gemeinsamen realen Effekte von nach unten starren nominalen und realen Löhnen handelt, siehe Dickens u.a. (2006, S. 25 ff.).

³⁵ Bei der Schätzung nach unten starrer Reallöhne kommt es dabei allein auf die Symmetrieeigenschaft der kontrafaktischen Verteilung an, während die Identifikation nach unten starrer Nominallöhne auf der Stetigkeit der zugrunde liegenden gewünschten Verteilung beruht.

$$r = f_r / (f_r + c_r) = 2(u - l) / u, \quad (\text{II.3})$$

wobei u den Anteil der Beobachtungen in dem oberen Teil der Verteilung oberhalb von $(m + (m - \pi^e))$ angibt, m den Median, π^e die erwartete Inflationsrate, l den Anteil der Beobachtungen in dem unteren Teil der Lohnänderungsverteilung unterhalb von π^e und $f_r = 2(u - l)$ den Anteil der Beobachtungen, für die Abwärtsreallohnrigidität bindend ist.³⁶

Den grafischen Darstellungen nach zu urteilen, variieren die Schätzwerte für die Abwärtsnominallohnrigidität zwischen 4 Prozent in Irland und 57 Prozent in Portugal, während die Variation der Ergebnisse für die Abwärtsreallohnstarrheit zwischen 1 Prozent in den Niederlanden und 68 Prozent in Schweden liegt (siehe Tabelle II-1). Für Deutschland betragen die Schätzwerte 27 Prozent für die nominale und 15 Prozent für die reale Abwärtslohnstarrheit.³⁷ Anschließend untersuchen Dickens u.a. (2007) die Effekte verschiedener Datensatzeigenschaften auf die resultierenden geschätzten Rigiditätsgrade und stellen fest, dass Messfehler die Schätzwerte für beide Rigiditätsarten nach unten verzerren, so dass die tatsächlichen Rigiditätsgrade bei der Messfehlerberücksichtigung höher ausfallen sollten.³⁸ Weiterhin analysieren die Forscher ähnlich den Untersuchungen bei Dickens u.a. (2006) die Korrelation zwischen den geschätzten nominalen und realen Rigiditätsgraden und den länderspezifischen Arbeitsmarktcharakteristika und stellen heraus, dass nur der Zusammenhang zwischen dem gewerkschaftlichen Organisationsgrad und der

³⁶ Wie aus Gleichung (II.3) ersichtlich, wird der Anteil der von der Abwärtsreallohnrigidität potenziell betroffenen Beobachtungen in den Schätzungen dem Anteil der Beobachtungen in dem oberen Teil der Lohnänderungsverteilung gleichgesetzt.

³⁷ Allerdings sind einige Ergebnisse im Rahmen dieser Untersuchung weniger plausibel, wie z.B. die für die USA, wo der Abwärtsreallohnrigiditätsgrad im Jahr 1987 minus 3 Prozent beträgt, also einen negativen Wert aufweist. Die Autoren erklären das damit, dass in diesem Fall der Anteil der Beobachtungen im unteren Teil der Verteilung – unterhalb von der erwarteten Inflationsrate – größer ist, als der Anteil der Beobachtungen im oberen Teil der Verteilung, mit dem dieser verglichen wird, vgl. Dickens u.a. (2007, S. 208).

³⁸ Der Vergleich der Ergebnisse in dieser Studie mit denen im Rahmen der Weibull-Notional-Methode bei Dickens u.a. (2006), wo die Autoren eine Messfehlerkorrektur vornehmen, stützt diese Erkenntnis allerdings nur zum Teil. Obwohl die geschätzten Werte bei Dickens u.a. (2006) im Schnitt über alle Länder tatsächlich höhere Schätzwerte für beide Rigiditätsarten darstellen, gilt dies nicht für alle der untersuchten Länder (vergleiche die Ergebnisse für Deutschland, Norwegen, Schweden und Finnland).

Abwärts*real*lohnrigidität statistisch signifikant ist, wobei ein höherer gewerkschaftlicher Organisationsgrad zu einer höheren Abwärts*real*lohnstarrheit führt. Der Einfluss aller anderen untersuchten Zusammenhänge zwischen den Arbeitsmarktinstitutionen und den Abwärtslohnrigiditäten hat sich in dieser Untersuchung als statistisch insignifikant erwiesen.³⁹

Anders als die oben beschriebenen mikrodatenbasierten Studien führen Holden und Wulfsberg (2007) ihre Untersuchungen für 19 OECD-Länder mit den Sektordaten auf der aggregierten Ebene durch, was den direkten Vergleich mit den oben zitierten Mikrodatenstudien erschwert. Dennoch liefert die Untersuchung von Holden und Wulfsberg (2007) eine interessante Ergänzung zu der vorliegenden Evidenz für nach unten starre Löhne. Bei ihren Analysen verwenden die Autoren eine nicht parametrische Methode, in der die Identifikation nach unten starrer Löhne auf dem Prinzip der gemeinsamen Variation der Lage der gewünschten und der Form der tatsächlichen Lohnänderungsverteilung basiert. Die gewünschten länderspezifischen Lohnänderungsverteilungen werden dabei allein auf der Grundlage der empirischen länderspezifischen Verteilungen, die das größte Lohnwachstum aufweisen, konstruiert. Mittels der beobachteten länderspezifischen Lagevariationen wird dann auch die Lagevariation in den gewünschten länderspezifischen Lohnänderungsverteilungen berücksichtigt. Ausgehend von den gewünschten länderspezifischen Lohnänderungsverteilungen werden anschließend Wahrscheinlichkeiten für die gewünschten Lohnkürzungen für jede Land-Jahr-Kombination berechnet. Diese simulierten Wahrscheinlichkeiten werden dann mit den empirischen Lohnkürzungen verglichen. Liegt die Anzahl der simulierten Lohnkürzungen signifikant über der empirisch beobachteten Anzahl, so betrachten die Autoren dies als ein Indiz dafür, dass die Löhne abwärtsrigide sind. Ein weiteres interessantes Detail der Studie von Holden und Wulfsberg (2007) stellt die Definition von nach unten starren Reallöhnen dar. Diese sollen nicht nur den Anteil der nicht realisierten Reallohnkürzungen, sondern alternativ auch den Anteil der gewünschten aber nicht

³⁹ Vgl. Dickens u.a. (2007, Abbildung 4).

durchgeführten Reallohnänderungen kleiner als minus 2 bzw. minus 5 Prozent angeben. Entsprechend werden die Reallohnstarrheiten bei drei alternativen Zensierungsgrenzen (bei 0, minus 2 und minus 5 Prozent) geschätzt.⁴⁰ Zum einen soll dadurch der möglichen Variation in der Inflationserwartungsbildung zwischen den Individuen Rechnung getragen werden. Zum anderen sollen damit auch die aggregierten Effekte, die die Anpassungsreaktionen der Firmen auf die unterbliebenen Reallohnkürzungen auf der individuellen Ebene auslösen, berücksichtigt werden.⁴¹ Die Schätzungen von nach unten starren Löhnen werden dabei sowohl für die einzelnen Länder als auch für die Ländergruppen durchgeführt: die englischsprachigen Länder (Kanada, Irland, Neuseeland, Großbritannien, die USA), die zentraleuropäischen Länder (Österreich, Belgien, Frankreich, Deutschland, Luxemburg, Niederlande), die nordeuropäischen Länder (Dänemark, Finnland, Norwegen, Schweden) und die Gruppe der südeuropäischen Länder (Italien, Griechenland, Portugal, Spanien).⁴² Die Autoren finden keine signifikante Evidenz für die Abwärtsreallohnstarrheit bei der Reallohnänderung von null für die nord- und südeuropäische Ländergruppen und nur schwache Evidenz für die zentraleuropäische und die englischsprachige Gruppe der Länder, mit den geschätzten durchschnittlichen Reallohnrigiditätsgraden von entsprechend 6 Prozent und 3 Prozent. Holden und Wulfsberg (2007) können aber eine stärkere Evidenz für die nach unten starren Reallöhne bei negativen Reallohnänderungen (bei minus 2 und minus 5 Prozent) finden. Bei der Untersuchung nach unten starrer Nominallöhne stellen die Autoren fest, dass diese signifikant höher als die geschätzten Reallohnrigiditätsgrade sind. Die Schätzwerte betragen hier 20 Prozent für die englischsprachige, 23 Prozent für die zentraleuropäische, 41 Prozent für die südeuropäische und 50 Prozent für die nordeuropäische Ländergruppe. Abschließend untersuchen Holden und Wulfsberg (2007) in ihrer Studie, in welchem Ausmaß die Unterschiede in den geschätzten länderspezifischen

⁴⁰ Man beachte, dass die Autoren bei der Untersuchung von nach unten starren Reallöhnen die Reallohnänderungsverteilungen betrachten.

⁴¹ Vgl. Holden und Wulfsberg (2007, S. 10 ff.).

⁴² Die meisten geschätzten Rigiditätsgrade für die einzelnen Länder haben sich allerdings als nicht signifikant erwiesen, vgl. Holden und Wulfsberg (2007, Tabelle 2).

Rigiditätsgraden durch die institutionellen Differenzen in diesen Ländern erklärt werden können. Sie finden schwache Effekte der Arbeitsmarktinstitutionen auf die Abwärts*real*lohnstarrheit. Der Einfluss der institutionellen Charakteristika auf die Abwärts*nominal*lohnrigidität erweist sich dagegen als gewichtiger, wobei ein höherer gewerkschaftlicher Organisationsgrad und striktere Arbeitsschutzmaßnahmen zu einer höheren nominalen Abwärtslohnstarrheit führen.⁴³

Die durchgeführten Studien zu den nach unten starren nominalen und realen bzw. tariflichen Löhnen, darunter die Untersuchungen im Rahmen des internationalen Forschungsprojekts, an dem mehr als vierzig Forscher aus verschiedenen Ländern beteiligt waren, zeugen von der bleibenden Aktualität und Bedeutung der Diskussion um die nach unten starren Löhne. Diese Diskussion lässt sich aufgrund der in den vorliegenden Studien gewonnenen Erkenntnisse an dieser Stelle noch nicht abschließen.

⁴³ Vgl. Holden und Wulfsberg (2006, Tabelle 6).

II.3 DAS MODELL

Die Grundlage für die Modellierungen liefert die Earnings-Function-Methode von Altonji und Devereux (2000), die von den Autoren ursprünglich für die Untersuchung von nach unten starren Nominallöhnen in Mikrodaten ausgearbeitet wurde. Im Rahmen dieser Arbeit wird diese Methode ähnlich Fehr u.a. (2002) sowie Cornelißen und Hübler (2006) um die Möglichkeit der zusätzlichen Berücksichtigung von Tariflohnstarrheiten erweitert.

II.3.1 MODELLIERUNG DER GEWÜNSCHTEN UND DER TATSÄCHLICHEN LOHNÄNDERUNGSVERTEILUNGEN

In Abwesenheit der Abwärtslohnstarrheiten wird das Unternehmen die gewünschte nominelle Lohnänderung $\Delta w_{it}^* = w_{it}^* - w_{it-1}^*$ vornehmen wollen, wobei w_{it}^* (bzw. w_{it-1}^*) den gewünschten logarithmierten Lohnsatz für das Individuum i in der Periode t (bzw. $t-1$) darstellt. Es wird angenommen, dass sich die gewünschte Lohnänderung Δw_{it}^* als eine Funktion von beobachteten Einflussfaktoren x_{it} , einem Parametervektor β und einem unbeobachteten aber unabhängig und identisch normalverteilten Fehlerterm ε_{it} darstellen lässt:

$$\Delta w_{it}^* = x_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, \sigma_\varepsilon^2). \quad (\text{II.4})$$

Bei Vorliegen von Abwärtslohnstarrheiten werden die Unternehmen allerdings nicht alle gewünschten Lohnänderungen realisieren können: Liegt die Abwärtsnominallohnrigidität vor, so weicht die tatsächlich realisierte faktische Lohnänderung von der gewünschten kontrafaktischen Lohnänderung ab, falls die letztere negativ ausfällt und die Person von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffen ist. Liegen die tariflichen Lohnrigiditäten vor, so können die gewünschten Lohnänderungen unterhalb einer tariflich vereinbarten Lohnänderung nicht durchgeführt werden, wenn die Person von der tariflichen Abwärtslohnstarrheit betroffen ist. Falls die Unternehmen eine Nominallohnänderung oberhalb der Wachstumsrate des Tariflohns wünschen, kann die kontrafaktische Lohnänderung immer realisiert werden. Das so konzipierte Modell erlaubt die Unterscheidung zwischen den drei möglichen

Rigiditätsregimen: dem Regime mit der Abwärtsnominallohnrigidität (N), in dem keine Nominallohnkürzungen durchgeführt werden können, dem Tariflohnrigiditätsregime (T), das keine Nominallohnänderungen unterhalb des Tariflohnwachstums erlaubt und dem flexiblen Regime (F), in dem jede gewünschte Nominallohnänderung möglich ist. In welches dieser drei möglichen Regime ein Individuum fällt, kann aber nicht direkt beobachtet werden. Dies kann jedoch durch die Zufallsvariable D_{it} beschrieben werden, die den Wert eins mit der Wahrscheinlichkeit ρ^N annimmt, falls das Individuum i in das Abwärtsnominallohnrigiditätsregime fällt, den Wert zwei hat, falls das Individuum i mit der Wahrscheinlichkeit ρ^T in das Regime mit der tariflichen Lohnstarrheit fällt und sonst null ist:

$$\begin{aligned}\Pr(D_{it} = 0) &= \Pr(i \in F) = \rho^F = (1 - \rho^N - \rho^T) \\ \Pr(D_{it} = 1) &= \Pr(i \in N) = \rho^N \\ \Pr(D_{it} = 2) &= \Pr(i \in T) = \rho^T.\end{aligned}\tag{II.5}$$

Abbildung II-5 enthält die grafische Darstellung der einzelnen Rigiditätsregime. Die tatsächlich realisierte faktische Nominallohnänderungsverteilung ergibt sich dann als die gewichtete Kombination aus diesen drei möglichen Rigiditätsregimen, deren Gewichtung mit der zugehörigen Regimewahrscheinlichkeit erfolgt. In der Abbildung II-6 ist die stilisierte faktische Nominallohnänderungsverteilung grafisch dargestellt. Für die formale Darstellung der tatsächlich realisierten, faktischen Nominallohnänderung gilt somit:

$$\Delta w_{it}^a = \begin{cases} x_{it}\beta + \varepsilon_{it} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \geq \Delta w_{st}^T \wedge D_{it} = 0 \vee D_{it} = 1 \vee D_{it} = 2 \\ \Delta w_{st}^T & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < \Delta w_{st}^T \wedge D_{it} = 2 \\ x_{it}\beta + \varepsilon_{it} & \text{falls } 0 \leq x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < \Delta w_{st}^T \wedge D_{it} = 1 \vee D_{it} = 0 \\ 0 & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < 0 \wedge D_{it} = 1 \\ x_{it}\beta + \varepsilon_{it} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < 0 \wedge D_{it} = 0.\end{cases}\tag{II.6}$$

Im Unterschied zu den Modellen der ersten Generation zur Untersuchung von nach unten starren Nominallohnen, stellt das Modell in Gleichung (II.6) ein unvollständig zensiertes Modell mit zwei festen Zensierungsgrenzen (bei null und Δw_{st}^T) dar. Dabei wird bei der Modellierung der Zensierungsgrenze Δw_{st}^T , die die sektorspezi-

fische Tariflohnsteigerung im Sektor s in der Periode t angibt, zwischen zwei alternativen Varianten unterschieden. Im Rahmen der ersten Variante wird die tarifliche Zensierungsgrenze Δw_{st}^T ähnlich Fehr u.a. (2002) aus der Differenz der logarithmierten Tariflohnindizes (für Arbeiter und Angestellte getrennt) berechnet und somit als fest und bekannt angenommen:

$$\Delta w_{st}^T = w_{st}^T - w_{st-1}^T. \quad (\text{II.7})$$

Da aber die Wirtschaftszweigklassifikationen in den hier verwendeten Tariflohn-
daten des Statistischen Bundesamts und in der IAB-Regionalstichprobe (1975–2001)
nicht übereinstimmen, mussten diese für die Analysen erst angepasst werden.⁴⁴
Dadurch besteht die Möglichkeit, dass die berechneten Tariflohnsteigerungen nicht
präzise genug sind. Um die mögliche Verzerrung durch die fehlerhafte Vorgabe der
tariflichen Zensierungsgrenze zu berücksichtigen, wird alternativ zu der Definition
in Gleichung (II.7) die Zensierungsgrenze Δw_{st}^T als fest aber unbekannt modelliert:

$$\Delta w_{st}^T = (w_{st}^T - w_{st-1}^T) + \gamma_t, \quad (\text{II.8})$$

wobei γ_t die mögliche Abweichung von der wahren Zensierungsgrenze angibt und
zusammen mit den anderen Parametern im Rahmen des Modells mitgeschätzt wird.

Beide Modellierungsvarianten der Zensierungsgrenze für die tarifliche Rigidität
wurden mit Monte-Carlo-Simulationen überprüft. Die Ergebnisse der Simulationen
bestätigen die Vermutung, dass die fehlerhafte Vorgabe der Zensierungsgrenzen zur
Verzerrung der Schätzwerte beider (nominalen und tariflichen) Rigiditätsgrade
führt. Die ausführliche Dokumentation der Ergebnisse der Monte-Carlo-Simulationen
findet sich in Abschnitt II.5.

Ferner ermöglicht das Modell in Gleichung (II.6) die Modellierung der funktionalen
Form der Rigiditäten, wodurch die einzelnen Anteile ρ^N und ρ^T der Nominal-
lohnänderungen, die durch die Rigiditäten verhindert werden, direkt geschätzt

⁴⁴ Die Wirtschaftszweige in den Tariflohn-
daten werden nach der Wirtschaftszweigsystematik 1993
und in der verwendeten IAB-Regionalstichprobe nach 1973 klassifiziert.

werden können. Berücksichtigt man dabei die üblichen Restriktionen, dass es sich bei diesen Regimeanteilen um Wahrscheinlichkeiten handelt und die Summe aller Regimewahrscheinlichkeiten eins ergibt, so können die einzelnen Regimeanteile als nichtlineare Funktionen folgender Form dargestellt werden:

$$\rho^F = \frac{1}{1 + \exp(\alpha^N) + \exp(\alpha^T)}, \quad (\text{II.9})$$

$$\rho^N = \frac{\exp(\alpha^N)}{1 + \exp(\alpha^N) + \exp(\alpha^T)} \quad (\text{II.10})$$

und

$$\rho^T = \frac{\exp(\alpha^T)}{1 + \exp(\alpha^N) + \exp(\alpha^T)}. \quad (\text{II.11})$$

Bei den Schätzungen werden somit zunächst α^N und α^T geschätzt und dann mit der Delta-Methode die Schätzwerte für die einzelnen Regimewahrscheinlichkeiten $\hat{\rho}^N$, $\hat{\rho}^T$ und $\hat{\rho}^F$ sowie deren Teststatistikwerte ermittelt.⁴⁵

II.3.2 BERÜCKSICHTIGUNG VON MESSFEHLERN

Sind die Daten mit Messfehlern behaftet, so kann die tatsächlich realisierte faktische Lohnänderungsverteilung nicht direkt beobachtet werden. Die beobachtete Verteilung unterscheidet sich dann von der faktischen Lohnänderungsverteilung je nach Art und Umfang der vorliegenden Messfehler. Messfehler deformieren somit die tatsächliche Lohnänderungsverteilung und können bei ihrer Nichtberücksichtigung je nach Art zu einer Über- oder Unterschätzung der wahren Rigiditätsgrade führen.

Die tatsächlich realisierte Lohnänderung kann auch in den hier verwendeten Daten der IAB-Regionalstichprobe (1975–2001) nicht beobachtet werden. Die IAB-Regionalstichprobe enthält zum einen keine Angaben über die geleisteten Arbeitsstunden und zum anderen auch keine separaten Informationen über die Lohnzu-

⁴⁵ Die Delta-Methode ist eine der bekanntesten Methoden zur Herleitung der asymptotischen Verteilung von nichtlinearen Funktionen asymptotisch normalverteilter konsistenter Schätzer. Siehe zur Delta-Methode Davidson und MacKinnon (2004, S. 202 ff.).

schläge bzw. Sonderzulagen, so dass man nur die Entgeltänderungen (Δy_{it}) und nicht die faktischen Stundenlohnänderungen (Δw_{it}^a) beobachten kann. Die beobachtete Entgeltänderung Δy_{it} kann somit als eine Funktion von faktischer Lohnänderung Δw_{it}^a und einer Zufallsvariablen μ_{it} interpretiert werden, wobei μ_{it} die Variation in Arbeitsstunden, Sonderzahlungen sowie konventionelle Messfehler beinhalten soll:

$$\Delta y_{it} = \Delta w_{it}^a + \mu_{it}. \quad (\text{II.12})$$

Es wird angenommen, dass die Messfehler normalverteilt sind mit dem Erwartungswert null und der Varianz σ_μ^2 sowie unabhängig vom Störterm der gewünschten Lohnänderungsgleichung ε_{it} .

Das Modell mit beobachteter Entgeltänderungsverteilung sieht dann folgend aus:

$$\Delta y_{it} = \begin{cases} x_{it}\beta + \varepsilon_{it} + \mu_{it} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \geq \Delta w_{st}^T \wedge D_{it}=0 \vee D_{it}=1 \vee D_{it}=2 \\ \Delta w_{st}^T + \mu_{it} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < \Delta w_{st}^T \wedge D_{it}=2 \\ x_{it}\beta + \varepsilon_{it} + \mu_{it} & \text{falls } 0 \leq x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < \Delta w_{st}^T \wedge D_{it}=1 \vee D_{it}=0 \\ \mu_{it} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < 0 \wedge D_{it}=1 \\ x_{it}\beta + \varepsilon_{it} + \mu_{it} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < 0 \wedge D_{it}=0. \end{cases} \quad (\text{II.13})$$

Da im Rahmen des so konstruierten Modells angenommen wird, dass alle vorliegenden Beobachtungen mit dem normalverteilten Messfehler behaftet sind, wird es in der Literatur entsprechend als Normal-Measurement-Error-Modell (NME-Modell) bezeichnet.

Die Parameter des Modells, $\beta, \alpha^N, \alpha^T, \rho^N, \rho^T, \rho^F, \lambda$ sowie σ_ε und σ_μ , werden mit der Maximum-Likelihood-Methode geschätzt. Zur ausführlichen Herleitung der zu schätzenden Log-Likelihoodfunktion im Rahmen des NME-Modells siehe Anhang II.A (Herleitungen).

In Abbildung II-7 wird die Bedeutung der Berücksichtigung von Messfehlern im Rahmen des NME-Modells mit Hilfe von simulierten Daten grafisch veranschaulicht. Wie aus der grafischen Darstellung ersichtlich, bewirkt schon eine geringe Messfehlerstreuung eine starke Deformation der Verteilung: Messfehler führen

dazu, dass die Wahrscheinlichkeitsmasse von den Anhäufungen an den jeweiligen Zensierungsgrenzen auf die Seiten der Verteilung verschoben wird, so dass die beobachtete Verteilung im Rahmen der NME-Modells keine erkennbaren Anhäufungen mehr enthält. Würde man in diesem Fall die Messfehler nicht berücksichtigen, so würde man die wahren Rigiditätsgrade deutlich unterschätzen.

II.3.3 KRITISCHE BEWERTUNG DES MODELLS

Wie oben beschrieben, wird im Rahmen des NME-Modells unterstellt, dass alle Beobachtungen mit einem normalverteilten Messfehler behaftet sind. Das NME-Modell impliziert somit, dass die Wahrscheinlichkeit, eine Entgeltänderung von null zu beobachten, gleich null ist. Dies entspricht aber nicht den empirischen Entgeltänderungsverteilungen, die für die meisten untersuchten Jahre deutliche Anhäufungen bei null aufweisen können (siehe Abbildungen II-1 bis II-4). Die Spezifikation der Messfehler im Rahmen des NME-Modells scheint somit restriktiver zu sein als in dem alternativen Mixed-Measurement-Error-Modell (MME-Modell) oder dem Contaminated-Mixed-Measurement-Error-Modell (CMME-Modell), weshalb diese vor allem im Rahmen der Modelle der ersten Generation zur Untersuchung von nach unten starren Nominallöhnen auch bevorzugt angewendet wurden.⁴⁶ Die Vorteilhaftigkeit dieser „gemischten“ Modellvarianten lässt sich allerdings im Rahmen der Modelle der zweiten Generation zur gleichzeitigen Berücksichtigung von Abwärtsnominal- und Tariflohnstarrheiten (bzw. Abwärtsreallohnstarrheiten) nicht ohne weiteres ausnutzen. Der Grund liegt gerade in der gemischten Struktur dieser Modelle, deren Likelihoodfunktionen sowohl aus den diskreten (die jeweiligen Zensierungsgrenzen) als auch stetigen Teilen bestehen. Dies führt bei den Schätzungen zu einem Diskontinuitätsproblem, falls die Zuordnung der einzelnen

⁴⁶ Im Rahmen der MME-Modellvariante wird angenommen, dass ein bestimmter Anteil der Beobachtungen korrekt also ohne Messfehler berichtet wird, was vor allem in den administrativen Daten mit größerer Wahrscheinlichkeit der Fall sein kann. Im Rahmen des CMME-Modells wird zusätzlich noch der Möglichkeit Rechnung getragen, dass ein bestimmter Anteil der Beobachtungen sehr schlecht gemessen werden kann. In diesen beiden „gemischten“ Messfehlerspezifikationsvarianten werden die beobachteten Lohnänderungen von null als exakt gemessene Beobachtungen interpretiert. Siehe zu der ausführlichen Erläuterung dieser Messfehlermodellvarianten Teil I, Abschnitt I.5.2.

Beobachtungen zu den diskreten bzw. stetigen Likelihood-Regimeteilen unbekannt ist.⁴⁷ Deshalb sind die Schätzungen im Rahmen der „gemischten“ Messfehlermodelle, in denen die tarifliche Zensierungsgrenze als fest und unbekannt modelliert wird (siehe Gleichung (II.8)), nicht ohne weiteres durchführbar.⁴⁸ Von der Möglichkeit der Schätzungen mit den „gemischten“ Messfehlermodellen, in denen die tarifliche Zensierungsgrenze als fest und bekannt modelliert wird (siehe Gleichung (II.7)), wird aber abgesehen, weil die durchgeführten Monte-Carlo-Simulationen nahelegen, dass die Parameter des Modells stark verzerrt geschätzt werden, falls die vorgegebenen tariflichen Zensierungsgrenzen nicht den wahren Tariflohnsteigerungen entsprechen.⁴⁹

Da das NME-Modell Schätzungen mit beiden Modellierungsvarianten der tariflichen Zensierungsgrenze zulässt, so dass mögliche Verzerrungen durch eine fehlerhafte Vorgabe der tariflichen Zensierungsgrenze berücksichtigt werden können, stellt sie im Rahmen dieser Untersuchung die präferierte Messfehlerspezifikation dar.

⁴⁷ Der Beitrag der Beobachtungen aus dem diskreten Teil zur Likelihoodfunktion erfolgt mit dem Wert der kumulierten Verteilung und ist somit kleiner als der Beitrag der Beobachtungen aus dem stetigen Teil, der mit dem Wert der Dichtefunktion in die Likelihood eingeht. Da es unbekannt ist, ob eine Beobachtung aus dem diskreten oder stetigen Likelihood-Regimeteil stammt, besteht bei der Maximierung der Likelihood die Tendenz, die Beobachtungen von den Anhäufungen bei den (unbekannten) tariflichen Zensierungsgrenzen dem stetigen Teil zuzurechnen, so dass es zu einer künstlichen Verschiebung der Zensierungsgrenze kommt, an der kein Spike mehr zu finden ist.

