

Blaes, Barno

Working Paper

Ausmaß und reale Konsequenzen nach unten starrer Nominallöhne

BGPE Discussion Paper, No. 48

Provided in Cooperation with:

Friedrich-Alexander University of Erlangen-Nuremberg (FAU), Bavarian Graduate Program in Economics (BGPE)

Suggested Citation: Blaes, Barno (2008) : Ausmaß und reale Konsequenzen nach unten starrer Nominallöhne, BGPE Discussion Paper, No. 48, Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg, Bavarian Graduate Program in Economics (BGPE), Nürnberg

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/73374>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



BGPE Discussion Paper

No. 48

**Ausmaß und reale Konsequenzen nach unten
starrer Nominallöhne**

Barno Bläs

March 2008

ISSN 1863-5733

Editor: Prof. Regina T. Riphahn, Ph.D.
Friedrich-Alexander-University Erlangen-Nuremberg
© Barno Bläs

AUSMAß UND REALE KONSEQUENZEN NACH UNTEN STARRER NOMINALLÖHNE

EINE UNTERSUCHUNG FÜR DEN DEUTSCHEN ARBEITSMARKT

BARNO BLÄS^{‡ §}

UNIVERSITÄT REGENSBURG

FEBRUAR 2008

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 sind bei konstantem Rigiditätsgrad umso höher, je geringer die Inflationsrate ausfällt. 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.

[‡] University of Regensburg, Department of Economics, D-93040 Regensburg.

[§] Deutsche Bundesbank, Department of Economics, Monetary Policy and Analysis (Vo1-11), Wilhelm-Epstein-Str. 14, D-60431 Frankfurt am Main, Phone: +49 69 9566 4479, Email: barno.blaes@bundesbank.de

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 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 2 führt mögliche Begründungen für die Existenz der Abwärtsnominallohnstarrheit an. Abschnitt 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 4 gibt einen umfassenden Überblick über den Stand der Literatur. Abschnitt 5 stellt das Modell für die proportionale Abwärtsnominallohnrigidität vor. Abschnitt 6 beschreibt die Daten und die Datenselektion. Die Abschnitte 7 und 8 präsentieren die Schätzergebnisse zum Ausmaß der Abwärtsnominallohnstarrheit sowie der sich daraus ergebenden makroökonomischen Konsequenzen. Abschnitt 9 widmet sich der Überprüfung einer Variante der Lucas-Kritik und analysiert die Abhängigkeit der Abwärtsnominallohnrigidität vom inflationären Umfeld. Abschnitt 10 bewertet die präsentierte Evidenz und fasst die Ergebnisse zusammen.

2 GRÜNDE FÜR DIE ABWÄRTSNOMINALLOHNRIGIDITÄT

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.³ 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.⁴ 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

³ 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.

⁴ 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.⁵

⁵ Die Befragungsstudien von Agell und Lundborg (2003) und Agell und Bennmarker (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)).

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 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 Abwärtsnominallohnrigidität 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.⁶ Damit würde die wichtigste Annahme, die für die Anwendung des Symmetry-Ansatzes notwendig ist, verletzt.⁷

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.⁸ 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-

⁶ 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.

⁷ 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.

⁸ 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.⁹ 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-

⁹ 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.

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 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.¹⁰

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,

¹⁰ 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 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 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 1). Diese unterscheiden sich vor allem in der Rigiditätsform sowie den getroffenen Annahmen über die Verteilung von Messfehlern.¹¹ 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.¹² 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

¹¹ 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.

¹² Eine ausführliche Darstellung unterschiedlicher Messfehlermodelle findet sich in Abschnitt 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 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.¹³

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.

¹³ 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.¹⁴ 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

¹⁴ 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 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 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.

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.

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:

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

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:

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

Für die faktische Nominallohnänderung gilt somit:

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

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

$$\rho = 1/(1 + \exp(\alpha)) \quad (4)$$

modelliert wird. Dadurch wird der Tatsache Rechnung getragen, dass ρ ein Wahrscheinlichkeitsmaß darstellt und nur Werte im Intervall $[0; 1]$ annehmen kann.¹⁵

Formal stellt das Modell in Gleichung (3) ein unvollständig zensiertes Modell mit einer Zensierungsgrenze bei null dar und wird wie folgt interpretiert¹⁶: 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.

¹⁵ 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.).

