ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of

ZBW Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Blaes, Barno

Working Paper

Abwärtsnominal- und Tariflohnstarrheit in Deutschland

BGPE Discussion Paper, No. 49

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

Suggested Citation: Blaes, Barno (2008) : Abwärtsnominal- und Tariflohnstarrheit in Deutschland, BGPE Discussion Paper, No. 49, Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg, Bavarian Graduate Program in Economics (BGPE), Nürnberg

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/73352

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.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

BGPE Discussion Paper

No. 49

Abwärtsnominal- und Tariflohnstarrheit in Deutschland

Barno Bläs

March 2008

ISSN 1863-5733

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

B G P E Discussion Paper Series

ABWÄRTSNOMINAL- UND TARIFLOHNSTARRHEIT IN DEUTSCHLAND

BARNO BLÄS[‡ §]

UNIVERSITÄT REGENSBURG

FEBRUAR 2008

ZUSAMMENFASSUNG

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

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

JEL-classification: J30; E24.

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

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

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

Fehr, Goette und Pfeiffer (2002) und Cornelißen und Hübler (2006) für Deutschland sowie die im Rahmen des kürzlich abgeschlossenen International Wage Flexibility Project durchgeführten Untersuchungen von Bauer, Bonin und Sunde (2004) für Deutschland, von Barwell und Schweitzer (2005) für Großbritannien, von Maida, Devicienti und Sestito (2005) für Italien, von Dickens u.a. (2006) und Dickens u.a. (2007) für 15 EU-Länder und die USA wenden die Modelle der zweiten Generation an. Die meisten dieser Studien finden geringere Schätzwerte für den Abwärts*nominal*lohnrigiditätsgrad als die vergleichbaren Untersuchungen, die sich ausschließlich auf die Abwärts*nominal*lohnrigidität konzentrieren, und relativ hohe Schätzwerte für das Ausmaß der Abwärts*real*lohnrigidität. Folglich wird in diesen Studien eingewandt, dass die herkömmliche Konzentration auf die Abwärts*nominal*lohnstarrheit im Rahmen der Modelle der ersten Generation empirisch nicht gerechtfertigt ist.[3] Es wird allgemein auch erwartet, dass bei der Existenz nach unten starrer Reallöhne die isolierte Untersuchung von nach unten starren Nominallöhnen (zumindest bei den herkömmlichen Methoden) tendenziell zu deren Überschätzung führen kann. In der Literatur gibt es auch plausible Erklärungen dafür, warum die Unternehmen die nach adversen Schocks erforderlichen Reallöhnkürzungen nicht im gewünschten Ausmaß vornehmen würden. Zum einen wird die abwärtsgerichtete Starrheit der Reallöhne durch die Effizienzlohntheorien begründet, die für rational handelnde Individuen relevant sind.[4] Da sich die rationalen Arbeitnehmer an den realen Größen orientieren, empfinden sie es als unfair, wenn ihnen real „etwas weggenommen“ wird bzw. die Arbeitgeber ihren Reallohn senken. Stattdessen erwarten sie, dass die Nominallöhne mindestens mit der erwarteten Preissteigerungsrate wachsen. Auch die Arbeitgeber sind gegenüber solchen Reallohnkürzungen abgeneigt. Sie befürchten, dass die Reallohnkürzungen zu einer Verschlechterung der Arbeitsmoral und zum reziproken Verhalten seitens der Arbeitnehmer, zur Verschlechterung der Qualität der zukünftigen Arbeitsplatzbewerber sowie zu einer

[3] Siehe Fehr u.a. (2002, S. 2), Bauer u.a. (2004, S. 2).

[4] Vgl. Campbell und Kamlani (1997), Fehr und Falk (1999) und Agell und Bennmarker (2007). Bewley (1999, Kapitel 20) gibt einen umfassenden Überblick über die existierenden Theorien zur Erklärung von nach unten starren Reallöhnen.

höheren Beschäftigtenfluktuation führen würden. Zum anderen wird die Existenz nach unten starrer Reallöhne auf die Macht der Gewerkschaften in einer Volkswirtschaft zurückgeführt. Da die Gewerkschaften in wirtschaftlichen Abschwungphasen die Sicherung der Reallöhne präferieren, werden sie versuchen, die nach adversen Schocks erforderlichen Reallohnkürzungen zu verhindern, um so die Konsumgewohnheiten der Mehrheit ihrer Mitglieder aufrecht erhalten zu können, auch wenn dies für einige ihrer Mitglieder den Jobverlust bedeutet.[5] Allgemein gilt: Je größer die Macht der Gewerkschaften in einer Ökonomie ist, desto höher wird die Lohnstarrheit ausfallen, weil es wahrscheinlicher ist, dass die Gewerkschaften ihre Lohnforderungen auch durchsetzten können.

Abgesehen von diesen Überlegungen zur Existenz von nach unten starren Reallöhnen bleibt aber die Frage nach deren verlässlicher Untersuchung in Mikrodaten weiterhin offen. Denn anders als bei der Abwärts*nominal*lohnstarrheit, deren Zensierungsgrenze in der Lohnänderungsverteilung per Definition bei null liegt, ist die Zensierungsgrenze der Abwärts*real*lohnrigidität, die sich zum Beispiel zwischen den Individuen, auf der Sektorebene und auch in der Zeit unterscheiden kann, unbekannt und auch grafisch in den meisten Fällen nicht identifizierbar. Zur Lösung dieses Problems versuchen z.B. Bauer u.a. (2004), Barwell und Schweitzer (2005) sowie Maida u.a. (2005) in ihren Studien, die in der frühen Phase des International Wage Flexibility Project durchgeführt wurden, die unbekannte Zensierungsgrenze als „zufällig“ zu modellieren und samt deren Streuung im Rahmen des Modells mitzuschätzen. Allerdings wird diese Methode in den späteren Untersuchungen des Projekts aufgegeben[6] und die alternative Zensierungsgrenze durch die geschätzte

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

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

erwartete Inflationsrate approximiert, siehe Dickens u.a. (2006) und Dickens u.a. (2007).[7]

Im Rahmen der vorliegenden Untersuchung für Deutschland, die auf der IAB-Regionalstichprobe (1975–2001) basiert, wird die alternative Zensierungsgrenze ähnlich Fehr u.a. (2002) sowie Cornelißen und Hübler (2006) durch die sektorspezifische Tariflohnsteigerung approximiert und somit als „fest" modelliert. Entsprechend beschränken sich die Analysen auf die nach unten starren nominalen und tariflichen Lohnstarrheiten. Die Überlegung bei der tariflichen Lohnstarrheit ist, dass sich die durch die Gewerkschaften vertretenen Individuen bei ihren Lohnforderungen nicht nur an der erwarteten Inflationsrate sondern auch an den anderen Kriterien wie z.B. dem realen Produktivitätswachstum orientieren. Sie erwarten deshalb, dass die Nominallöhne nicht mit einer geringeren als der vorher vereinbarter Rate wachsen. Da in Deutschland für rund 70 Prozent aller Beschäftigten Tarifverträge gelten,[8] erscheint die Untersuchung von Abwärtsnominal- und Tariflohnstarrheiten für Deutschland als sinnvoll.

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

---

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

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

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

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

2 STAND DER FORSCHUNG

Die Literatur zur gleichzeitigen Berücksichtigung von nach unten starren nominalen und realen Löhnen in Mikrodaten ist sehr spärlich, die vorliegende Evidenz ist gemischt und zum Teil sehr überraschend (vgl. Tabelle 1). Die meisten Untersuchungen beruhen auf der Earnings-Function-Methode von Altonji und Devereux (2000), die ursprünglich für die Analyse von nach unten starren Nominallöhnen in Mikrodaten entwickelt wurde und eine der unkritischsten Ansätze unter den Modellen der ersten Generation zur Untersuchung von Abwärtsnominallohnstarrheiten darstellte. Diese parametrische Methode liefert die Basis für viele Modelle der zweiten Generation, die die zusätzliche Berücksichtigung nach unten starrer Reallöhne zulassen. Bei der Identifikation nach unten starrer Löhne kann sich die Earnings-Function-Methode beider in der Literatur verwendeten Identifikationsstrategien bedienen. Im Rahmen der ersten Identifikationsstrategie wird eine *a-priori* Annahme über die Form der kontrafaktischen Verteilung getroffen, so dass die beobachtete Abweichung von dieser Annahme als Folge von Abwärtslohnstarrheiten interpretiert wird. Die zweite Identifikationsstrategie beruht auf dem Prinzip der gemeinsamen Variation der Lage der gewünschten und der Form der tatsächlichen Lohnänderungsverteilungen. Diesem Identifikationsprinzip liegt folgende Überlegung zugrunde: Beim Vorliegen von nach unten starren Löhnen würde man die Konzentration der Wahrscheinlichkeitsmassen an den jeweiligen Zensierungsgrenzen beobachten, so dass die tatsächliche faktische Lohnänderungsverteilung mehr schief (rechtsschief) ist, als die gewünschte kontrafaktische Lohnänderungsverteilung. Variiert diese Schiefe mit der Lage der kontrafaktischen Verteilung, so stellt dies ein Indiz dafür dar, dass die Löhne abwärtsrigide sind.[9] Zusätzlich wird im Rahmen des Earnings-Function-Ansatzes auch der Tatsache Rechnung getragen, dass sich zum einen die Form der kontrafaktischen Lohnänderungsverteilung selbst

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

im Zeitverlauf ändern kann. Das geschieht z.B. wenn sich die Zusammensetzung der Belegschaft und/oder makroökonomische Variablen ändern. Zum anderen berücksichtigt dieser Ansatz, dass die Formänderung der faktischen Lohnänderungsverteilung durch die in den Daten vorhandenen Messfehler verzerrt sein kann. Die Möglichkeit der Messfehlerberücksichtigung im Rahmen des Schätzmodells stellt einen wichtigen Vorteil der Earnings-Function-Methode gegenüber den alternativen Ansätzen dar. Diese Eigenschaft fällt bei der Untersuchung nach unten starrer Reallöhne noch mehr ins Gewicht, weil deren Zensierungsgrenze, die sich zum Beispiel zwischen den Individuen, auf der Sektorebene und/oder auch in der Zeit unterscheiden kann, unbekannt und visuell in den meisten Fällen nicht identifizierbar ist.[10] Die Modellierung dieser unbekannten Zensierungsgrenze stellt deswegen den schwierigsten Teil bei der Untersuchung von nach unten starren realen Löhnen dar. Dieser Umstand erklärt auch, weshalb es in der vorliegenden Literatur zu der gleichzeitigen Berücksichtigung von nach unten starren nominalen und realen Löhnen bis jetzt keine die Mehrheit der Forscher überzeugende Spezifikation gibt, wie die nach unten starren Reallöhne robust (mit)geschätzt werden können. Der folgende Literaturüberblick gibt einen Einblick in die verwendeten Methoden sowie die resultierenden Ergebnisse.

Als eine der ersten Mikrodatenstudien zur gleichzeitigen Berücksichtigung von nach unten starren nominalen und realen Löhnen wird in der Literatur die Studie für Deutschland von Fehr u.a. (2002) erwähnt, die mit der IAB-Beschäftigtenstichprobe (1975–1995) durchgeführt wurde.[11] Dabei approximieren die Autoren die unbekannte Zensierungsgrenze für nach unten starre Löhne durch das jeweils aktuelle Tariflohnwachstum und definieren die unterbleibenden Lohnänderungen unterhalb

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

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

dieser Zensierungsgrenze als tarifliche Lohnstarrheit.[12] Die Analysen basieren auf der Normal-Measurement-Error-Modellvariante der Earnings-Function-Methode, bei der angenommen wird, dass alle Beobachtungen mit normalverteilten Messfehlern behaftet sind. Die Schätzungen werden für die einzelnen Jahre, sowie für „Stayers" (Beschäftigte, die in zwei nacheinander folgenden Perioden im gleichen Betrieb bleiben) und „Movers" (Betriebswechsler) getrennt durchgeführt.[13] Fehr u.a. (2002) finden signifikante Hinweise für die Existenz nach unten starrer Tariflöhne, die sogar quantitativ bedeutender als die nach unten starren Nominallöhne sind. So beträgt der Anteil der von der tariflichen Rigidität betroffenen Beobachtungen für „Stayers" über den Beobachtungszeitraum im Durchschnitt fast 46 Prozent, während der Anteil der von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffenen Beobachtungen im Mittel unter 7 Prozent liegt. Die entsprechenden Werte für „Movers" liegen bei 19 Prozent für die tarifliche bzw. 1,5 Prozent für die nominale Abwärtslohnrigidität. Weiterhin untersuchen Fehr u.a. (2002) in ihrer Studie die realen Effekte nach unten starrer Löhne, indem sie den so genannten „wage sweep up", der die Differenz zwischen der erwarteten tatsächlichen und der erwarteten gewünschten Lohnänderung angibt, berechnen. Sie stellen fest, dass die Abwärtslohnstarrheiten auf der individuellen Ebene keine negativen Beschäftigungseffekte haben, so dass die Arbeitnehmer mit einem höheren individuellen „wage sweep up" kein Arbeitslosigkeitsrisiko haben und auch kein niedriges Lohnwachstum in der nahen Zukunft befürchten müssen. Lohnrigiditäten würden vielmehr einen negativen Einfluss auf die Gruppe der Beschäftigten ausüben, deren Löhne flexibel sind.