⁴⁸ Man beachte, dass die „gemischten“ Messfehlerspezifikationen im Rahmen der Modelle der ersten Generation zur Untersuchung von nach unten starren Nominallöhnen die präferierten Spezifikationen darstellten, weil die Zensierungsgrenze der Abwärtsnominallohnrigidität per Definition bei null liegt und somit fest und bekannt ist.

⁴⁹ Speziell konnte man hier mit Monte-Carlo-Simulationen zeigen, dass bei falscher Vorgabe der tariflichen Zensierungsgrenze die tarifliche Lohnstarrheit im Rahmen des MME-Modells gleich null geschätzt wird. Dagegen wird Abwärtsnominallohnstarrheit in diesem Fall stark überschätzt. In den Schätzungen mit realen Daten ergab sich übrigens das gleiche Bild: Die Tariflohnstarrheit wurde gleich null geschätzt. Unklar bleibt aber, ob dieses Ergebnis darauf zurückzuführen ist, dass die vermeintlichen Tariflohnsteigerungen von den wahren Zensierungsgrenzen abweichen, oder ob die resultierende Tariflohnstarrheit von null dem zugrunde liegenden wahren datengenerierenden Prozess entspricht.

II.4 DATENSELEKTION

Die Untersuchungen basieren auf der IAB-Regionalstichprobe, die eine zweiprozentige Zufallsstichprobe aller sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten in Deutschland darstellt und einen Untersuchungszeitraum von 26 Jahren (1975–2001) umfasst.

Die Analysen beschränken sich auf die vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmer, die beim gleichen Arbeitgeber für mindestens zwei aufeinander folgende Jahre (vom 1. Januar eines Jahres bis zum 31. Dezember des darauf folgenden Jahres) durchgehend beschäftigt waren. Personen, die ihren Arbeitgeber wechseln, werden von den Untersuchungen ausgenommen. Der Grund hierfür liegt vor allem darin, dass die Ursache ihres Jobwechsels (freiwilliger oder unfreiwilliger Wechsel) nicht aus den Daten abgelesen werden kann, wodurch die Interpretation ihres Verhaltens erschwert wird.

Das Einkommen in der IAB-Regionalstichprobe ist wegen der Beitragsbemessungsgrenze rechtszensiert. Für Beschäftigte, deren Einkommen zensiert ist, können somit keine korrekten Entgeltänderungen berechnet werden. Deshalb werden die zensierten Meldungen aus dem Datensatz entfernt. Das führt aber zu beträchtlichen Änderungen in der Qualifikationsstruktur der Beschäftigten. Da die hoch qualifizierten Arbeitnehmer dadurch unterproportional repräsentiert sind, werden sie bei den Analysen nicht berücksichtigt. Die Untersuchung beschränkt sich folglich auf qualifizierte und unqualifizierte Arbeitnehmer.⁵⁰

In der IAB-Regionalstichprobe können zusätzliche Sozialleistungen (wie z.B. Lohnzuschläge) nicht vom regulären Entgelt getrennt werden. Das ist nicht unproblematisch, denn solche einmaligen Zahlungen an Arbeitnehmer wurden bis 1984 in der Beitragsbemessungsgrundlage für Sozialversicherungsbeiträge nicht berücksichtigt und deshalb von Arbeitgebern auch nicht systematisch gemeldet. Bekannt-

⁵⁰ Somit werden im Rahmen dieser Arbeit nur Beschäftigte mit Volks-, Haupt- und Realschulabschluss ohne und mit Berufsausbildung (Bildungskategorien 1 und 2) untersucht.

lich führt dies im Jahr 1984 zu einem Strukturbruch in den Einkommensdaten, der im Rahmen dieser Analysen auch berücksichtigt wird.

Weiterhin konzentrieren sich die Untersuchungen auf den produzierenden und dienstleistenden Sektor, so dass Beschäftigte aus den Bereichen Landwirtschaft, Bergbau, Energie, Öffentlicher Sektor und private Organisationen ausgeschlossen bleiben. Zu beachten ist dabei, dass die Tariflohnindizes, die vom Statistischen Bundesamt bezogen wurden, nicht für alle Sektoren verfügbar sind.⁵¹ So fehlen die Tariflohnindizes für den Sektor 14 („vorwiegend gesellschaftsbezogene Dienstleistungen“) für beide Beschäftigtengruppen (Arbeiter und Angestellte), den Sektor 13 („vorwiegend haushaltsbezogene Dienstleistungen“) für die Gruppe der Angestellten und den Sektor 12 („vorwiegend wirtschaftsbezogene Dienstleistungen“) für die Gruppe der Arbeiter. Somit können bei den Analysen zwölf (statt in der Stichprobe verfügbaren vierzehn) Sektoren berücksichtigt werden. Die Tariflohnindizes für Ost-Deutschland sind nur ab 1995 verfügbar, so dass die Untersuchungen nur für den Zeitraum von 1996 bis 2001 möglich wären. Deshalb beschränken sich die Analysen auf West-Deutschland.⁵² Schließlich wird die Stichprobe auf Beschäftigte zwischen 25 und 62 Jahren beschränkt. Der Grund für den Ausschluss der Personen unter 25 Jahren liegt darin, dass viele Beobachtungen in diesem Altersbereich unplausibel hohe Wachstumsraten im jährlichen Einkommen aufweisen. Dies lässt Ungenauigkeiten in der Kodierung der Variablen „Stellung im Beruf“ vermuten. Möglicherweise wurde der Auszubildende fälschlicherweise als Vollzeitbeschäftigter klassifiziert. Nach der Ausbildung verdient dann eine betroffene Person mindestens doppelt soviel wie vorher.

Die Untersuchungen werden für Frauen und Männer, sowie für Arbeiter und Angestellte separat durchgeführt. Nach der Datenselektion stehen insgesamt 846.211

⁵¹ Vgl. Statistisches Bundesamt (2003), (STATIS CD-ROM), Segmente 4031* und 4055*.

⁵² Die durchschnittliche Wachstumsrate des Tariflohns beträgt in der Stichprobe 4,3 Prozent (mit der Standardabweichung von 1,75 Prozentpunkten, dem Minimum bei 0,85 Prozent und dem Maximum bei 12,8 Prozent) für Arbeiter und der durchschnittlichen Tariflohnsteigerung von 4 Prozent (mit der Standardabweichung von 1,57 Prozentpunkten, dem Minimum bei 0,76 Prozent und Maximum bei 7,9 Prozent) für Angestellte.

Beobachtungen für männliche Beschäftigte (mit 471.987 Beobachtungen für Arbeiter und 374.224 Beobachtungen für Angestellte) und 789.639 Beobachtungen für weibliche Beschäftigte (mit 305.128 Beobachtungen für Arbeiterinnen und 428.511 Beobachtungen für Angestellte) für die Analysen zur Verfügung.

II.5 ERGEBNISSE DER MONTE-CARLO-SIMULATIONEN

Die durchgeführten Untersuchungen zur gleichzeitigen Berücksichtigung von Abwärtsnominallohn- und Tariflohnstarrheiten bzw. Abwärtsreallohnstarrheiten liefern für Deutschland unterschiedliche Ergebnisse zum Ausmaß der untersuchten Rigiditätsarten (vgl. Tabelle II-1). Diese unterschiedlichen Ergebnisse sind zum einen auf die verschiedenen Datensätze und zum anderen, vermutlich zum größeren Teil, auf die unterschiedlichen Schätzverfahren in diesen Studien zurückzuführen (vgl. Abschnitt II.2). Das wirft die Frage auf, welches dieser Schätzmodelle die zuverlässigeren Ergebnisse hervorbringt. Die vorliegende Arbeit hat nicht den Anspruch, zwischen diesen Schätzverfahren zu differenzieren. Sie soll lediglich mit Hilfe der Monte-Carlo-Simulationen eine Erklärung bzw. eine Rechtfertigung der Entscheidung für das hier verwendete NME-Modell liefern.

Die Monte-Carlo-Simulationen stellen ein hilfreiches Instrument bei der Überprüfung der Güte der verwendeten Modelle dar. Sie ermöglichen zum einen Aussagen über die statistischen Eigenschaften der Schätzer und somit einen zuverlässigeren Vergleich zwischen den Spezifikationen. Zum anderen helfen die Monte-Carlo-Simulationen ein besseres Gespür für die Funktionsweise der verwendeten Modelle zu entwickeln, was oft erst mithilfe der Überprüfung von Schätzeigenschaften durch die Variation der einzelnen Modellparameter möglich wird.⁵³ Zu beachten ist dabei, dass die Ergebnisse der Monte-Carlo-Simulationen stets unter enger Bezugnahme auf das Design der Experimente – vor allem auf den simulierten datengenerierenden Prozess – interpretiert werden sollten und nicht ohne weiteres verallgemeinert werden können.⁵⁴

Im Rahmen dieser Untersuchung sollen mittels Monte-Carlo-Simulationen vor allem folgende Fragen beantwortet werden: 1. Wie gut kann das NME-Modell den

⁵³ Eine ausführliche Erläuterung der Motivation und des möglichen Vorgehens bei den Monte-Carlo-Simulationen findet sich bei Murray (2006, Kapitel 2), Green (2003, S. 919 ff.) sowie Ramanathan (1993, S. 137 ff.).

⁵⁴ Vgl. Green (2003, S. 924).

im Rahmen des Modells unterstellten datengenerierenden Prozess abbilden? 2. Kann das Modell zwischen den beiden Rigiditätsarten eindeutig differenzieren, oder führt die isolierte Untersuchung der Abwärtsnominallohnstarrheit ohne die Berücksichtigung von im datengenerierenden Prozess auch enthaltenen Tariflohnstarrheiten zur Verzerrung der Schätzwerte? 3. Welche Effekte hat die falsche Vorgabe der tariflichen Zensierungsgrenze? 4. Lässt sich die unbekannte tarifliche Zensierungsgrenze (bzw. deren unbekannter Teil) im Rahmen des Modells gut schätzen?

Für jede Monte-Carlo-Simulation werden Stichproben mit zehntausend Beobachtungen generiert und die Schätzungen tausendmal (mit jeweils neu generierter Zufallsstichprobe) durchgeführt.⁵⁵ Der simulierte datengenerierende Prozess entspricht dabei dem im Rahmen des NME-Modells unterstellten datengenerierenden Prozess und wird somit entsprechend den Annahmen des Modells (siehe Abschnitte II.3.1 und II.3.2) konstruiert.

Die Tabellen II-2 bis II-6 enthalten die Ergebnisse der durchgeführten Monte-Carlo-Simulationen sowie die für den datengenerierenden Prozess vorgegebenen Parameterwerte. Dabei stellen alle Variablen, die mit „ d_{-} “ bzw. „ t_{-} “ beginnen, die für den datengenerierenden Prozess vorgegeben bzw. tatsächlich generierten Parameterwerte, b_0 die Konstante, b_1 den Parameter der erklärenden Variablen x , se die Streuung des Störterms der gewünschten Lohnänderungsgleichung, rn den Grad der Abwärtsnominallohnrigidität, rt den Tariflohnrigiditätsgrad, mq den Anteil der messfehlerbehafteten Beobachtungen in der Stichprobe, ms die Streuung des Messfehlers und schließlich rtz die tarifliche Zensierungsgrenze (die Tariflohnsteigerung) dar.

Im Rahmen der ersten Monte-Carlo-Simulation wird, wie oben erwähnt, die grundlegende Frage überprüft, ob das NME-Modell den unterstellten datengenerierenden Prozess gut abbilden kann. Aus ökonomischer Sicht kann ein Modell erst dann als gut bezeichnet werden, wenn man damit im Durchschnitt richtig schätzen kann,

⁵⁵ Zu beachten ist, dass diese Anzahl der Wiederholungen im Rahmen der Monte-Carlo-Simulationen aufgrund der Komplexität des zugrunde liegenden Modells und der damit verbundenen längeren Rechenlaufzeiten als angemessen erscheint.

wenn also der Erwartungswert der Schätzer dem Parameterwert entspricht. Wie in Tabelle II-2 ersichtlich, ist dies im Rahmen dieser Simulation für alle Schätzer der Fall. Berücksichtigt man dazu die relativ geringen Standardabweichungen der Schätzer, so kann davon ausgegangen werden, dass das NME-Modell ein geeignetes Schätzmodell zur gleichzeitigen Untersuchung von Abwärtsnominal- und Tariflohnstarrheiten darstellt. Diese Aussage ist umso zutreffender, je mehr der reale datengenerierende Prozess dem im Rahmen des NME-Modells unterstellten datengenerierenden Prozess entspricht.

Im Rahmen der zweiten Monte-Carlo-Simulation wird der Frage nachgegangen, ob die Überlegung einiger Autoren, dass die isolierte Untersuchung von Abwärtsnominallohnstarrheiten ohne die Berücksichtigung von Tariflohn- bzw. Reallohnstarrheiten zu einer Verzerrung der Schätzwerte für die Abwärtsnominallohnrigidität führen würde, zutrifft.⁵⁶ Es wird also untersucht, ob das NME-Modell in der Lage ist, zwischen den verschiedenen Rigiditätsarten eindeutig zu differenzieren. Für die Untersuchung dieser Frage wird die Monte-Carlo-Simulation wie folgend konstruiert: Im datengenerierenden Prozess werden beide Rigiditätsarten (nominale und tarifliche) generiert, im Schätzmodell wird aber nur die Abwärtsnominallohnstarrheit berücksichtigt. Die Ergebnisse dieser Untersuchung sind in Tabelle II-3 dargestellt. Wie aus der Tabelle zu entnehmen ist, werden alle Parameterwerte verzerrt geschätzt. Überraschend ist dabei, zumindest auf den ersten Blick, dass der geschätzte Abwärtsnominallohnrigiditätsgrad (rn) fast die Summe der beiden im datengenerierenden Prozess enthaltenen Rigiditätsgrade (t_{rn} und t_{rt}) darstellt. Auffallend ist weiterhin, dass die Messfehlerstreuung (ms) permanent überschätzt und die Streuung der gewünschten Lohnänderungsgleichung (se) dauerhaft unterschätzt wird. Eine mögliche Erklärung für die resultierenden Ergebnisse könnte wie folgt formuliert werden: Da der datengenerierende Prozess beide Rigiditätsarten enthält, ist die Ausdünnung im linken Teil der Verteilung (also im negativen Bereich) stärker ausgeprägt, als wenn allein die Abwärtsnominallohnstarrheit vorlie-

⁵⁶ Vgl. Bauer u.a. (2004), Barwell und Schweitzer (2005), Maida u.a. (2005).

gen würde. Weil im Schätzmodell aber nur die Abwärtsnominallohnstarrheit implementiert wurde, wird die gesamte Wahrscheinlichkeitsmasse, die im linken Teil der Verteilung fehlt, einfach der Abwärtsnominallohnrigidität und somit der Zensierungsgrenze bei null zugerechnet. Nun ist aber die tatsächlich vorhandene Konzentration der Wahrscheinlichkeitsmasse bei null aufgrund von tatsächlich existierender Abwärtsnominallohnstarrheit nicht so stark ausgeprägt, so dass die „fehlende“ Wahrscheinlichkeitsmasse bei null einfach auf die Messfehler zurückgeführt wird, wodurch die Messfehlerstreuung überschätzt und die Streuung der gewünschten Lohnänderungsgleichung unterschätzt wird. Eine wichtige Erkenntnis aus dieser Monte-Carlo-Simulation ist somit, dass die geschätzte Rigidität stark überschätzt wird, falls der datengenerierende Prozess beide Rigiditätsarten enthält, aber im Ansatz nur eine berücksichtigt wird.

Mit Hilfe der nächsten Monte-Carlo-Simulation wird überprüft, welche Effekte die fehlerhafte Vorgabe der tariflichen Zensierungsgrenze auf die Schätzergebnisse haben kann.⁵⁷ Zunächst wird unterstellt, dass die vermeintliche tarifliche Zensierungsgrenze kleiner als die wahre Tariflohnsteigerung ist. Die Ergebnisse dieser Simulation sind in Tabelle II-4 dargestellt. Die wahre Tariflohnsteigerung (t_{rtz}) beträgt hier 4,5 Prozent, während die vermeintliche tarifliche Zensierungsgrenze (f_{rtz}) bei 3,5 Prozent liegt und somit um einen Prozentpunkt geringer ausfällt. Wie aus Tabelle II-4 ersichtlich ist, führt die falsche Vorgabe der tariflichen Zensierungsgrenze in diesem Fall zu einer Überschätzung der tariflichen Lohnstarrheit (rt), während die Abwärtsnominallohnstarrheit (rn) stark unterschätzt wird. Interessant ist dabei, dass die Summe der geschätzten (rn und rt) und der im datengenerierenden Prozess enthaltenen Rigiditätsgrade (t_{rn} und t_{rt}) übereinstimmt. Ähnlich den Überlegungen in der vorhergehenden Simulation, kann dies vermutlich auch durch den (proportionalen) Zusammenhang zwischen der fehlenden Wahrscheinlichkeitsmasse im linken Teil der Verteilung und der Summe der Wahrscheinlichkeitsmasse an den jeweiligen Zensierungsgrenzen erklärt werden. Bis auf die Streu-

⁵⁷ Siehe die Überlegungen in Abschnitt II.3.1.

ung des Messfehlers, die hier meist überschätzt wird, werden alle anderen Parameter des Modells (die Konstante b_0 , der Parameter der gewünschten Lohnänderungsgleichung b_1 sowie die Streuung des Störterms se) relativ gut geschätzt. Eine denkbare Erklärung für die resultierenden Verzerrungen der geschätzten Rigiditätsgrade sowie der Messfehlerstreuung könnte wie folgt zusammengefasst werden: Da die vermeintliche tarifliche Zensierungsgrenze kleiner als die wahre Tariflohnsteigerung ist, liegt sie im Bereich zwischen der nominalen Zensierungsgrenze bei null und der wahren tariflichen Zensierungsgrenze. In diesem Bereich ist die Überlappung der Wahrscheinlichkeitsmassen, die von den Anhäufungen bei den wahren Zensierungsgrenzen durch die Messfehler umverteilt wurden, stärker ausgeprägt. Deshalb wird die Tariflohnstarrheit bei der vermeintlichen Zensierungsgrenze überschätzt. Da nun die künstliche Verschiebung der tariflichen Zensierungsgrenze nach links den rechten Teil der Verteilung als breiter erscheinen lässt, wird die Messfehlerstreuung überschätzt.

Im Rahmen der nächsten Monte-Carlo-Simulation wird nun angenommen, dass die vermeintliche tarifliche Zensierungsgrenze größer als die wahre Tariflohnsteigerung ist. Die wahre tarifliche Zensierungsgrenze (t_{rtz}) beträgt hier wie vorher 4,5 Prozent, während die vermeintliche Zensierungsgrenze (f_{rtz}) nun bei 5,5 Prozent liegt und somit um einen Prozentpunkt höher ausfällt. Tabelle II-5 enthält die Ergebnisse dieser Simulation. Erwartungsgemäß ergeben sich auch im Rahmen dieser Untersuchung verzerrte Schätzwerte für beide Rigiditätsgrade (rn und rt), wobei hier eine Verzerrung in die entgegengesetzte Richtung vorliegt: Die Abwärtsnominallohnstarrheit wird im Schnitt überschätzt, wogegen die tarifliche Lohnstarrheit im Mittel unterschätzt wird. Auch hierbei gilt aber, dass die Summe der in dem datengenerierenden Prozess tatsächlich vorliegenden (t_{rn} und t_{rt}) und der geschätzten Rigiditätsgrade (rn und rt) übereinstimmt. Interessant ist dabei, dass die Messfehlerstreuung im Rahmen dieser Simulation, anders als in der vorangehenden Monte-Carlo-Untersuchung, im Schnitt unterschätzt wird. Eine derartige Verzerrung der Schätzergebnisse kann möglicherweise wie folgt begründet werden: Da die vermeintliche tarifliche Zensierungsgrenze rechts von der wahren Zensierungsgrenze liegt, bekommt sie von der (durch die Messfehler verursachten) Umverteilung der

Wahrscheinlichkeitsmasse von den Anhäufungen an den wahren Zensierungsgrenzen nur wenig ab, weil die Überlappung der umverteilten Wahrscheinlichkeitsmasse rechts von der wahren tariflichen Zensierungsgrenze geringer ausfällt. Dennoch ist diese Überlappung bei der vermeintlichen tariflichen Zensierungsgrenze vorhanden, so dass die tarifliche Lohnrigidität größer null geschätzt wird. Die restliche umverteilte Wahrscheinlichkeitsmasse von den Zensierungsgrenzen wird dann einfach der nominalen Abwärtslohnstarrheit zugerechnet, wodurch diese überschätzt wird. Die künstliche Verschiebung der tariflichen Zensierungsgrenze nach rechts führt zudem dazu, dass der rechte Teil der Verteilung nun schmaler erscheint, was zu der Unterschätzung der Messfehlerstreuung führt. Auch für diese Simulation gilt, dass die restlichen Parameter des Modells relativ gut geschätzt werden. Die Ergebnisse der letzten beiden Monte-Carlo-Simulationen bestätigen somit die Überlegungen in Abschnitt II.3.1, dass die Modellierung der tariflichen Zensierungsgrenzen als fest und bekannt (siehe Gleichung (II.7)) zu verzerrten Aussagen über das Ausmaß der Abwärtslohnrigiditäten führen kann, falls die vermeintlichen tariflichen Zensierungsgrenzen nicht den wahren entsprechen.

Abschließend wird im Rahmen der nächsten Monte-Carlo-Simulation überprüft, ob der unbekannte Teil der tariflichen Zensierungsgrenze bzw. die Abweichung der vermeintlichen tariflichen Zensierungsgrenze von der wahren Tariflohnsteigerung im Rahmen des NME-Modells gut geschätzt werden kann. Die tarifliche Zensierungsgrenze wird in dieser Untersuchung Gleichung (II.8) entsprechend als fest und unbekannt modelliert. Die Ergebnisse dieser Simulation sind in Tabelle II-6 dargestellt. Die wahre tarifliche Zensierungsgrenze (t_{rtz}) beträgt hier 5,0 Prozent und die vermeintliche Zensierungsgrenze (f_{rtz}) liegt bei 3,5 Prozent. Wie aus Tabelle ersichtlich ist, entspricht der Erwartungswert der geschätzten Differenzen zwischen den vermeintlichen und den wahren tariflichen Zensierungsgrenzen (d_{rtz}) den wahren Abweichungen und beträgt 1,5 Prozentpunkte. Für alle anderen Parameter des Modells gilt ebenfalls, dass der Erwartungswert der Schätzer den wahren Parameterwerten entspricht. Die guten resultierenden Schätzwerte der Parameter sowie die geringen Standardabweichungen der Schätzer deuten darauf hin, dass die Modellierung der tariflichen Zensierungsgrenze als fest und unbekannt zur Untersuchung

von Abwärtsnominal- und Tariflohnstarrheiten besser geeignet ist, weil das Modell in diesem Fall auf die möglichen Abweichungen der vermeintlichen tariflichen Zensierungsgrenzen von den wahren Tariflohnsteigerungen flexibler reagieren kann.

Die durchgeführten Monte-Carlo-Simulationen geben einen hilfreichen Aufschluss über die Güte des hier verwendeten NME-Modells. Zu beachten ist allerdings, dass die resultierenden Ergebnisse im Rahmen dieser Simulationen unter enger Bezugnahme auf den im Rahmen des Modells unterstellten datengenerierenden Prozess interpretiert wurden. Bei der Beurteilung der Schätzungen mit den realen Daten, deren wahrer datengenerierender Prozess von dem im Rahmen des NME-Modells unterstellten datengenerierenden Prozess abweicht, letztendlich aber unbekannt ist, sollte dies berücksichtigt werden.⁵⁸

⁵⁸ Vgl. hierzu auch die Überlegungen in Abschnitt II.3.3 (Kritische Bewertung des Modells).

II.6 EMPIRISCHE IMPLEMENTIERUNG UND EVIDENZ

II.6.1 EMPIRISCHE IMPLEMENTIERUNG

Für die Schätzung des in Gleichung (II.13) dargestellten Modells mit realen Daten müssen zunächst die erklärenden Variablen der gewünschten Lohnänderung Δw_{it}^* ($= w_{it}^* - w_{it-1}^*$) spezifiziert werden. Ähnlich den Überlegungen bei Knoppik und Beissinger (2003) wird die Gleichung für den gewünschten logarithmierten Lohn (in Niveaus) folgend formuliert:

$$w_{it}^* = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 EXP_{it} + \alpha_3 EXP_{it}^2 + \alpha_4 EXP_{it}^3 + \delta_0 Z_i + \delta_1 Z_i EXP_{it} + \gamma A_t + \tilde{\varepsilon}_{it}, \quad (II.14)$$

mit $\alpha_1, \alpha_2 > 0$ und $\alpha_3 < 0$. Dabei gibt t den Zeittrend, EXP_{it} die potenzielle Erfahrung (berechnet durch Alter minus Ausbildungsjahre minus 6) und EXP_{it}^2 die quadrierte Erfahrung an, die der nichtlinearen (konkaven) funktionalen Beziehung zwischen dem (logarithmierten) Lohnniveau und der Berufserfahrung Rechnung trägt. Die Berücksichtigung von EXP_{it}^3 (der potentiellen Erfahrung dritter Ordnung) in der Gleichung erfolgt aus praktischen Überlegungen: Sie ermöglicht die Modellierung des nichtlinearen Profils zwischen der Lohnänderung und der Berufserfahrung in der Lohnänderungsgleichung. Der Vektor Z_i enthält die Dummies für die Variable „Stellung im Beruf“, den Dummy für die Bildungskategorie 2 (Personen mit Volks-, Haupt- und Realschulabschluss und mit Berufsausbildung), Interaktionsterme zwischen dem Bildungsdummy und der Variable „Stellung im Beruf“, den Nationalitätsdummy (dieser ist gleich eins, falls die Person ausländischer Nationalität ist), den Dummy für die Berücksichtigung des Strukturbruchs im Jahr 1984 sowie die Wirtschaftszweigdummies. $Z_i EXP_{it}$ stellt den Vektor mit den Interaktionstermen zwischen den Variablen des Vektors Z_i und der Berufserfahrung EXP_{it} dar. Vektor A_t enthält die aggregierten Variablen: die aktuellen und verzögerten Werte des logarithmierten Preisniveaus und der Arbeitslosenquote. Ausgehend von Gleichung (II.14) für den gewünschten logarithmierten Lohn kann nun die Gleichung für die gewünschte logarithmierte Lohnänderung wie folgt formuliert werden:

$$\begin{aligned} \Delta w_{it}^* = & (\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_3 + \alpha_4) + (2\alpha_3 - 3\alpha_4)EXP_{it} + 3\alpha_4 EXP_{it}^2 \\ & + \delta_1 Z_i + \gamma \Delta A_t + \Delta \tilde{\varepsilon}_{it} . \end{aligned} \quad (II.15)$$

Die ausführliche Herleitung der Gleichung (II.15) für die gewünschte logarithmierte Lohnänderung findet sich in Abschnitt II.A (Herleitungen). Im Vektor der aggregierten Variablen ΔA_t sind nun die Änderungsraten der aggregierten Variablen, wie die aktuellen und die verzögerten Werte der Inflationsrate sowie die aktuellen und die verzögerten Änderungsraten der Arbeitslosenquote enthalten. Da das individuelle Nominallohnwachstum stark auf die erwartete Inflationsrate reagiert, stellen die Inflationsrate und deren verzögerte Werte die wichtigen Determinanten der gewünschten Lohnänderung dar. Die Schätzkoeffizienten (*Inf*, *Inf1*, *Inf2*) treten hier wie erwartet mit positivem Vorzeichen auf. Die Berücksichtigung der Änderungsraten der Arbeitslosenquote (und deren verzögerte Werte) in der Lohnänderungsgleichung basiert auf den Überlegungen zur Lohnsetzungsfunktion. Danach hat eine höhere Arbeitslosigkeit einen negativen Einfluss auf das Lohnwachstum. Die geschätzten Koeffizienten für die aktuelle und die um eine Periode verzögerte Änderungsrate der Arbeitslosenquote (*D1u*, *D2u*) stimmen mit dieser Überlegung überein. Die Berücksichtigung der Dummy-Variablen im Vektor Z_i in der Gleichung für die logarithmierte Lohnänderung wird dabei, wie aus Gleichung (II.14) ersichtlich, durch die Interaktion dieser Dummy-Variablen mit der Variable „Berufserfahrung“, die einen jährlichen Zuwachs um eins aufweist, erklärt. Eine weitere Auffälligkeit in der Log-Lohnänderungsgleichung ist der negative Koeffizient der Variable „Berufserfahrung“, der sich aus der konkaven funktionalen Beziehung zwischen der Berufserfahrung und dem Log-Lohnniveau ergibt.