¹⁶ Das Modell ist insoweit unvollständig zensiert, als es auch die Berücksichtigung der Überschreitung dieser Zensierungsgrenze durch einige Beobachtungen ermöglicht.

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:

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

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:

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

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

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

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

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:

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

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:¹⁷

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

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 A (Herleitungen).

¹⁷ „Contaminated“, weil durch die stark streuende Messfehlerkomponente die Datenqualität wesentlich beeinträchtigt wird.

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.¹⁸

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.

¹⁸ 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.

7 EMPIRISCHE IMPLEMENTIERUNG UND EVIDENZ

Für die Schätzung des in Gleichung (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:

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

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.¹⁹

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

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

Die ausführliche Herleitung der Gleichung (11) findet sich in Anhang 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 (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 Koeffizient

¹⁹ In den Schätzungen für Ost-Deutschland wird Gleichung (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.

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

Die Tabellen 2 und 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 2) sowie zwischen 0,70 und 0,86 für Angestellte (Tabelle 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 2 und 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 2 und 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 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 4).²⁰ Aus den Tabellen 4 und 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.

²⁰ 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 8 ermöglicht.

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.²¹

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:

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

²¹ 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:

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

mit N als Anzahl der in der Stichprobe vorliegenden Beobachtungen. Tabelle 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.²² Der erwartete Anteil der betroffenen Beobachtungen R für unterschiedliche Inflationsraten kann dann wie folgt berechnet werden:

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

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

²² 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 (14) mit dem Koeffizienten eins auftreten. Tabelle 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:

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

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

Gleichung (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“:

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

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

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

Die Schätzergebnisse für SU und $SU(\pi)$ sind in Tabelle 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:

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

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.²³

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

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

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

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

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 Zusatarbeitslosigkeit als eine Funktion der Inflationsrate ermittelt werden:

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

²³ 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 8 präsentiert die resultierenden Ergebnisse für die NME-, MME- und CMME-Modelle.²⁴ 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.²⁵ 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 6 und 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.

²⁴ Die Ergebnisse im Rahmen des NME-Modells werden hier zum Vergleich mit angegeben, wegen der schwächeren Robustheit des Modells (siehe Abschnitt 7) allerdings nicht weiter interpretiert.

²⁵ Zum Vergleich: Die entsprechenden Schätzwerte bei Knoppik und Beissinger (2003) variieren zwischen 0,74 und 1,02 Prozentpunkten.

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.²⁶ 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 Abwärtsnominallohnstarrheit im Euroraum auch darauf, „dass solche Rigiditäten bei einer dauerhaften und

²⁶ 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 8).

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 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 Infla-

tionsrate 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.²⁷

Tabelle 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 Tendenz vom Abwärtsnominallohnrigiditätsgrad über den gesamten Untersu-

²⁷ 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.

chungszeitraum 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.

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.

A HERLEITUNGEN

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:

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

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 (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:

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

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 sc - \frac{\Delta y_{it} - x_{it}\beta}{sc\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 sc - \frac{\Delta y_{it} - x_{it}\beta}{sc\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 sc - \frac{\Delta y_{it} - x_{it}\beta}{sc\sigma_{\mu c}^2}\right)\right) \cdot (1-\rho),
\end{aligned} \tag{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 $sc = \sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_{\mu c}^2} / \sigma_\varepsilon \sigma_{\mu c}$. 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).

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:

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

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

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

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.