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

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

Auf der Firmen- und Sektorebene seien die höheren aggregierten „wage sweep ups“ allerdings mit geringerem Beschäftigungswachstum verbunden.[14]

Ein ähnliches Vorgehen bei der Modellierung der unbekannten Zensierungsgrenze nach unten starrer Löhne findet sich auch bei Cornelißen und Hübler (2006), deren Studie auf der aktuellen Version des Deutschen Sozioökonomischen Panels (1984-2004) beruht. Die Autoren unterscheiden ähnlich Fehr u.a. (2002) zwischen der nominalen und der tariflichen Abwärtslohnstarrheit und definieren die Letztere entsprechend als die Lohnstarrheit, die aufgrund von kollektiv ausgehandelten Tarifverträgen zustande kommt. Anders als Fehr u.a. (2002) führen die Autoren Längsschnittanalysen durch und verwenden zwei alternative Messfehlermodellvarianten. Im Rahmen der ersten Modellvariante, die als „restringiertes“ Messfehlermodell bezeichnet wird, nehmen die Autoren an, dass die Beobachtungen genau dann mit einem Messfehler behaftet sind, wenn die berichteten Löhne in mindestens einer von zwei aufeinander folgenden Perioden gerundete Werte aufweisen. Der nach dieser Definition berechnete Anteil der von den Messfehlern betroffenen Beobachtungen beträgt fast 93 Prozent. Nur 7 Prozent der Beobachtungen sind messfehlerfrei.[15] Die zweite Messfehlerspezifikation entspricht der Normal-Measurement-Error-Modellvariante, bei der vereinfachend unterstellt wird, dass alle Beobachtungen mit Messfehlern behaftet sind. Auffallend groß und überraschend sind die Unterschiede in den Ergebnissen zwischen diesen zwei Modellen.[16] Im Rahmen des ersten Modells beträgt der Anteil der Beobachtungen, die unter das Tariflohnrigiditätsregime fallen, 45 Prozent, während der Anteil derer, die unter das

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

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

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

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

Christofides und Li (2005) untersuchen in ihrer Studie für Kanada die Existenz von nominalen und realen Abwärtslohnstarrheiten, indem sie die Nominallohnanpassungen in den tarifvertraglichen Daten (1976–2000) von Human Resource Development Canada (HRDC) analysieren. Die Untersuchungen basieren auf einer einfacheren Version des Earnings-Function-Ansatzes, in der wegen der messfehlerfreien Struktur der Daten keine Messfehler berücksichtigt werden. Bei ihren Schätzungen verwenden die Autoren die Schwellenwertvariante der Earnings-Function-Methode, bei der – wie oben erwähnt – angenommen wird, dass die Nominallohnkürzungen bis zu einem bestimmten Schwellenwert α aufgrund von Anpassungskosten nicht durchgeführt werden können. Christofides und Li (2005) finden eine stark signifikante Evidenz für die nach unten starren Nominallöhne in den kanadischen tarifvertraglichen Daten.[17] Die Identifikation nach unten starrer Reallöhne basiert auf dem geschätzten Einfluss der erwarteten und der unerwarteten Inflationsraten in der Schätzgleichung der gewünschten Lohnänderung. Die Autoren gehen davon aus, dass sich die Individuen bei ihren Lohnforderungen, falls sie keine Reallohnsenkungen hinnehmen wollen, nicht nur an der erwarteten Inflationsrate, sondern auch an ihren Erfahrungen mit den Inflationsüberraschungen (unerwarteten Inflationsraten) orientieren. Im Falle einer „perfekten" Abwärts*real*lohnrigidität würden die Koeffizienten beider Inflationsraten genau eins ergeben. Werte kleiner

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

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

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

Eine wichtige Gemeinsamkeit in den Studien von Bauer u.a. (2004), Barwell und Schweitzer (2005) sowie Maida u.a. (2005) besteht darin, dass die unbekannte Zensierungsgrenze für die nach unten starren Reallöhne als zufällig modelliert wird und deren Erwartungswert und Streuung im Rahmen des Modells zusammen mit den anderen Parametern mitgeschätzt werden. Die Schätzungen für Deutschland und Italien basieren auf der modifizierten Version der Mixed-Measurement-Error-Methode.[18] Bauer u.a. (2004) führen in ihrer Studie mit der IAB-Regionalstichprobe (1975–1997) Querschnittanalysen durch und modellieren die unbekannte Zensie-

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

rungsgrenze für die nach unten starren Reallöhne als eine Funktion von einer Konstanten und einem normalverteilten Störterm. Die so konstruierte Zensierungsgrenze soll entweder die tarifvertraglich vereinbarten Lohnänderungen für die einzelnen Sektoren bzw. Berufsgruppen widerspiegeln oder die Inflationsrate, die von den Firmen bzw. Beschäftigten aktuell erwartet wird. Die geschätzten Werte für die Zensierungsgrenze variieren zwischen 6,5 Prozent im Jahr 1977 und 1,5 Prozent im Jahr 1997 mit den geschätzten Streuungen um diese Zensierungsgrenzen von entsprechend 2,5 und 0,7 Prozentpunkten. Die Autoren finden signifikante Hinweise für die Existenz nach unten starrer Löhne, wobei die Abwärts*real*lohnstarrheit gegenüber der Abwärts*nominal*lohnstarrheit überwiegt.[19] So beträgt der geschätzte Reallohnrigiditätsgrad im Schnitt über alle Jahre 50 Prozent, während der Abwärts*nominal*lohnstarrheitsgrad im Mittel bei 17 Prozent liegt. Weiterhin untersuchen Bauer u.a. (2004) in ihrer Studie die realen Effekte nach unten starrer Löhne, indem sie die aggregierten „wage sweep ups" für beide Rigiditätsarten berechnen und deren Einfluss auf die Änderungsrate der Arbeitslosenquote in der nahen Zukunft (in der nächsten Periode) sowie in der weiteren Zukunft (in zwei Perioden) analysieren. Überraschend stellen sie fest, dass die Abwärts*nominal*lohnstarrheit sowohl kurzfristig als auch „langfristig" keinen signifikanten Einfluss auf die Arbeitslosigkeit hat. Anders verhält es sich aber bei der Abwärts*real*lohnstarrheit, die einen signifikanten „langfristigen" Effekt auf die Arbeitslosigkeit aufweisen kann. Eine weitere interessante Erkenntnis der Studie ist, dass die Abwärts*nominal*lohnstarrheiten mit höherer Inflationsrate abnehmen, die Abwärts*real*lohnstarrheiten dagegen zunehmen würden.[20]

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

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

[20] Vgl. Bauer u.a. (2004, Tabelle 8).

und führen dann für diese einzelnen Intervalle die Schätzungen durch. Bei der Modellierung der Zensierungsgrenze nach unten starrer Reallöhne verwenden die Autoren zwei alternative Varianten. Im Rahmen der ersten Modellierungsvariante wird die unbekannte Zensierungsgrenze als eine Funktion von Jahresdummies und einem normalverteilten Störterm formuliert. Die so konstruierte Zensierungsgrenze soll die Verteilung der jeweils aktuell erwarteten Inflationsrate widerspiegeln. Alternativ dazu wird die Zensierungsgrenze als eine Funktion von tarifvertraglich vereinbarten Lohnänderungen und einem normalverteilten Störterm modelliert.[21] Diese alternative Strategie diene, so die Autoren, dem Robustheitscheck bei der Identifikation der realen Zensierungsgrenze und berücksichtige die Tatsache, dass der Lohnbildungsprozess in Italien durch viele institutionelle Faktoren geprägt wird. Maida u.a. (2005) finden signifikante Evidenz für beide Rigiditätsarten, wobei die Abwärts*real*lohnstarrheit die Abwärts*nominal*lohnstarrheit in beiden alternativen Modellierungsvarianten deutlich dominiert (siehe Tabelle 1).[22] Die Wahrscheinlichkeit, in das Reallohnrigiditätsregime zu fallen, beträgt im Rahmen der ersten bzw. zweiten Modellierungsvariante im Schnitt 53 bzw. 50 Prozent, während die Wahrscheinlichkeit für das Nominallohnrigiditätsregime bei 24 bzw. 26 Prozent liegt. Die Autoren untersuchen anschließend in ihrer Studie auch die realen Effekte nach unten starrer Löhne und stellen fest, dass beide Rigiditätsarten auf der aggregierten Ebene mit negativen Beschäftigungseffekten verbunden sind.

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

---

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

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

des Maximierungsproblems. Weiterhin wird auch der Anteil der messfehlerbehafteten Beobachtungen vereinfachend außerhalb des Modells ermittelt.[23] Bei der Modellierung der unbekannten Zensierungsgrenze nach unten starrer Reallöhne gehen die Autoren aber ähnlich wie in den anderen Studien vor. Sie nehmen an, dass diese normalverteilt ist, mit der durchschnittlich erwarteten Inflationsrate als dem Erwartungswert und einer Varianz, die angibt, wie diffus die Inflationserwartungen der Individuen zum Zeitpunkt der Lohnverhandlungen waren. Barwell und Schweitzer (2005) finden signifikante Hinweise für die nach unten starren Löhne in Großbritannien. Der Anteil der Beobachtungen, die in das Reallohnrigiditätsregime fallen, beträgt im Schnitt über den beobachteten Zeitraum 41 Prozent und liegt um fast 27 Prozentpunkte höher als der entsprechende Anteil für das nominale Regime. Der Anteil der Beobachtungen, die in das flexible Regime fallen, hat im Zeitverlauf vor allem auf Kosten des realen Regimes um fast 25 Prozentpunkte zugenommen. Die geschätzten Zensierungsgrenzen für die nach unten starren Reallöhne stimmen mit den Überlegungen der Autoren überein, dass diese die durchschnittlich erwartete Inflationsrate widerspiegeln sollen. Die Schätzwerte variieren zwischen ca. 15 Prozent im Jahr 1980 und 2,6 Prozent im Jahr 1995. Die geschätzten Streuungen um diese Zensierungsgrenzen weisen allerdings zum Teil keine plausiblen Werte auf. Den grafischen Darstellungen nach zu urteilen, liegen die geschätzten Streuungen Ende der 1970er und Anfang der 1980er Jahre bei über 5 Prozentpunkten.[24] Die Autoren erklären dies durch die hohe beobachtete Volatilität in den monatlichen Inflationsraten in diesem Beobachtungszeitraum. Barwell und Schweitzer (2005) untersuchen weiterhin in ihrer Studie die realen Effekte nach unten starrer Löhne auf der individuellen Ebene und stellen fest, dass die Arbeitnehmer, die von Ab-

[23] Die Autoren nehmen an, dass der Anteil der korrekt gemessenen Beobachtungen über die Zeit konstant bleibt und 89 Prozent beträgt. Dieser Anteil soll so gewählt worden sein, dass bei diesem Wert die durchschnittliche Likelihoodfunktion maximal ist. Weiterhin unterscheiden die Autoren ähnlich Bauer u.a. (2004) und Maida u.a. (2005) zwischen drei Messfehlerregimen (siehe Fußnote 18). Zu beachten ist in der Studie der hohe Schätzwert für die Streuung der Messfehler, der im Schnitt bei über 34 Prozentpunkten liegt.

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

wärtslohnstarrheiten stärker profitieren, auch eine höhere Entlassungswahrscheinlichkeit aufweisen.[25]

Die aktuelleren Untersuchungen im Rahmen des IWFP beruhen auf den Verfahren, in denen die Identifikation nach unten starrer Löhne ausschließlich über die Form der kontrafaktischen Verteilung erfolgt. In der frühen Phase des Projekts seien die Untersuchungen weniger zufriedenstellend gewesen, weil sie u.a. auf der Normalverteilungsannahme der gewünschten Lohnänderung und des Messfehlers beruhten. Die Nicht-Normalität der gewünschten Lohnänderung und möglicherweise auch des Messfehlers mache die Identifikation nach unten starrer Löhne in den Modellen fraglich.[26] In den aktuelleren Untersuchungen des IWFP erfolgt deshalb die Identifikation von Abwärtslohnstarrheiten mit einer, so die Autoren, relativ schwächeren Annahme über die parametrische funktionale Form der gewünschten Lohnänderungsverteilung. Diese soll vor allem aufgrund von einer stärker ausgeprägten Anhäufung um den Median durch die zweiseitige Weibull-Verteilung wie im Rahmen der Weibull-Notional-Methode von Dickens u.a. (2006) besser abgebildet werden können. Alternativ führt das IWFP-Team auch Untersuchungen durch, in denen die Identifikation nach unten starrer Löhne basierend auf der (nicht parametrischen) Symmetrie-Annahme der gewünschten Verteilung wie im Falle der Sweep-up-Symmetry-Methode bei Dickens u.a. (2006) oder einer anderen Variante des Symmetry-Ansatzes bei Dickens u.a. (2007) erfolgt. Insgesamt wurden im Rahmen des IWFP Studien für 16 Länder sowie eine Meta-Analyse basierend auf den Ergebnissen dieser Länderstudien durchgeführt. Als Datenbasis wurden zum einen die national verfügbaren Mikrodaten für Österreich, Belgien, Dänemark, Finnland, Frankreich, Deutschland, Italien, Portugal, Norwegen, Schweden, die Schweiz, Großbritannien und die USA und zum anderen auch das European Community Household

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

[26] Vgl. Dickens und Goette (2005, S. 3).