Die Tabellen II-7 bis II-12 enthalten die resultierenden Ergebnisse. Die Schätzungen basieren auf der Maximum-Likelihood-Methode und wurden für Arbeiter und Angestellte sowie für Frauen und Männer getrennt durchgeführt. Um die möglichen Verzerrungen durch die fehlerhafte Vorgabe der tariflichen Zensierungsgrenzen (sektorspezifischen Tariflohnsteigerungen) quantitativ bewerten zu können, wurden bei den Schätzungen beide Modellierungsvarianten der tariflichen Zensierungsgrenze berücksichtigt.

II.6.2 EMPIRISCHE EVIDENZ

Tabelle II-7 zeigt die Schätzergebnisse für männliche Arbeiter und Angestellte im Rahmen der ersten Modellierungsvariante der tariflichen Zensierungsgrenze, in der diese ähnlich Fehr u.a. (2002) als fest und bekannt modelliert wird (siehe Gleichung (II.7)). Wie in der Tabelle ersichtlich, waren im beobachteten Zeitraum 28 Prozent der Arbeiter von der Abwärtsnominallohnstarrheit und 59 Prozent von der Tariflohnstarrheit betroffen. Das bedeutet, dass bei den Arbeitern 28 Prozent aller gewünschten Nominallohnkürzungen und 59 Prozent der gewünschten Nominallohnänderungen, die geringer als das tariflich vereinbarte sektorspezifische Nominallohnwachstum ausfallen, im beobachteten Zeitraum nicht durchgeführt werden konnten. Bei den Angestellten liegen die Werte bei 11 Prozent für die nominale und 80 Prozent für die tarifliche Abwärtslohnstarrheit.⁵⁹

Die Ergebnisse der Schätzungen im Rahmen der zweiten Modellierungsvariante der tariflichen Zensierungsgrenze sind in Tabelle II-8 dargestellt. Im Rahmen dieser Spezifikation werden die Tariflohnsteigerungen anders als in den Studien von Fehr u.a. (2002) sowie Cornelißen und Hübler (2006) als fest und unbekannt modelliert, wobei der unbekannte Teil der tariflichen Zensierungsgrenze ($\gamma_i = dzg_{jD}^*$) im Rahmen des Modells mitgeschätzt wird (siehe Gleichung (II.8)). Wie in Tabelle II-8 ersichtlich ist, sind alle geschätzten (jährlichen) Abweichungen der vorgegebenen Tariflohnsteigerungen von den wahren tariflichen Zensierungsgrenzen signifikant von null verschieden.⁶⁰ Das impliziert, dass die vermeintlichen tariflichen Zensierungsgrenzen im Rahmen der ersten Spezifikationsvariante nicht den wahren Tariflohnsteigerungen entsprechen und die geschätzten Rigiditätsgrade deshalb die

⁵⁹ In der vergleichbaren Studie von Fehr u.a. (2002), die mit der IAB-Beschäftigtenstichprobe (1975-1995) durchgeführt wurde, betragen die geschätzten Werte für den Tariflohnrigiditätsgrad für betriebstreue Beschäftigte (Arbeiter und Angestellte) im Schnitt über alle Jahresschätzungen 70 Prozent. Die ausführliche Beschreibung der Ergebnisse der Studie von Fehr u.a. (2002) findet sich in Abschnitt II.2.

⁶⁰ Zu beachten ist, dass der unbekannte Teil der tariflichen Zensierungsgrenze auch alternativ für jede Sektor-Jahr-Kombination geschätzt wurde. Der Vergleich der Informationskriterien (aic und bic) in diesen Spezifikationsvarianten legte aber nahe, dass die Modellierungsalternative, in der der unbekannte Teil der tariflichen Zensierungsgrenze nur jährlich differenziert geschätzt wird, die bessere Spezifikation darstellt.

verzerrten Werte darstellen.⁶¹ Im Rahmen der zweiten Spezifikationsvariante der tariflichen Zensierungsgrenze beträgt der geschätzte Tariflohnrigiditätsgrad für Arbeiter rund 68 Prozent. Das stellt im Vergleich zur ersten Modellierungsvariante der tariflichen Zensierungsgrenze einen um fast 9 Prozentpunkte höheren Schätzwert dar. Der geschätzte Abwärtsnominallohnrigiditätsgrad liegt hingegen in der aktuellen Schätzung bei 21 Prozent und ist demnach um 7 Prozentpunkte geringer als in der ersten Spezifikationsvariante. Bei den Angestellten ergeben sich ebenfalls signifikante, wenn auch quantitativ wenig bedeutende Unterschiede in den geschätzten Rigiditätsgraden. Die Schätzwerte für die tarifliche und die nominale Abwärtslohnstarrheit betragen hier 82 Prozent bzw. 11 Prozent.

Für Frauen ergeben sich ebenfalls signifikante Unterschiede in den geschätzten Rigiditätsgraden zwischen den zwei Modellierungsvarianten der tariflichen Zensierungsgrenze, wobei auch hier in beiden Modellierungsvarianten die Tariflohnstarrheit gegenüber der Abwärtsnominallohnstarrheit überwiegt (siehe Tabellen II-11 und II-12). Für Arbeiterinnen beträgt der geschätzte Tariflohnrigiditätsgrad im Rahmen der zweiten Spezifikationsvariante 69 Prozent und ist somit um 4 Prozentpunkte höher, als der Tariflohnrigiditätsgrad von 65 Prozent aus der ersten Schätzvariante. Für den nominalen Rigiditätsgrad ergibt sich ein Schätzwert von 22 Prozent, was einen um fast 4 Prozentpunkte geringeren Schätzwert gegenüber der ersten Spezifikation darstellt. Für weibliche Angestellte liegt die Verzerrung der geschätzten Rigiditätsgrade im Rahmen der ersten Spezifikation in entgegengesetzte Richtung vor: Die Abwärtsnominallohnstarrheit wird hier um fast 5 Prozentpunkte unterschätzt und die tarifliche Lohnstarrheit rund 5 Prozentpunkte überschätzt. Die

⁶¹ Diese Überlegung beruht auf den Erkenntnissen in Abschnitt II.5.

geschätzten Werte für die nominale und die tarifliche Abwärtslohnrigiditäten liegen im Rahmen der zweiten Modellierungsvariante bei 17 Prozent und 76 Prozent.⁶²

Abschließend wurden im Rahmen dieser Arbeit die Abwärtsnominal- und Tariflohnstarrheiten für unterschiedliche Alters- und Qualifikationsstrukturen der Beschäftigten untersucht. Tabelle II-9 enthält die Ergebnisse für vier unterschiedliche Altersgruppen der männlichen Arbeiter und Angestellten. Wie aus Tabelle II-9 ersichtlich, lassen sich bei den Arbeitern keine signifikanten systematischen Unterschiede in der Altersstruktur feststellen. Das gilt sowohl für die nominalen als auch für die tariflichen Lohnstarrheiten. Bei den Angestellten können hingegen signifikante systematische Unterschiede zwischen den Altersgruppen für beide Rigiditätsarten beobachtet werden. Die Abwärtsnominallohnstarrheit nimmt hier mit dem Alter tendenziell zu, während die tarifliche Lohnstarrheit abnimmt.⁶³ Sowohl für Arbeiter als auch für Angestellte lässt sich weiterhin feststellen, dass die Wahrscheinlichkeit, in das flexible Regime zu fallen, mit dem Alter tendenziell zunimmt. Das deutet darauf hin, dass sich die Lohnbildung bei älteren Beschäftigten flexibler gestalten lässt.⁶⁴ Tabelle II-10 enthält die Schätzergebnisse für zwei unterschiedliche Qualifikationsgruppen der männlichen Arbeiter und Angestellten. Dabei wird in

⁶² Die resultierenden Schätzwerte für den unbekanntem Teil der tariflichen Zensierungsgrenze im Rahmen der zweiten Modellierungsvariante und die Verzerrung der geschätzten Rigiditätsgrade im Rahmen der ersten Spezifikation weisen dabei in allen durchgeführten Schätzungen ein ähnliches Muster wie in den Monte-Carlo-Simulationen auf. So stellen z.B. die meisten geschätzten Abweichungen zwischen vorgegebener tariflicher Zensierungsgrenze und tatsächlicher Tariflohnsteigerung im Rahmen der zweiten Modellierungsvariante für Arbeiterinnen negative Werte dar. Das impliziert, dass die meisten vermeintlichen tariflichen Zensierungsgrenzen im Rahmen der ersten Spezifikation größer als die wahren Tariflohnsteigerungen sind. Entsprechend wird die Abwärtsnominallohnstarrheit in der ersten Spezifikation überschätzt und die tarifliche Lohnrigidität unterschätzt. Für weibliche Angestellte ist der geschätzte unbekanntem Teil der tariflichen Zensierungsgrenze in den meisten Fällen positiv, so dass die Abwärtsnominallohnstarrheit in der ersten Modellierungsvariante unterschätzt und die Tariflohnstarrheit überschätzt wird.

⁶³ Eine mögliche Erklärung für die höhere Abwärtsnominallohnstarrheit im Alter könnte z.B. in der stärker ausgeprägten Loyalität der älteren Beschäftigten gegenüber dem Betrieb liegen, die die Unternehmen ihrerseits wertschätzen und auch zu belohnen versuchen. Die niedrigere Tariflohnstarrheit bei den Älteren kann vermutlich darauf zurückgeführt werden, dass ältere Angestellte häufiger übertariflich entlohnt werden als jüngere Angestellte.

⁶⁴ Die einzige bekannte Studie, in der ebenfalls auf die Frage eingegangen wird, ob unterschiedliche Altersgruppen unterschiedlich von der Abwärtsnominallohnstarrheit betroffen sind, stellt die Studie von Ekberg (2004b) für Schweden dar. Dort wird festgestellt, dass der Anteil der Nominallohnänderungen von null bei Angestellten mit dem Alter zunimmt, während bei Arbeitern eine schwach abnehmende Tendenz beobachtet werden kann.

den Schätzungen zwischen qualifizierten Beschäftigten (Personen mit Volks-, Haupt- und Realschulabschluss und zusätzlicher Berufsausbildung) und unqualifizierten Beschäftigten (Personen mit Volks-, Haupt- und Realschulabschluss ohne Berufsausbildung) unterschieden. Wie in Tabelle II-10 ersichtlich ist, konnten weder bei Arbeitern noch bei Angestellten signifikante Unterschiede zwischen qualifizierten und unqualifizierten männlichen Beschäftigten festgestellt werden.⁶⁵

II.6.3 BEWERTUNG DER ERGEBNISSE

Die Ergebnisse der Schätzungen legen nahe, dass der Lohnbildungsprozess in den untersuchten Beschäftigtengruppen stark durch die Existenz von Abwärtslohnstarrheiten geprägt ist, wobei die Tariflohnstarrheit die Abwärtsnominallohnstarrheit dominiert. Insofern sind die resultierenden Ergebnisse im Rahmen dieser Arbeit mit den Ergebnissen bei Fehr u.a. (2002) sowie Cornelißen und Hübler (2006) vergleichbar. Anders als in den genannten Studien wurde aber in der vorliegenden Untersuchung zusätzlich noch berücksichtigt, dass die geschätzten Werte für beide Rigiditätsgrade verzerrt sein können, falls die vermeintlichen tariflichen Zensierungsgrenzen nicht den wahren Tariflohnsteigerungen entsprechen.⁶⁶ Um die möglichen Verzerrungen durch die fehlerhafte Vorgabe der tariflichen Zensierungsgrenze zu vermeiden, wurde im Rahmen dieser Arbeit die tarifliche Zensierungsgrenze – alternativ zu der Modellierung von Fehr u.a. (2002) sowie Cornelißen und Hübler (2006) – als fest und unbekannt modelliert und im Rahmen des Modells mitgeschätzt. Für die quantitative Abschätzung der möglichen Verzerrung durch die fehlerhaft vorgegebene tarifliche Zensierungsgrenze wurden Schätzungen für beide Modellierungsvarianten durchgeführt. Dabei konnte festgestellt werden, dass die Verzerrungen der geschätzten Rigiditätsgrade im Rahmen der ersten Spezifikati-

⁶⁵ Für Frauen wurden ebenfalls Schätzungen für unterschiedliche Alters- und Qualifikationsstrukturen durchgeführt. Die Ergebnisse für unterschiedliche Altersstrukturen weisen das gleiche Muster auf, wie bei männlichen Beschäftigten. In den Schätzungen für unterschiedliche Qualifikationsgruppen konnten aber im Gegensatz zu den männlichen Beschäftigten signifikante Unterschiede in den geschätzten Rigiditätsgraden festgestellt werden. Die qualifizierten weiblichen Beschäftigten (Arbeiterinnen wie Angestellte) weisen eine höhere nominale und eine niedrigere tarifliche Lohnstarrheit als die Gruppe der unqualifizierten weiblichen Beschäftigten auf.

⁶⁶ Siehe Erkenntnisse aus den Monte-Carlo-Simulationen in Abschnitt II.5.

onsvariante, in der die tarifliche Zensierungsgrenze als fest und bekannt angenommen wird, bis zu 9 Prozentpunkte betragen. Obwohl diese Verzerrungen quantitativ auch als moderat angesehen werden können, sind sie keineswegs vernachlässigbar. Der Vergleich der Informationskriterien (aic und bic) der beiden Schätzvarianten (siehe Tabellen II-7 und II-8 sowie II-11 und II-12) stützt dabei die Erkenntnisse aus den Monte-Carlo-Simulationen und weist darauf hin, dass die Modellierung der tariflichen Zensierungsgrenze als fest und unbekannt die bessere Spezifikation darstellt und deshalb der Modellierung nach Fehr u.a. (2002) bzw. Cornelißen und Hübler (2006) vorzuziehen ist.

Wie in Abschnitt II.3.3 diskutiert wurde, sollte bei der Bewertung der resultierenden Ergebnisse allerdings berücksichtigt werden, dass der reale datengenerierende Prozess von dem im Rahmen des NME-Modells unterstellten datengenerierenden Prozess abweicht. Ein klares Indiz hierfür liefern die beobachteten Anhäufungen bei der Null-Entgeltänderung in den jährlichen Entgeltänderungsverteilungen (siehe Abbildungen II-1 bis II-4). Diese Anhäufungen widersprechen dem im Rahmen des NME-Modells unterstellten datengenerierenden Prozess, der per Definition keine Anhäufungen enthalten darf.⁶⁷ Es ist deshalb zu erwarten, dass die resultierenden Schätzergebnisse im Rahmen des NME-Modells die verzerrten Werte darstellen.⁶⁸

Einen weiteren Hinweis auf Unterschiede zwischen dem realen und dem unterstellten datengenerierenden Prozess und folglich auf die mögliche Verzerrung der Schätzergebnisse liefern die sogenannten „Rundungslöcher“ in den beobachteten Entgeltänderungsverteilungen. Das Einkommen ist in der hier verwendeten Version

⁶⁷ Die Anwendung der alternativen Messfehlermodellvarianten (MME- und CMME-Modell), die den realen datengenerierenden Prozess besser beschreiben können, hat sich im Rahmen der Modelle der zweiten Generation zur gleichzeitigen Untersuchung von nach unten starren nominalen und realen bzw. tariflichen Lohnstarreheiten als prekär erwiesen. Eine ausführliche Erläuterung der dabei auftretenden Probleme findet sich in Abschnitt II.3.3. Vergleiche dazu auch Dickens u.a. (2006, Fußnote 5), die ebenfalls darauf hinweisen, dass sich die Ergebnisse der Studien aus der frühen Phase des International Wage Flexibility Project (gemeint sind hier die Studien von Bauer u.a. (2004), Barwell und Schweitzer (2005) sowie Maida u.a. (2005)), die eine Variante des MME-Modells anwenden, für einige Länder als nicht robust erwiesen haben.

⁶⁸ Unklar bleibt aber die quantitative Bedeutung dieser Verzerrungen. Vermutlich ist diese umso größer, je stärker der reale und der unterstellte datengenerierende Prozess voneinander abweichen.

der IAB-Regionalstichprobe als Bruttotagesentgelt auf ganze Beträge gerundet enthalten. Die Rundungen in den Niveauwerten haben Auswirkungen auf die berechneten Entgeltänderungen und führen in der Entgeltänderungsverteilung zu den „Rundungslöchern“ und zusätzlichen Anhäufungen.⁶⁹ Die Abbildungen II-8 und II-9 vermitteln einen Eindruck von diesen Rundungseffekten. Abbildung II-8 enthält die stilisierten Darstellungen der Entgeltverteilungen sowie der resultierenden Entgeltänderungsverteilungen bei Vorliegen von Rundungsfehlern in den Entgelt-daten. Abbildung II-9 zeigt zum Vergleich die stilisierten Verteilungen ohne Rundungsfehler in den Daten. Wie in den Abbildungen ersichtlich ist, führen Rundungsfehler in den Entgeltniveaus zu einer Formveränderung der tatsächlichen Entgeltänderungsverteilung. Diese Formveränderung kann fälschlicherweise auf die realen oder die tariflichen Lohnstarrheiten zurückgeführt werden und somit Schätzungen von nach unten starren Nominallöhnen beeinflussen.⁷⁰ Deshalb ist zu hinterfragen, ob die geschätzten Rigiditätsgrade den im realen datengenerierenden Prozess enthaltenen Rigiditätsanteilen entsprechen oder ob sie nicht – zumindest zum Teil – ein Artefakt von Rundungsfehlern darstellen.⁷¹

⁶⁹ Vgl. dazu auch Beissinger und Knoppik (2000), die in ihrer Studie mit der IAB-Beschäftigtenstichprobe (1975–1995) ähnliche Effekte durch die Trunkierung der Entgelt-Variable beobachten konnten.

⁷⁰ Tatsächlich ergaben sich in den Monte-Carlo-Simulationen zur Untersuchung dieser Rundungseffekte in 27 Prozent der Schätz-Wiederholungen verzerrte Schätzwerte für beide Rigiditätsgrade, wobei die Tariflohnstarrheit überschätzt und die Abwärtsnominallohnstarrheit zum Teil sehr stark unterschätzt wurde. In 46 Prozent der Fälle ergaben sich gute Schätzwerte für beide Rigiditätsarten. In den restlichen 27 Prozent der durchgeführten Schätzwiederholungen ergaben sich unplausibel hohe Werte für die geschätzte tarifliche Zensierungsgrenze, so dass die Ergebnisse in diesen Fällen nicht interpretiert werden konnten.

⁷¹ Die Klärung dieses Sachverhalts stellt u.a. den Gegenstand des nächsten Projektvorhabens dar, in dessen Rahmen die Analysen mit der schwach anonymisierten Version der IAB-Beschäftigtenstichprobe durchgeführt werden sollen. Der Vorteil der schwach anonymisierten Version der IAB-Beschäftigtenstichprobe liegt u.a. darin, dass sie die Variable „Entgelt“ mit einer Genauigkeit von zwei Dezimalen enthält, wodurch die oben beschriebenen „Rundungseffekte“ vermieden werden können.

II.7 ZUSAMMENFASSUNG

Das Anliegen dieser Studie war es, die nach unten starren nominalen und tariflichen Löhne mit der Earnings-Function-Methode für West-Deutschland auf der Grundlage der IAB-Regionalstichprobe (1975–2001) zu analysieren. Im Laufe der Untersuchungen konnte festgestellt werden, dass die „gemischten“ Messfehlermodellvarianten der Earnings-Function-Methode, die im Rahmen der Modelle der ersten Generation die robusteren und deshalb auch die präferierten Spezifikationen darstellten, im Rahmen der Modelle der zweiten Generation, in denen zusätzlich eine alternative Abwärtslohnstarrheit berücksichtigt wird, nicht ohne weiteres funktionieren. Deshalb wurde die Untersuchung von nach unten starren nominalen und tariflichen Löhnen im Rahmen dieser Arbeit ähnlich Fehr u.a. (2002) sowie Cornelißen und Hübler (2006) mit der einfacheren NME-Modellvariante der Earnings-Function-Methode durchgeführt. Die Ergebnisse der Schätzungen belegen die Existenz von nach unten starren Löhnen in West-Deutschland, wobei die tarifliche Lohnstarrheit die Abwärtsnominallohnstarrheit dominiert. Mit Hilfe von Monte-Carlo-Simulationen konnte allerdings aufgezeigt werden, dass die Parameter des NME-Modells nur dann zuverlässig geschätzt werden, wenn der reale datengenerierende Prozess dem im Rahmen des Modells unterstellten datengenerierenden Prozess entspricht. So konnte zum Beispiel mit den Simulationen aufgedeckt werden, dass im Falle einer Abweichung der für die Schätzung vorgegebenen tariflichen Zensierungsgrenze von der wahren Tariflohnsteigerung, die gesuchten Rigiditätsgrade verzerrt geschätzt werden. Um die möglichen Verzerrungen durch eine falsche Vorgabe der tariflichen Zensierungsgrenze zu vermeiden, wurde alternativ die tarifliche Zensierungsgrenze im Rahmen des Modells mitgeschätzt.

Die beobachteten Anhäufungen bei der Null-Entgeltänderung und die sogenannten „Rundungslöcher“ in den jährlichen Entgeltänderungsverteilungen liefern aber weitere Hinweise auf Unterschiede zwischen dem realen und dem im Rahmen des NME-Modells unterstellten datengenerierenden Prozess und folglich auf eine mögliche Verzerrung der geschätzten Werte.

Berücksichtigt man alle möglichen Verzerrungen der im Rahmen des NME-Modells ermittelten Schätzergebnisse, so kann in der vorliegenden Arbeit nicht argumentiert werden, dass die Untersuchung von nach unten starren nominalen und tariflichen Löhnen mit dieser Modellvariante eine bessere Alternative zur alleinigen Untersuchung von nach unten starren Nominallöhnen in den robusteren MME- und CMME-Modellvarianten im Rahmen der Modelle der ersten Generation darstellt.

II.A HERLEITUNGEN

II.A.1 KONTRAFAKTISCHE LOHNÄNDERUNG

Der gewünschte logarithmierte Lohn (in Niveaus) für das Individuum i in der Periode t stellt den logarithmierten Lohn dar, den die Unternehmen in Abwesenheit von nach unten starren Löhnen gern realisieren würden. Er wird folgend formuliert:

$$w_{it}^* = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 EXP_{it} + \alpha_3 EXP_{it}^2 + \alpha_4 EXP_{it}^3 + \delta_0 Z_i + \delta_1 Z_i EXP_{it} + \gamma A_t + \tilde{\varepsilon}_{it}. \quad (II.16)$$

Eine ausführliche Erläuterung der einzelnen Determinanten der gewünschten Log-Lohngleichung erfolgt in Abschnitt II.6.1 (Empirische Implementierung).

Die gewünschte logarithmierte Log-Lohnänderung für das Individuum i in der Periode t kann dann wie folgt hergeleitet werden:

$$\begin{aligned} \Delta w_{it}^* &= \alpha_1 (t - (t-1)) + \alpha_2 (EXP_{it} - (EXP_{it} - 1)) + \alpha_3 (EXP_{it}^2 - (EXP_{it} - 1)^2) \\ &\quad + \alpha_4 (EXP_{it}^3 - (EXP_{it} - 1)^3) + \delta_1 Z_i + \gamma \Delta A_t + \Delta \tilde{\varepsilon}_{it} \\ &= (\alpha_1 + \alpha_2) + \alpha_3 (EXP_{it}^2 - (EXP_{it}^2 - 2EXP_{it} + 1)) \\ &\quad + \alpha_4 (EXP_{it}^3 - (EXP_{it} - 1)^2 (EXP_{it} - 1)) + \delta_1 Z_i + \gamma \Delta A_t + \Delta \tilde{\varepsilon}_{it} \\ &= (\alpha_1 + \alpha_2) + \alpha_3 (2EXP_{it} - 1) + \alpha_4 (EXP_{it}^3 - (EXP_{it}^2 - 2EXP_{it} + 1)(EXP_{it} - 1)) \\ &\quad + \delta_1 Z_i + \gamma \Delta A_t + \Delta \tilde{\varepsilon}_{it} \\ &= (\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_3) + 2\alpha_3 EXP_{it} + \alpha_4 (EXP_{it}^3 - (EXP_{it}^3 - 3EXP_{it}^2 + 3EXP_{it} - 1)) \\ &\quad + \delta_1 Z_i + \gamma \Delta A_t + \Delta \tilde{\varepsilon}_{it} \\ &= (\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_3 + \alpha_4) + (2\alpha_3 - 3\alpha_4) EXP_{it} + 3\alpha_4 EXP_{it}^2 + \delta_1 Z_i + \gamma \Delta A_t + \Delta \tilde{\varepsilon}_{it}. \end{aligned} \quad (II.17)$$

Wie aus der Herleitung ersichtlich ist, wird in der Lohnänderungsgleichung die Berücksichtigung des nichtlinearen Lohnänderungs-Berufserfahrungs-Profils durch die Aufnahme der potentiellen Erfahrung dritter Ordnung in der Gleichung für das logarithmierte Lohnniveau ermöglicht. Anders als in der Log-Lohnniveaugleichung ist der Koeffizient der potentiellen Erfahrung in der Log-Lohnänderungsgleichung wegen $\alpha_3 < 0$ negativ und der Koeffizient der potentiellen Erfahrung zweiter Ordnung positiv.

II.A.2 LIKELIHOODFUNKTION FÜR DAS MODELL MIT NOMINALER UND TARIFLICHER ABWÄRTSLOHNRIGIDITÄT

Das Modell erlaubt die Unterscheidung zwischen den drei möglichen Rigiditätsregimen: dem Regime mit der Abwärtsnominallohnrigidität (N), in dem keine Nominallohnkürzungen durchgeführt werden können, dem Tariflohnrigiditätsregime (T), das keine Nominallohnänderungen unterhalb des Tariflohnwachstums Δw_{it}^T erlaubt und dem flexiblen Regime (F), in dem jede gewünschte Nominallohnänderung möglich ist. Das Individuum kann zu einem dieser drei möglichen Rigiditätsregime gehören.⁷² Weiterhin wird angenommen, dass sowohl der Störterm der gewünschten Lohnänderungsgleichung ε_{it} als auch der Messfehlerterm μ_{it} unabhängig und identisch normalverteilt sind. Das Modell mit beobachteter Entgeltänderung wird folgend definiert:

$$\Delta y_{it} = \begin{cases} x_{it}\beta + \varepsilon_{it} + \mu_{it} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \geq \Delta w_{it}^T \\ \Delta w_{it}^T + \mu_{it} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < \Delta w_{it}^T \wedge D_{it}=2 \\ x_{it}\beta + \varepsilon_{it} + \mu_{it} & \text{falls } 0 \leq x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < \Delta w_{it}^T \wedge D_{it}=1 \vee D_{it}=0 \\ \mu_{it} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < 0 \wedge D_{it}=1 \\ x_{it}\beta + \varepsilon_{it} + \mu_{it} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < 0 \wedge D_{it}=0, \end{cases} \quad (\text{II.18})$$

$$\text{mit } \Pr(D_{it}=1) = \Pr(i \in N) = \rho^N, \quad \Pr(D_{it}=2) = \Pr(i \in T) = \rho^T \quad \text{und} \\ \Pr(D_{it}=0) = \Pr(i \in F) = (1 - \rho^N - \rho^T) = \rho^F.$$

Die zu maximierende Likelihoodfunktion für eine einzelne Beobachtung ergibt sich dann aus der Summe von den in Gleichung (I.18) dargestellten fünf Regimeteilen, die mit den zugehörigen Auftrittswahrscheinlichkeiten gewichtet werden. Aus Gründen der Übersichtlichkeit werden die Variablenindizes it im Folgenden weggelassen:

$$LL^{NME} = L_{\Delta w^* \geq \Delta w^T} + L_{\Delta w^* < \Delta w^T} \cdot \rho^T + L_{0 \leq \Delta w^* < \Delta w^T} \cdot (1 - \rho^T) + \\ L_{\Delta w^* < 0} \cdot \rho^N + L_{\Delta w^* < 0} \cdot (1 - \rho^N - \rho^T). \quad (\text{II.19})$$

⁷² Die Herleitungen basieren auf den Überlegungen bei Knoppik (2001), Goette (2002), sowie Knoppik (2006), einem Arbeitspapier im Rahmen des gemeinsamen Forschungsprojekts.