B ABBILDUNGEN

ABBILDUNG 1: IDENTIFIKATION NACH UNTEN STARRER LÖHNE IN DEN EMPIRISCHEN ANALYSEVERFAHREN

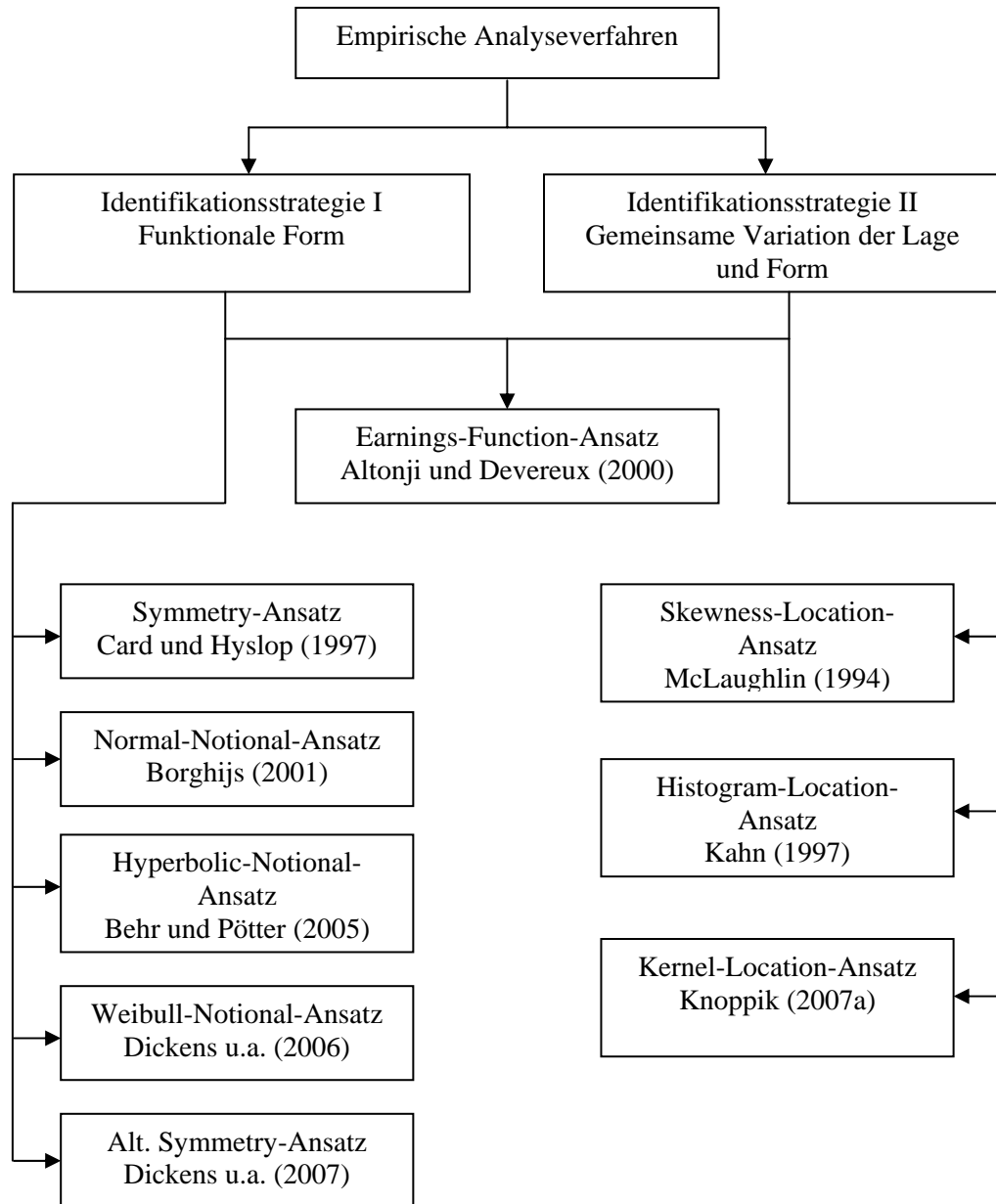


ABBILDUNG 2: JÄHRLICHE ENTGELTÄNDERUNGSVERTEILUNGEN FÜR ANGESTELLTE IN WEST-DEUTSCHLAND

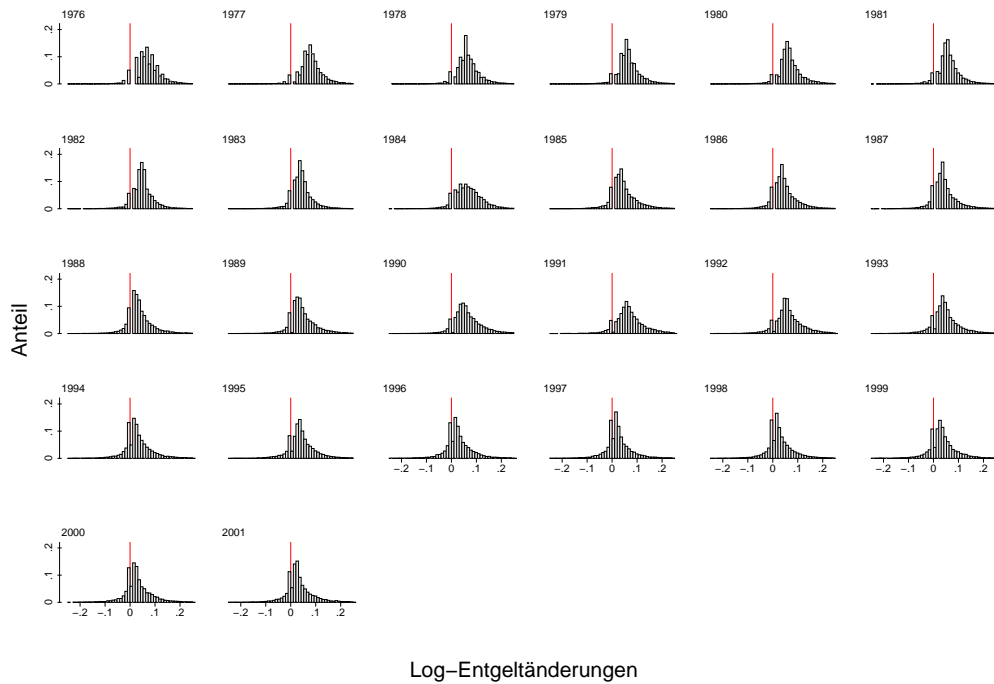


ABBILDUNG 3: JÄHRLICHE ENTGELTÄNDERUNGSVERTEILUNGEN FÜR ARBEITER IN WEST-DEUTSCHLAND