Panel (ECHP) verwendet, das zusätzlich die Berücksichtigung dreier weiterer Länder (Griechenland, Irland und die Niederlande) ermöglichte.[27]

Die Untersuchung nach unten starrer Löhne im Rahmen der Sweep-up-Symmetry-Methode[28] von Dickens u.a. (2006) beruht auf der Annahme der symmetrischen kontrafaktischen Lohnänderungsverteilung. Diese Annahme impliziert, dass in Abwesenheit von Lohnstarrheiten der Mittelwert und der Median der Nominallohnänderungsverteilung übereinstimmen. Basierend auf der weiteren Annahme, dass der Median der Nominallohnänderung größer null ist, wird davon ausgegangen, dass die Abwärts*nominal*lohnstarrheit keinen Einfluss auf den Median der Lohnänderung hat, die durchschnittliche Nominallohnänderung aber verändern kann. Dieser Effekt der Abwärts*nominal*lohnstarrheit auf die durchschnittliche Nominallohnänderung, der so genannte „wage sweep up", wird als Produkt aus der durchschnittlichen kontrafaktischen Nominallohn*kürzung* und dem Anteil f_n der Beobachtungen, die eine Nominallohnänderung von null erfahren, berechnet. Der Schätzung des Abwärts*nominal*lohnrigiditätsgrades liegen einfache Überlegungen zu Grunde. Es wird angenommen, dass jeder Arbeitnehmer, der eine Nominallohnänderung von null erhält, in Abwesenheit von Abwärtsnominallohnstarrheit eine Nominallohnkürzung hinnehmen würde.[29] Dieser Anteil der gewünschten aber nicht durchgeführten Nominallohnkürzungen wird nach der Formel

$$n = f_n / \left(f_n + c_n \right) \tag{1}$$

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

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

[28] Entspricht deren „Simple measures of downward nominal and downward real wage rigidity", Dickens u.a. (2006, S. 13 ff.).

[29] Man beachte, dass diese Annahme die Stetigkeit der kontrafaktischen Lohnänderungsverteilung impliziert.

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

$$r = f_r \Big/ \left(\frac{1}{2} f_r + c_r \right), \tag{2}$$

mit c_r als dem Anteil der Beobachtungen unterhalb der erwarteten Inflationsrate. Da die Autoren annehmen, dass die Hälfte der Beobachtungen, die eine Reallohnänderung von null erfahren, eine Nominallohnänderung oberhalb und die andere Hälfte entsprechend eine Nominallohnänderung unterhalb der geschätzten erwarteten Inflationsrate erhalten, wird im Nenner nur die Hälfte der Beobachtungen mit unverändertem Reallohn berücksichtigt. Dadurch soll der möglichen Variation in der Erwartungsbildung zwischen den Individuen Rechnung getragen werden.[30] Die Ergebnisse im Rahmen der Sweep-up-Symmetry-Methode seien allerdings vor allem aufgrund der in den Daten vorliegenden Messfehler verzerrt, so dass Dickens

[30] Vgl. Dickens u.a. (2006, S.15).

u.a. (2006) ihre Untersuchungen alternativ mit der Weibull-Notional-Methode durchführen.[31]

Die Schätzung nach unten starrer Löhne im Rahmen der Weibull-Notional-Methode[32] von Dickens u.a. (2006) erfolgt zweistufig. In der ersten Stufe führen die Autoren die Identifikation und eine anschließende Korrektur der Messfehler durch. Ermöglicht wird dies durch die Annahme, dass die negative Autokorrelation in den beobachteten Daten alleinig auf die Messfehler zurückzuführen ist.[33] In der zweiten Stufe können dann, so die Autoren, die tatsächlichen also messfehlerfreien Lohnänderungsverteilungen direkt beobachtet und die Abwärtslohnstarrheiten, falls vorhanden, eindeutig identifiziert werden. Für die kontrafaktische Verteilung nehmen Dickens u.a. (2006) dabei an, dass sie zweiseitig weibull-verteilt ist. Diese Verteilung könne für fast alle Länder den oberen Teil der untersuchten Lohnänderungsverteilungen besser abbilden. Die gesuchten Lohnstarrheiten, der Abwärts*nominal*-lohnrigiditätsgrad, der den Anteil der gewünschten aber nicht realisierten Lohnkürzungen angibt sowie der Abwärts*real*lohnrigiditätsgrad, der sich als Anteil der gewünschten aber nicht durchgeführten Nominallohnänderungen unterhalb der geschätzten erwarteten Inflationsrate definieren lässt, werden zusammen mit den Parametern der kontrafaktischen Lohnänderungsverteilung im Rahmen des Modells geschätzt. Die Autoren finden signifikante Schätzwerte für beide Rigiditätsarten in allen untersuchten Ländern. Den grafischen Darstellungen nach zu urteilen, bilden Deutschland, Irland und Norwegen die Gruppe der Länder mit der niedrigsten

[31] Vgl. Dickens u.a. (2006, S. 13).

[32] Entspricht deren „Model based estimates", Dickens u.a. (2006, S. 16 ff.).

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

Abwärts*nominal*lohnstarrheit von entsprechend 9 Prozent, 12 Prozent und 16 Prozent (siehe Tabelle 1). Portugal mit 66 Prozent, die USA und Italien mit jeweils 65 Prozent sowie Griechenland mit 63 Prozent stellen dagegen die Ländergruppe mit der höchsten geschätzten Abwärts*nominal*lohnstarrheit dar. Zu der Gruppe der Länder mit der höchsten Abwärts*real*lohnstarrheit gehören Schweden mit 52 Prozent sowie Frankreich und Finnland, die jeweils 50 Prozent aufweisen. Griechenland und die USA mit 3 Prozent und 6 Prozent, aber auch die Niederlande mit 12 Prozent und Deutschland mit 13 Prozent bilden die Gruppe mit der niedrigsten Reallohnstarrheit. Anschließend untersuchen die Autoren, ob die resultierenden unterschiedlichen Ergebnisse zwischen den Ländern tatsächlich die „realen Differenzen" in den Arbeitsmarktstrukturen reflektieren oder einfach auf die Eigenschaften der verfügbaren Datensätze zurückzuführen sind. Im Rahmen dieser Meta-Analyse werden separate Regressionen mit den geschätzten nominalen und realen Rigiditätsgraden als zu erklärenden Variablen durchgeführt. Als erklärende Variablen werden zum einen die unterschiedlichen Datensatzeigenschaften und zum anderen verschiedene Arbeitsmarktcharakteristika, wie z.B. der gewerkschaftliche Organisationsgrad, der Tarifbindungsgrad, der Einfluss von Mindestlöhnen, der Einfluss von gesetzlichen Bestimmungen bezüglich der Lohnindexierung, das Ausmaß der Arbeitsschutzgesetzgebung sowie die Indikatoren für die gewerkschaftliche Koordination und den Zentralisierungsgrad berücksichtigt. Die Autoren finden einen signifikanten Einfluss der meisten Datensatzeigenschaften.[34] Die Unterschiede in den geschätzten Rigiditätsgraden zwischen den Ländern bleiben aber auch nach der Korrektur der Differenzen in der Datenqualität bestehen. Bei der Untersuchung des Zusammenhangs zwischen den Arbeitsmarktstrukturen und den Abwärtslohnrigiditäten stellen die Autoren überraschend fest, dass bei der Abwärts*nominal*lohnstarrheit nur der Einfluss des gewerkschaftlichen Organisationsgrades statistisch signifikant ist, wobei ein höherer gewerkschaftlicher Organisationsgrad zu einer niedrige-

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

ren Abwärts*nominal*lohnstarrheit führt. In der Regression für die Abwärts*real*lohnrigidität konnten die Autoren einen schwachen, signifikant positiven Einfluss des gewerkschaftlichen Organisationsgrades sowie des Tarifbindungsgrades feststellen. Alle anderen untersuchten Zusammenhänge zwischen den Arbeitsmarktinstitutionen und den Abwärtslohnrigiditäten erweisen sich als nicht robust.[35] Abschließend untersuchen die Forscher die realen Effekte nach unten starrer Löhne auf die Arbeitslosigkeit und kommen zu dem Schluss, dass diese sich in der Größenordnung von denen in Akerlof u.a. (1996) nicht unterscheiden.[36]

Obwohl Dickens u.a. (2006) die mangelnde Robustheit der Ergebnisse im Rahmen der Sweep-up-Symmetry-Methode wegen der dort nicht berücksichtigten Messfehler offen anmerken und deshalb die Weibull-Notional-Methode als präferierte Spezifikation betrachten, wird in Dickens u.a. (2007) eine weitere Analyse durchgeführt, in der die Messfehler erneut unberücksichtigt bleiben. Die Untersuchung nach unten starrer Löhne bei Dickens u.a. (2007) erfolgt mit einer alternativen Variante des Symmetry-Ansatzes. Die Autoren gehen von einer stetigen und symmetrischen kontrafaktischen Lohnänderungsverteilung aus und interpretieren die beobachteten Abweichungen von dieser Annahme als Folge von nach unten starren Löhnen.[37] Der Berechnung der Abwärts*nominal*lohnrigidität liegen die gleichen Überlegungen zugrunde, wie die im Rahmen der Sweep-up-Symmetry-Methode (siehe Gleichung (1)). Bei der Schätzung des Abwärts*real*lohnrigiditätsgrades versuchen die Autoren einfacher als in der alternativen Sweep-up-Symmetry-Methode vorzugehen und definieren diesen als den Anteil der Beobachtungen, für die die Abwärts*real*lohnrigidität bindend ist, dividiert durch den Anteil der potenziell betroffenen Beobachtungen bzw. der Beobachtungen kleiner als die geschätzte erwartete Inflationsrate:

---

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

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

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

$$r = f_r / \left(f_r + c_r \right) = 2\left(u - l \right) / u \ , \tag{3}$$

wobei *u* den Anteil der Beobachtungen in dem oberen Teil der Verteilung oberhalb von $\left(m + \left(m - \pi^e \right) \right)$ angibt, *m* den Median, π^e die erwartete Inflationsrate, *l* den Anteil der Beobachtungen in dem unteren Teil der Lohnänderungsverteilung unterhalb von π^e und $f_r = 2(u\text{-}l)$ den Anteil der Beobachtungen, für die Abwärts*real*lohnrigidität bindend ist.[38]

Den grafischen Darstellungen nach zu urteilen, variieren die Schätzwerte für die Abwärts*nominal*lohnrigidität zwischen 4 Prozent in Irland und 57 Prozent in Portugal, während die Variation der Ergebnisse für die Abwärts*real*lohnstarrheit zwischen 1 Prozent in den Niederlanden und 68 Prozent in Schweden liegt (siehe Tabelle 1). Für Deutschland betragen die Schätzwerte 27 Prozent für die nominale und 15 Prozent für die reale Abwärtslohnstarrheit.[39] Anschließend untersuchen Dickens u.a. (2007) die Effekte verschiedener Datensatzeigenschaften auf die resultierenden geschätzten Rigiditätsgrade und stellen fest, dass Messfehler die Schätzwerte für beide Rigiditätsarten nach unten verzerren, so dass die tatsächlichen Rigiditätsgrade bei der Messfehlerberücksichtigung höher ausfallen sollten.[40] Weiterhin analysieren die Forscher ähnlich den Untersuchungen bei Dickens u.a. (2006) die Korrelation zwischen den geschätzten nominalen und realen Rigiditätsgraden und den länderspezifischen Arbeitsmarktcharakteristika und stellen heraus, dass nur der Zusammenhang zwischen dem gewerkschaftlichen Organisationsgrad und der

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

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

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

Abwärts*real*lohnrigidität statistisch signifikant ist, wobei ein höherer gewerkschaftlicher Organisationsgrad zu einer höheren Abwärts*real*lohnstarrheit führt. Der Einfluss aller anderen untersuchten Zusammenhänge zwischen den Arbeitsmarktinstitutionen und den Abwärtslohnrigiditäten hat sich in dieser Untersuchung als statistisch insignifikant erwiesen.[41]