Regimeteil I: $\Delta w^* \geq \Delta w^T$.

Falls die gewünschte Lohnänderung über dem Tariflohnwachstum liegt, kann sie immer realisiert werden. Die beobachtete Lohnänderung ist in diesem Regimeteil $\Delta y = x\beta + \varepsilon + \mu$ mit $\mu = \Delta y - x\beta - \varepsilon$.

Für die gemeinsame Dichtefunktion von ε und μ gilt unter Berücksichtigung der Annahme, dass beide Variablen unabhängig voneinander sind:

$$f(\varepsilon, \mu) = \frac{1}{2\pi\sigma_\varepsilon\sigma_\mu} \exp\left(-\frac{1}{2}\left[\left(\frac{\varepsilon}{\sigma_\varepsilon}\right)^2 + \left(\frac{\mu}{\sigma_\mu}\right)^2\right]\right).$$

Die Likelihoodfunktion für das Ereignis $\mu = \Delta y - x\beta - \varepsilon$ und $\varepsilon \geq \Delta w^T - x\beta$ kann somit wie folgt formuliert werden:

$$\begin{aligned} L_{\Delta w^* \geq \Delta w^T} &= \Pr(\mu = \Delta y - x\beta - \varepsilon, \varepsilon > \Delta w^T - x\beta) = \int_{(\Delta w^T - x\beta)}^{\infty} f(\varepsilon, \Delta y - x\beta - \varepsilon) d\varepsilon \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma_\varepsilon\sigma_\mu} \int_{(\Delta w^T - x\beta)}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2}\left[\left(\frac{\varepsilon}{\sigma_\varepsilon}\right)^2 + \left(\frac{\Delta y - x\beta - \varepsilon}{\sigma_\mu}\right)^2\right]\right) d\varepsilon \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma_\varepsilon\sigma_\mu} \int_{(\Delta w^T - x\beta)}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2}\left[\frac{\sigma_\mu^2\varepsilon^2 + \sigma_\varepsilon^2((\Delta y - x\beta)^2 - 2(\Delta y - x\beta)\varepsilon + \varepsilon^2)}{\sigma_\varepsilon^2\sigma_\mu^2}\right]\right) d\varepsilon \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma_\varepsilon\sigma_\mu} \int_{(\Delta w^T - x\beta)}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2}\left[\frac{\sigma_\mu^2\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2\sigma_\mu^2} + \frac{\sigma_\varepsilon^2(\Delta y - x\beta)^2}{\sigma_\varepsilon^2\sigma_\mu^2} - \frac{\sigma_\varepsilon^2 2(\Delta y - x\beta)\varepsilon}{\sigma_\varepsilon^2\sigma_\mu^2} + \frac{\sigma_\varepsilon^2\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2\sigma_\mu^2}\right]\right) d\varepsilon \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma_\varepsilon\sigma_\mu} \int_{(\Delta w^T - x\beta)}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2}\left[s^2\varepsilon^2 + \frac{(\Delta y - x\beta)^2}{\sigma_\mu^2} - \frac{2(\Delta y - x\beta)\varepsilon}{\sigma_\mu}\right]\right) d\varepsilon \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma_\varepsilon\sigma_\mu} \int_{(\Delta w^T - x\beta)}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2}\left[\frac{s^2\varepsilon^2 + \frac{(\Delta y - x\beta)^2}{\sigma_\mu^2} - \frac{2(\Delta y - x\beta)\varepsilon s}{\sigma_\mu^2 s} + \frac{(\Delta y - x\beta)^2}{(s\sigma_\mu^2)^2}\right] - \frac{(\Delta y - x\beta)^2}{(s\sigma_\mu^2)^2}\right) d\varepsilon \tag{II.20} \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma_\varepsilon\sigma_\mu} \int_{(\Delta w^T - x\beta)}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2}\left[\left(s\varepsilon - \frac{(\Delta y - x\beta)}{s\sigma_\mu^2}\right)^2 + \frac{(\Delta y - x\beta)^2}{\sigma_\mu^2}\left(1 - \frac{\sigma_\varepsilon^2\sigma_\mu^2}{\sigma_\mu^2(\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2)}\right)\right]\right) d\varepsilon \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma_\varepsilon\sigma_\mu} \int_{(\Delta w^T - x\beta)}^{\infty} \exp\left(-\frac{1}{2}\left[\left(s\varepsilon - \frac{(\Delta y - x\beta)}{s\sigma_\mu^2}\right)^2 + \frac{(\Delta y - x\beta)^2}{(\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2)}\right]\right) d\varepsilon \\ &= \frac{1}{2\pi\sigma_\varepsilon\sigma_\mu} \exp\left(-\frac{1}{2}\left[\frac{(\Delta y - x\beta)^2}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}}\right]^2\right) \int_{(\Delta w^T - x\beta)}^{\infty} \frac{1}{2\pi} \exp\left(-\frac{1}{2}\left[s\varepsilon - \frac{(\Delta y - x\beta)}{s\sigma_\mu^2}\right]^2\right) d\varepsilon \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &= \frac{1}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}} \phi\left(\frac{\Delta y - x\beta}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}}\right) \int_{s(\Delta w^T - x\beta) - \frac{(\Delta y - x\beta)}{s\sigma_\mu^2}}^{\infty} \frac{1}{2\pi} \exp\left(-\frac{1}{2}t^2\right) dt \\
 &= \frac{1}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}} \phi\left(\frac{\Delta y - x\beta}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}}\right) \left[1 - \Phi\left(\left(\Delta w^T - x\beta\right)s - \frac{\Delta y - x\beta}{s\sigma_\mu^2}\right)\right].
 \end{aligned}$$

Dabei gibt $\phi(\cdot)$ die Dichtefunktion und $\Phi(\cdot)$ die kumulierte Dichtefunktion einer standardnormalverteilten Variablen an.

Regimeteil 2: $\Delta w^* < \Delta w^T \wedge D = 2$.

Wenn die gewünschte Lohnänderung unter dem Tariflohnwachstum liegt, kann sie nicht realisiert werden, falls das Individuum von der Tariflohnrigidität betroffen ist. In diesem Fall entspricht die tatsächlich realisierte Lohnänderung dem Tariflohnwachstum.

Die beobachtete Lohnänderung ist in diesem Regimeteil $\Delta y = \Delta w^T + \mu$ mit

$$f(\mu) = \frac{1}{\sigma_\mu} \phi\left(\frac{\Delta y - \Delta w^T}{\sigma_\mu}\right).$$

Die Herleitung der Likelihoodfunktion für diesen Regimeteil ist einfacher, weil die Bedingungen $\mu = \Delta y - \Delta w^T$ und $\varepsilon < \Delta w^T - x\beta$ unabhängig sind:

$$\begin{aligned}
 L_{\Delta w^* < \Delta w^T \wedge D=2} &= \Pr(\mu = \Delta y - \Delta w^T, \varepsilon < \Delta w^T - x\beta) \\
 &= \frac{1}{\sigma_\mu} \phi\left(\frac{\Delta y - \Delta w^T}{\sigma_\mu}\right) \int_{-\infty}^{(\Delta w^T - x\beta)} \frac{1}{\sigma_\varepsilon} \phi\left(\frac{t}{\sigma_\varepsilon}\right) dt = \frac{1}{\sigma_\mu} \phi\left(\frac{\Delta y - \Delta w^T}{\sigma_\mu}\right) \Phi\left(\frac{\Delta w^T - x\beta}{\sigma_\varepsilon}\right). \quad (\text{II.21})
 \end{aligned}$$

Regimeteil 3: $0 \leq \Delta w^* < \Delta w^T \wedge D = 1 \vee D = 0$.

Liegt die gewünschte Lohnänderung im Intervall $[0; \Delta w^T)$, so kann sie nur realisiert werden, falls das Individuum entweder in das Nominallohnrigiditätsregime oder in das flexible Regime fällt. Die beobachtete Lohnänderung ist in diesem Regimeteil $\Delta y = x\beta + \varepsilon + \mu$ mit $\mu = \Delta y - x\beta - \varepsilon$.

Die Herleitung der Likelihood für $\mu = \Delta y - x\beta - \varepsilon$ und $0 - x\beta \leq \varepsilon < \Delta w^T - x\beta$ gestaltet sich ähnlich der Herleitung der Likelihoodfunktion für den Regimeteil 1 und sieht wie folgt aus:

$$\begin{aligned}
L_{0 \leq \Delta w^* < \Delta w^T \wedge D=1 \vee D=0} &= \Pr(\mu = \Delta y - x\beta - \varepsilon, 0 - x\beta < \varepsilon < \Delta w^T - x\beta) = \\
&= \int_{0-x\beta}^{(\Delta w^T - x\beta)} f(\varepsilon, \Delta y - x\beta - \varepsilon) d\varepsilon \\
&= \frac{1}{2\pi\sigma_\varepsilon\sigma_\mu} \int_{0-x\beta}^{(\Delta w^T - x\beta)} \exp\left(-\frac{1}{2}\left[\left(\frac{\varepsilon}{\sigma_\varepsilon}\right)^2 + \left(\frac{\Delta y - x\beta - \varepsilon}{\sigma_\mu}\right)^2\right]\right) d\varepsilon \\
&= \frac{1}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}} \phi\left(\frac{\Delta y - x\beta}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}}\right) \int_{\left(0-x\beta\right)s - \frac{\Delta y - x\beta}{s\sigma_\mu^2}}^{\left(\Delta w^T - x\beta\right)s - \frac{\Delta y - x\beta}{s\sigma_\mu^2}} \frac{1}{2\pi} \exp\left(-\frac{1}{2}t^2\right) dt \\
&= \frac{1}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}} \phi\left(\frac{\Delta y - x\beta}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}}\right) \left[\Phi\left(\left(\Delta w^T - x\beta\right)s - \frac{\Delta y - x\beta}{s\sigma_\mu^2}\right) - \Phi\left(\left(0 - x\beta\right)s - \frac{\Delta y - x\beta}{s\sigma_\mu^2}\right) \right].
\end{aligned} \tag{II.22}$$

Regimeteil 4: $\Delta w^* < 0 \wedge D = 1$.

Entspricht die gewünschte Lohnänderung einer Nominallohnkürzung, so kann sie nicht realisiert werden, falls das Individuum von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffen ist. Die beobachtete Lohnänderung ist in diesem Regimeteil $\Delta y = \mu$ mit

$$f(\mu) = \frac{1}{\sigma_\mu} \phi\left(\frac{\Delta y}{\sigma_\mu}\right).$$

Die Likelihoodfunktion für das Ereignis $\mu = \Delta y$ und $\varepsilon < -x\beta$ sieht dann folgend aus:

$$\begin{aligned}
L_{\Delta w^* < 0 \wedge D=1} &= \Pr(\mu = \Delta y, \varepsilon < -x\beta) = \\
&= \frac{1}{\sigma_\mu} \phi\left(\frac{\Delta y}{\sigma_\mu}\right) \int_{-\infty}^{-x\beta} \frac{1}{\sigma_\varepsilon} \phi\left(\frac{t}{\sigma_\varepsilon}\right) dt = \frac{1}{\sigma_\mu} \phi\left(\frac{\Delta y}{\sigma_\mu}\right) \Phi\left(\frac{-x\beta}{\sigma_\varepsilon}\right).
\end{aligned} \tag{II.23}$$

Regimeteil 5: $\Delta w^* < 0 \wedge D = 0$.

Ist die gewünschte Lohnänderung negativ und ist das Individuum nicht von der Abwärtslohnstarrheit betroffen, so kann die gewünschte Lohnkürzung auch reali-

sirt werden. Die beobachtete Lohnänderung ist in diesem Regimeteil $\Delta y = x\beta + \varepsilon + \mu$ mit $\mu = \Delta y - x\beta - \varepsilon$. Für die Likelihoodfunktion des Ereignisses $\mu = \Delta y - x\beta - \varepsilon$ und $\varepsilon < -x\beta$ gilt:

$$\begin{aligned}
L_{\Delta w^* < 0 \wedge D=0} &= \Pr(\mu = \Delta y - x\beta - \varepsilon, \varepsilon < -x\beta) = \int_{-\infty}^{-x\beta} f(\varepsilon, \Delta y - x\beta - \varepsilon) d\varepsilon \\
&= \frac{1}{2\pi\sigma_\varepsilon\sigma_\mu} \int_{-\infty}^{-x\beta} \exp\left(-\frac{1}{2}\left[\left(\frac{\varepsilon}{\sigma_\varepsilon}\right)^2 + \left(\frac{\Delta y - x\beta - \varepsilon}{\sigma_\mu}\right)^2\right]\right) d\varepsilon \\
&= \frac{1}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}} \phi\left(\frac{\Delta y - x\beta}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}}\right) \int_{-\infty}^{\left(\frac{-x\beta}{s} - \frac{\Delta y - x\beta}{s\sigma_\mu^2}\right)} \frac{1}{2\pi} \exp\left(-\frac{1}{2}t^2\right) dt \\
&= \frac{1}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}} \phi\left(\frac{\Delta y - x\beta}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}}\right) \left[\Phi\left(\frac{-x\beta}{s} - \frac{\Delta y - x\beta}{s\sigma_\mu^2}\right)\right].
\end{aligned} \tag{II.24}$$

Die zu maximierende Likelihoodfunktion für eine einzelne Beobachtung im Rahmen des NME-Modells sieht somit wie folgt aus:ⁱ

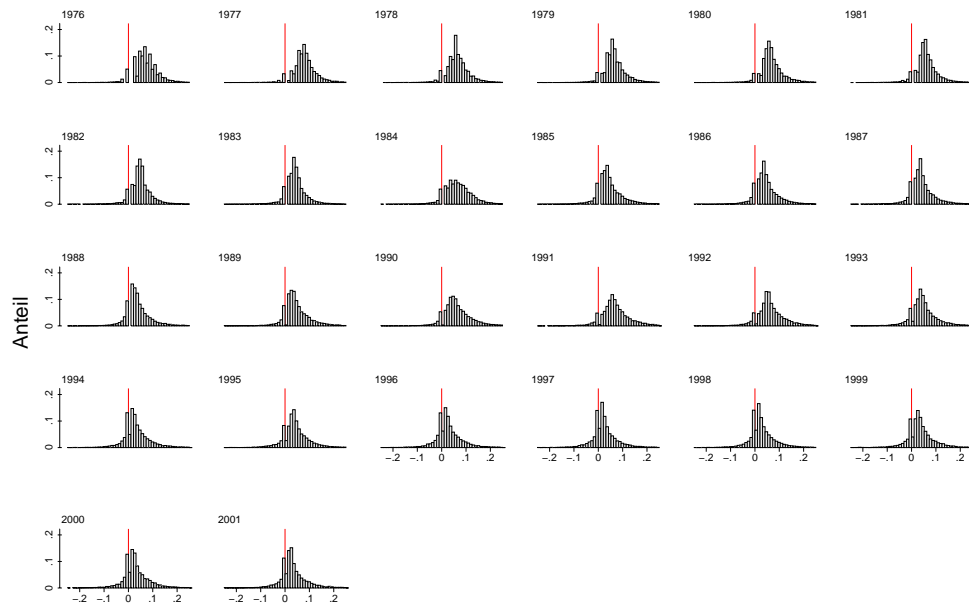
$$\begin{aligned}
LL^{NME}(\Omega, x | \Delta y) &= \frac{1}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}} \phi\left(\frac{\Delta y - x\beta}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}}\right) \left[1 - \Phi\left(\frac{(\Delta w^T - x\beta)s - \frac{\Delta y - x\beta}{s\sigma_\mu^2}}{s\sigma_\mu^2}\right)\right] \cdot 1 \\
&+ \frac{1}{\sigma_\mu} \phi\left(\frac{\Delta y - \Delta w^T}{\sigma_\mu}\right) \Phi\left(\frac{\Delta w^T - x\beta}{\sigma_\varepsilon}\right) \cdot \rho^T + \frac{1}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}} \phi\left(\frac{\Delta y - x\beta}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}}\right) \\
&\cdot \left[\Phi\left(\frac{(\Delta w^T - x\beta)s - \frac{\Delta y - x\beta}{s\sigma_\mu^2}}{s\sigma_\mu^2}\right) - \Phi\left(\frac{(0 - x\beta)s - \frac{\Delta y - x\beta}{s\sigma_\mu^2}}{s\sigma_\mu^2}\right)\right] \cdot (1 - \rho^T) \\
&+ \frac{1}{\sigma_\mu} \phi\left(\frac{\Delta y}{\sigma_\mu}\right) \Phi\left(\frac{-x\beta}{\sigma_\varepsilon}\right) \cdot \rho^N \\
&+ \frac{1}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}} \phi\left(\frac{\Delta y - x\beta}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}}\right) \left[\Phi\left(\frac{(-x\beta)s - \frac{\Delta y - x\beta}{s\sigma_\mu^2}}{s\sigma_\mu^2}\right)\right] \cdot (1 - \rho^N - \rho^T),
\end{aligned} \tag{II.25}$$

mit $\Omega = (\beta_1, \dots, \beta_j, \sigma_\varepsilon^2, \sigma_\mu^2, \rho^N, \rho^T)$ als dem Vektor der zu schätzenden Parameter.

ⁱ In der Studie von Fehr u.a. (2002), in der ebenfalls zwischen nominalen und tariflichen Abwärtslohnstarrheiten unterschieden wird und an der sich diese Untersuchung auch orientiert, erfolgt die Aufteilung der einzelnen Rigiditätsregimeteile anders. Beide Herleitungsvarianten wurden anhand von Simulationsschätzungen überprüft. Sie führen zu gleichen Ergebnissen, so dass sie als Alternativen angesehen werden können. Zu beachten ist nur, dass im Rahmen der hier dargestellten Modellierungen vorausgesetzt wird, dass die zweite Zensierungsgrenze (Tariflohnwachstum) größer als null (Zensierungsgrenze für die Abwärtsnominallohnrigidität) sein muss. Das ist in den hier verwendeten Tariflohn Daten für jede Periode und jeden Sektor der Fall.

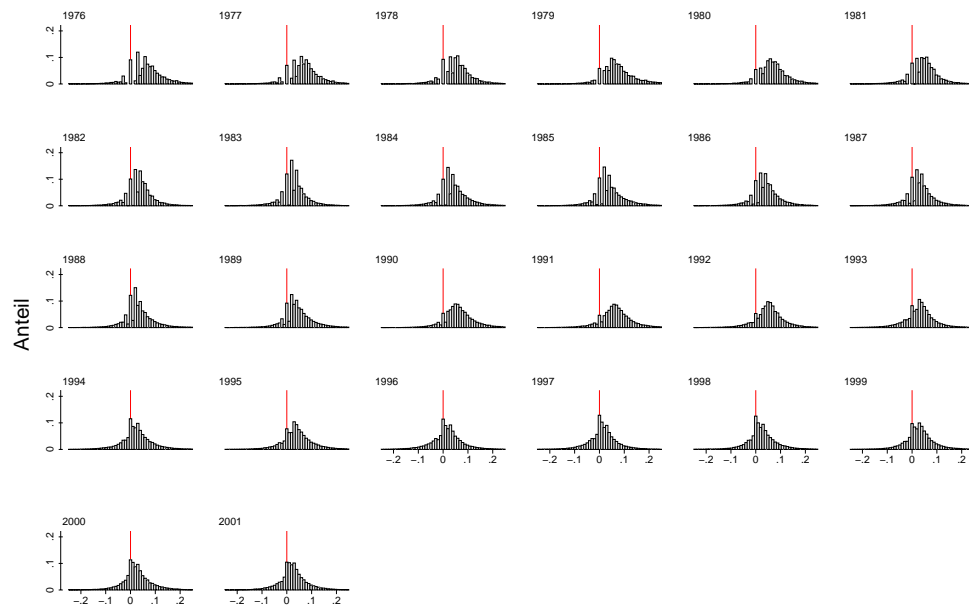
II.B ABBILDUNGEN

ABBILDUNG II-1: JÄHRLICHE ENTGELTÄNDERUNGSVERTEILUNGEN FÜR ANGESTELLTE IN WEST-DEUTSCHLAND



Log-Entgeltänderungen

ABBILDUNG II-2: JÄHRLICHE ENTGELTÄNDERUNGSVERTEILUNGEN FÜR ARBEITER IN WEST-DEUTSCHLAND



Log-Entgeltänderungen

ABBILDUNG II-3: JÄHRLICHE ENTGELTÄNDERUNGSVERTEILUNGEN FÜR WEIBLICHE ANGESTELLTE IN WEST-DEUTSCHLAND

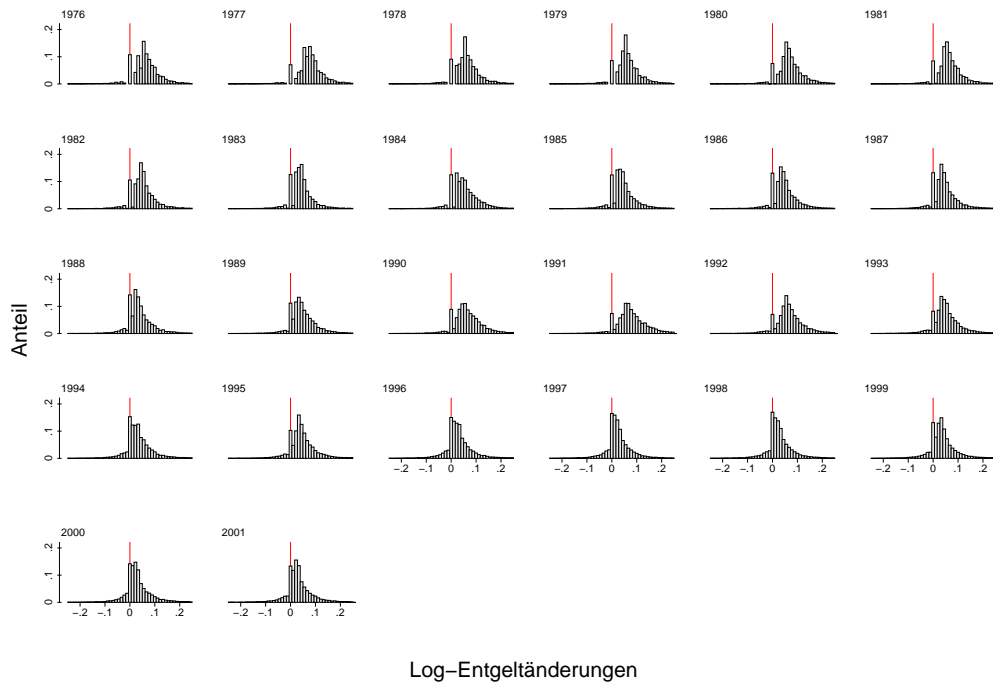


ABBILDUNG II-4: JÄHRLICHE ENTGELTÄNDERUNGSVERTEILUNGEN FÜR ARBEITERINNEN IN WEST-DEUTSCHLAND

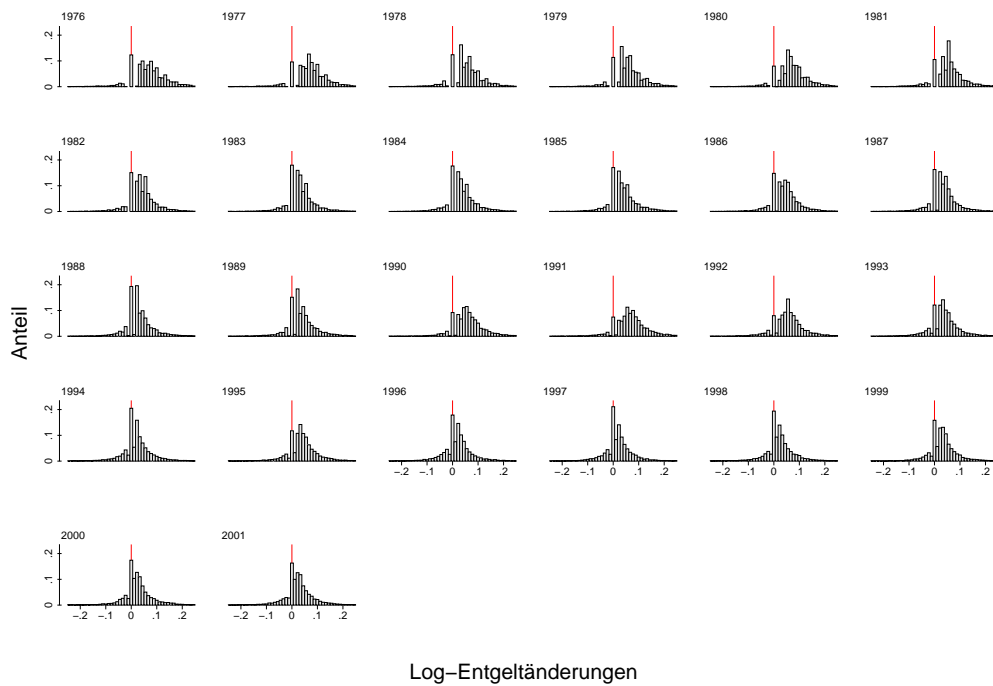
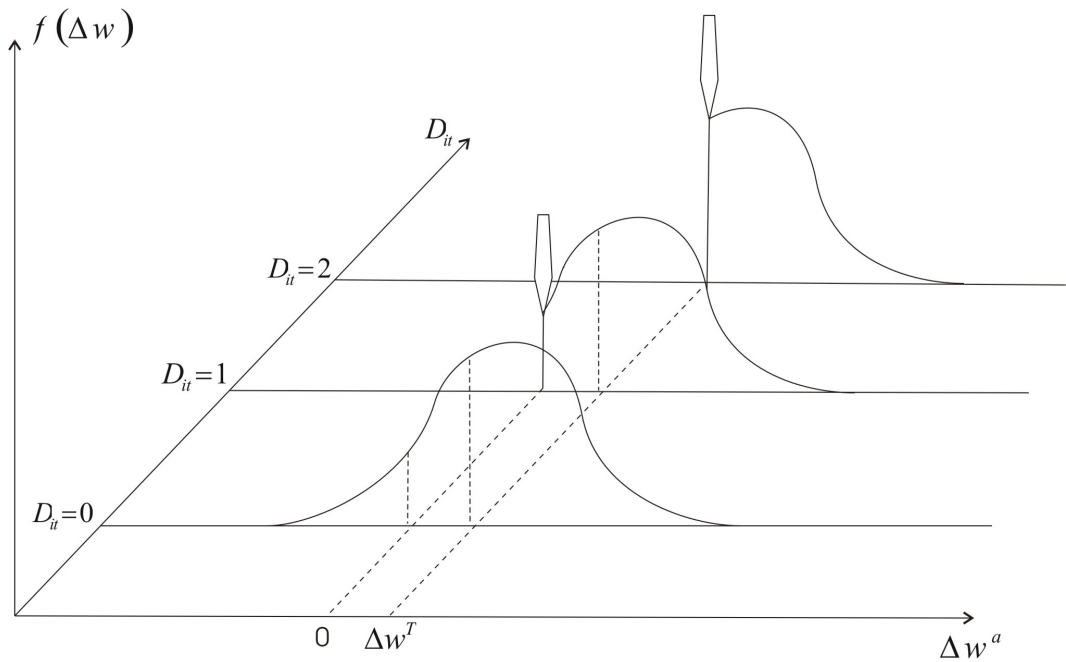


ABBILDUNG II-5: GRAFISCHE DARSTELLUNG DER EINZELNEN RIGIDITÄTSREGIME

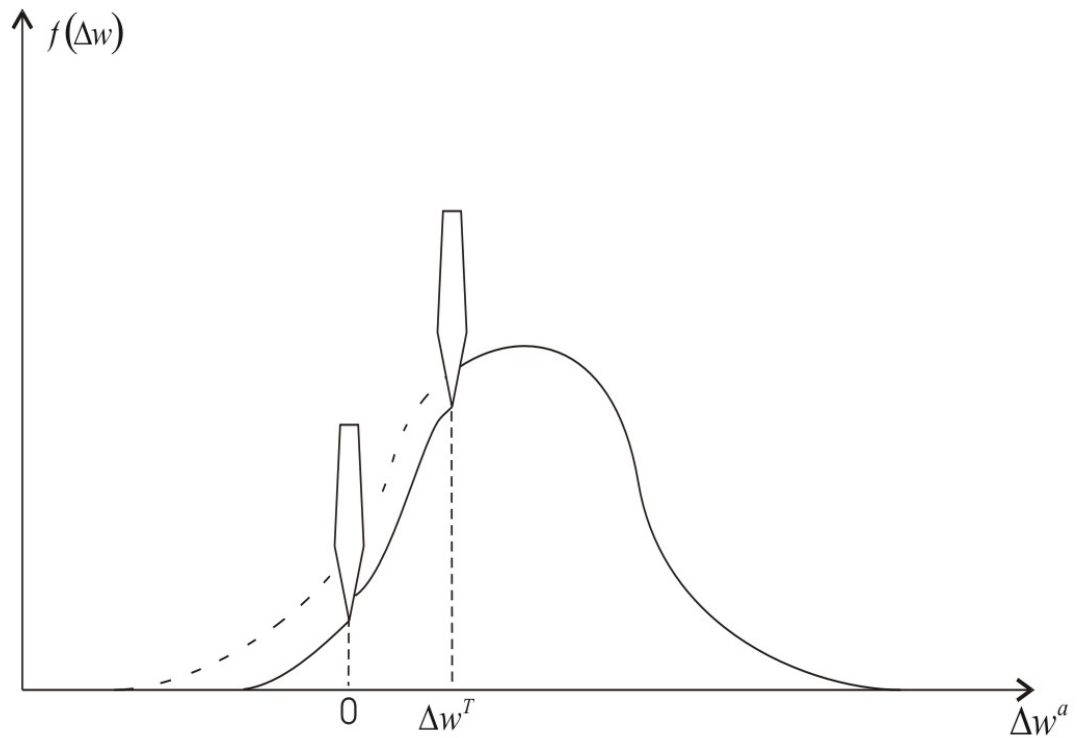
$D_{it} = 0$, falls das Individuum in das flexible Regime fällt, $\Pr(D_{it} = 0) = \rho^F$.