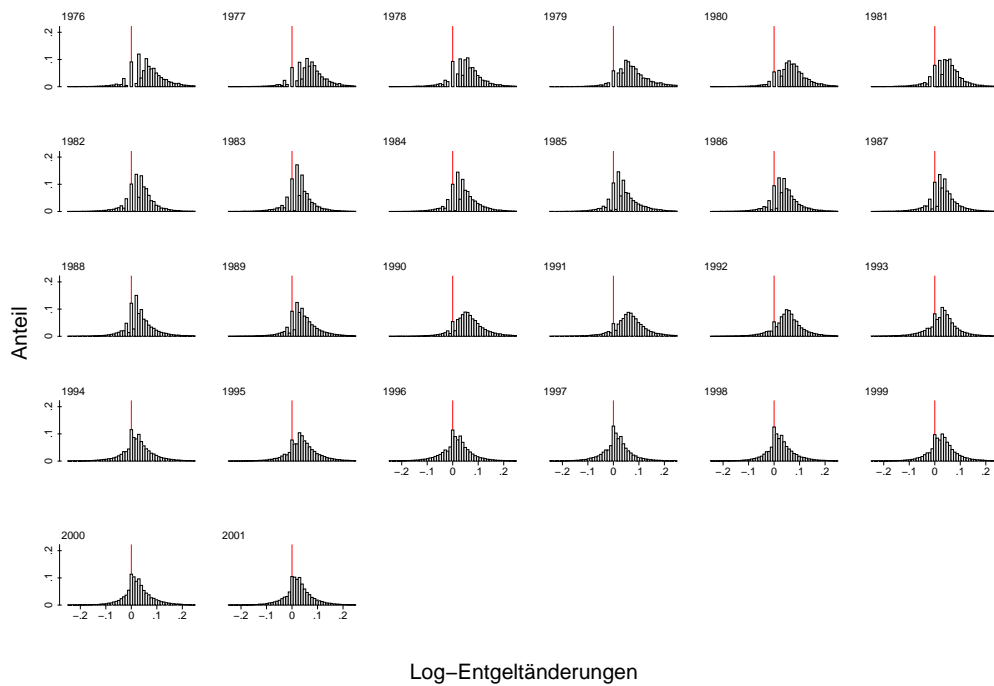


ABBILDUNG 4: JÄHRLICHE ENTGELTÄNDERUNGSVERTEILUNGEN FÜR ANGESTELLTE IN OST-DEUTSCHLAND

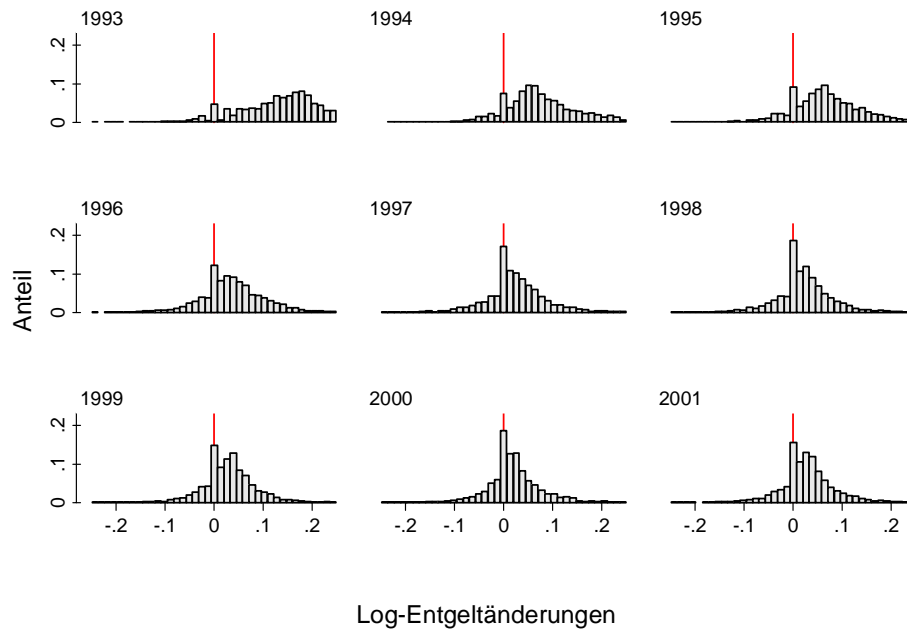


ABBILDUNG 5: JÄHRLICHE ENTGELTÄNDERUNGSVERTEILUNGEN FÜR ARBEITER IN OST-DEUTSCHLAND

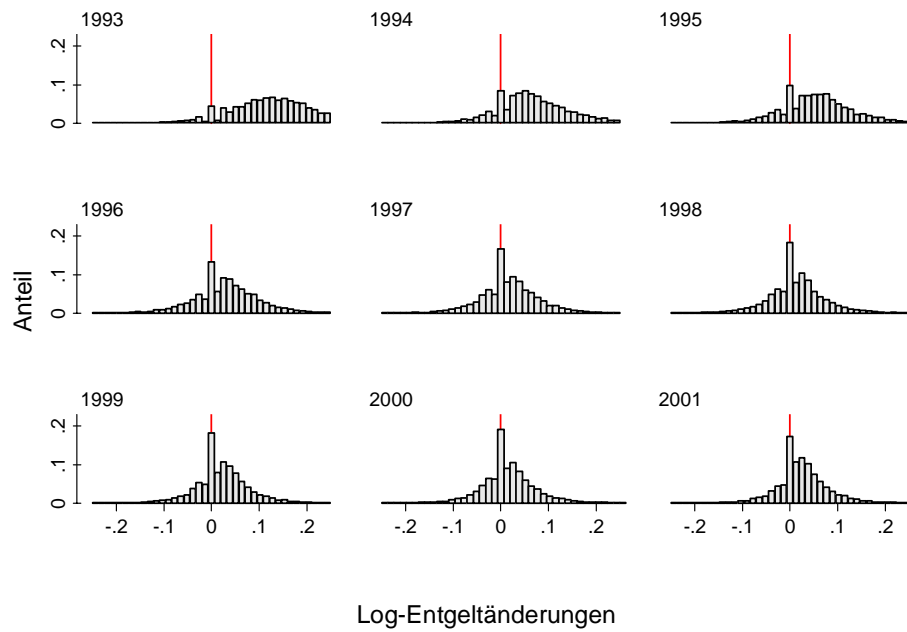