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

[41] Vgl. Dickens u.a. (2007, Abbildung 4).

durchgeführten Reallohnänderungen kleiner als minus 2 bzw. minus 5 Prozent angeben. Entsprechend werden die Reallohnstarrheiten bei drei alternativen Zensierungsgrenzen (bei 0, minus 2 und minus 5 Prozent) geschätzt.[42] Zum einen soll dadurch der möglichen Variation in der Inflationserwartungsbildung zwischen den Individuen Rechnung getragen werden. Zum anderen sollen damit auch die aggregierten Effekte, die die Anpassungsreaktionen der Firmen auf die unterbliebenen Reallohnkürzungen auf der individuellen Ebene auslösen, berücksichtigt werden.[43] Die Schätzungen von nach unten starren Löhnen werden dabei sowohl für die einzelnen Länder als auch für die Ländergruppen durchgeführt: die englischsprachigen Länder (Kanada, Irland, Neuseeland, Großbritannien, die USA), die zentraleuropäischen Länder (Österreich, Belgien, Frankreich, Deutschland, Luxemburg, Niederlande), die nordeuropäischen Länder (Dänemark, Finnland, Norwegen, Schweden) und die Gruppe der südeuropäischen Länder (Italien, Griechenland, Portugal, Spanien).[44] Die Autoren finden keine signifikante Evidenz für die Abwärts*real*lohnstarrheit bei der Reallohnänderung von null für die nord- und südeuropäische Ländergruppen und nur schwache Evidenz für die zentraleuropäische und die englischsprachige Gruppe der Länder, mit den geschätzten durchschnittlichen Reallohnrigiditätsgraden von entsprechend 6 Prozent und 3 Prozent. Holden und Wulfsberg (2007) können aber eine stärkere Evidenz für die nach unten starren Reallöhne bei negativen Reallohnänderungen (bei minus 2 und minus 5 Prozent) finden. Bei der Untersuchung nach unten starrer Nominallöhne stellen die Autoren fest, dass diese signifikant höher als die geschätzten Reallohnrigiditätsgrade sind. Die Schätzwerte betragen hier 20 Prozent für die englischsprachige, 23 Prozent für die zentraleuropäische, 41 Prozent für die südeuropäische und 50 Prozent für die nordeuropäische Ländergruppe. Abschließend untersuchen Holden und Wulfsberg (2007) in ihrer Studie, in welchem Ausmaß die Unterschiede in den geschätzten länderspezifischen

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

[43] Vgl. Holden und Wulfsberg (2007, S. 10 ff.).

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

Rigiditätsgraden durch die institutionellen Differenzen in diesen Ländern erklärt werden können. Sie finden schwache Effekte der Arbeitsmarktinstitutionen auf die Abwärts*real*lohnstarrheit. Der Einfluss der institutionellen Charakteristika auf die Abwärts*nominal*lohnrigidität erweist sich dagegen als gewichtiger, wobei ein höherer gewerkschaftlicher Organisationsgrad und striktere Arbeitsschutzmaßnahmen zu einer höheren nominalen Abwärtslohnstarrheit führen.[45]

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

[45] Vgl. Holden und Wulfsberg (2006, Tabelle 6).

3 DAS MODELL

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

3.1 MODELLIERUNG DER GEWÜNSCHTEN UND DER TATSÄCHLICHEN LOHNÄNDERUNGSVERTEILUNGEN

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

$$\Delta w_{it}^* = x_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \qquad \varepsilon_{it} \overset{i.i.d.}{\sim} N\left(0, \sigma_\varepsilon^2\right). \tag{4}$$

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

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

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

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

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

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

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

$$\Delta w_{st}^T = w_{st}^T - w_{st-1}^T . \tag{7}$$

Da aber die Wirtschaftszweigklassifikationen in den hier verwendeten Tariflohndaten des Statistischen Bundesamts und in der IAB-Regionalstichprobe (1975–2001) nicht übereinstimmen, mussten diese für die Analysen erst angepasst werden.[46] Dadurch besteht die Möglichkeit, dass die berechneten Tariflohnsteigerungen nicht präzise genug sind. Um die mögliche Verzerrung durch die fehlerhafte Vorgabe der tariflichen Zensierungsgrenze zu berücksichtigen, wird alternativ zu der Definition in Gleichung (7) die Zensierungsgrenze Δw_{st}^T als fest aber unbekannt modelliert:

$$\Delta w_{st}^T = \left(w_{st}^T - w_{st-1}^T \right) + \gamma_t , \tag{8}$$

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

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

Ferner ermöglicht das Modell in Gleichung (6) die Modellierung der funktionalen Form der Rigiditäten, wodurch die einzelnen Anteile ρ^N und ρ^T der Nominal-

[46] Die Wirtschaftszweige in den Tariflohndaten werden nach der Wirtschaftszweigsystematik 1993 und in der verwendeten IAB-Regionalstichprobe nach 1973 klassifiziert.

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

$$\rho^F = \frac{1}{1+\exp\left(\alpha^N\right)+\exp\left(\alpha^T\right)}, \tag{9}$$

$$\rho^N = \frac{\exp\left(\alpha^N\right)}{1+\exp\left(\alpha^N\right)+\exp\left(\alpha^T\right)} \tag{10}$$

und

$$\rho^T = \frac{\exp\left(\alpha^T\right)}{1+\exp\left(\alpha^N\right)+\exp\left(\alpha^T\right)}. \tag{11}$$

Bei den Schätzungen werden somit zunächst α^N und α^T geschätzt und dann mit der Delta-Methode die Schätzwerte für die einzelnen Regimewahrscheinlichkeiten $\hat{\rho}^N$, $\hat{\rho}^T$ und $\hat{\rho}^F$ sowie deren Teststatistikwerte ermittelt.[47]

3.2 BERÜCKSICHTIGUNG VON MESSFEHLERN

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

Die tatsächlich realisierte Lohnänderung kann auch in den hier verwendeten Daten der IAB-Regionalstichprobe (1975–2001) nicht beobachtet werden. Die IAB-

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

Regionalstichprobe enthält zum einen keine Angaben über die geleisteten Arbeitsstunden und zum anderen auch keine separaten Informationen über die Lohnzuschläge bzw. Sonderzulagen, so dass man nur die Entgeltänderungen (Δy_{it}) und nicht die faktischen Stundenlohnänderungen (Δw_{it}^{a}) beobachten kann. Die beobachtete Entgeltänderung Δy_{it} kann somit als eine Funktion von faktischer Lohnänderung Δw_{it}^{a} und einer Zufallsvariablen μ_{it} interpretiert werden, wobei μ_{it} die Variation in Arbeitsstunden, Sonderzahlungen sowie konventionelle Messfehler beinhalten soll:

$$\Delta y_{it} = \Delta w_{it}^{a} + \mu_{it} . \tag{12}$$

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

Das Modell mit beobachteter Entgeltänderungsverteilung sieht dann folgend aus:

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

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

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

In Abbildung 7 wird die Bedeutung der Berücksichtigung von Messfehlern im Rahmen des NME-Modells mit Hilfe von simulierten Daten grafisch veranschau-

licht. Wie aus der grafischen Darstellung ersichtlich, bewirkt schon eine geringe Messfehlerstreuung eine starke Deformation der Verteilung: Messfehler führen dazu, dass die Wahrscheinlichkeitsmasse von den Anhäufungen an den jeweiligen Zensierungsgrenzen auf die Seiten der Verteilung verschoben wird, so dass die beobachtete Verteilung im Rahmen der NME-Modells keine erkennbaren Anhäufungen mehr enthält. Würde man in diesem Fall die Messfehler nicht berücksichtigen, so würde man die wahren Rigiditätsgrade deutlich unterschätzen.

3.3 KRITISCHE BEWERTUNG DES MODELLS

Wie oben beschrieben, wird im Rahmen des NME-Modells unterstellt, dass alle Beobachtungen mit einem normalverteilten Messfehler behaftet sind. Das NME-Modell impliziert somit, dass die Wahrscheinlichkeit, eine Entgeltänderung von null zu beobachten, gleich null ist. Dies entspricht aber nicht den empirischen Entgeltänderungsverteilungen, die für die meisten untersuchten Jahre deutliche Anhäufungen bei null aufweisen können (siehe Abbildungen 1 bis 4). Die Spezifikation der Messfehler im Rahmen des NME-Modells scheint somit restriktiver zu sein als in dem alternativen Mixed-Measurement-Error-Modell (MME-Modell) oder dem Contaminated-Mixed-Measurement-Error-Modell (CMME-Modell), weshalb diese vor allem im Rahmen der Modelle der ersten Generation zur Untersuchung von nach unten starren Nominallöhnen auch bevorzugt angewendet wurden.[48] Die Vorteilhaftigkeit dieser „gemischten" Modellvarianten lässt sich allerdings im Rahmen der Modelle der zweiten Generation zur gleichzeitigen Berücksichtigung von Abwärtsnominal- und Tariflohnstarrheiten (bzw. Abwärtsreallohnstarrheiten) nicht ohne weiteres ausnutzen. Der Grund liegt gerade in der gemischten Struktur dieser Modelle, deren Likelihoodfunktionen sowohl aus den diskreten (die jeweiligen Zensierungsgrenzen) als auch stetigen Teilen bestehen. Dies führt bei den Schät-

[48] Im Rahmen der MME-Modellvariante wird angenommen, dass ein bestimmter Anteil der Beobachtungen korrekt also ohne Messfehler berichtet wird, was vor allem in den administrativen Daten mit größerer Wahrscheinlichkeit der Fall sein kann. Im Rahmen des CMME-Modells wird zusätzlich noch der Möglichkeit Rechnung getragen, dass ein bestimmter Anteil der Beobachtungen sehr schlecht gemessen werden kann. In diesen beiden „gemischten" Messfehlerspezifikationsvarianten werden die beobachteten Lohnänderungen von null als exakt gemessene Beobachtungen interpretiert.

zungen zu einem Diskontinuitätsproblem, falls die Zuordnung der einzelnen Beobachtungen zu den diskreten bzw. stetigen Likelihood-Regimeteilen unbekannt ist.[49] Deshalb sind die Schätzungen im Rahmen der „gemischten“ Messfehlermodelle, in denen die tarifliche Zensierungsgrenze als fest und unbekannt modelliert wird (siehe Gleichung (8)), nicht ohne weiteres durchführbar.[50] Von der Möglichkeit der Schätzungen mit den „gemischten“ Messfehlermodellen, in denen die tarifliche Zensierungsgrenze als fest und bekannt modelliert wird (siehe Gleichung (7)), wird aber abgesehen, weil die durchgeführten Monte-Carlo-Simulationen nahelegen, dass die Parameter des Modells stark verzerrt geschätzt werden, falls die vorgegebenen tariflichen Zensierungsgrenzen nicht den wahren Tariflohnsteigerungen entsprechen.[51]

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

---

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

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

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

4 DATENSELEKTION

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

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

Das Einkommen in der IAB-Regionalstichprobe ist wegen der Beitragsbemessungsgrenze rechtszensiert. Für Beschäftigte, deren Einkommen zensiert ist, können somit keine korrekten Entgeltänderungen berechnet werden. Deshalb werden die zensierten Meldungen aus dem Datensatz entfernt. Das führt aber zu beträchtlichen Änderungen in der Qualifikationsstruktur der Beschäftigten. Da die hoch qualifizierten Arbeitnehmer dadurch unterproportional repräsentiert sind, werden sie bei den Analysen nicht berücksichtigt. Die Untersuchung beschränkt sich folglich auf qualifizierte und unqualifizierte Arbeitnehmer.[52]

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

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

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

Weiterhin konzentrieren sich die Untersuchungen auf den produzierenden und dienstleistenden Sektor, so dass Beschäftigte aus den Bereichen Landwirtschaft, Bergbau, Energie, Öffentlicher Sektor und private Organisationen ausgeschlossen bleiben. Zu beachten ist dabei, dass die Tariflohnindizes, die vom Statistischen Bundesamt bezogen wurden, nicht für alle Sektoren verfügbar sind.[53] So fehlen die Tariflohndaten für den Sektor 14 („vorwiegend gesellschaftsbezogene Dienstleistungen“) für beide Beschäftigtengruppen (Arbeiter und Angestellte), den Sektor 13 („vorwiegend haushaltsbezogene Dienstleistungen“) für die Gruppe der Angestellten und den Sektor 12 („vorwiegend wirtschaftsbezogene Dienstleistungen“) für die Gruppe der Arbeiter. Somit können bei den Analysen zwölf (statt in der Stichprobe verfügbaren vierzehn) Sektoren berücksichtigt werden. Die Tariflohnindizes für Ost-Deutschland sind nur ab 1995 verfügbar, so dass die Untersuchungen nur für den Zeitraum von 1996 bis 2001 möglich wären. Deshalb beschränken sich die Analysen auf West-Deutschland.[54] Schließlich wird die Stichprobe auf Beschäftigte zwischen 25 und 62 Jahren beschränkt. Der Grund für den Ausschluss der Personen unter 25 Jahren liegt darin, dass viele Beobachtungen in diesem Altersbereich unplausibel hohe Wachstumsraten im jährlichen Einkommen aufweisen. Dies lässt Ungenauigkeiten in der Kodierung der Variablen „Stellung im Beruf“ vermuten. Möglicherweise wurde der Auszubildende fälschlicherweise als Vollzeitbeschäftigter klassifiziert. Nach der Ausbildung verdient dann eine betroffene Person mindestens doppelt soviel wie vorher.