$D_{it} = 1$, falls das Individuum in das Nominallohnrigiditätsregime fällt, $\Pr(D_{it} = 1) = \rho^N$.

$D_{it} = 2$, falls das Individuum in das Tariflohnrigiditätsregime fällt, $\Pr(D_{it} = 2) = \rho^T$.

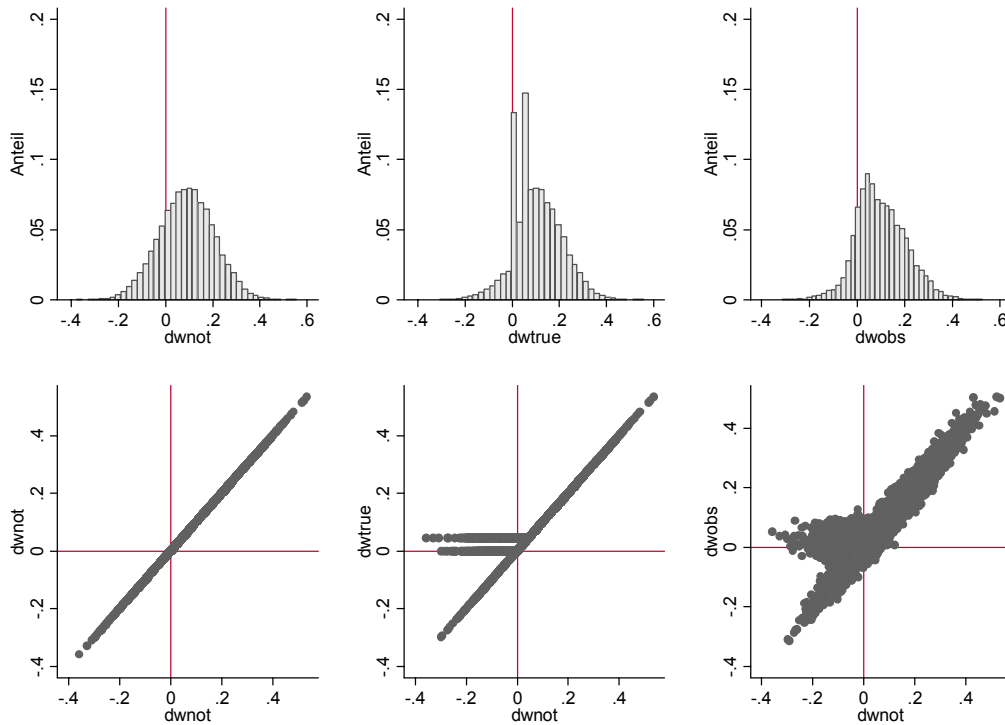
Δw^a : tatsächlich realisierte Nominallohnänderung.

Δw^T : tarifvertraglich vereinbarte Nominallohnänderung.

ABBILDUNG II-6: STILISIERTE DARSTELLUNG DER FAKTISCHEN LOHNÄNDERUNGSVERTEILUNG

Die tatsächlich realisierte faktische Nominallohnänderungsverteilung ergibt sich als gewichtete Kombination aus drei möglichen Rigiditätsregimen (F , N und T). Die Gewichtung der einzelnen Rigiditätsregime erfolgt mit den zugehörigen Regimewahrscheinlichkeiten (ρ^F , ρ^N , ρ^T). In der Darstellung wird angenommen, dass ρ^N und ρ^T größer null sind.

ABBILDUNG II-7: STILISIERTE DARSTELLUNG DER GEWÜNSCHTEN, DER TATSÄCHLICHEN UND DER BEOBACHTETEN LOHNÄNDERUNGSVERTEILUNG SOWIE DEREN STREUDIAGRAMME

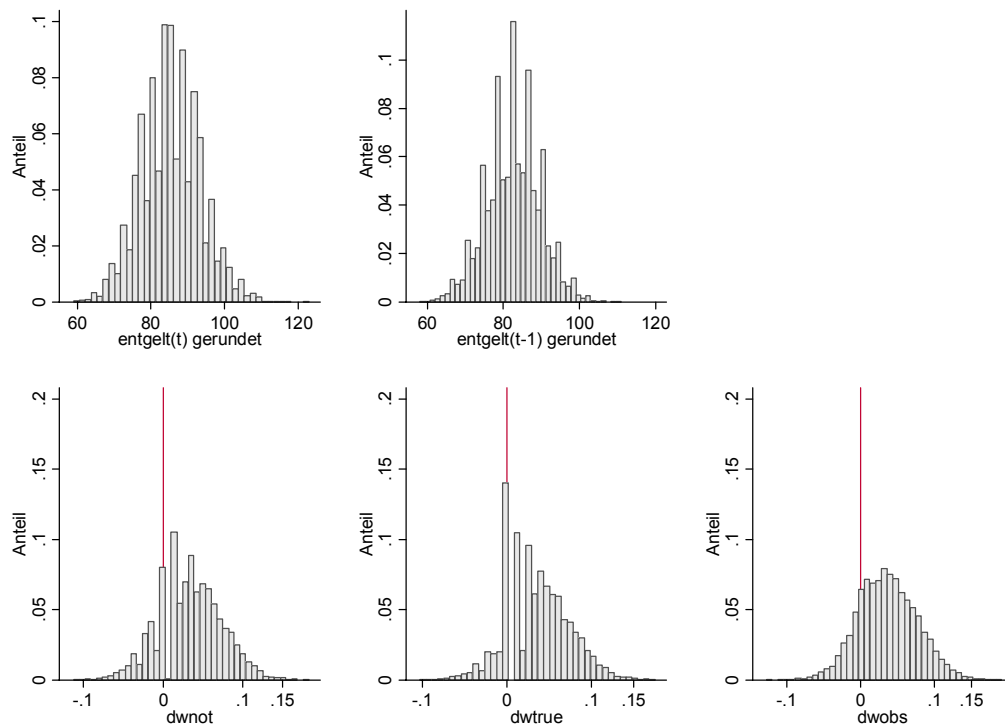


Normal-Measurement-Error-Modell:

b_0 (Konstante) = .01; b_1 (Parameter des Regressors) = 2.0; m_x (Regressor) = .04; σ^ε (Streuung der kontrafaktischen Gleichung) = .1; σ^μ (Streuung des Messfehlers) = .025; ρ^N (Nominallohnrigiditätsgrad) = .4; ρ^T (Tariflohnrigiditätsgrad) = .2.

Zur Definition der gewünschten (dwnot), der tatsächlichen (dwtrue) und der beobachteten (dwobs) Lohnänderungsverteilung siehe Abschnitt II.3.1 und II.3.2.

ABBILDUNG II-8: STILISIERTE DARSTELLUNG DER VERTEILUNGEN BEI VORLIEGEN VON RUNDUNGSFEHLERN IN DEN DATEN



Normal-Measurement-Error-Modell:

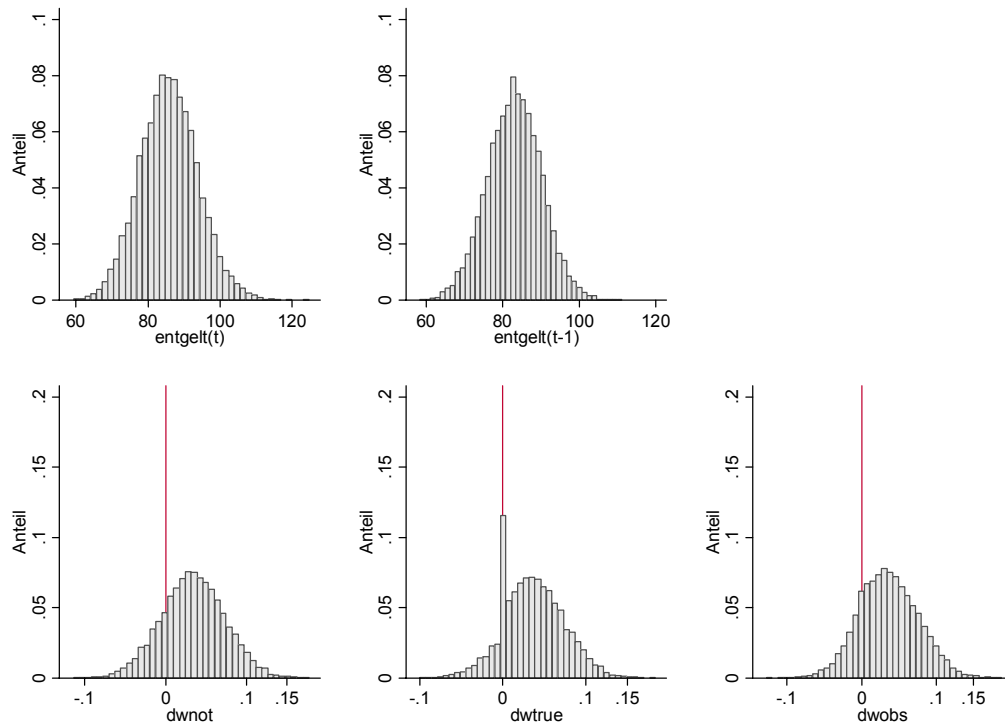
b_0 (Konstante) = .01; b_1 (Parameter des Regressors) = 1.2; m_x (Regressor) = .02; σ^ε (Streuung der kontrafaktischen Gleichung) = .015; σ^μ (Streuung des Messfehlers) = .015; ρ^N (Nominallohnrigiditätsgrad) = .4; ρ^T (Tariflohnrigiditätsgrad) = .005;

entgelt(t) gerundet: aktuelle Entgeltverteilung bei Vorliegen von Rundungsmessfehlern;

entgelt(t-1) gerundet: die um eine Periode verzögerte Entgeltverteilung bei Vorliegen von Rundungsmessfehlern.

Zur Definition der gewünschten (dw_{not}), der tatsächlichen (dw_{true}) und der beobachteten (dw_{obs}) Lohnänderungsverteilung siehe Abschnitt II.3.1 und II.3.2.

ABBILDUNG II-9: STILISIERTE DARSTELLUNG DER VERTEILUNGEN OHNE RUNDUNGSFEHLER IN DEN DATEN



Normal-Measurement-Error-Modell:

b_0 (Konstante) = .01; b_1 (Parameter des Regressors) = 1.2; m_x (Regressor) = .02; σ^ε (Streuung der kontrafaktischen Gleichung) = .015; σ^μ (Streuung des Messfehlers) = .015; ρ^N (Nominallohnrigiditätsgrad) = .4; ρ^T (Tariflohnrigiditätsgrad) = .005;

entgelt(t): aktuelle Entgeltverteilung;

entgelt(t-1): die um eine Periode verzögerte Entgeltverteilung.

Zur Definition der gewünschten (dwnot), der tatsächlichen (dwtrue) und der beobachteten (dwoobs) Lohnänderungsverteilung siehe Abschnitt II.3.1 und II.3.2.

II.C TABELLEN

TABELLE II-1: ÜBERBLICK ÜBER DIE MIKRODATENSTUDIEN ZUR GLEICHZEITIGEN UNTERSUCHUNG VON NACH UNTEN STARREN NOMINALEN UND REALEN ODER TARIFLICHEN LÖHNEN

Land	Studie	Daten/ Analyse	Modellierung der Zensierungsgrenze (ZG)	Methode/ Modell	rhon	rhor	Nominal bindend	Real/ tariflich bindend	Untersuchung der realen Effekte
D	Fehr u.a. (2002) Pfeiffer (2003)	IABS (1975–95) Querschnittanalyse	Approximation der ZG durch das jeweils aktuelle sektorspezifische Tariflohnwachstum	NME-Modell (Schwellenwert-Variante bei der Abwärtsnominallohnstarrheit, proportionale Variante bei der Abwärtsreallohnstarrheit)	-	0.70	0.07	0.46	auf der individuellen Ebene
	Bauer u.a. (2004)	IABS-R (1975–97) Querschnittanalyse	ZG als eine Funktion einer Konstanten und eines normalverteilten Störterms	Erweiterte Version des MME-Modells (Proportionale Variante)	0.17	0.50	0.06	0.29	auf der aggregierten Ebene
	Cornelißen und Hübler (2006)	GSOEP (1984–2004) Längsschnittanalyse	Approximation der ZG durch das jeweils aktuelle sektorspezifische Tariflohnwachstum	Restringiertes Modell mit bekannten Messfehlerregimeanteilen (Proportionale Variante)	0.02	0.45	-	-	auf der individuellen Ebene
NME-Modell (Proportionale Variante)				0.28	0.32	-	-		
UK	Barwell und Schweitzer (2005)	NESPD (1978–98) Längsschnittanalysen	ZG als eine Funktion von Jahresdummies und eines normalverteilten Störterms	Restringiertes Modell mit bekannten Messfehlerregimeanteilen (Proportionale Variante)	0.14	0.41	0.04 ⁽¹⁾	0.24 ⁽¹⁾	auf der individuellen Ebene
I	Maida u.a. (2005)	WHIP (1985–99) Längsschnittanalysen	<i>Alternative 1:</i> ZG als eine Funktion von Jahresdummies und eines normalverteilten Störterms	Erweiterte Version des MME-Modells (Proportionale Variante)	0.24	0.53	0.07	0.27	auf der Firmenebene

Land	Studie	Daten/ Analyse	Modellierung der Zensie- rungsgrenze (ZG)	Methode/ Modell	rhon	rhor	Nominal bindend	Real/ tariflich bindend	Untersuchung der realen Effekte
			<i>Alternative 2: ZG als eine Funktion von Tariflohnänderungen und eines normalverteilten Störterms</i>		0.26	0.50	0.08	0.26	sowie auf der aggregierten Ebene
CAN	Christofides und Li (2005)	HRDC (1976–2000) Längsschnittanalyse	Keine Modellierung der ZG, Identifikation der Abwärtsreallohnstarrheit durch den geschätzten Einfluss der Inflationsraten	Earnings-Function-Ansatz ohne Messfehlerberücksichtigung (Schwellenwert-Variante)	- (hoch)	- (hoch)	-	-	nein
D	Dickens u.a. (2006)	Alle verfügbaren Mikrodaten auf den nationalen Ebenen und ECHP (1993–2001) Querschnittanalysen	Approximation der realen ZG durch die geschätzte erwartete Inflationsrate	Weibull-Notional-Methode Zweistufiges Vorgehen mit der Messfehlerkorrektur in der ersten Stufe und der Schätzung nach unten starrer Löhne in der zweiten Stufe	0.09 ⁽²⁾	0.13 ⁽²⁾	-	-	auf der aggregierten Ebene
B					0.21 ⁽²⁾	0.29 ⁽²⁾	-	-	
A					0.37 ⁽²⁾	0.27 ⁽²⁾	-	-	
DK					0.38 ⁽²⁾	0.14 ⁽²⁾	-	-	
F					0.40 ⁽²⁾	0.50 ⁽²⁾	-	-	
I					0.65 ⁽²⁾	0.15 ⁽²⁾	-	-	
N					0.16 ⁽²⁾	0.22 ⁽²⁾	-	-	
P					0.66 ⁽²⁾	0.30 ⁽²⁾	-	-	
S					0.37 ⁽²⁾	0.52 ⁽²⁾	-	-	
CH					0.34 ⁽²⁾	0.31 ⁽²⁾	-	-	
UK					0.21 ⁽²⁾	0.23 ⁽²⁾	-	-	
USA					0.65 ⁽²⁾	0.06 ⁽²⁾	-	-	
GR					0.63 ⁽²⁾	0.03 ⁽²⁾	-	-	
IRL	0.12 ⁽²⁾	0.26 ⁽²⁾	-	-					

Land	Studie	Daten/ Analyse	Modellierung der Zensie- rungsgrenze (ZG)	Methode/ Modell	rhon	rhor	Nominal bindend	Real/ tariflich bindend	Untersuchung der realen Effekte
NL	Dickens u.a. (2007)	Alle verfügbaren Mikrodaten auf den nationalen Ebenen und ECHP (1993–2001) Querschnittanalysen	Approximation der realen ZG durch die geschätzte erwartete Inflationsrate	Variante des Symmetry- Ansatzes, Identifikation nach unten starrer Löhne ohne Messfehler- berücksichtigung	0.30 ⁽²⁾	0.12 ⁽²⁾	-	-	nein
FIN					0.20 ⁽²⁾	0.50 ⁽²⁾	-	-	
D					0.27 ⁽³⁾	0.15 ⁽³⁾	-	-	
B					0.14 ⁽³⁾	0.26 ⁽³⁾	-	-	
A					0.26 ⁽³⁾	0.22 ⁽³⁾	-	-	
DK					0.11 ⁽³⁾	0.05 ⁽³⁾	-	-	
F					0.12 ⁽³⁾	0.08 ⁽³⁾	-	-	
I					0.27 ⁽³⁾	0.10 ⁽³⁾	-	-	
N					0.35 ⁽³⁾	0.30 ⁽³⁾	-	-	
P					0.57 ⁽³⁾	0.26 ⁽³⁾	-	-	
S					0.43 ⁽³⁾	0.68 ⁽³⁾	-	-	
CH					0.25 ⁽³⁾	0.07 ⁽³⁾	-	-	
UK					0.17 ⁽³⁾	0.24 ⁽³⁾	-	-	
USA					0.46 ⁽³⁾	0.07 ⁽³⁾	-	-	
GR					0.35 ⁽³⁾	0.06 ⁽³⁾	-	-	
IRL					0.04 ⁽³⁾	0.17 ⁽³⁾	-	-	
NL					0.29 ⁽³⁾	0.01 ⁽³⁾	-	-	
FIN					0.31 ⁽³⁾	0.64 ⁽³⁾	-	-	

Anmerkungen:

⁽¹⁾ Die Werte wurden den grafischen Darstellungen nach urteilend angegeben, vgl. Barwell und Schweitzer (2005), Abb. 7, S. 22.

⁽²⁾ Die Werte wurden den grafischen Darstellungen nach urteilend angegeben, vgl. Dickens u.a. (2006), Abb. 4, S. 40.

⁽³⁾ Die Werte wurden den grafischen Darstellungen nach urteilend angegeben, vgl. Dickens u.a. (2007), Abb. 3, S. 23.

Datenabkürzungen:

IABS: IAB-Beschäftigtenstichprobe (D); IABS-R: IAB-Regionalstichprobe (D); GSOEP: German Socio Economic Panel (D); WHIP: Worker History Italian Panel (I); NESPD: New Earnings Survey Panel Dataset (UK); HRDC: Human Resource Development Canada (CAN); ECHP: European Community Household Panel (EU).

TABELLE II-2: ERGEBNISSE DER MONTE-CARLO-SIMULATIONEN I

N		10000				
Variable	Repl.	Mean	Std. Dev.	Min	Max	
DGP:						
d_b0	1000	0.01	0	0.01	0.01	
d_b1	1000	2	0	2	2	
d_se	1000	0.1	0	0.1	0.1	
d_rn	1000	0.4	0	0.4	0.4	
d_rt	1000	0.4	0	0.4	0.4	
d_mq	1000	1	0	1	1	
d_ms	1000	0.02	0	0.02	0.02	
d_rtz	1000	0.045	0	0.045	0.045	
t_rn	1000	0.4000	0.0047	0.3829	0.4149	
t_rt	1000	0.4001	0.0050	0.3852	0.4182	
SM:						
b0	1000	0.0099	0.0023	0.0019	0.0165	
b1	1000	2.0008	0.0411	1.8730	2.1263	
se	1000	0.1000	0.0010	0.0970	0.1037	
rn	1000	0.3998	0.0170	0.3418	0.4569	
rt	1000	0.4010	0.0177	0.3430	0.4559	
ms	1000	0.0201	0.0010	0.0175	0.0243	

Anmerkungen:

Der datengenerierende Prozess (DGP) enthält beide Rigiditätsarten (die nominale und die tarifliche Abwärtslohnrigidität). Beide Rigiditätsarten werden auch im Schätzmodell (SM) implementiert. Die tarifliche Zensierungsgrenze ist fest und bekannt.

d_* : Parameterwerte, die für den DGP vorgegebenen wurden;

t_* : Parameterwerte, die im Rahmen des DGP tatsächlich generiert wurden;

$b0$: Konstante; $b1$: Parameter der erklärenden Variablen X; se : Streuung der gewünschten Lohnänderungsgleichung; rn : Regimewahrscheinlichkeit für die Abwärtsnominallohnrigidität; rt : Regimewahrscheinlichkeit für die tarifliche Rigidität; mq : Anteil der messfehlerbehafteten Beobachtungen (hier immer gleich eins wegen des NME-Modells); ms : Streuung des Messfehlers; rtz : Zensierungsgrenze der tariflichen Abwärtslohnrigidität.

TABELLE II-3: ERGEBNISSE DER MONTE-CARLO-SIMULATIONEN 2

N		10000				
Variable	Repl.	Mean	Std.Dev.	Min	Max	
DGP:						
d_b0	1000	0.01	0	0.01	0.01	
d_b1	1000	2	0	2	2	
d_se	1000	0.1	0	0.1	0.1	
d_rn	1000	0.4	0	0.4	0.4	
d_rt	1000	0.4	0	0.4	0.4	
d_mq	1000	1	0	1	1	
d_ms	1000	0.02	0	0.02	0.02	
d_rtz	1000	0.045	0	0.045	0.045	
t_rn	1000	0.4000	0.0047	0.3829	0.4149	
t_rt	1000	0.4001	0.0050	0.3852	0.4182	
SM:						
b0	1000	0.0280	0.0018	0.0224	0.0343	
b1	1000	1.7807	0.0368	1.6533	1.8772	
se	1000	0.0904	0.0009	0.0871	0.0932	
rn	1000	0.7701	0.0186	0.7019	0.8378	
ms	1000	0.0278	0.0010	0.0245	0.0314	

Anmerkungen:

Der datengenerierende Prozess (DGP) enthält beide Rigiditätsarten (die nominale und die tarifliche Abwärtslohnrigidität). Im Rahmen des Schätzmodells (SM) wird aber nur die nominale Abwärtslohnrigidität berücksichtigt.

d_* : Parameterwerte, die für den DGP vorgegebenen wurden;

t_* : Parameterwerte, die im Rahmen des DGP tatsächlich generiert wurden;

$b0$: Konstante; $b1$: Parameter der erklärenden Variablen X; se : Streuung der gewünschten Lohnänderungsgleichung; rn : Regimewahrscheinlichkeit für die Abwärtsnominallohnrigidität; rt : Regimewahrscheinlichkeit für die tarifliche Rigidität; mq : Anteil der messfehlerbehafteten Beobachtungen (hier immer gleich eins wegen des NME-Modells); ms : Streuung des Messfehlers; rtz : Zensierungsgrenze der tariflichen Abwärtslohnrigidität.

TABELLE II-4: ERGEBNISSE DER MONTE-CARLO-SIMULATIONEN 3

N		10000				
Variable	Repl.	Mean	Std. Dev.	Min	Max	
DGP:						
d_b0	1000	0.01	0	0.01	0.01	
d_b1	1000	2	0	2	2	
d_se	1000	0.1	0	0.1	0.1	
d_rn	1000	0.4	0	0.4	0.4	
d_rt	1000	0.4	0	0.4	0.4	
d_mq	1000	1	0	1	1	
d_ms	1000	0.03	0	0.03	0.03	
d_rtz	1000	0.045	0	0.045	0.045	
t_rn	1000	0.4001	0.0049	0.3848	0.4158	
t_rt	1000	0.4000	0.0049	0.3837	0.4146	
f_rtz	1000	0.035	0	0.035	0.035	
SM:						
b0	1000	0.0095	0.0028	0.0018	0.0172	
b1	1000	2.0118	0.0457	1.8769	2.1570	
se	1000	0.0982	0.0011	0.0947	0.1017	
rn	1000	0.2357	0.0428	0.0810	0.3611	
rt	1000	0.5714	0.0461	0.4353	0.7409	
ms	1000	0.0349	0.0016	0.0292	0.0402	

Anmerkungen:

Der datengenerierende Prozess (DGP) enthält beide Rigiditätsarten (die nominale und die tarifliche Abwärtslohnrigidität). Beide Rigiditätsarten werden auch im Schätzmodell (SM) implementiert. Die tarifliche Zensierungsgrenze wird aber falsch vorgegeben. Fall 1: Die vermeintliche tarifliche Zensierungsgrenze (f_rtz) ist kleiner als die tatsächliche Zensierungsgrenze (d_rtz).

d_* : Parameterwerte, die für den DGP vorgegebenen wurden;

t_* : Parameterwerte, die im Rahmen des DGP tatsächlich generiert wurden;

$b0$: Konstante; $b1$: Parameter der erklärenden Variablen X; se : Streuung der gewünschten Lohnänderungsgleichung; rn : Regimewahrscheinlichkeit für die Abwärtsnominallohnrigidität; rt : Regimewahrscheinlichkeit für die tarifliche Rigidität; mq : Anteil der messfehlerbehafteten Beobachtungen (hier immer gleich eins wegen des NME-Modells); ms : Streuung des Messfehlers; rtz : Zensierungsgrenze der tariflichen Abwärtslohnrigidität.