ABBILDUNG 6: STILISIERTE PHILLIPS-KURVEN FÜR ARBEITER IN WEST-DEUTSCHLAND

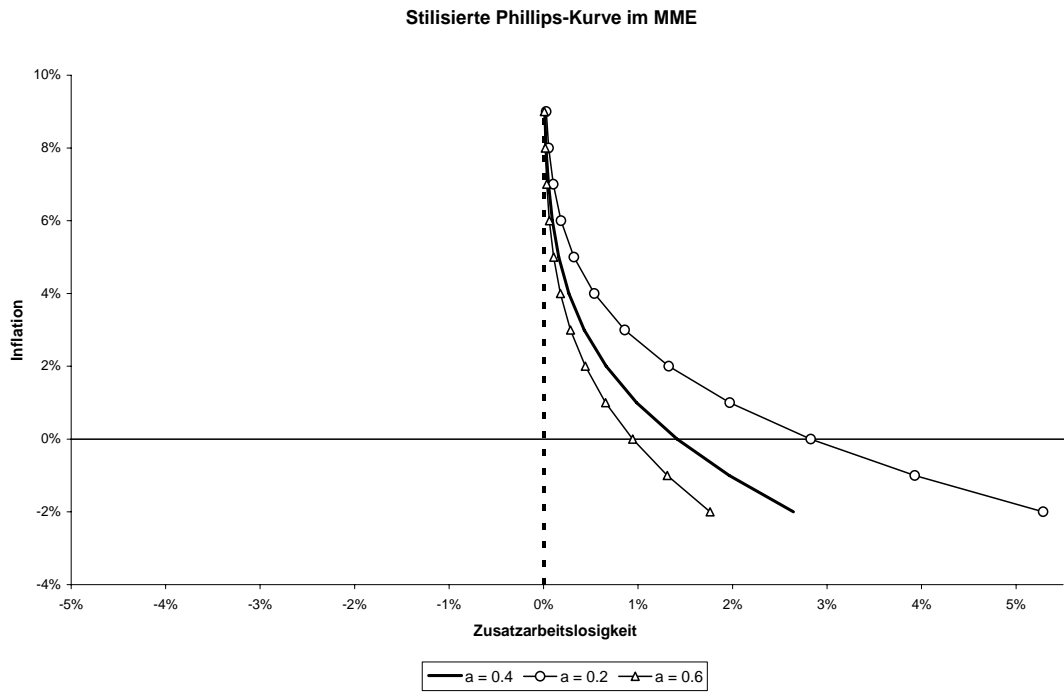
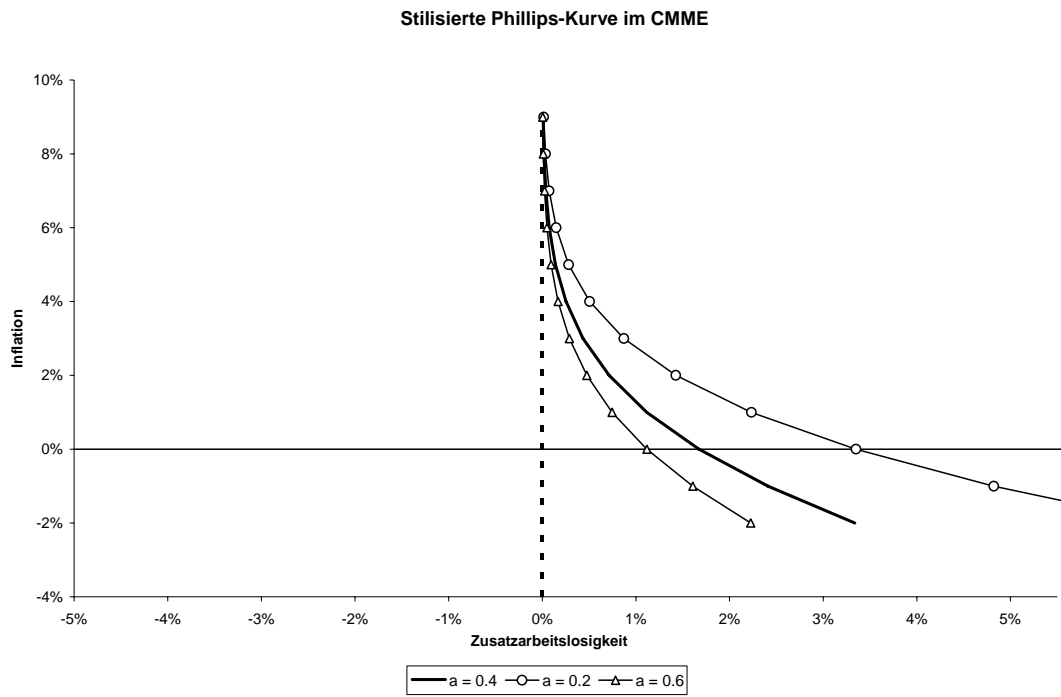
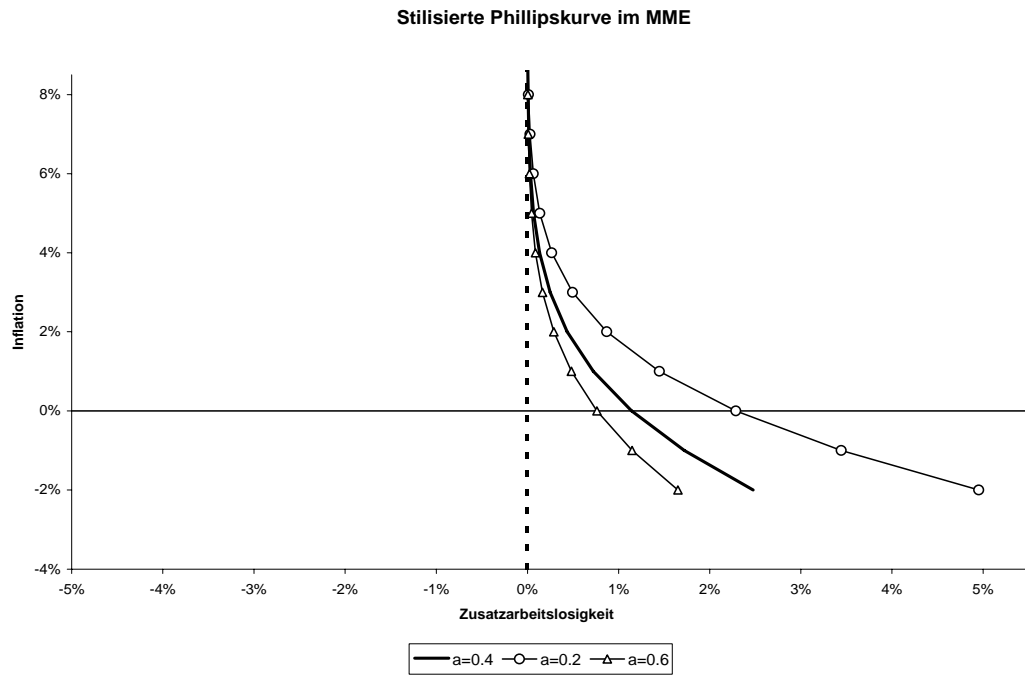
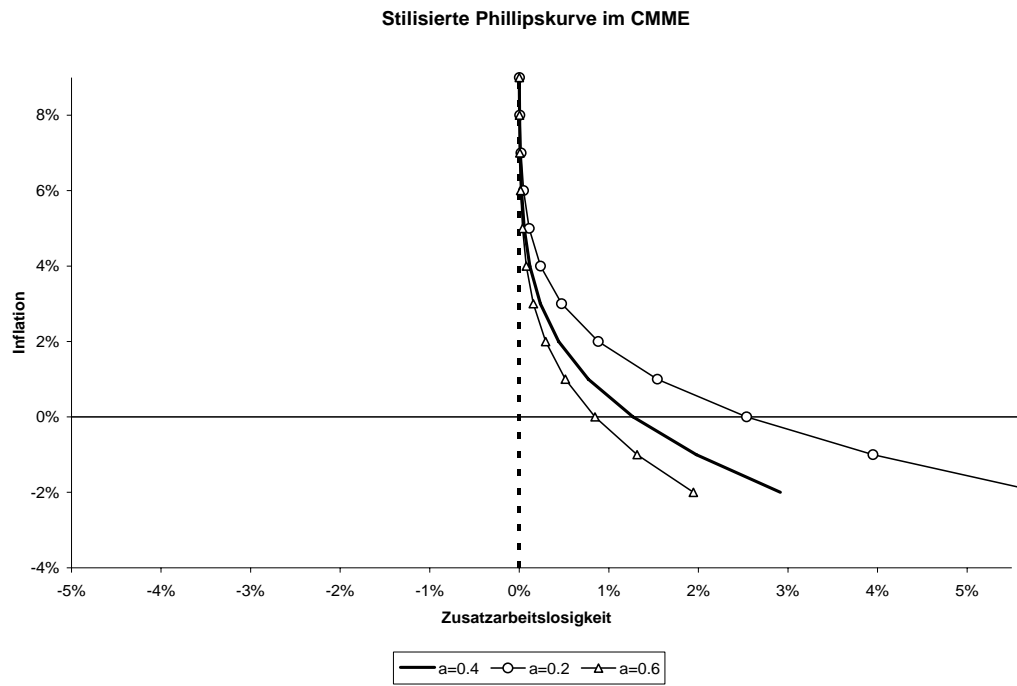


ABBILDUNG 7: STILISIERTE PHILLIPS-KURVEN FÜR ANGESTELLTE IN WEST-DEUTSCHLAND



C TABELLEN

TABELLE 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 Zusatzarbeitslosigkeit 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 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 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 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 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 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 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 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 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 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 Stickness 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, University 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.