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

---

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

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

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

5 ERGEBNISSE DER MONTE-CARLO-SIMULATIONEN

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

Die Monte-Carlo-Simulationen stellen ein hilfreiches Instrument bei der Überprüfung der Güte der verwendeten Modelle dar. Sie ermöglichen zum einen Aussagen über die statistischen Eigenschaften der Schätzer und somit einen zuverlässigeren Vergleich zwischen den Spezifikationen. Zum anderen helfen die Monte-Carlo-Simulationen ein besseres Gespür für die Funktionsweise der verwendeten Modelle zu entwickeln, was oft erst mithilfe der Überprüfung von Schätzereigenschaften durch die Variation der einzelnen Modellparameter möglich wird.[55] Zu beachten ist dabei, dass die Ergebnisse der Monte-Carlo-Simulationen stets unter enger Bezugnahme auf das Design der Experimente – vor allem auf den simulierten datengenerierenden Prozess – interpretiert werden sollten und nicht ohne weiteres verallgemeinert werden können.[56]

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

---

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

[56] Vgl. Green (2003, S. 924).

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

Für jede Monte-Carlo-Simulation werden Stichproben mit zehntausend Beobachtungen generiert und die Schätzungen tausendmal (mit jeweils neu generierter Zufallsstichprobe) durchgeführt.[57] Der simulierte datengenerierende Prozess entspricht dabei dem im Rahmen des NME-Modells unterstellten datengenerierenden Prozess und wird somit entsprechend den Annahmen des Modells (siehe Abschnitte 3.1 und 3.2) konstruiert.

Die Tabellen 2 bis 6 enthalten die Ergebnisse der durchgeführten Monte-Carlo-Simulationen sowie die für den datengenerierenden Prozess vorgegebenen Parameterwerte. Dabei stellen alle Variablen, die mit „*d_*“ bzw. „*t_*“ beginnen, die für den datengenerierenden Prozess vorgegeben bzw. tatsächlich generierten Parameterwerte, *b0* die Konstante, *b1* den Parameter der erklärenden Variablen *x*, *se* die Streuung des Störterms der gewünschten Lohnänderungsgleichung, *rn* den Grad der Abwärtsnominallohnrigidität, *rt* den Tariflohnrigiditätsgrad, *mq* den Anteil der messfehlerbehafteten Beobachtungen in der Stichprobe, *ms* die Streuung des Messfehlers und schließlich *rtz* die tarifliche Zensierungsgrenze (die Tariflohnsteigerung) dar.

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

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

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

Im Rahmen der zweiten Monte-Carlo-Simulation wird der Frage nachgegangen, ob die Überlegung einiger Autoren, dass die isolierte Untersuchung von Abwärtsnominallohnstarrheiten ohne die Berücksichtigung von Tariflohn- bzw. Reallohnstarrheiten zu einer Verzerrung der Schätzwerte für die Abwärtsnominallohnrigidität führen würde, zutrifft.[58] Es wird also untersucht, ob das NME-Modell in der Lage ist, zwischen den verschiedenen Rigiditätsarten eindeutig zu differenzieren. Für die Untersuchung dieser Frage wird die Monte-Carlo-Simulation wie folgend konstruiert: Im datengenerierenden Prozess werden beide Rigiditätsarten (nominale und tarifliche) generiert, im Schätzmodell wird aber nur die Abwärtsnominallohnstarrheit berücksichtigt. Die Ergebnisse dieser Untersuchung sind in Tabelle 3 dargestellt. Wie aus der Tabelle zu entnehmen ist, werden alle Parameterwerte verzerrt geschätzt. Überraschend ist dabei, zumindest auf den ersten Blick, dass der geschätzte Abwärtsnominallohnrigiditätsgrad (*rn*) fast die Summe der beiden im datengenerierenden Prozess enthaltenen Rigiditätsgrade (*t_rn* und *t_rt*) darstellt. Auffallend ist weiterhin, dass die Messfehlerstreuung (*ms*) permanent überschätzt und die Streuung der gewünschten Lohnänderungsgleichung (*se*) dauerhaft unterschätzt wird. Eine mögliche Erklärung für die resultierenden Ergebnisse könnte wie folgt formuliert werden: Da der datengenerierende Prozess beide Rigiditätsarten enthält, ist die Ausdünnung im linken Teil der Verteilung (also im negativen Bereich) stärker ausgeprägt, als wenn alleinig die Abwärtsnominallohnstarrheit vorlie-

[58] Vgl. Bauer u.a. (2004), Barwell und Schweitzer (2005), Maida u.a. (2005).

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

Mit Hilfe der nächsten Monte-Carlo-Simulation wird überprüft, welche Effekte die fehlerhafte Vorgabe der tariflichen Zensierungsgrenze auf die Schätzergebnisse haben kann.[59] Zunächst wird unterstellt, dass die vermeintliche tarifliche Zensierungsgrenze kleiner als die wahre Tariflohnsteigerung ist. Die Ergebnisse dieser Simulation sind in Tabelle 4 dargestellt. Die wahre Tariflohnsteigerung (*t_rtz*) beträgt hier 4,5 Prozent, während die vermeintliche tarifliche Zensierungsgrenze (*f_rtz*) bei 3,5 Prozent liegt und somit um einen Prozentpunkt geringer ausfällt. Wie aus Tabelle 4 ersichtlich ist, führt die falsche Vorgabe der tariflichen Zensierungsgrenze in diesem Fall zu einer Überschätzung der tariflichen Lohnstarrheit (*rt*), während die Abwärtsnominallohnstarrheit (*rn*) stark unterschätzt wird. Interessant ist dabei, dass die Summe der geschätzten (*rn* und *rt*) und der im datengenerierenden Prozess enthaltenen Rigiditätsgrade (*t_rn* und *t_rt*) übereinstimmt. Ähnlich den Überlegungen in der vorhergehenden Simulation, kann dies vermutlich auch durch den (proportionalen) Zusammenhang zwischen der fehlenden Wahrscheinlichkeitsmasse im linken Teil der Verteilung und der Summe der Wahrscheinlichkeitsmasse an den jeweiligen Zensierungsgrenzen erklärt werden. Bis auf die Streuung des

[59] Siehe die Überlegungen in Abschnitt 3.1.

Messfehlers, die hier meist überschätzt wird, werden alle anderen Parameter des Modells (die Konstante *b0*, der Parameter der gewünschten Lohnänderungsgleichung *b1* sowie die Streuung des Störterms *se*) relativ gut geschätzt. Eine denkbare Erklärung für die resultierenden Verzerrungen der geschätzten Rigiditätsgrade sowie der Messfehlerstreuung könnte wie folgt zusammengefasst werden: Da die vermeintliche tarifliche Zensierungsgrenze kleiner als die wahre Tariflohnsteigerung ist, liegt sie im Bereich zwischen der nominalen Zensierungsgrenze bei null und der wahren tariflichen Zensierungsgrenze. In diesem Bereich ist die Überlappung der Wahrscheinlichkeitsmassen, die von den Anhäufungen bei den wahren Zensierungsgrenzen durch die Messfehler umverteilt wurden, stärker ausgeprägt. Deshalb wird die Tariflohnstarrheit bei der vermeintlichen Zensierungsgrenze überschätzt. Da nun die künstliche Verschiebung der tariflichen Zensierungsgrenze nach links den rechten Teil der Verteilung als breiter erscheinen lässt, wird die Messfehlerstreuung überschätzt.

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

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

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

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

Die durchgeführten Monte-Carlo-Simulationen geben einen hilfreichen Aufschluss über die Güte des hier verwendeten NME-Modells. Zu beachten ist allerdings, dass die resultierenden Ergebnisse im Rahmen dieser Simulationen unter enger Bezugnahme auf den im Rahmen des Modells unterstellten datengenerierenden Prozess interpretiert wurden. Bei der Beurteilung der Schätzungen mit den realen Daten, deren wahrer datengenerierender Prozess von dem im Rahmen des NME-Modells unterstellten datengenerierenden Prozess abweicht, letztendlich aber unbekannt ist, sollte dies berücksichtigt werden.[60]

[60] Vgl. hierzu auch die Überlegungen in Abschnitt 3.3 (Kritische Bewertung des Modells).

6 EMPIRISCHE IMPLEMENTIERUNG UND EVIDENZ

6.1 EMPIRISCHE IMPLEMENTIERUNG

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

$$w_{it}^* = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 EXP_{it} + \alpha_3 EXP_{it}^2 + \alpha_4 EXP_{it}^3 + \delta_0 \mathrm{Z}_i + \delta_1 \mathrm{Z}_i EXP_{it} + \gamma \mathrm{A}_t + \tilde{\varepsilon}_{it}, \qquad (14)$$

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

$$\Delta w_{it}^{*} = \left(\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_3 + \alpha_4\right) + \left(2\alpha_3 - 3\alpha_4\right) EXP_{it} + 3\alpha_4 EXP_{it}^2 + \delta_1 \mathrm{Z}_i + \gamma \Delta \mathrm{A}_t + \Delta\tilde{\varepsilon}_{it} \ . \tag{15}$$

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

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

6.2 EMPIRISCHE EVIDENZ

Tabelle 7 zeigt die Schätzergebnisse für männliche Arbeiter und Angestellte im Rahmen der ersten Modellierungsvariante der tariflichen Zensierungsgrenze, in der diese ähnlich Fehr u.a. (2002) als fest und bekannt modelliert wird (siehe Gleichung (7)). Wie in der Tabelle ersichtlich, waren im beobachteten Zeitraum 28 Prozent der Arbeiter von der Abwärtsnominallohnstarrheit und 59 Prozent von der Tariflohnstarrheit betroffen. Das bedeutet, dass bei den Arbeitern 28 Prozent aller gewünschten Nominallohnkürzungen und 59 Prozent der gewünschten Nominallohnänderungen, die geringer als das tariflich vereinbarte sektorspezifische Nominallohnwachstum ausfallen, im beobachteten Zeitraum nicht durchgeführt werden konnten. Bei den Angestellten liegen die Werte bei 11 Prozent für die nominale und 80 Prozent für die tarifliche Abwärtslohnstarrheit.[61]

Die Ergebnisse der Schätzungen im Rahmen der zweiten Modellierungsvariante der tariflichen Zensierungsgrenze sind in Tabelle 8 dargestellt. Im Rahmen dieser Spezifikation werden die Tariflohnsteigerungen anders als in den Studien von Fehr u.a. (2002) sowie Cornelißen und Hübler (2006) als fest und unbekannt modelliert, wobei der unbekannte Teil der tariflichen Zensierungsgrenze (γ_t=*dzg_jD**) im Rahmen des Modells mitgeschätzt wird (siehe Gleichung (8)). Wie in Tabelle 8 ersichtlich ist, sind alle geschätzten (jährlichen) Abweichungen der vorgegebenen Tariflohnsteigerungen von den wahren tariflichen Zensierungsgrenzen signifikant von null verschieden.[62] Das impliziert, dass die vermeintlichen tariflichen Zensierungsgrenzen im Rahmen der ersten Spezifikationsvariante nicht den wahren Tariflohnsteigerungen entsprechen und die geschätzten Rigiditätsgrade deshalb die

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

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

verzerrten Werte darstellen.[63] Im Rahmen der zweiten Spezifikationsvariante der tariflichen Zensierungsgrenze beträgt der geschätzte Tariflohnrigiditätsgrad für Arbeiter rund 68 Prozent. Das stellt im Vergleich zur ersten Modellierungsvariante der tariflichen Zensierungsgrenze einen um fast 9 Prozentpunkte höheren Schätzwert dar. Der geschätzte Abwärtsnominallohnrigiditätsgrad liegt hingegen in der aktuellen Schätzung bei 21 Prozent und ist demnach um 7 Prozentpunkte geringer als in der ersten Spezifikationsvariante. Bei den Angestellten ergeben sich ebenfalls signifikante, wenn auch quantitativ wenig bedeutende Unterschiede in den geschätzten Rigiditätsgraden. Die Schätzwerte für die tarifliche und die nominale Abwärtslohnstarrheit betragen hier 82 Prozent bzw. 11 Prozent.

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

[63] Diese Überlegung beruht auf den Erkenntnissen in Abschnitt 5.