TABELLE II-5: ERGEBNISSE DER MONTE-CARLO-SIMULATIONEN 4

N		10000				
Variable	Repl.	Mean	Std. Dev.	Min	Max	
DGP:						
d_b0	1000	0.01	0	0.01	0.01	
d_b1	1000	2	0	2	2	
d_se	1000	0.1	0	0.1	0.1	
d_rn	1000	0.4	0	0.4	0.4	
d_rt	1000	0.4	0	0.4	0.4	
d_mq	1000	1	0	1	1	
d_ms	1000	0.03	0	0.03	0.03	
d_rtz	1000	0.045	0	0.045	0.045	
t_rn	1000	0.4001	0.0049	0.3848	0.4158	
t_rr	1000	0.4000	0.0049	0.3837	0.4146	
f_rtz	1000	0.055	0	0.055	0.055	
SM:						
b0	1000	0.0082	0.0027	-0.0016	0.0158	
b1	1000	2.0204	0.0450	1.8998	2.1672	
se	1000	0.1012	0.0011	0.0979	0.1048	
rn	1000	0.4765	0.0201	0.4205	0.5302	
rt	1000	0.3282	0.0202	0.2686	0.3937	
ms	1000	0.0278	0.0014	0.0236	0.0317	

Anmerkungen:

Der datengenerierende Prozess (DGP) enthält beide Rigiditätsarten (die nominale und die tarifliche Abwärtslohnrigidität). Beide Rigiditätsarten werden auch im Schätzmodell (SM) implementiert. Die tarifliche Zensierungsgrenze wird aber falsch vorgegeben. Fall 2: Die vermeintliche tarifliche Zensierungsgrenze (f_rtz) ist größer als die tatsächliche Zensierungsgrenze (d_rtz).

d_* : Parameterwerte, die für den DGP vorgegebenen wurden;

t_* : Parameterwerte, die im Rahmen des DGP tatsächlich generiert wurden;

$b0$: Konstante; $b1$: Parameter der erklärenden Variablen X; se : Streuung der gewünschten Lohnänderungsgleichung; rn : Regimewahrscheinlichkeit für die Abwärtsnominallohnrigidität; rt : Regimewahrscheinlichkeit für die tarifliche Rigidität; mq : Anteil der messfehlerbehafteten Beobachtungen (hier immer gleich eins wegen des NME-Modells); ms : Streuung des Messfehlers; rtz : Zensierungsgrenze der tariflichen Abwärtslohnrigidität.

TABELLE II-6: ERGEBNISSE DER MONTE-CARLO-SIMULATIONEN 5

N		10000				
Variable	Repl.	Mean	Std. Dev.	Min	Max	
DGP:						
d_b0	1000	0.01	0	0.01	0.01	
d_b1	1000	2	0	2	2	
d_se	1000	0.1	0	0.1	0.1	
d_rn	1000	0.4	0	0.4	0.4	
d_rt	1000	0.4	0	0.4	0.4	
d_mq	1000	1	0	1	1	
d_ms	1000	0.02	0	0.02	0.02	
d_rtz	1000	0.05	0	0.05	0.05	
t_rn	1000	0.4001	0.0049	0.3818	0.4149	
t_rt	1000	0.4002	0.0048	0.3858	0.4182	
f_rtz	1000	0.0350	0.0000	0.0350	0.0350	
SM:						
b0	1000	0.0099	0.0025	0.0016	0.0162	
b1	1000	2.0013	0.0416	1.8843	2.1556	
se	1000	0.1000	0.0010	0.0963	0.1030	
rn	1000	0.3997	0.0175	0.3447	0.4574	
rt	1000	0.4010	0.0172	0.3493	0.4539	
drtz	1000	0.0150	0.0011	0.0115	0.0185	
ms	1000	0.0200	0.0009	0.0171	0.0230	

Anmerkungen:

Der datengenerierende Prozess (DGP) enthält beide Rigiditätsarten (die nominale und die tarifliche Abwärtslohnrigidität). Beide Rigiditätsarten werden auch im Schätzmodell (SM) implementiert. Die tarifliche Zensierungsgrenze wird als fest aber unbekannt modelliert (siehe Gleichung (II.8)). Der unbekannte Teil der Zensierungsgrenze ($drtz$) wird im Rahmen des Modells geschätzt.

d_* : Parameterwerte, die für den DGP vorgegeben wurden;

t_* : Parameterwerte, die im Rahmen des DGP tatsächlich generiert wurden;

$b0$: Konstante; $b1$: Parameter der erklärenden Variablen X ; se : Streuung der gewünschten Lohnänderungsgleichung; rn : Regimewahrscheinlichkeit für die Abwärtsnominallohnrigidität; rt : Regimewahrscheinlichkeit für die tarifliche Rigidität; mq : Anteil der messfehlerbehafteten Beobachtungen (hier immer gleich eins wegen des NME-Modells); ms : Streuung des Messfehlers; rtz : Zensierungsgrenze der tariflichen Abwärtslohnrigidität.

TABELLE II-7: ERGEBNISSE FÜR MÄNNER IN WEST-DEUTSCHLAND (VARIANTE I)

Arbeiter				Angestellte			
	Coef.	Std. Err.	z		Coef.	Std. Err.	z
D8401	-0.0195	0.0005	-37.38	D8401	0.0098	0.0005	18.9
D1u	-2.7620	0.0358	-77.12	D1u	-1.7123	0.0333	-51.38
D2u	-0.0551	0.0395	-1.39	D2u	-0.0713	0.0380	-1.87
D3u	0.2665	0.0414	6.44	D3u	0.1872	0.0382	4.9
Inf	0.6584	0.0299	22.05	Inf	0.5005	0.0277	18.06
Inf1	0.2268	0.0411	5.51	Inf1	0.0393	0.0391	1.01
Inf2	0.1149			Inf2	0.4601		
exp	-0.0032	0.0001	-27.66	exp	-0.0093	0.0001	-77.42
expsq	0.00004	0.0000	16.82	expsq	0.0001	0.0000	54.19
biD2	-0.0014	0.0008	-1.83	biD2	-0.0077	0.0011	-7.08
stDFach	0.0003	0.0010	0.31	stDMeist	0.0024	0.0010	2.47
natDAusl	0.0096	0.0007	13.62	natDAusl	0.0115	0.0019	6.15
wzwD3	0.0063	0.0007	8.69	wzwD3	0.0015	0.0009	1.64
wzwD4	0.0065	0.0008	8.03	wzwD4	0.0055	0.0009	5.77
wzwD5	-0.0071	0.0009	-8.1	wzwD5	-0.0034	0.0011	-3.19
wzwD6	-0.0103	0.0013	-8.03	wzwD6	-0.0088	0.0014	-6.19
wzwD7	0.0044	0.0010	4.58	wzwD7	-0.0050	0.0016	-3.24
wzwD8	-0.0077	0.0012	-6.41	wzwD8	-0.0139	0.0024	-5.79
wzwD9	-0.0051	0.0012	-4.15	wzwD9	-0.0069	0.0009	-7.79
wzwD10	-0.0134	0.0015	-8.69	wzwD10	-0.0129	0.0010	-13.37
wzwD11	-0.0119	0.0010	-12.18	wzwD11	-0.0040	0.0011	-3.48
wzwD13	-0.0027	0.0020	-1.37	wzwD12	0.0020	0.0008	2.45
cons	0.0209	0.0016	13.4	cons	0.1106	0.0017	65.32
se	0.1022	0.0005	215.68	se	0.0922	0.0005	186.88
ms	0.0304	0.0002	169.04	ms	0.0231	0.0001	157.24
rigf	0.1254	0.0021	60.05	rigf	0.0804	0.0014	59.39
rign	0.2823	0.0019	147.19	rign	0.1147	0.0020	56.66
rigt	0.5924	0.0029	206.63	rigt	0.8049	0.0028	292.19
N	471987	aic	-1285974	N	374224	aic	-1198668
ll	643014.04	bic	-1285675	ll	599360.33	bic	-1198387

Anmerkungen:

se: Streuung des Störterms der gewünschten Entgeltänderungsgleichung; *ms*: Streuung des Messfehlers; *rigf*: Wahrscheinlichkeit für das flexible Regime; *rign*: Wahrscheinlichkeit für das Abwärtsnominallohnrigiditätsregime; *rigt*: Wahrscheinlichkeit für das Tariflohnrigiditätsregime;

D8401: Dummy für die Berücksichtigung des Strukturbruchs im Jahr 1984; *D1u*, *D2u*, *D3u*: aktuelle und verzögerte Änderungsraten der Arbeitslosenquote; *Inf*, *Inf1*, *Inf2*: aktuelle und verzögerte Werte der Inflationsrate; *exp*: Erfahrung; *expsq*: quadrierte Erfahrung; *biD2*: Dummy für die Bildungskategorie 2 (Beschäftigte mit Volks-, Haupt- und Realschulabschluss und mit Berufsausbildung); *stD**: Dummies für die Variable „Stellung im Beruf“; *natDAusl*: Dummy für die Nationalität (*natDAusl*=1 falls Ausländer); *wzwD**: Sektordummies; *cons*: Konstante.

Die Signifikanz von *Inf2* hängt aufgrund der hier vorgenommenen Restriktion ($Inf+Inf1+Inf2=1$) von der Signifikanz beider Parameter *Inf* und *Inf1* ab.

TABELLE II-8: ERGEBNISSE FÜR MÄNNER IN WEST-DEUTSCHLAND (VARIANTE 2)

Arbeiter				Angestellte			
	Coef.	Std. Err.	z		Coef.	Std. Err.	z
D8401	-0.0121	0.0006	-20.47	D8401	0.0168	0.0006	26.92
D1u	-2.0988	0.0383	-54.81	D1u	-1.3720	0.0373	-36.76
D2u	-0.3834	0.0440	-8.71	D2u	-0.4666	0.0446	-10.46
D3u	0.2771	0.0458	6.05	D3u	0.0869	0.0431	2.01
Inf	0.6954	0.0334	20.8	Inf	0.4697	0.0316	14.86
Inf1	0.0489	0.0463	1.05	Inf1	0.1357	0.0444	3.05
Inf2	0.2557			Inf2	0.3946		
exp	-0.0033	0.0001	-27.58	exp	-0.0100	0.0001	-74.95
expsq	0.00004	0.0000	16.54	expsq	0.0001	0.0000	52.87
biD2	-0.0012	0.0008	-1.51	biD2	-0.0076	0.0012	-6.38
stDFach	-0.00003	0.0010	-0.03	stDMeist	0.0008	0.0011	0.70
natDAusl	0.0108	0.0007	14.8	natDAusl	0.0125	0.0020	6.30
cons	0.0134	0.0017	8.07	cons	0.1075	0.0018	58.36
dzg_jD76	0.0091	0.0006	15.21	dzg_jD76	0.0100	0.0004	25.59
dzg_jD77	-0.0051	0.0005	-10.29	dzg_jD77	0.0064	0.0003	21.25
dzg_jD78	0.0027	0.0005	5.04	dzg_jD78	0.0110	0.0003	34.93
dzg_jD79	0.0090	0.0005	17.7	dzg_jD79	0.0066	0.0003	24.32
dzg_jD80	0.0043	0.0005	9.47	dzg_jD80	-0.0013	0.0003	-5.09
dzg_jD81	-0.0063	0.0004	-14.64	dzg_jD81	0.0025	0.0002	10.18
dzg_jD82	-0.0060	0.0004	-14.05	dzg_jD82	0.0030	0.0002	12.25
dzg_jD83	-0.0049	0.0004	-11.93	dzg_jD83	0.0035	0.0002	14.66
dzg_jD84	0.0125	0.0005	23.36	dzg_jD84	0.0262	0.0008	34.34
dzg_jD85	-0.0065	0.0005	-12.09	dzg_jD85	0.0028	0.0003	8.05
dzg_jD86	0.0029	0.0005	6.17	dzg_jD86	0.0033	0.0003	9.99
dzg_jD87	-0.0100	0.0005	-21.55	dzg_jD87	-0.0060	0.0003	-18.16
dzg_jD88	-0.0082	0.0005	-17.42	dzg_jD88	-0.0021	0.0004	-5.93
dzg_jD89	-0.0020	0.0005	-4.32	dzg_jD89	0.0060	0.0004	15.45
dzg_jD90	0.0074	0.0006	12.94	dzg_jD90	0.0072	0.0005	15.57
dzg_jD91	-0.0028	0.0005	-5.88	dzg_jD91	-0.0082	0.0005	-15.91
dzg_jD92	-0.0103	0.0005	-21.36	dzg_jD92	-0.0108	0.0006	-18.44
dzg_jD93	-0.0178	0.0006	-31.7	dzg_jD93	-0.0046	0.0004	-10.32
dzg_jD94	-0.0103	0.0006	-16.48	dzg_jD94	-0.0031	0.0004	-7.04
dzg_jD95	-0.0030	0.0006	-5.01	dzg_jD95	-0.0127	0.0005	-27.37
dzg_jD96	-0.0185	0.0009	-44.03	dzg_jD96	-0.0161	0.0005	-32.04
dzg_jD97	-0.0054	0.0006	-9.14	dzg_jD97	0.0014	0.0004	3.33
dzg_jD98	-0.0049	0.0005	-9.23	dzg_jD98	-0.0057	0.0004	-13.26
dzg_jD99	-0.0051	0.0006	-8.61	dzg_jD99	-0.0049	0.0005	-9.57
dzg_jD00	-0.0089	0.0005	-16.61	dzg_jD00	-0.0108	0.0005	-20.63
dzg_jD01	-0.0054	0.0005	-9.9	dzg_jD01	-0.0089	0.0005	-17.16
se	0.1042	0.0005	200.7	se	0.0961	0.0006	170.07
ms	0.0320	0.0002	165.2	ms	0.0236	0.0001	162.48
rigf	0.1177	0.0022	54.42	rigf	0.0695	0.0013	52.87
rign	0.2071	0.0026	80.68	rign	0.1079	0.0019	57.25
rigt	0.6752	0.0033	205.07	rigt	0.8227	0.0024	345.38
N	471987	aic	-1293374	N	374224	aic	-1209645
ll	646740.25	bic	-1292788	ll	604874.94	bic	-1209082

Anmerkung:

dzg_jD*: Abweichung der vermeintlichen tariflichen Zensierungsgrenzen von den tatsächlichen Tariflohnsteigerungen (siehe auch Anmerkungen zur Tabelle II-7).

TABELLE II-9: ERGEBNISSE FÜR MÄNNER IN WEST-DEUTSCHLAND IN ABHÄNGIGKEIT VON DER ALTERSSTRUKTUR DER BESCHÄFTIGTEN (VARIANTE 2)

	Alter	rhon	rhot	rhof	N
Arbeiter	25-35	0.206 (0.005)	0.699 (0.006)	0.090 (0.003)	160244
	36-45	0.211 (0.005)	0.675 (0.006)	0.114 (0.004)	142073
	46-55	0.198 (0.005)	0.664 (0.006)	0.138 (0.005)	127261
	56-62	0.201 (0.008)	0.660 (0.009)	0.139 (0.007)	42409
Angestellte	25-35	0.056 (0.004)	0.901 (0.004)	0.042 (0.002)	119257
	36-45	0.100 (0.003)	0.845 (0.004)	0.055 (0.002)	108566
	46-55	0.121 (0.003)	0.810 (0.004)	0.069 (0.003)	99899
	56-62	0.130 (0.004)	0.783 (0.006)	0.087 (0.004)	46502

Anmerkung:

In den Klammern sind die Standardabweichungen ausgewiesen.

TABELLE II-10: ERGEBNISSE FÜR MÄNNER IN WEST-DEUTSCHLAND IN ABHÄNGIGKEIT VON DER QUALIFIKATIONSSTRUKTUR DER BESCHÄFTIGTEN (VARIANTE 2)

		rhon	rhot	rhof	N
Arbeiter	qualifiziert	0.203 (0.003)	0.683 (0.004)	0.114 (0.003)	324914
	unqualifiziert	0.211 (0.005)	0.664 (0.006)	0.126 (0.004)	147073
Angestellte	qualifiziert	0.108 (0.002)	0.822 (0.002)	0.070 (0.001)	356843
	unqualifiziert	0.108 (0.007)	0.833 (0.009)	0.059 (0.005)	17381

Anmerkung:

In den Klammern sind die Standardabweichungen ausgewiesen.

TABELLE II-11: ERGEBNISSE FÜR FRAUEN IN WEST-DEUTSCHLAND (VARIANTE 1)

Arbeiterinnen				Angestellte			
	Coef.	Std. Err.	z		Coef.	Std. Err.	z
D8401	-0.0261	0.0008	-34.23	D8401	0.0026	0.0007	3.92
D1u	-2.7498	0.0532	-51.66	D1u	-1.2497	0.0405	-30.88
D2u	-0.3013	0.0588	-5.12	D2u	-0.5694	0.0475	-11.99
D3u	0.2820	0.0609	4.63	D3u	-0.2023	0.0481	-4.21
Inf	0.0518	0.0426	1.21	Inf	0.4509	0.0344	13.11
Inf1	1.1388	0.0616	18.49	Inf1	0.2935	0.0468	6.27
Inf2	-0.1906			Inf2	0.2556		
exp	-0.0003	0.0002	-1.67	exp	-0.0051	0.0001	-39.6
expsq	0.0000	0.0000	-4.84	expsq	0.0001	0.0000	19.2
biD2	-0.0011	0.0011	-0.98	biD2	-0.0042	0.0009	-4.75
stDFach	-0.0034	0.0016	-2.1	stDMeist	0.0064	0.0129	0.5
natDAusl	0.0067	0.0009	7.86	natDAusl	0.0145	0.0021	7.04
wzwD3	0.0114	0.0016	7.3	wzwD3	0.0033	0.0014	2.41
wzwD4	0.0126	0.0013	9.93	wzwD4	0.0077	0.0014	5.65
wzwD5	0.0022	0.0013	1.69	wzwD5	-0.0015	0.0015	-0.99
wzwD6	0.0072	0.0017	4.2	wzwD6	-0.0167	0.0017	-9.88
wzwD7	0.0064	0.0095	0.67	wzwD7	0.0003	0.0022	0.13
wzwD8	0.0181	0.0056	3.21	wzwD8	0.0035	0.0021	1.64
wzwD9	0.0128	0.0023	5.6	wzwD9	-0.0004	0.0013	-0.31
wzwD10	0.0008	0.0021	0.38	wzwD10	-0.0067	0.0012	-5.69
wzwD11	0.0048	0.0025	1.95	wzwD11	0.0043	0.0016	2.78
wzwD13	-0.0018	0.0017	-1.07	wzwD12	0.0025	0.0011	2.23
cons	-0.0320	0.0028	-11.5	cons	0.0229	0.0021	10.82
se	0.1229	0.0007	165.42	se	0.1252	0.0006	198.33
ms	0.0301	0.0002	141.42	ms	0.0274	0.0002	148.37
rigf	0.0873	0.0016	53.37	rigf	0.0690	0.0009	73.71
rign	0.2612	0.0023	111.68	rign	0.1245	0.0026	47.02
rigr	0.6515	0.0032	202.04	rigr	0.8065	0.0032	248.3
N	305128	aic	-826802	N	484511	aic	-1402875
ll	413428.4	bic	-826515	ll	701464.91	bic	-1402576

Anmerkungen:

se: Streuung des Störterms der gewünschten Entgeltänderungsgleichung; *ms*: Streuung des Messfehlers; *rigf*: Wahrscheinlichkeit für das flexible Regime; *rign*: Wahrscheinlichkeit für das Abwärtsnominallohnrigiditätsregime; *rigr*: Wahrscheinlichkeit für das Tariflohnrigiditätsregime;

D8401: Dummy für die Berücksichtigung des Strukturbruchs im Jahr 1984; *D1u*, *D2u*, *D3u*: aktuelle und verzögerte Änderungsraten der Arbeitslosenquote; *Inf*, *Inf1*, *Inf2*: aktuelle und verzögerte Werte der Inflationsrate; *exp*: Erfahrung; *expsq*: quadrierte Erfahrung; *biD2*: Dummy für die Bildungskategorie 2 (Beschäftigte mit Volks-, Haupt- und Realschulabschluss und mit Berufsausbildung); *stD**: Dummies für die Variable „Stellung im Beruf“; *natDAusl*: Dummy für die Nationalität (*natDAusl*=1 falls Ausländer); *wzwD**: Sektordummies; *cons*: Konstante.

Die Signifikanz von *Inf2* hängt aufgrund der hier vorgenommenen Restriktion ($Inf+Inf1+Inf2=1$) von der Signifikanz beider Parameter *Inf* und *Inf1* ab.

TABELLE II-12: ERGEBNISSE FÜR FRAUEN IN WEST-DEUTSCHLAND (VARIANTE 2)

Arbeiterinnen				Angestellte			
	Coef.	Std. Err.	z		Coef.	Std. Err.	z
D8401	-0.0164	0.0008	-19.64	D8401	0.0075	0.0007	10.33
D1u	-1.9080	0.0570	-33.48	D1u	-1.0320	0.0439	-23.48
D2u	-0.6168	0.0653	-9.44	D2u	-0.7808	0.0523	-14.93
D3u	0.2665	0.0661	4.03	D3u	-0.3081	0.0524	-5.88
Inf	0.2729	0.0472	5.78	Inf	0.4043	0.0377	10.72
Inf1	0.6282	0.0674	9.31	Inf1	0.2299	0.0512	4.49
Inf2	0.0989			Inf2	0.3658		
exp	-0.0003	0.0002	-1.76	exp	-0.0051	0.0001	-38.41
expsq	-0.00002	0.0000	-4.93	expsq	0.0001	0.0000	18.44
biD2	-0.0003	0.0012	-0.23	biD2	-0.0029	0.0009	-3.1
stDFach	-0.0036	0.0017	-2.11	stDMeist	0.0027	0.0142	0.19
natDAusl	0.0078	0.0009	8.82	natDAusl	0.0155	0.0021	7.3
cons	-0.0443	0.0030	-14.92	cons	0.0123	0.0023	5.4
dzg_jD76	0.0188	0.0006	29.64	dzg_jD76	0.0091	0.0004	22.69
dzg_jD77	-0.0016	0.0005	-3.03	dzg_jD77	0.0105	0.0004	28.85
dzg_jD78	0.0087	0.0005	16.69	dzg_jD78	0.0113	0.0004	31.07
dzg_jD79	0.0020	0.0005	3.86	dzg_jD79	0.0090	0.0004	25.79
dzg_jD80	0.0074	0.0005	15.69	dzg_jD80	0.0037	0.0003	10.58
dzg_jD81	0.0019	0.0004	4.4	dzg_jD81	0.0082	0.0003	24.63
dzg_jD82	-0.0041	0.0005	-8.72	dzg_jD82	0.0064	0.0003	19.7
dzg_jD83	-0.0020	0.0005	-4.37	dzg_jD83	0.0032	0.0003	11.06
dzg_jD84	0.0110	0.0005	21.78	dzg_jD84	0.0166	0.0006	29.47
dzg_jD85	-0.0085	0.0005	-16.18	dzg_jD85	0.0063	0.0003	18.9
dzg_jD86	0.0077	0.0005	15.3	dzg_jD86	0.0062	0.0004	17.49
dzg_jD87	-0.0071	0.0005	-15.19	dzg_jD87	-0.0008	0.0003	-2.4
dzg_jD88	-0.0066	0.0005	-12.17	dzg_jD88	0.0013	0.0004	3.63
dzg_jD89	-0.0024	0.0005	-4.54	dzg_jD89	0.0120	0.0004	31.03
dzg_jD90	0.0153	0.0006	23.94	dzg_jD90	0.0147	0.0005	32.27
dzg_jD91	-0.0014	0.0006	-2.45	dzg_jD91	0.0019	0.0004	4.14
dzg_jD92	-0.0140	0.0006	-24.44	dzg_jD92	0.0017	0.0005	3.63
dzg_jD93	-0.0179	0.0006	-29.11	dzg_jD93	0.0015	0.0004	3.92
dzg_jD94	-0.0162	0.0007	-22.41	dzg_jD94	0.0040	0.0004	10.78
dzg_jD95	-0.0011	0.0008	-1.45	dzg_jD95	-0.0053	0.0004	-14.66
dzg_jD96	-0.0298	0.0008	-38.04	dzg_jD96	-0.0076	0.0004	-21.17
dzg_jD97	0.0023	0.0007	3.44	dzg_jD97	0.0076	0.0003	23.27
dzg_jD98	-0.0068	0.0007	-9.78	dzg_jD98	-0.0015	0.0003	-4.42
dzg_jD99	-0.0005	0.0006	-0.77	dzg_jD99	0.0008	0.0004	2.04
dzg_jD00	-0.0053	0.0007	-8.09	dzg_jD00	-0.0059	0.0004	-15.42
dzg_jD01	-0.0010	0.0007	-1.49	dzg_jD01	-0.0033	0.0004	-8.5
se	0.1261	0.0008	160.05	se	0.1287	0.0007	189.65
ms	0.0304	0.0002	142.27	ms	0.0259	0.0002	144.78
rigf	0.0840	0.0016	51.16	rigf	0.0658	0.0009	69.58
rign	0.2235	0.0025	88.89	rign	0.1740	0.0023	75.71
rigr	0.6925	0.0032	217.45	rigr	0.7601	0.0028	268.79
N	305128	aic	-833931	N	484511	aic	-1411598
ll	417018.96	bic	-833369	ll	705851.77	bic	-1411010

Anmerkung:

*dzg_jD**: Abweichung der vermeintlichen tariflichen Zensierungsgrenzen von den tatsächlichen Tariflohnsteigerungen (siehe auch Anmerkungen zur Tabelle II-11).

LITERATURVERZEICHNIS

Agell, J. und H. Bennmærker (2007), Wage incentives and wage rigidity: A representative view from within, *Labour Economics* 14 (3), 347-369, June.

Akerlof, G. A. (2007), The Missing Motivation in Macroeconomics, *American Economic Review* 97 (1), 5-36, March.

Akerlof, G. A., W. T. Dickens und G. L. Perry (1996), The Macroeconomics of Low Inflation, *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 1-59 [60-76].

Altonji, J. G. und P. J. Devereux (2000), The Extent and Consequences of Downward Nominal Wage Rigidity, in *Worker well being, Research in Labour Economics*, S.W. Polacheck (Hrsg.), 19, 383-431, Elsevier Science, North Holland, Amsterdam.

Barwell, R. D. und M. E. Schweitzer (2005), The Incidence of Nominal and Real Wage Rigidities in Great Britain: 1978-1998, Federal Reserve Bank of Cleveland, Working Paper 0508, September.

Bauer, T., H. Bonin und U. Sunde (2004), Real and Nominal Wage Rigidities and the Rate of Inflation: Evidence from West German Microdata, Discussion Paper 12, RWI.

Beissinger, T. und C. Knoppik (2000), Downward Wage Rigidity in West-German Earnings, Discussion Paper No. 344, University of Regensburg, August.

Bewley, T. F. (1999), *Why wages don't fall during a recession*, Harvard University Press, Cambridge, MA and London.

Campbell, C. M. und K. S. Kamlani (1997), The Reasons for Wage Rigidity: Evidence from a Survey of Firms, *Quarterly Journal of Economics* 112, 759-789.

Castellanos, S. G., R. Garcia-Verdu und D. S. Kaplan (2004), Nominal Wage Rigidities in Mexico: Evidence from Social Security Records, *Journal of Development Economics* 75 (2), 507-33, Special Issue Dec.

Christofides, L. N. und D. Li (2005), Nominal and Real Wage Rigidity in a Friction Model, *Economics Letters* 87 (2), 235-241.

Christofides, L. N. und T. Stengos (2003), Wage Rigidity in Canadian Collective Bargaining Agreements, *Industrial and Labor Relations Review* 56 (3), 429-448, April.

Cornelißen, T. und O. Hübler (2006), Downward Wage Rigidity and Labour Mobility, University of Hannover, Discussion Paper 349, University of Hannover, October.

Davidson, R. und J. G. MacKinnon (2004), *Econometric Theory and Methods*, Oxford University Press, New York Oxford.

Devicienti, F. (2003), Downward Nominal Wage Rigidity in Italy: Evidence and Consequences, LABORatorio Riccardo Revelli, Working Papers Series No. 20, January.

- Dickens, W. T. und L. Goette (2005)**, Estimating Wage Rigidity for the International Wage Flexibility Project, The Brookings Institution and University of Zurich, *mimeo*, Version 7.0, September, http://www.brookings.edu/es/research/projects/200509_iwfp.pdf, [03.03.2007].
- Dickens, W. T., L. Goette, E. L. Groshen, S. Holden, J. Messina, M. E. Schweitzer, J. Turunen und M. E. Ward (2006)**, The Interaction of Labor Markets and Inflation: Analysis of Micro Data from the International Wage Flexibility Project, Brookings, Working Paper, Fall 2006, http://www.brook.edu/es/research/projects/iwfp_jep.pdf, [13.03.2007].
- Dickens, W. T., L. Goette, E. L. Groshen, S. Holden, J. Messina, M. E. Schweitzer, J. Turunen und M. E. Ward (2007)**, How Wages Change: Micro Evidence from the International Wage Flexibility Project, *Journal of Economic Perspectives* 21 (2), 195-214, Spring 2007.
- Dwyer, J. und K. Leong (2003)**, Nominal Wage Rigidity in Australia, *Australian Journal of Labour Economics* 6 (1), 5-24, March.
- Ekberg, J. (2004a)**, Essays in Empirical Labor Economics, Manuskript II: Nominal wage rigidity and real implications for the Swedish labor market, *Doctoral theses*, <http://www.diva-portal.org/su/theses/abstract.xsql?dbid=190>, [18.10.2007].
- Ekberg, J. (2004b)**, Essays in Empirical Labor Economics, Manuskript I: Nominal wage rigidity in the Swedish labor market, Stockholm University, *Doctoral thesis*, <http://www.diva-portal.org/su/theses/abstract.xsql?dbid=190>, [18.10.2007].
- Fehr, E. und A. Falk (1999)**, Wage Rigidity in a Competitive Incomplete Contract Market, *Journal of Political Economy* 107 (1), 106-34, February.
- Fehr, E. und L. Goette (2005)**, Robustness and Real Consequences of Nominal Wage Rigidity, *Journal of Monetary Economics* 52 (4), 779-804.
- Fehr, E., L. Goette und F. Pfeiffer (2002)**, Dimensions and Consequences of Wage Rigidities in Germany, ZEW - Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, *mimeo*.
- Franz, W. (2006)**, *Arbeitsmarktökonomik*, Springer Science+Business Media, Berlin, Heidelberg, New York, 6 Auflage.
- Franz, W. und F. Pfeiffer (2006)**, Reasons for Wage Rigidity in Germany, IZA Discussion Paper No. 2017, March.
- Goette, L. (2002)**, Notes on the Analytic Model, *mimeo*, July.
- Gottschalk, P. (2005)**, Downward Nominal Wage Flexibility - Real or Measurement Error? *Review of Economics and Statistics* 87 (3), S. 556-568.
- Green, W. H. (2003)**, *Econometric Analysis*, Pearson Education, Upper Saddle River, New Jersey, New York, Fifth Edition.
- Holden, S. (2004)**, The Costs of Price Stability: Downward Nominal Wage Rigidity in Europe, *Economica* 71 (282), 183-208.
- Holden, S. und F. Wulfsberg (2006)**, Downward nominal wage rigidity in the OECD, presented at ECB/CEPR Labour Market Workshop 2006, December, http://www.ecb.int/events/pdf/conferences/ecb_cepr/Holden.pdf.

- Holden, S. und F. Wulfsberg (2007)**, Are real wages rigid downwards? Norges Bank, Norges Bank Working Paper ANO 2007/1, March.
- Keynes, J. M. (1936)**, *The General Theory of Employment, Interest and Money*, McMillan Cambridge University Press.
- Knoppik, C. (2001)**, Models with censoring and measurement errors, University of Regensburg, *mimeo*, <http://www.wiwi.uni-regensburg.de/knoppik/res/index.htm>.
- Knoppik, C. (2006)**, Models of Real Rigidity, University of Regensburg, *mimeo*.
- Knoppik, C. und T. Beissinger (2003)**, How Rigid Are Nominal Wages? Evidence and Implications for Germany, *Scandinavian Journal of Economics* 105 (4), pp. 619-41, December.
- Kuroda, S. und I. Yamamoto (2003)**, Are Japanese Nominal Wages Downwardly Rigid? (Part II): Examinations Using a Friction Model, *Monetary and Economic Studies* 21 (2), 31-68, August.
- Maida, A., F. Devicienti und P. Sestito (2005)**, Downward Wage Rigidity in Italy: Micro-based Measures and Implications, University of Turin, Working Paper Series 03/2005, Mai.
- Murray, M. P. (2006)**, *Econometrics: A Modern Introduction*, Pearson International Edition, Boston, San Francisco, New York.
- Pfeiffer, F. (2003)**, *Lohnrigiditäten im gemischten Lohnbildungssystem*, Schriftenreihe des ZEW, Band 65.
- Ramanathan, R. (1993)**, *Statistical Methods in Econometrics*, Academic Press, Inc., San Diego, New York, Boston.
- Shafir, E., P. A. Diamond und A. Tversky (1997)**, Money Illusion, *Quarterly Journal of Economics* 112 (2), 341-374.
- Statistisches Bundesamt (2003)**, Statistische Zeitreihen von 1950-2003, *STATIS-Archiv-CD-ROM*.
- Tobin, J. (1972)**, Inflation and Unemployment, *American Economic Review* 62, 1-18.

III EVIDENCE OF DOWNWARD NOMINAL WAGE RIGIDITY IN EUROPEAN MICRO DATA

JOINT WITH CHRISTOPH KNOPPIK* AND THOMAS BEISSINGER**

ABSTRACT

We provide new internationally comparable evidence on the extent of downward nominal wage rigidity by applying the earnings-function approach to the European Community Household Panel. This approach takes account of measurement error in wage data and avoids composition bias and unconditional distributional assumptions. We obtain comparable estimates of nominal wage rigidity for 12 individual EU countries, which average at around 60 percent, i.e. a large share of desired wage cuts was not implemented. Differences among countries are substantial, but cannot be explained by institutions identified by theory, which suggests a role for fairness considerations and money illusion.

Keywords: Downward Nominal Wage Rigidity; Wage Stickiness; European Community Household Panel; ECHP; European Union; Euro Area.

JEL-Classification: J30; E24.

* PD Dr. Christoph Knoppik, University of Regensburg/Dept. of Economics, D-93040 Regensburg, Germany; e-mail: christoph.knoppik@wiwi.uni-regensburg.de.

**Prof. Dr. Thomas Beissinger, University of Hohenheim/Dept. of Economics, D-70593 Hohenheim, Germany; e-mail: beissinger@uni-hohenheim.de

III.1 INTRODUCTION

The hypothesis that nominal wages may be downwardly rigid features prominently in the macroeconomic research agenda. The renewed interest in this old question is vividly illustrated by the foundation of the Wage Dynamics Network by the ECB in 2006 and the increasing number of microeconomic studies dealing with wage rigidity. The policy relevance of this research derives from the fact that with DNWR and low inflation the long-run neutrality of monetary policy does no longer hold, as argued e.g. by Tobin (1972) and Akerlof (2007). Therefore, empirical evidence with respect to DNWR is essential for a comprehensive evaluation of low inflation targets. Until recently, such evidence only existed for few European countries, as emphasized in the survey of Rodríguez-Palenzuela, Camba-Mendez and Garcia (2003). In several cases, the evidence available was purely descriptive, seemingly contradictory, or was hard to compare across countries, because of differences in methods and data. The European Central Bank (2003, p.14) pointed out that ‘... the empirical evidence is not conclusive, particularly for the euro area’.

In reaction to this critique Knoppik and Beissinger (2005) extended the existing micro data evidence on DNWR in the Euro Area using the European Community Household Panel (ECHP). In their follow-up study Behr and Pötter (2005) applied a different method to the same dataset. In 2006, an international consortium of researchers (‘International Wage Flexibility Project’) presented results on the extent of DNWR for 16 countries using several micro data sets, see Dickens et al. (2006) and Dickens et al. (2007). Holden and Wulfsberg (2006) analyzed OECD data on the sectoral level. These studies differ by the way in which the distribution of desired wage changes (also called counterfactual or notional distribution) and the degree of DNWR are identified. Two basic principles have been proposed in the literature for solving this identification problem. The first principle relies on *a-priori* assumptions about the functional form of the counterfactual wage-change distribution, whereas the second principle relies on the joint variation of location and shape of the observable wage-change distribution. As is outlined below, the

approaches used in Behr and Pötter (2005), Dickens et al. (2006) and Dickens et al. (2007) rely on the first identification principle, whereas Knoppik and Beissinger (2005) and Holden and Wulfsberg (2006) both use the second one.

This paper provides new internationally comparable evidence on DNWR using the earnings-function approach proposed by Altonji and Devereux (2000) in the version of Knoppik and Beissinger (2003), which has the advantage that both identification principles can be used simultaneously. As a further advantage, and in contrast to other approaches, the earnings-function approach also takes account of measurement error in wage data which otherwise tends to attenuate measured DNWR. In survey data such as the ECHP, measurement error is a common problem due to erroneous reporting. Nevertheless, many studies do not take into account measurement error. Some recent studies, e.g. Dickens et al. (2006) and Cornelißen and Hübler (2006), use two-step procedures that identify measurement error in their first step and DNWR in the second step. The correct treatment of measurement error in these approaches may be affected by ignoring the possible presence of DNWR in the first step. The earnings-function approach goes one step further and integrates the effects of measurement error and DNWR into a single model of wage formation, avoiding these potential problems. The basic feature of the earnings-function approach is that it is based on wage change equations in the Mincer tradition and therefore includes human capital and other explanatory variables. Thereby, and in contrast to several other approaches, the earnings-function approach is capable to control for changes in sample composition and the resulting changes in the shape of the wage change distribution. Furthermore, the inclusion of regressors in the wage change equations of the earnings-function approach implies that assumptions of functional form only have to be made with respect to the conditional wage change distribution, i.e. for the error term in the wage change equation. This seems more acceptable than functional assumptions of other approaches that are made with respect to the unconditional wage change distribution. We prefer the version of the earnings-function approach proposed by Knoppik and Beissinger (2003), which models proportional instead of threshold DNWR, since this form of DNWR is used in other approaches, notably the histogram-location approach of Kahn (1997) and

empirically supported by the results of Knoppik (2003) and Knoppik, Beissinger and Blaes (2007). In our study we use data from the ECHP, a large-scale annual longitudinal survey for the then 15 member states of the European Union carried out between 1994 and 2001. The key advantage of the ECHP is the standardized questionnaire used in the participating EU-countries. This makes direct comparisons across countries and over time possible. The use of a single econometric approach and comparable data allows the direct comparison of the extent of DNWR across almost all EU15 countries. It also enables us to analyze, whether differences in DNWR are caused by institutional differences in these countries.

The paper is structured as follows: Sections III.2 and III.3 introduce the empirical model of wage changes and provide information on the data used. Section III.4 describes the empirical results on DNWR. Section III.5 compares our results with the existing literature and also contains a comprehensive discussion of the pros and cons of the earnings-function approach in relation to approaches used in other studies. Section III.6 investigates, whether the heterogeneity in wage rigidity can be explained by differences in labor market institutions. The final Section III.7 summarizes our findings and presents some conclusions.

III.2 APPROACH

The earnings-function approach developed by Altonji and Devereux (2000) in the version proposed by Knoppik and Beissinger (2003) formulates a model of individual wage changes under the possible presence of DNWR and measurement error. The wage change that would prevail in the absence of DNWR is called notional or counterfactual wage change.¹ The counterfactual log nominal wage change for individual i at time t , Δw_{it}^* , is explained by a set of variables arranged in a row vector x_{it} , e.g. human capital variables:

$$\Delta w_{it}^* = x_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad (\text{III.1})$$

where β is a column vector of parameters and ε_{it} denotes an i.i.d. normally distributed error term. The actual wage change Δw_{it} is equal to the notional wage change except in cases where the latter is negative and the person is affected by DNWR. Whether this is the case is indicated by a random variable D_{it} which takes on the value one with probability ρ if there is DNWR and zero otherwise. Hence,

$$\Delta w_{it} = \begin{cases} x_{it}\beta + \varepsilon_{it} & \text{if } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \geq 0 \\ 0 & \text{if } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < 0 \wedge D_{it} = 1 \\ x_{it}\beta + \varepsilon_{it} & \text{if } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < 0 \wedge D_{it} = 0 \end{cases} \quad \text{where } \Pr(D_{it} = 1) = \rho. \quad (\text{III.2})$$

Technically, equation (III.2) amounts to a censoring model with a lower threshold at zero, where censoring is incomplete in the sense that some observations are able to escape the censoring. The probability to end up at the threshold, and hence to obtain a zero wage change (a wage freeze) is equal to the probability of a notional wage cut times the probability that it is prevented by DNWR. The type of DNWR implemented in equation (III.2) is *proportional*, since a proportion ρ of notional wage cuts is prevented by rigidity, irrespective of their size. In this sense, the parameter ρ captures the degree of rigidity.

¹ A detailed exposition of the earnings-function approach including graphics can be found in Knoppik and Beissinger (2003).

Actual wage changes are not directly observable due to measurement error. In survey data such as the ECHP measurement error may be caused by false or erroneous reporting of some respondents. Observable changes in wages are modeled as the sum of actual wage changes and measurement error μ_{it} , i.e. $\Delta\tilde{w}_{it} = \Delta w_{it} + \mu_{it}$. Together with equation (III.2) this leads to

$$\Delta\tilde{w}_{it} = \begin{cases} x_{it}\beta + \varepsilon_{it} + \mu_{it} & \text{if } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \geq 0 \\ \mu_{it} & \text{if } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < 0 \wedge D_{it} = 1 \\ x_{it}\beta + \varepsilon_{it} + \mu_{it} & \text{if } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < 0 \wedge D_{it} = 0 \end{cases} \quad \text{where } \Pr(D_{it} = 1) = \rho. \quad (\text{III.3})$$

In the literature three alternative measurement error variants of the earnings-function approach are used. We only consider the mixed measurement error (MME) model, which is the most frequently used variant.² The measurement error in this version obeys

$$\begin{aligned} \mu_{it} &\sim N(0, \sigma_{\mu}^2) && \text{with probability } 1-n \\ \mu_{it} &= 0 && \text{with probability } n, \end{aligned} \quad (\text{III.4})$$

where $0 \leq n \leq 1$ is the share of observations that are measured exactly. It is assumed that measurement error μ_{it} is not correlated with the wage-change error ε_{it} .

² Studies that use the MME model include Altonji and Devereux (2000) for the US, Knoppik and Beissinger (2003) for Germany, Fehr and Goette (2005) for Switzerland, Kuroda and Yamamoto (2003) for Japan. Variants of the MME model were also used in Bauer, Bonin and Sunde (2004) for Germany, Barwell and Schweitzer (2005) for the UK and Maida, Devicienti and Sestito (2005) for Italy.

III.3 DATA

The analysis is based on the European Community Household Panel (ECHP), which is a large-scale annual longitudinal survey providing household and personal information on income and socio-economic characteristics for the then 15 member states of the European Union (EU). The ECHP comprises eight waves, covering the years 1994–2001. Austria, Finland and Sweden joined the ECHP-project in 1995, 1996 and 1997, respectively. However, the Swedish data cannot be used in the analysis since it only contains cross-sectional information. Luxembourg and the Netherlands also have to be excluded because necessary information for the analysis is missing.³ In Germany and the UK, the first three waves of the ECHP ran parallel to existing national panels, namely the German Socio-Economic Panel (GSOEP) and the British Household Panel Survey (BHPS).⁴ In 1997 (i.e. the fourth wave of the ECHP) the original ECHP surveys were stopped in these countries. Instead, it was decided to integrate ex-post-harmonized national panels into the ECHP. Comparable data were derived from the GSOEP and BHPS back from 1994 onwards. Consequently, two sets of data are available for the years 1994 to 1996 for Germany and the UK. In our analysis, we use the ‘long series’, i.e. the GSOEP and BHPS data for Germany and the UK, respectively.

In line with previous analyses in this field we are interested in the distribution of log per cent wage changes of ‘job stayers’, i.e. full-time working employees who do not change the job between two consecutive interviews. It has also been required that interviews are at least 8 months and at most 16 months apart. The ECHP provides information on monthly and annual nominal earnings from work, i.e. ‘current monthly (net and gross) wage and salary earnings’ and ‘total regular net wage and salary earnings’ (referring to the year prior to the wave year). Since the job stayer

³ Data for Luxembourg do not contain information on the month of the interview. Moreover, information on the year of start of the current job is missing in most cases. Data for the Netherlands do not contain information on the monthly activity calendar.

⁴ There was the same situation in Luxembourg, but the data for Luxembourg could not be used as explained above.

concept refers to the spell between interviews and not to the calendar year, we use the information on current monthly net and gross wage and salary earnings.⁵ As in similar studies, the wage change distributions are trimmed by dropping the one per cent lowest and largest wage changes per country and year. The analysis is restricted to employees aged between 21 and 65, working in industry or services, with a constant number of working hours. Since the focus is on employees with stable employment relationships, we consider job stayers with permanent employment contracts. The analysis is carried out for male and female employees separately. Details on the variables used for the data selection can be found in Appendix III.A.

⁵ We also constructed ‘calendar year stayers’ from the ECHP for whom the annual earnings information is relevant. However, information on working hours or absence from work refers to the actual situation at the time of the interview. Since we want to control for variation in earnings due to variation in working hours and do not want to lose the final wave throughout the analysis, we prefer to work with ‘interview stayers’.

III.4 EMPIRICAL IMPLEMENTATION AND RESULTS

The reported estimates of equation (III.3) include as controls potential experience and tenure; annual dummies are included to capture shifts of the location of the annual distribution, reflecting changes e.g. in the rate of inflation.⁶ We computed maximum likelihood estimates of the MME model over the available sample period for each country individually. The corresponding likelihood function can be found in the Appendix III.B. Parameter transformation ensures that $0 \leq \hat{\rho} \leq 1$.

Estimates for male employees using net and gross earnings are given in Table III-1, columns 1 and 2. We obtain generally high values of the degree of rigidity ρ , which are highly significant. Estimated degrees of rigidity range from 27 to 100 percent and from 19 to 100 percent for net and gross earnings. The largest difference between net and gross estimates is found in Denmark where the rigidity in gross earnings is about 31 percentage points higher than in net earnings. In the majority of cases the degree of rigidity exceeds 50 percent, i.e. more than 50 percent of notional wage cuts are not implemented. For both earnings measures, the degree of DNWR is highest in Italy, Greece and Portugal and lowest in Ireland, France, Spain and the UK.⁷ The results for women in columns 3 and 4 of Table III-1 show no systematic differences from those for men. Weighted averages of national degrees of DNWR for the European Union and the Euro Area range from 56 to 63 percent.

As in Knoppik and Beissinger (2003) we attempted to substitute an alternative, more elaborate model of measurement error, the contaminated mixed measurement error (CMME) model, for the trimming of the far tails of the distributions of wage changes. We found the results less stable than in the MME model. Moreover, im-

⁶ Alternative specifications included variables for sector, occupation, marital status and children; these turned out to be insignificant; this may be due to the fact that equation (III.3) is formulated in wage changes (not levels). The variable education appeared too unreliable (e.g. decreasing for several individuals) to be included.

⁷ However, the results for Spain should be considered with some caution because the shape of the earnings-change distributions turned out to be rather peculiar. Dickens et al. (2006) and Dickens et al. (2007) do not include the ECHP data of Spain in their analysis.

plausibly high estimated dispersions of notional wage changes occurred frequently. In our view this may reflect the noisier survey data of the ECHP with much smaller numbers of observations (in contrast with the administrative data of that earlier study).

III.5 COMPARISON WITH LITERATURE

In this section, we compare our results with the European cross-national studies mentioned in the introduction, which use different analytical approaches and, with exceptions, different data sets.⁸ Knoppik and Beissinger (2005) develop a multi-country version of Kahn's (1997) histogram-location approach and apply it to the ECHP. Dickens et al. (2006) use an approach that postulates a parametric functional form, the symmetric Weibull distribution for the notional distribution, after correcting the data for measurement error (their 'model based' method). It is applied to various national and international data sources. Dickens et al. (2007) present results on DNWR based on the assumption of a continuous notional distribution. The preferred approach in Behr and Pötter (2005) postulates a parametric functional form for the notional distribution (the generalized hyperbolic distribution); it is applied to ECHP data.⁹ Holden and Wulfsberg (2006) use a completely nonparametric approach. They do not model the notional and factual distributions, but instead use simulations based directly on the empirical distributions that exploit shifts of the wage change distributions. Their analysis is based on cross-national industry level data.

Two of the above studies already compare their results with Knoppik and Beissinger (2005) and with each other; we complete this comparison by extending it to all mentioned cross-national studies, including this paper. One way to relate results from different studies is to look at country patterns of estimated degrees of rigidity. The correlations between sets of results are reported in Table III-2 and visualized in Figure III-1.

The correlation coefficients between our sets of results and those of other studies show a strong correlation. For net earnings of male employees we find correlation

⁸ Kuroda and Yamamoto (2006) contains a comprehensive survey also of single country studies of DNWR in micro data.

⁹ As a robustness check of their 'hyperbolic-notional approach', Behr and Pötter (2005) also use the single country histogram-location approach.

coefficients $r = 0.72$ and 0.80 with the results of Dickens et al. (2006) and Dickens et al. (2007), of $r = 0.94$ and 0.77 with the two sets of results from Behr and Pötter (2005), of $r = 0.49$ with the results in Holden and Wulfsberg (2006), and of $r = 0.81$ with the results in Knoppik and Beissinger (2005). We conclude that the correspondence in patterns of results is remarkably good, given the differences in methods and data.

At the same time, the level of estimated degrees of rigidity differs between some of the studies, as can be seen from Figure III-1. The results in this paper (Table III-1) range from 27 percent (Ireland) to the theoretical maximum of 100 percent (Greece, Italy, Portugal) and from 19 percent (France) to 100 percent (Greece, Italy), for net and gross earnings of male employees, respectively. Compared with other studies, these are relatively high values. Knoppik and Beissinger (2005) find a range from 7 percent (Spain) to 66 percent (Italy), Dickens et al. (2006, p. 20, fig. 4) report a range of 9 percent (Germany) to 66 percent (Portugal), Dickens et al. (2007, p. 209, fig. 3) report 4 percent (Ireland) to 57 percent (Portugal), and Behr and Pötter (2005, p. 12, tab. 5) state results in an even lower range, 3 percent (Spain) to 43 percent (Greece). Holden and Wulfsberg (2006, p. 16, tab. 4), however, find similarly high values as this study, but their results lie in the widest overall interval that ranges from -20 percent (France) to 100 percent (Italy). In addition, for some European countries there are single country studies using the earnings-function approach. These report very high degrees of nominal wage rigidity.¹⁰

The differences in results can be explained, to a certain extent, by differences between studies with respect to the type and selection of data and the features of the analytical approach used, e.g. the principle of identification, the treatment of possible measurement error and the modeling of additional censoring thresholds. Data

¹⁰ Using the mixed measurement error variant of the proportional model, Devicienti (2003) found somewhat less rigidity for Italy in a different dataset than here. With the contaminated mixed measurement variant of the proportional model Knoppik and Beissinger (2003) found slightly more rigidity for Germany in administrative data. Ekberg (2004) is an application of the proportional model without any explicit model of measurement error to a set of Swedish data that is arguably free of measurement error. Fehr and Goette (2005) is an application of the threshold instead of the proportional variant of the model to two sets of Swiss data.

related differences offer explanations in the case of two of the studies. The differences between our results and those of Holden and Wulfsberg (2006) seem largest and are, most likely, related to their use of industry data.¹¹ While the pattern of national results in Behr and Pötter (2005) is quite similar to ours, the level of estimated degrees is distinctly lower. This is almost certainly caused by their decision to include job movers in the sample.¹²

The approaches discussed in this section constitute considerable analytical heterogeneity and use either one or both of the currently available identification principles. The histogram-location approach used in Knoppik and Beissinger (2005) and the ‘empirical-distribution-location approach’ of Holden and Wulfsberg (2006) both use the joint variation of location and shape of the observable distribution of wage changes for identification. The remaining studies identify rigidity by functional form, either by assuming a parametric functional form of the notional distribution, as in the case of the ‘hyperbolic-notional approach’ of Behr and Pötter (2005) and of the ‘Weibull-notional approach’ of Dickens et al. (2006) or alternatively by assuming the notional distribution to be continuous, as in Dickens et al. (2007). Finally, this paper uses the earnings-function approach of Altonji and Devereux (2000) that employs both identification principles simultaneously. Differently from the earnings-function approach, which postulates a normal notional distribution conditional on a vector of regressors, neither the ‘Weibull-notional approach’ of Dickens et al. (2006), nor the ‘hyperbolic-notional approach’ of Behr and Pötter (2005) use control variables, like human capital, industry or macro variables. The conditional model of the notional in the earnings-function approach has the advantage to capture changes in the composition of the sample, while at the same time to exploit shifts in the overall distribution for identification. In our view, it is more cautious not to rely exclusively on parametric functional assumptions, but also on the principle of joint variation of location and shape. Measurement error in the data

¹¹ Holden and Wulfsberg (2006) discuss the effect of using aggregate data in detail.

¹² Bewley (2004, p. 2) convincingly argues that the concept of downward nominal wage rigidity can only be meaningfully applied to job stayers. In almost all of the literature the analysis is limited to job stayers.

can have opposing effects on the results. There are competing claims in the literature that either classical measurement error prevails and has an attenuating effect on measured downward nominal wage rigidity, see e.g. Gottschalk (2005), or that rounding type errors tend to lead to an exaggeration of measured rigidity, see e.g. Smith (2000). Dickens et al. (2007, p. 209) find that the attenuation effect prevails. While our model explicitly models measurement error, as discussed in Section III.2, several other studies do not. This is compatible with the results of Knoppik and Beissinger (2005), Dickens et al. (2007), and Behr and Pötter (2005) who find lower degrees of downward nominal wage rigidity than the present paper. Two of these studies, Knoppik and Beissinger (2005, p. 1) and Dickens et al. (2007, p. 213), acknowledge the tendency of their approaches to find lower estimates due to measurement error.¹³ A further difference in studies concerns the possible presence of a second censoring threshold in the wage change process that is either literally seen as downward real wage rigidity, or called downward real wage rigidity for expositional convenience, e.g. in Dickens et al. (2007, p. 207), or is interpreted as contractual rigidity, e.g. in Cornelißen and Hübler (2006). It is commonly expected that estimated nominal rigidity tends to be biased upward, if a possibly existing downward real wage rigidity is not taken into account. However, Monte Carlo simulations show that a downward bias of estimated DNWR can occur in models that include downward real wage rigidity, in particular, if there is no downward real wage rigidity in the data. Consequently, in the case of the earnings-function approach, it is not clear whether and how real wage rigidities should be integrated into the analysis.¹⁴ The International Wage Flexibility Project has abandoned earlier attempts in this direction, see Dickens et al. (2006, footnote 5). Our experiments

¹³ Dickens et al. (2006), with the correction of data for measurement error, find higher estimates on average than Dickens et al. (2007) without such correction, for the same data. This paper with an explicit model of measurement errors finds higher estimates for each country than Knoppik and Beissinger (2005) based on the histogram-location approach without modelling measurement error, for the same data.

¹⁴ Single-country studies based on an extension of the earnings-function approach to downward real wage rigidity are Bauer et al. (2004) for Germany, Maida et al. (2005) for Italy, and Barwell and Schweitzer (2005) for the UK. Cornelißen and Hübler (2006) analyse German data and include a 'contractual wage rigidity'. These studies tend to find relatively low degrees of downward nominal wage rigidity.

with models incorporating nominal *and* real downward wage rigidity also point to a lack of robustness.

Overall we have identified and outlined several reasons, why other studies tend to find relatively low, and our study tends to find relatively high degrees of downward nominal wage rigidity. The evidence in this paper confirms findings that downward nominal wage rigidity does exist and differs between countries in Europe.