Werte für die nominale und die tarifliche Abwärtslohnrigiditäten liegen im Rahmen der zweiten Modellierungsvariante bei 17 Prozent und 76 Prozent.[64]

Abschließend wurden im Rahmen dieser Arbeit die Abwärtsnominal- und Tariflohnstarrheiten für unterschiedliche Alters- und Qualifikationsstrukturen der Beschäftigten untersucht. Tabelle 9 enthält die Ergebnisse für vier unterschiedliche Altersgruppen der männlichen Arbeiter und Angestellten. Wie aus Tabelle II-9 ersichtlich, lassen sich bei den Arbeitern keine signifikanten systematischen Unterschiede in der Altersstruktur feststellen. Das gilt sowohl für die nominalen als auch für die tariflichen Lohnstarrheiten. Bei den Angestellten können hingegen signifikante systematische Unterschiede zwischen den Altersgruppen für beide Rigiditätsarten beobachtet werden. Die Abwärtsnominallohnstarrheit nimmt hier mit dem Alter tendenziell zu, während die tarifliche Lohnstarrheit abnimmt.[65] Sowohl für Arbeiter als auch für Angestellte lässt sich weiterhin feststellen, dass die Wahrscheinlichkeit, in das flexible Regime zu fallen, mit dem Alter tendenziell zunimmt. Das deutet darauf hin, dass sich die Lohnbildung bei älteren Beschäftigten flexibler gestalten lässt.[66] Tabelle 10 enthält die Schätzergebnisse für zwei unterschiedliche Qualifikationsgruppen der männlichen Arbeiter und Angestellten. Dabei wird in den

---

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

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

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

Schätzungen zwischen qualifizierten Beschäftigten (Personen mit Volks-, Haupt- und Realschulabschluss und zusätzlicher Berufsausbildung) und unqualifizierten Beschäftigten (Personen mit Volks-, Haupt- und Realschulabschluss ohne Berufsausbildung) unterschieden. Wie in Tabelle 10 ersichtlich ist, konnten weder bei Arbeitern noch bei Angestellten signifikante Unterschiede zwischen qualifizierten und unqualifizierten männlichen Beschäftigten festgestellt werden.[67]

6.3 BEWERTUNG DER ERGEBNISSE

Die Ergebnisse der Schätzungen legen nahe, dass der Lohnbildungsprozess in den untersuchten Beschäftigtengruppen stark durch die Existenz von Abwärtslohnstarrheiten geprägt ist, wobei die Tariflohnstarrheit die Abwärtsnominallohnstarrheit dominiert. Insofern sind die resultierenden Ergebnisse im Rahmen dieser Arbeit mit den Ergebnissen bei Fehr u.a. (2002) sowie Cornelißen und Hübler (2006) vergleichbar. Anders als in den genannten Studien wurde aber in der vorliegenden Untersuchung zusätzlich noch berücksichtigt, dass die geschätzten Werte für beide Rigiditätsgrade verzerrt sein können, falls die vermeintlichen tariflichen Zensierungsgrenzen nicht den wahren Tariflohnsteigerungen entsprechen.[68] Um die möglichen Verzerrungen durch die fehlerhafte Vorgabe der tariflichen Zensierungsgrenze zu vermeiden, wurde im Rahmen dieser Arbeit die tarifliche Zensierungsgrenze – alternativ zu der Modellierung von Fehr u.a. (2002) sowie Cornelißen und Hübler (2006) – als fest und unbekannt modelliert und im Rahmen des Modells mitgeschätzt. Für die quantitative Abschätzung der möglichen Verzerrung durch die fehlerhaft vorgegebene tarifliche Zensierungsgrenze wurden Schätzungen für beide Modellierungsvarianten durchgeführt. Dabei konnte festgestellt werden, dass die Verzerrungen der geschätzten Rigiditätsgrade im Rahmen der ersten Spezifikati-

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

[68] Siehe Erkenntnisse aus den Monte-Carlo-Simulationen in Abschnitt 5.

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

Wie in Abschnitt 3.3 diskutiert wurde, sollte bei der Bewertung der resultierenden Ergebnisse allerdings berücksichtigt werden, dass der reale datengenerierende Prozess von dem im Rahmen des NME-Modells unterstellten datengenerierenden Prozess abweicht. Ein klares Indiz hierfür liefern die beobachteten Anhäufungen bei der Null-Entgeltänderung in den jährlichen Entgeltänderungsverteilungen (siehe Abbildungen 1 bis 4). Diese Anhäufungen widersprechen dem im Rahmen des NME-Modells unterstellten datengenerierenden Prozess, der per Definition keine Anhäufungen enthalten darf.[69] Es ist deshalb zu erwarten, dass die resultierenden Schätzergebnisse im Rahmen des NME-Modells die verzerrten Werte darstellen.[70]

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

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

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

der IAB-Regionalstichprobe als Bruttotagesentgelt auf ganze Beträge gerundet enthalten. Die Rundungen in den Niveauwerten haben Auswirkungen auf die berechneten Entgeltänderungen und führen in der Entgeltänderungsverteilung zu den „Rundungslöchern“ und zusätzlichen Anhäufungen.[71] Die Abbildungen 8 und 9 vermitteln einen Eindruck von diesen Rundungseffekten. Abbildung 8 enthält die stilisierten Darstellungen der Entgeltverteilungen sowie der resultierenden Entgelt*änderungs*verteilungen bei Vorliegen von Rundungsfehlern in den Entgeltdaten. Abbildung 9 zeigt zum Vergleich die stilisierten Verteilungen ohne Rundungsfehler in den Daten. Wie in den Abbildungen ersichtlich ist, führen Rundungsfehler in den Entgeltniveaus zu einer Formveränderung der tatsächlichen Entgeltänderungsverteilung. Diese Formveränderung kann fälschlicherweise auf die realen oder die tariflichen Lohnstarrheiten zurückgeführt werden und somit Schätzungen von nach unten starren Nominallöhnen beeinflussen.[72] Deshalb ist zu hinterfragen, ob die geschätzten Rigiditätsgrade den im realen datengenerierenden Prozess enthaltenen Rigiditätsanteilen entsprechen oder ob sie nicht – zumindest zum Teil – ein Artefakt von Rundungsfehlern darstellen.[73]

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

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

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

7 ZUSAMMENFASSUNG

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

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

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

A HERLEITUNGEN

A.1 KONTRAFAKTISCHE LOHNÄNDERUNG

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

$$w_{it}^{*} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 EXP_{it} + \alpha_3 EXP_{it}^2 + \alpha_4 EXP_{it}^3 + \delta_0 \mathrm{Z}_i + \delta_1 \mathrm{Z}_i EXP_{it} + \gamma \mathrm{A}_t + \tilde{\varepsilon}_{it}. \qquad (16)$$

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

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

$$\begin{aligned}
\Delta w_{it}^{*} &= \alpha_1 (t - (t-1)) + \alpha_2 (EXP_{it} - (EXP_{it} - 1)) + \alpha_3 \left(EXP_{it}^2 - (EXP_{it} - 1)^2\right) \\
&\quad + \alpha_4 \left(EXP_{it}^3 - (EXP_{it} - 1)^3\right) + \delta_1 \mathrm{Z}_i + \gamma \Delta \mathrm{A}_t + \Delta \tilde{\varepsilon}_{it} \\
&= (\alpha_1 + \alpha_2) + \alpha_3 \left(EXP_{it}^2 - \left(EXP_{it}^2 - 2EXP_{it} + 1\right)\right) \\
&\quad + \alpha_4 \left(EXP_{it}^3 - (EXP_{it} - 1)^2 (EXP_{it} - 1)\right) + \delta_1 \mathrm{Z}_i + \gamma \Delta \mathrm{A}_t + \Delta \tilde{\varepsilon}_{it} \\
&= (\alpha_1 + \alpha_2) + \alpha_3 (2EXP_{it} - 1) + \alpha_4 \left(EXP_{it}^3 - \left(EXP_{it}^2 - 2EXP_{it} + 1\right)(EXP_{it} - 1)\right) \\
&\quad + \delta_1 \mathrm{Z}_i + \gamma \Delta \mathrm{A}_t + \Delta \tilde{\varepsilon}_{it} \\
&= (\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_3) + 2\alpha_3 EXP_{it} + \alpha_4 \left(EXP_{it}^3 - \left(EXP_{it}^3 - 3EXP_{it}^2 + 3EXP_{it}^2 - 1\right)\right) \\
&\quad + \delta_1 \mathrm{Z}_i + \gamma \Delta \mathrm{A}_t + \Delta \tilde{\varepsilon}_{it} \\
&= (\alpha_1 + \alpha_2 - \alpha_3 + \alpha_4) + (2\alpha_3 - 3\alpha_4) EXP_{it} + 3\alpha_4 EXP_{it}^2 + \delta_1 \mathrm{Z}_i + \gamma \Delta \mathrm{A}_t + \Delta \tilde{\varepsilon}_{it}.
\end{aligned} \qquad (17)$$

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

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

Das Modell erlaubt die Unterscheidung zwischen den drei möglichen Rigiditätsregimen: dem Regime mit der Abwärtsnominallohnrigidität (*N*), in dem keine Nominallohnkürzungen durchgeführt werden können, dem Tariflohnrigidtätsregime (*T*), das keine Nominallohnänderungen unterhalb des Tariflohnwachstums Δw_{it}^{T} erlaubt und dem flexiblen Regime (*F*), in dem jede gewünschte Nominallohnänderung möglich ist. Das Individuum kann zu einem dieser drei möglichen Rigiditätsregime gehören.[74] Weiterhin wird angenommen, dass sowohl der Störterm der gewünschten Lohnänderungsgleichung ε_{it} als auch der Messfehlerterm μ_{it} unabhängig und identisch normalverteilt sind. Das Modell mit beobachteter Entgeltänderung wird folgend definiert:

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

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

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

$$\begin{aligned} LL^{NME} = {} & L_{\Delta w^{*} \geq \Delta w^{T}} + L_{\Delta w^{*} < \Delta w^{T}} \cdot \rho^{T} + L_{0 \leq \Delta w^{*} < \Delta w^{T}} \cdot (1-\rho^{T}) + \\ & L_{\Delta w^{*} < 0} \cdot \rho^{N} + L_{\Delta w^{*} < 0} \cdot (1-\rho^{N}-\rho^{T})\,. \end{aligned} \tag{19}$$

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

Regimeteil 1: $\Delta w^* \geq \Delta w^T$.

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

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

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

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

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

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

$$= \frac{1}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}} \phi\left(\frac{\Delta y - x\beta}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2}} \right) \left[1 - \Phi\left(\left(\Delta w^T - x\beta\right) s - \frac{\Delta y - x\beta}{s\sigma_\mu^2} \right) \right].$$