III.6 THE IMPACT OF INSTITUTIONS ON DOWNWARD NOMINAL WAGE RIGIDITY

According to Holden (2004) DNWR may depend on the strictness of employment protection and the role of labor unions in the wage formation process. Holden (2004) starts his theoretical analysis with the observation that nominal wages are part of a contract and, at least in European labor markets, can be changed only by mutual consent. With low inflation workers have a strategic advantage when they try to prevent a cut in nominal wages. In addition, the ability to prevent wage reductions is higher for workers who are protected by collective agreements or employment protection legislation.

Due to these theoretical considerations it seems worthwhile to check whether country-specific differences in institutions may explain the striking heterogeneity of estimated degrees of DNWR. We consider the following institutional variables: from OECD (2004) we use an indicator of the strictness of employment protection legislation for regular employment as well as indices for centralization and coordination, all related to the late nineties. From Holden and Wulfsberg (2006) we take indicators for union density and bargaining coverage in 1998. The results from simple bivariate regressions of the degree of DNWR on these institutional variables are documented in Table III-3. We find a positive relationship between DNWR and the extent of coordination in the economy which is strongly significant in the regression for gross earnings and weakly significant in the regression for net earnings. The index for employment protection is only weakly significant in the regression for net earnings and positively influences the degree of DNWR. All other institutional variables turn out to be insignificant.

Two of the studies discussed in the previous section also try to explain national differences in estimated degrees of downward nominal wage rigidity by institutional differences. Dickens et al. (2006) consider the strictness of employment protection legislation, union density, collective bargaining coverage, the influence of minimum wages or wage indexation legislation and the degree of corporatism in the economy.

It turns out that only union density has a significant correlation with downward nominal wage rigidity, which is negative. This result is in contrast to Holden and Wulfsberg (2006), who find that downward nominal wage rigidity in industry wages increases with higher union density and stricter employment protection legislation. Other institutional variables like bargaining coverage, temporary employment and indices of centralization and coordination had low explanatory power in their study.

Taken together, the correlations between estimated degrees of DNWR and institutional variables are surprisingly weak, which suggests that other explanations, such as fairness considerations, may be more relevant.

III.7 SUMMARY, CONCLUSIONS AND OUTLOOK

We apply the earnings-function approach with proportional downward nominal wage rigidity (DNWR) to the European Community Household Panel (ECHP) for the years 1994 to 2001. The earnings-function approach offers several advantages, among them less restrictive assumptions with respect to the shape of the counterfactual wage-change distribution, the ability to deal with changes in sample composition, and the integrated modeling of measurement error in wage data. The key advantage of the ECHP data is the standardized questionnaire used in the EU-countries. The use of a single econometric approach and comparable data permits the direct comparison of the extent of DNWR across 12 out of 15 'old' EU member states.

Maximum likelihood estimates of national degrees of DNWR are rather high, ranging from 19 to 100 percent for both male and female employees. Weighted average degrees of rigidity for the European Union and for the Euro area are close to 60 percent, i.e. 60 percent of notional wage cuts were not implemented. Our estimated degrees of DNWR are strongly correlated with the estimates of other cross-national studies, but are relatively high compared to them, which can be attributed to differences in methods applied and data used.

We also explore whether country-specific differences in institutions may explain the considerable heterogeneity of estimated degrees of DNWR across countries. We find some, albeit weak, evidence that employment protection legislation and the extent of coordination are positively correlated with DNWR, whereas indicators for union density and bargaining coverage as well as a centralization index turn out to be insignificant. These results suggest that institutions are only one part of the story in the explanation of DNWR, which is in line with the findings of the International Wage Flexibility Project. Future research on the causes of DNWR should therefore put greater emphasis on the role of norms for human behavior as suggested by Akerlof (2007), specifically of fairness considerations in combination with money illusion as discussed by Bewley (1999).

III.A DATA DESCRIPTION

The European Community Household Panel (ECHP) is a large-scale annual longitudinal survey providing household and personal information on income and socio-economic characteristics for the ‘old’ 15 member states of the European Union (EU).¹⁵ The ECHP has been centrally designed and coordinated by the Statistical Office of the European Union (Eurostat). The survey started in 1994 and ended in 2001, thereby comprising eight waves, the last of which has been made available for scientific use in January 2004. Austria, Finland and Sweden joined the ECHP-project in 1995, 1996 and 1997, respectively. However, the Swedish data cannot be used in the analysis since it only contains cross-sectional information. Luxembourg and the Netherlands also have to be excluded because necessary information for the analysis is missing.¹⁶

In Germany and the UK, the first three waves of the ECHP ran parallel to existing national panels, namely the German Socio-Economic Panel (GSOEP) and the British Household Panel Survey (BHPS).¹⁷ In 1997 (i.e. the fourth wave of the ECHP) the original ECHP surveys were stopped in these countries. Instead, it was decided to integrate ex-post-harmonized national panels into the ECHP. Comparable data were derived from the GSOEP and BHPS back from 1994 onwards. Consequently, two sets of data are available for the years 1994 to 1996 for Germany and the UK. In our analysis, we use the “long series”, i.e. the GSOEP and BHPS data for Germany and the UK, respectively.

To make scientific use of the ECHP data possible, Eurostat constructed an anonymised and user-friendly version of the data (the User’s Database; UDB) from the

¹⁵ EPUNet (2004) provides a short introduction to the ECHP and a reference to more detailed information. A large number of documents on the ECHP is provided by Eurostat (2004). Peracchi (2002) provides a detailed description of the first three waves of the ECHP data.

¹⁶ Data for Luxembourg do not contain information on the month of the interview. Moreover, information on the year of start of the current job is missing in most cases. Data for the Netherlands do not contain information on the monthly activity calendar.

¹⁷ There was the same situation in Luxembourg, but the data for Luxembourg could not be used as explained above.

original data (the Production Database; PDB). In this process, variables have been reorganized and standardized across waves, no more strictly reflecting the structure of the questionnaire. In the following, the implementation of the job stayer concept for the preferred specification and the UDB variables used for this data selection are documented in more detail.¹⁸

1) *Employment relationship of job stayers*

Full-time working employees are selected by using the following conditions for UDB variables describing the main activity status and working time:

PE001 = 1	The interviewed person defines the main activity status as working with an employer in paid employment (15+ hours/week). Other persons, as e.g. persons in paid apprenticeship or the self-employed, are left out.
PE005C = 1	The main job is classified as full-time job
$30 \leq PE005A \leq 60$	The working time in the main job (including paid overtime) comprises at least 30 hours and at most 60 hours.

We additionally compared the variable PE005A with PE005, the latter variable containing information on the total number of hours worked per week in main and additional jobs. We require that $PE005 \leq PE005A$ in order to select employees who hold only one job.

Job stayers do not change the job between interviews. It is checked that the current job started before or in the month of the preceding interview by use of the following UDB variables:

PG006	Month of the personal interview
PG007	Year of the personal interview
PE012	Month of start of current job
PE011	Year of start of current job

¹⁸ For a detailed data dictionary, codebook and information about data differences between countries and waves see Eurostat (2003a) and Eurostat (2003b).

In addition, we used the monthly activity calendar in order to check that the respective person has been in paid employment in each month between interviews without interruptions. In the UDB the main activity status in month 1, 2, ..., 12 of the year preceding the wave year is documented in the variables PC001, PC002, ..., PC012. Consider as an example a person who has been interviewed in July 1996 and in June 1997. For the period from July 1996 to December 1996 we checked the information coded in the variables PC007 to PC012 of the wave year 1997. For the period from January 1997 to June 1997 we checked the information coded in the variables PC001 to PC006 of the wave year 1998.¹⁹ Since the calendar information about monthly activity refers to the year preceding the wave year, the main activity status can not be checked for the final wave. In order not to lose the observation of the final wave, we do not require a check of the activity calendar for the final wave in the preferred specification.

2) *Type of employment contract*

Since the focus is on employees with stable employment relationships, in the preferred specification job stayers with permanent employment contracts are considered. The respective information is coded in the UDB variable PE024.

3) *Interview distance in months*

In the preferred specification it has been required that interviews are at least eight months and at most 16 months apart. The interview distance is calculated by using the variables PG006 and PG007 (see above).

4) *Absence from work in days*

In the preferred specification, we restricted the subsample of stayers to employees who were at most 3 days absent from work in the last four weeks preceding the interview. This has been done by using the information coded in the following UDB variable:

¹⁹ We also took account of „special cases“, in which the interview for wave year ($t-1$) and/or for wave year t took place in the year following the respective wave year.

PE038 Absence from work (in days) in the last four working weeks (not counting holiday weeks) because of illness or other reasons.

This information is completely missing for the UK BHPS data and is not available for the Netherlands in 1994. For these countries and years the value of this variable is not checked.

5) *Earnings*

The ECHP dataset provides information on monthly and annual nominal earnings from work, i.e. ‘current monthly (net and gross) wage and salary earnings’ and ‘total regular net wage and salary earnings’ (referring to the year prior to the wave year). Since the job stayer concept applied in the paper refers to the spell between interviews and not to the calendar year, we use the information on current monthly earnings.²⁰

PI221M Current monthly net wage and salary earnings

PI211MG Current monthly gross wage and salary earnings

6) *Working Hours*

We restrict the analysis to job stayers for whom the number of working hours remains constant between interviews.

PE005A Hours worked in main job (including paid overtime)

7) *Tenure*

In order to obtain a job tenure variable we computed the difference between the year of the personal interview (variable PG007) and the start year of the current job (variable PE011). For new entrants in the ECHP, the latter information is only available for a 14-year spell preceding the respective interview. We therefore con-

²⁰ We also constructed ‘calendar year stayers’ from the ECHP for whom the annual earnings information is relevant. However, information on working hours or absence from work refers to the actual situation at the time of the interview. Since we want to control for variation in earnings due to variation in working hours and do not want to lose the final wave throughout the analysis, we prefer to work with ‘interview stayers’.

structured a top-coded tenure variable whose values lie in the interval between 1 and 15. A value of 15 means that job tenure amounts to at least 15 years.

8) *Potential Experience*

The experience variable is computed as the difference between the age in the interview year and the age when people started their working life, i.e. started their first job.

PD003 Age

PE039 How old were you when you began your working life, that is, started your first job or business?

III.B LIKELIHOOD FUNCTION OF THE MME MODEL

The likelihood function of the MME model for one observation contains six terms that result from the combination of three rigidity and two measurement error regimes:

$$\begin{aligned}
 L(\Omega, x_{it} | \Delta y_{it}) = & \\
 (1-n) \cdot \frac{1}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}} \phi\left(\frac{\Delta y_{it} - x_{it}\beta}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}}\right) & \left(1 - \Phi\left(-x_{it}\beta s - \frac{\Delta y_{it} - x_{it}\beta}{s\sigma_\mu^2}\right)\right) + n \cdot \frac{1}{\sigma_\varepsilon} \phi\left(\frac{\Delta y_{it} - x_{it}\beta}{\sigma_\varepsilon}\right) \\
 + \left((1-n) \cdot \frac{1}{\sigma_\mu} \phi\left(\frac{\Delta y_{it}}{\sigma_\mu}\right) \Phi\left((0 - x_{it}\beta)s - \frac{\Delta y_{it} - x_{it}\beta}{s\sigma_\mu^2}\right) + n \cdot \Phi\left(\frac{0 - x_{it}\beta}{\sigma_\varepsilon}\right) \right) & \cdot \rho \\
 + \left((1-n) \cdot \frac{1}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}} \phi\left(\frac{\Delta y_{it} - x_{it}\beta}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}}\right) \Phi\left((0 - x_{it}\beta)s - \frac{\Delta y_{it} - x_{it}\beta}{s\sigma_\mu^2}\right) + n \cdot \frac{1}{\sigma_\varepsilon} \phi\left(\frac{\Delta y_{it} - x_{it}\beta}{\sigma_\varepsilon}\right) \right) & \cdot (1-\rho)
 \end{aligned} \tag{III.5}$$

$\Phi(\cdot)$ and $\phi(\cdot)$ denote the cumulative and probability density function of a standard normal variable, $0 \leq n \leq 1$ is the share of observations that are measured exactly, $0 \leq \rho \leq 1$ is the proportion of notional wage cuts that are prevented by downward nominal wage rigidity, $s = \sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2} / \sigma_\varepsilon \sigma_\mu$. The vector $\Omega = (\beta_1, \dots, \beta_j, \sigma_\varepsilon^2, \sigma_\mu^2, n, \rho)$ contains the parameters to be estimated. The three lines of the equation (III.5) represent three rigidity regimes. The first line describes positive notional nominal wage changes for which DNWR is assumed to be irrelevant. The second line refers to the situation of notional nominal wage cuts with operative DNWR. The third line represents those notional nominal wage cuts that escape the effects of DNWR. Within each of the three rigidity regimes two measurement error regimes are distinguished: Exactly measured observations occur with probability n , measurement error affects the observations with probability $(1-n)$. Detailed derivations of equation (III.5) may be found in Knoppik (2001).

III.C TABLES AND FIGURES

TABLE III-1: ESTIMATED DEGREES OF DOWNWARD NOMINAL WAGE RIGIDITY

ρ (<i>t</i> -values)	Male Employees		Female Employees	
	Net Earnings	Gross Earn- ings	Net Earnings	Gross Earnings
	(1)	(2)	(3)	(4)
Austria	0.59 (33.62)	0.61 (2.93)	0.74 (15.95)	0.72 (8.33)
Belgium	0.67 (13.76)	0.70 (11.25)	0.62 (14.16)	0.45 (11.68)
Denmark	0.57 (15.43)	0.88 (9.14)	0.69 (7.22)	0.88 (10.88)
Finland	0.74 (5.27)	0.83 (9.61)	0.54 (8.78)	0.64 (4.95)
France	0.33 (15.69)	0.19 (13.26)	0.36 (13.10)	0.20 (11.12)
Germany	0.64 (16.41)	0.62 (16.54)	0.57 (15.05)	0.75 (16.53)
Greece	1.00 ^(b)	1.00 ^(b)	1.00 ^(b)	1.00 ^(b)
Ireland	0.27 (5.34)	0.45 (6.67)	0.21 (3.43)	0.46 (5.19)
Italy	1.00	1.00	0.98 (12.55)	1.00
Portugal	1.00 ^(b)	0.84 (64.06)	1.00 ^(b)	1.00 ^(b)
Spain	0.37 (5.42)	0.35 (6.44)	0.40 (1.79)	0.42 (5.39)
UK	0.37 (6.96)	0.47 (7.19)	0.54 (5.45)	0.57 (6.19)
EU 12/15 ^(a)	0.57	0.56	0.56	0.62
EMU 10/12 ^(a)	0.62	0.58	0.59	0.63

Note: Estimated national degrees of DNWR ρ (*t*-values in parenthesis). Observations per country range from 1213 to 5073 for men and from 844 to 3496 for women.

^(a) Weighted averages of national estimates on the basis of persons employed; without Luxembourg, the Netherlands and Sweden.

^(b) Degree of rigidity ρ restricted to one since unrestricted estimate would exceed natural upper limit of one.

TABLE III-2: CORRELATION OF NATIONAL DEGREES OF DOWNWARD NOMINAL WAGE RIGIDITY ACROSS STUDIES

	Knoppik and Beissinger (2005)	Table III-1, male, net earnings	Table III-1, male, gross earnings	Table III-1, female, net earnings	Table III-1, female, gross earnings	Behr and Pötter (2005), Hyperbolic-notional	Behr and Pötter (2005), Histogram-location	Dickens et al. (2006, p. 21), Weibull-notional	Dickens et al. (2007)	Holden and Wulfsberg (2006)
Knoppik and Beissinger (2005)	1.00									
Table III-1, male, net earnings	0.81	1.00								
Table III-1, male, gross earnings	0.80	0.88	1.00							
Table III-1, female, net earnings	0.73	0.92	0.83	1.00						
Table III-1, female, gross earnings	0.62	0.84	0.89	0.88	1.00					
Behr and Pötter (2005), Hyperbolic-notional	0.80	0.94	0.88	0.95	0.87	1.00				
Behr and Pötter (2005), Histogram-location	0.77	0.77	0.82	0.79	0.79	0.81	1.00			
Dickens et al. (2006, p. 21), Weibull-notional	0.56	0.72	0.54	0.82	0.63	0.89	0.63	1.00		
Dickens et al. (2007)	0.44	0.80	0.53	0.75	0.67	0.76	0.59	0.47	1.00	
Holden and Wulfsberg (2006)	0.65	0.49	0.56	0.48	0.55	0.49	0.79	0.29	0.40	1.00

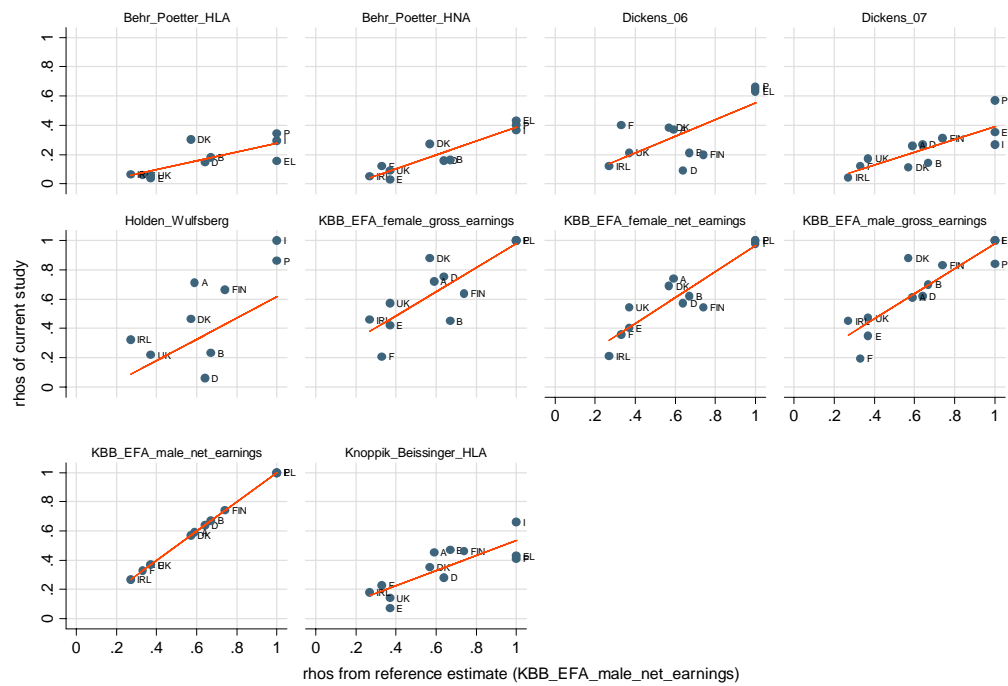
Note: Pairwise Bravais-Pearson correlation coefficients, available countries included.

TABLE III-3: ESTIMATED DEGREES OF DOWNWARD NOMINAL WAGE RIGIDITY REGRESSED ON INSTITUTIONAL INDICATORS

Coefficient (<i>p</i> values)	Male Employees - Net Earnings					Male Employees - Gross Earnings				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Dependent variable: ρ										
Employment protection ^(a)	.15 (.12)					.048 (.62)				
Union density ^(b)		.00002 (.99)					.0047 (.22)			
Bargaining coverage ^(c)			.0031 (.54)					.0021 (.66)		
Centralization ^(d)				.056 (.46)					.046 (.53)	
Coordination ^(e)					.11 (.11)					.13 (.044)
Constant	.33 (.14)	.65 (.0067)	.4 (.34)	.45 (.078)	.21 (.42)	.59 (.025)	.5 (.012)	.52 (.21)	.53 (.042)	.19 (.4)
Observations	11	11	11	10	10	11	11	11	10	10

Note: Estimated degrees of downward nominal wage rigidity ρ from columns (1) and (2) of Table III-1. *p* values in parentheses.

- (a) Summary indicator of the strictness of employment protection legislation for regular employment, Late 1990s, OECD (2004), Table 2. A2.4, p. 117.
- (b) Trade Union Density in 1998, OECD data taken from Holden and Wulfsberg (2006), Table A3, p. 31.
- (c) Coverage in 1998, Holden and Wulfsberg (2006), Table A4, p. 32. Data is taken from OECD (2004), for 1990 and 2000. Data for intervening years are calculated by interpolation.
- (d) Index for 1995-2000, OECD (2004), Table 3.5, p. 151.
- (e) Index for 1995-2000, OECD (2004), Table 3.5, p. 151.

FIGURE III-1: COUNTRY ESTIMATES IN CROSS-NATIONAL STUDIES

Note: Country results of Knoppik and Beissinger (2005) (HLA, histogram-location approach), Behr and Pötter (2005) (HLA, histogram-location approach; HNA, hyperbolic-notional approach), Dickens et al. (2006), Dickens et al. (2007), Holden and Wulfsberg (2006) and of this paper (3 sets) plotted against country results of this paper for male employees with net earnings (KBB, Knoppik, Beissinger and Blaes; EFA, earnings-function approach) and summarized by regression lines. Negative values of Holden and Wulfsberg (2006) included in regressions, but not in visualization.

REFERENCES

- Akerlof, G. A. (2007)** The Missing Motivation in Macroeconomics, *American Economic Review* **97** (1), March, pp. 5-36.
- Altonji, J. G. and P. J. Devereux (2000)** Is there Nominal Wage Rigidity? Evidence from Panel Data, *Research in Labor Economics* **19**, pp. 383-431.
- Barwell, R. D. and M. E. Schweitzer (2005)** The Incidence of Nominal and Real Wage Rigidities in Great Britain: 1978-1998, Federal Reserve Bank of Cleveland, *Working Papers* WP05-08, September.
- Bauer, T., H. Bonin and U. Sunde (2004)** Real and Nominal Wage Rigidities and the Rate of Inflation: Evidence from West German Microdata, CEPR, *CEPR Discussion Paper* 4271.
- Behr, A. and U. Pötter (2005)** Downward Wage Rigidity in Europe: A New Flexible Parametric Approach and Empirical Results, Münster: *CAWM Discussion Paper (Beiträge zur angewandten Wirtschaftsforschung)* 14, November.
- Bewley, T. F. (1999)** *Why Wages Don't Fall During a Recession*, Cambridge, MA: Cambridge University Press.
- Bewley, T. F. (2004)** Fairness, Reciprocity, and Wage Rigidity, IZA - Institute for the Study of Labor, *IZA Discussion paper* 1137, May.
- Cornelißen, T. and O. Hübler (2006)** Downward Wage Rigidity and Labour Mobility, Hannover: University of Hannover, 349, October.
- Devicienti, F. (2003)** Downward Nominal Wage Rigidity in Italy: Evidence and Consequences, LABORatorio Riccardo Revelli, *LRR working paper series* 20, January.
- Dickens, W. T., L. Goette, E. L. Groshen, S. Holden, J. Messina, M. E. Schweitzer, J. Turunen and M. E. Ward (2006)** The Interaction of Labor Markets and Inflation: Analysis of Micro Data from the International Wage Flexibility Project, Brookings, *Working Paper* Fall 2006, http://www.brookings.edu/es/research/projects/iwfp_jep.pdf, accessed: 13.03.2007.
- Dickens, W. T., L. Goette, E. L. Groshen, S. Holden, J. Messina, M. E. Schweitzer, J. Turunen and M. E. Ward (2007)** How wages change: micro evidence from the International Wage Flexibility Project, *Journal of Economic Perspectives* **21** (2), Spring, pp. 195-214.
- Ekberg, J. (2004)** Nominal Wage Rigidity and Real Implications for the Swedish Labor Market, Stockholm University, mimeo, February.
- EPUNet (2004)** ECHP User Guide, http://epunet.essex.ac.uk/ECHP_USER_GUIDE_06-07-2004b.pdf
- European Central Bank (2003)** Overview of the Background Studies for the Reflections on the ECB's Monetary Policy Strategy, in **European Central Bank**, ed., *Background Studies for the ECB's Evaluation of its Monetary Policy Strategy*, Frankfurt a. M.: European Central Bank, pp. 9-30.

- Eurostat (2003a)** ECHP UDB Description of Variables, 1.0. ed., 10.12.2003, DOC. PAN 166, 500 p.
http://forum.europa.eu.int/Public/irc/dsis/echpanel/library?l=/user_db&vm=detailed&sb=Title
- Eurostat (2003b)** ECHP UDB Manual - European Community Household Panel Longitudinal Users' Database - Waves 1 to 8 - Survey years 1994 to 2001, 1.0. ed., 10.12.2003, DOC. PAN 168, 23 p.
http://forum.europa.eu.int/Public/irc/dsis/echpanel/library?l=/user_db&vm=detailed&sb=Title
- Eurostat (2004)** ECHP-Documents,
<http://forum.europa.eu.int/Public/irc/dsis/echpanel/home>
- Fehr, E. and L. Goette (2005)** Robustness and Real Consequences of Nominal Wage Rigidity, *Journal of Monetary Economics* **52**, pp. 779-804.
- Gottschalk, P. (2005)** Downward Nominal Wage Flexibility - Real or Measurement Error? *Review of Economics and Statistics* **87** (3), pp. 556-568.
- Holden, S. (2004)** The Costs of Price Stability: Downward Nominal Wage Rigidity in Europe, *Economica* **71**, pp. 183-208.
- Holden, S. and F. Wulfsberg (2006)** Downward nominal wage rigidity in the OECD, Working paper, presented at December 2006 ECB workshop, 30.06.2006.
- Kahn, S. (1997)** Evidence of Nominal Wage Stickiness from Microdata, *American Economic Review* **87** (5), pp. 993-1008.
- Knoppik, C. (2001)** Models with Censoring and Measurement Error, Regensburg, *Discussion Paper, University of Regensburg*, June.
- Knoppik, C. (2003)** Downward Nominal Rigidity in US Wage Data from the PSID? An Application of the Kernel-Location Approach, *University of Regensburg Discussion Papers in Economics* 393, December.
- Knoppik, C. and T. Beissinger (2003)** How Rigid are Nominal Wages? Evidence and Implications for Germany, *Scandinavian Journal of Economics* **105** (4), pp. 619-641.
- Knoppik, C. and T. Beissinger (2005)** Downward Nominal Wage Rigidity in Europe - An Analysis of European Micro Data from the ECHP 1994-2001, Bonn: IZA - Institute for the Study of Labor, *IZA Discussion Paper* 1492, January.
- Knoppik, C., T. Beissinger and B. Blaes (2007)** Nonparametric Evidence on Extent and Functional Form of Downward Nominal Rigidity in Germany: An Application of the Kernel-Location Approach, University of Regensburg, presented at the Australasian Meeting of the Econometric Society 2007 in Brisbane, Australia, July 2007.
- Kuroda, S. and I. Yamamoto (2003)** Are Japanese Nominal Wages Downwardly Rigid? (Part II): Examinations Using a Friction Model, *Monetary and Economic Studies* **21** (2), August, pp. 31-68.
- Kuroda, S. and I. Yamamoto (2006)** Why are Nominal Wages Downwardly Rigid, but Less So in Japan? Bank of Japan (IMES), *IMES Discussion Paper Series* 2006-E-28.

Maida, A., F. Devicienti and P. Sestito (2005) Downward Wage Rigidity in Italy: Micro-based Measures and Implications, Turin: University of Turin, *Working Paper Series* 03/2005, May.

OECD (2004) Employment Outlook.

Peracchi, F. (2002) The European Community Household Panel: A Review, *Empirical Economics* **27**, pp. 63-90.

Rodríguez-Palenzuela, D., G. Camba-Mendez and J. A. Garcia (2003) Relevant Economic Issues Concerning the Optimal Rate of Inflation, in **European Central Bank**, ed., *Background Studies for the ECB's Evaluation of its Monetary Policy Strategy*, Frankfurt a. M.: European Central Bank, pp. 91-126.

Smith, J. C. (2000) Nominal Wage Rigidity in the United Kingdom, *Economic Journal* **110**, March, pp. C176-C195.

Tobin, J. (1972) Inflation and Unemployment, *American Economic Review* **62 (1)**, pp. 1-18.