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

B ABBILDUNGEN

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

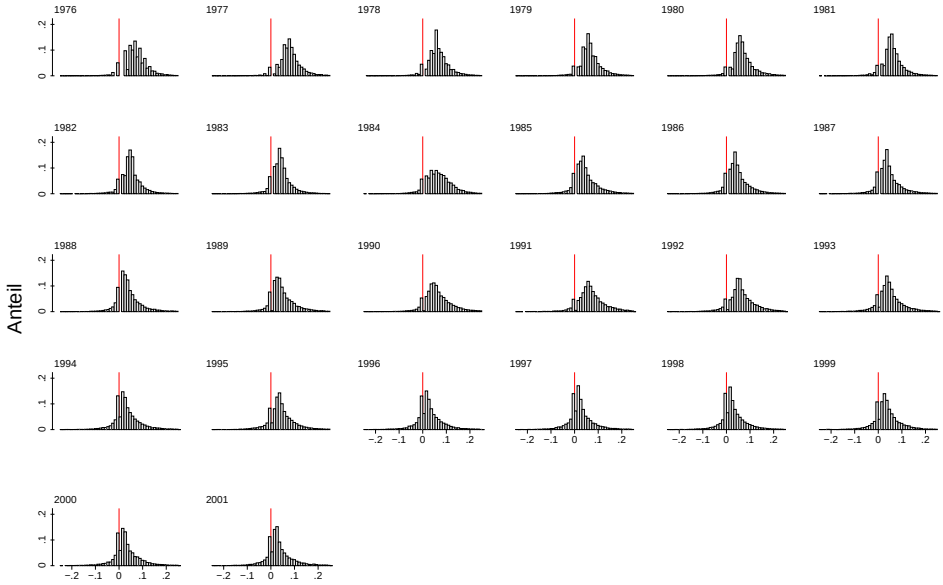


ABBILDUNG 2: ***JÄHRLICHE ENTGELTÄNDERUNGSVERTEILUNGEN FÜR ARBEITER IN WEST-DEUTSCHLAND***

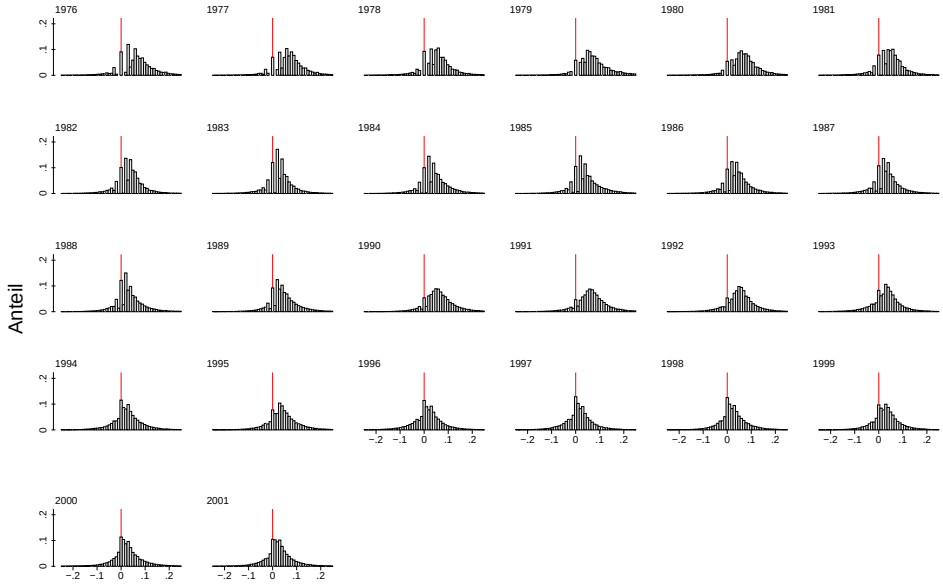


ABBILDUNG 3: ***JÄHRLICHE ENTGELTÄNDERUNGSVERTEILUNGEN FÜR WEIBLICHE ANGESTELLTE IN WEST-DEUTSCHLAND***

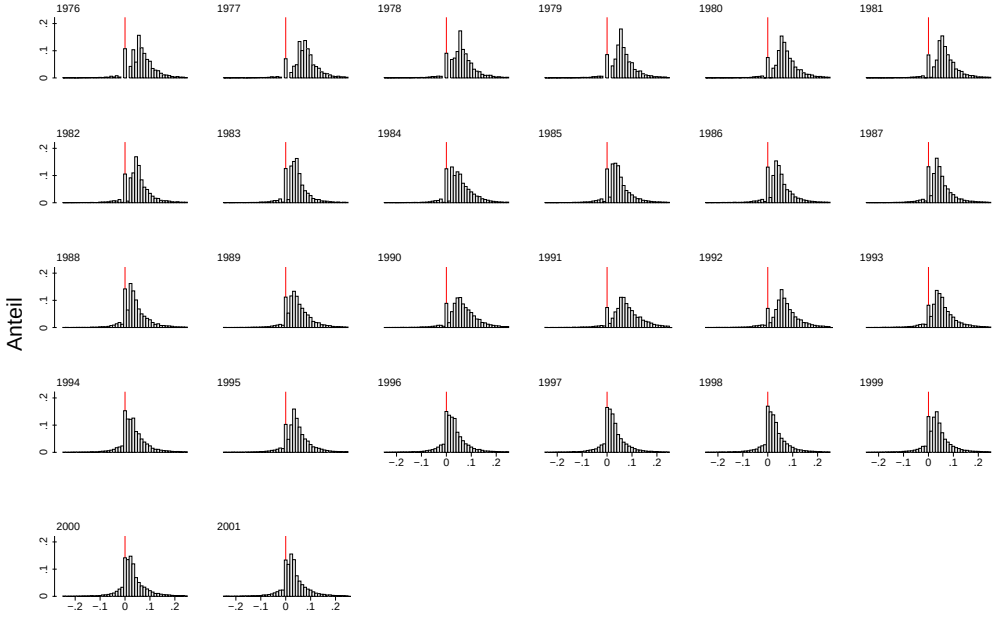


ABBILDUNG 4: ***JÄHRLICHE ENTGELTÄNDERUNGSVERTEILUNGEN FÜR ARBEITERINNEN IN WEST-DEUTSCHLAND***

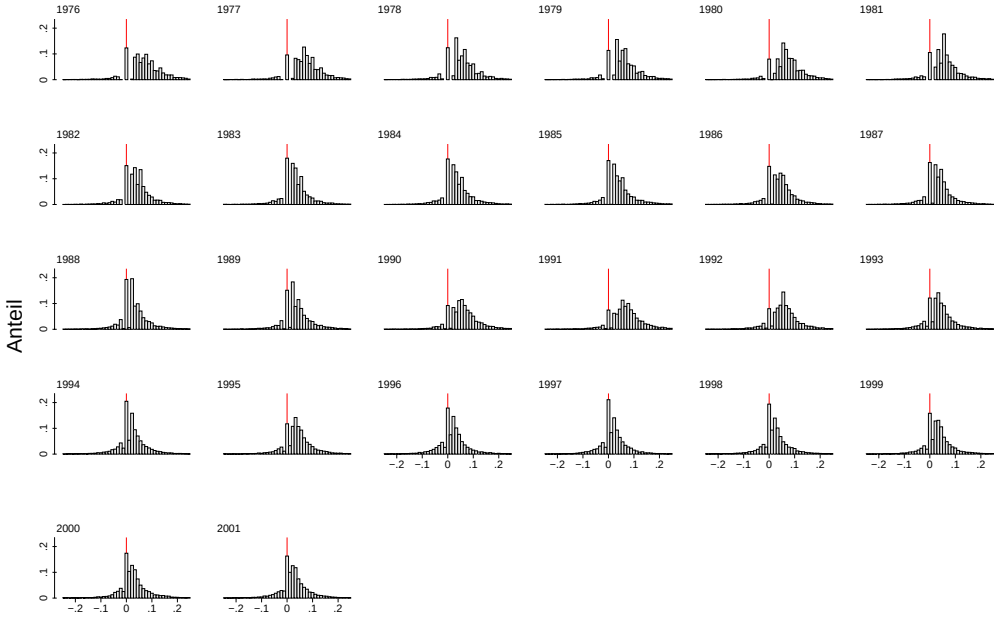
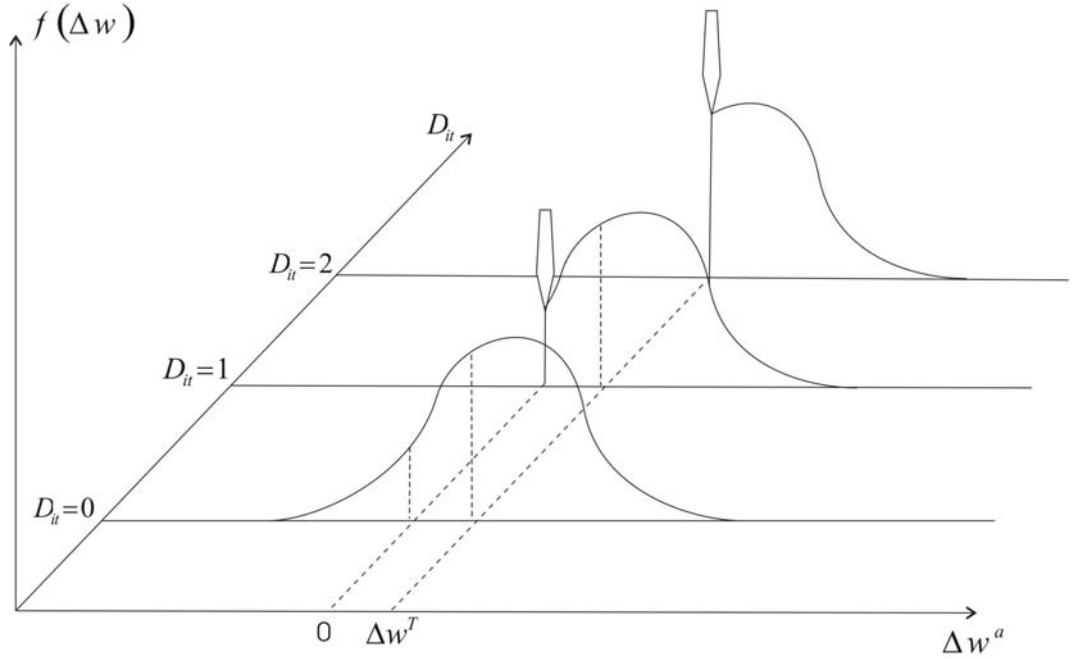
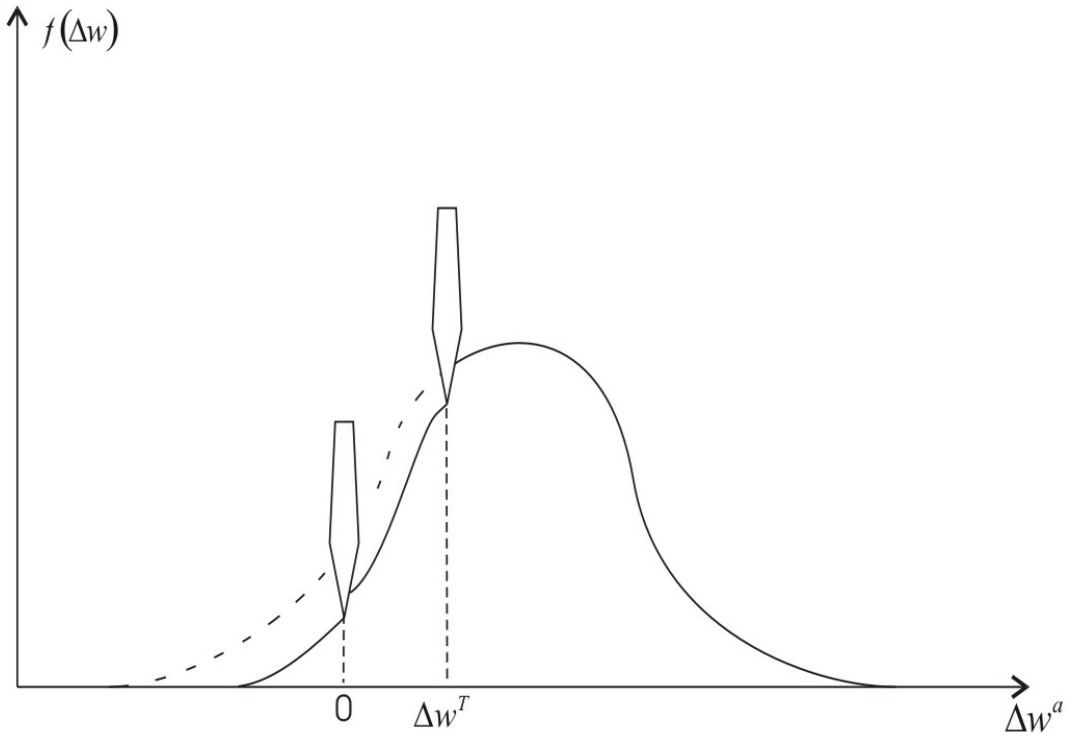


ABBILDUNG 5: GRAFISCHE DARSTELLUNG DER EINZELNEN RIGIDITÄTSREGIME



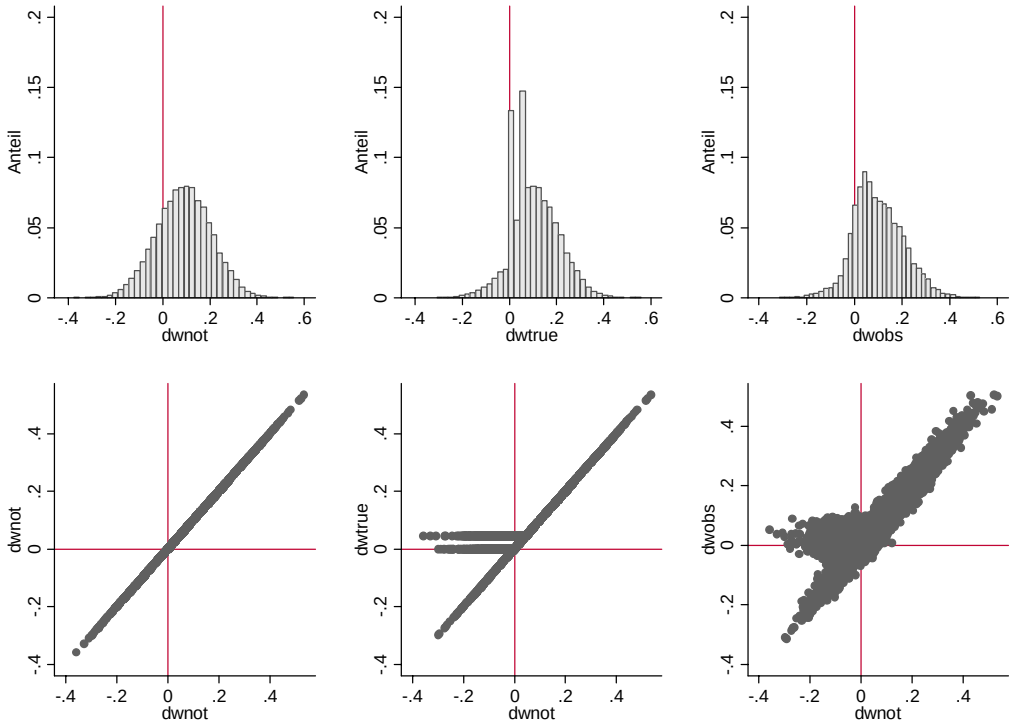
$D_{it}=0$, falls das Individuum in das flexible Regime fällt, $\Pr(D_{it}=0)=\rho^F$.
$D_{it}=1$, falls das Individuum in das Nominallohnrigiditätsregime fällt, $\Pr(D_{it}=1)=\rho^N$.
$D_{it}=2$, falls das Individuum in das Tariflohnrigiditätsregime fällt, $\Pr(D_{it}=2)=\rho^T$.
Δw^a : tatsächlich realisierte Nominallohnänderung.
Δw^T : tarifvertraglich vereinbarte Nominallohnänderung.

ABBILDUNG 6: STILISIERTE DARSTELLUNG DER FAKTISCHEN LOHNÄNDERUNGSVERTEILUNG



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

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

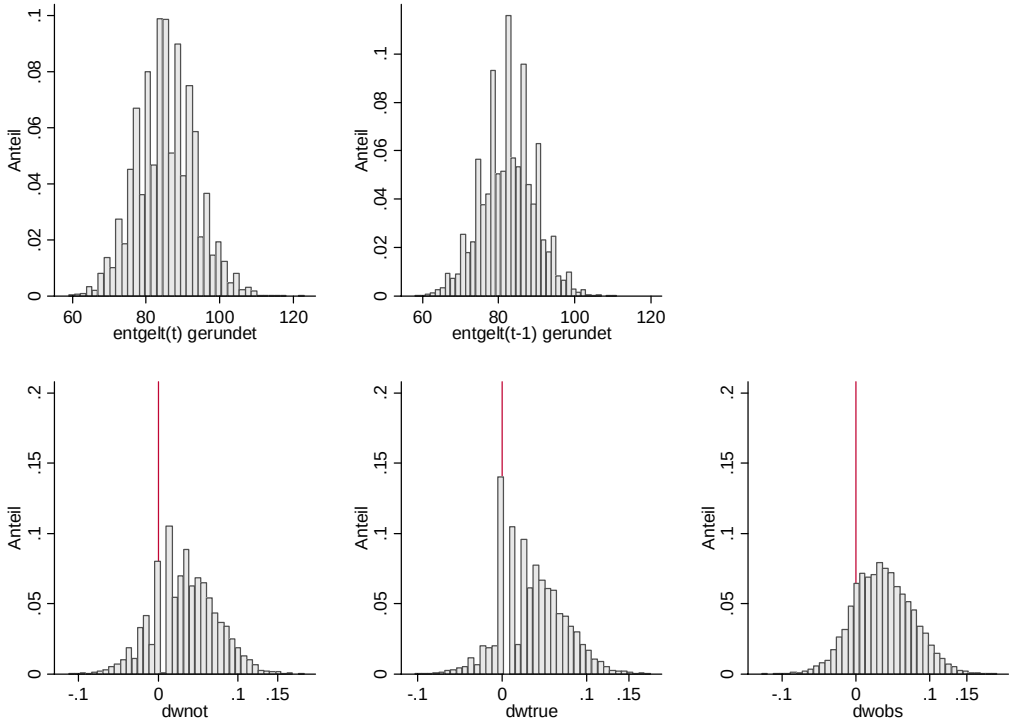


Normal-Measurement-Error-Modell:

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

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

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



Normal-Measurement-Error-Modell:

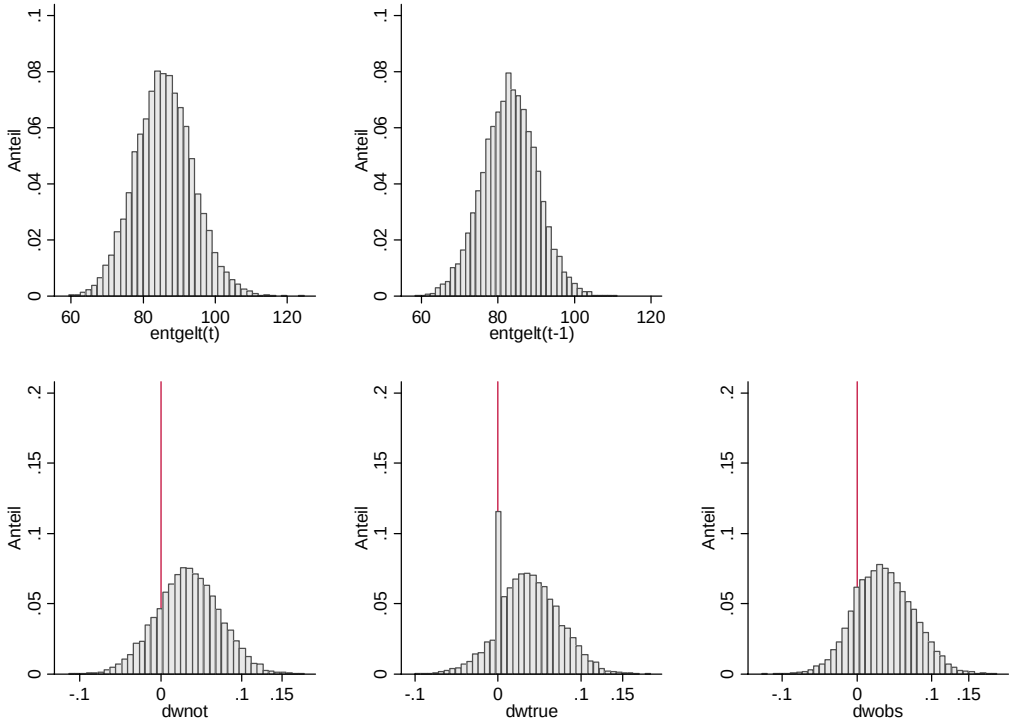
b_0 (Konstante) = .01; b_1 (Parameter des Regressors) = 1.2; *mx* (Regressor)= .02; σ^{ε} (Streuung der kontrafaktischen Gleichung) = .015; σ^{μ} (Streuung des Messfehlers) = .015; ρ^{N} (Nominallohnrigiditätsgrad) = .4; ρ^{T} (Tariflohnrigiditätsgrad) = .005;

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

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

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

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



Normal-Measurement-Error-Modell:

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

entgelt(t): aktuelle Entgeltverteilung;

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

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

C TABELLEN

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

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

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

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

Anmerkungen:

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

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

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

Datenabkürzungen:

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

TABELLE 2: ERGEBNISSE DER MONTE-CARLO-SIMULATIONEN 1

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

Anmerkungen:

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

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

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

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

TABELLE 3: ERGEBNISSE DER MONTE-CARLO-SIMULATIONEN 2

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

Anmerkungen:

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

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

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

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

TABELLE 4: ERGEBNISSE DER MONTE-CARLO-SIMULATIONEN 3

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

Anmerkungen:

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

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

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

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

TABELLE 5: ERGEBNISSE DER MONTE-CARLO-SIMULATIONEN 4

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

Anmerkungen:

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

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

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

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

TABELLE 6: ERGEBNISSE DER MONTE-CARLO-SIMULATIONEN 5

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

Anmerkungen:

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

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

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

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

TABELLE 7: ERGEBNISSE FÜR MÄNNER IN WEST-DEUTSCHLAND (VARIANTE 1)

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

Anmerkungen:

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

D8401: Dummy für die Berücksichtigung des Strukturbruchs im Jahr1984; *D1u, D2u, D3u*: aktuelle und verzögerte Änderungsraten der Arbeitslosenquote; *Inf, Inf1, Inf2*: aktuelle und verzögerte Werte der Inflationsrate; *exp*: Erfahrung; *expsq*: quadrierte Erfahrung; *biD2*: Dummy für die Bildungskategorie 2 (Beschäftigte mit Volks-, Haupt- und Realschulabschluss und mit Berufsausbildung); *stD**: Dummies für die Variable „Stellung im Beruf"; *natDAusl*: Dummy für die Nationalität (*natDAusl*=1 falls Ausländer); *wzwD**: Sektordummies; *cons*: Konstante.

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

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

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

Anmerkung:

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

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

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

Anmerkung:
In den Klammern sind die Standardabweichungen ausgewiesen.

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

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

Anmerkung:
In den Klammern sind die Standardabweichungen ausgewiesen.

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

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

Anmerkungen:

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

D8401: Dummy für die Berücksichtigung des Strukturbruchs im Jahr1984; *D1u, D2u, D3u*: aktuelle und verzögerte Änderungsraten der Arbeitslosenquote; *Inf, Inf1, Inf2*: aktuelle und verzögerte Werte der Inflationsrate; *exp*: Erfahrung; *expsq*: quadrierte Erfahrung; *biD2*: Dummy für die Bildungskategorie 2 (Beschäftigte mit Volks-, Haupt- und Realschulabschluss und mit Berufsausbildung); *stD**: Dummies für die Variable „Stellung im Beruf“; *natDAusl*: Dummy für die Nationalität (*natDAusl*=1 falls Ausländer); *wzwD**: Sektordummies; *cons*: Konstante.

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

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

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

Anmerkung:

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

LITERATURVERZEICHNIS

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Dickens, W. T. und L. Goette (2005), Estimating Wage Rigidity for the International Wage Flexibility Project, The Brookings Institution and University of Zurich, *mimeo*, Version 7.0, September, http://www.brookings.edu/es/research/projects/200509_iwfp.pdf, [03.03.2007].

Dickens, W. T., L. Goette, E. L. Groshen, S. Holden, J. Messina, M. E. Schweitzer, J. Turunen und M. E. Ward (2006), The Interaction of Labor Markets and Inflation: Analysis of Micro Data from the International Wage Flexibility Project, Brookings, Working Paper, Fall 2006, http://www.brook.edu/es/research/projects/iwfp_jep.pdf, [13.03.2007].

Dickens, W. T., L. Goette, E. L. Groshen, S. Holden, J. Messina, M. E. Schweitzer, J. Turunen und M. E. Ward (2007), How Wages Change: Micro Evidence from the International Wage Flexibility Project, *Journal of Economic Perspectives 21 (2)*, 195-214, Spring 2007.

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

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

Ekberg, J. (2004b), Essays in Empirical Labor Economics, Manuskript I: Nominal wage rigidity in the Swedish labor market, Stockholm University, *Doctoral thesis*, http://www.diva-portal.org/su/theses/abstract.xsql?dbid=190, [18.10.2007].

Fehr, E. und A. Falk (1999), Wage Rigidity in a Competitive Incomplete Contract Market, *Journal of Political Economy 107 (1)*, 106-34, February.

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

Fehr, E., L. Goette und F. Pfeiffer (2002), Dimensions and Consequences of Wage Rigidities in Germany, ZEW - Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, *mimeo*.

Franz, W. (2006), *Arbeitsmarktökonomik*, Springer Science+Business Media, Berlin, Heidelberg, New York, 6 Auflage.

Franz, W. und F. Pfeiffer (2006), Reasons for Wage Rigidity in Germany, IZA Discussion Paper No. 2017, March.

Goette, L. (2002), Notes on the Analytic Model, *mimeo*, July.

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

Green, W. H. (2003), *Econometric Analysis*, Pearson Education, Upper Saddle River, New Jersey, New York, Fifth Edition.

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

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

Holden, S. und F. Wulfsberg (2007), Are real wages rigid downwards? Norges Bank, Norges Bank Working Paper ANO 2007/1, March.

Keynes, J. M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, McMillan Cambridge University Press.

Knoppik, C. (2001), Models with censoring and measurement errors, University of Regensburg, *mimeo*, http://www.wiwi.uni-regensburg.de/knoppik/res/index.htm.

Knoppik, C. (2006), Models of Real Rigidity, University of Regensburg, *mimeo*.

Knoppik, C. und T. Beissinger (2003), How Rigid Are Nominal Wages? Evidence and Implications for Germany, *Scandinavian Journal of Economics 105 (4)*, pp. 619-41, December.

Kuroda, S. und I. Yamamoto (2003), Are Japanese Nominal Wages Downwardly Rigid? (Part II): Examinations Using a Friction Model, *Monetary and Economic Studies 21 (2)*, 31-68, August.

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

Murray, M. P. (2006), *Econometrics: A Modern Introduction*, Pearson International Edition, Boston, San Francisco, New York.

Pfeiffer, F. (2003), *Lohnrigiditäten im gemischten Lohnbildungssystem*, Schriftenreihe des ZEW, Band 65.

Ramanathan, R. (1993), *Statistical Methods in Econometrics*, Academic Press, Inc., San Diego, New York, Boston.

Shafir, E., P. A. Diamond und A. Tversky (1997), Money Illusion, *Quarterly Journal of Economics 112 (2)*, 341-374.

Statistisches°Bundesamt (2003), Statistische Zeitreihen von 1950-2003, *STATIS-Archiv-CD-ROM*.

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