

Ausmaß und reale Konsequenzen nach unten starrer Nominallöhne

Eine Untersuchung für den deutschen Arbeitsmarkt

Barno Rahmatullaeva*

Preliminary version, May 2005

Abstract

In the presence of downward nominal wage rigidity, firms cannot implement required real wage decreases if inflation is too low. The combination of downwardly rigid wages and low inflation may therefore lead to higher equilibrium unemployment. The empirical and theoretical literature on the causes of downward wage rigidity explains the existence of nominal wage rigidity as a result of fairness considerations and/or labor market institutions.

This paper examines the extent of wage cuts that are prevented by downward nominal wage rigidity and its real effects on the German labour market depending on different inflation regimes. Using the regional file of the IAB-Beschäftigtenstichprobe (1975-2001), which is the most reliable source of German income data, and applying three alternative measurement error models of proportional wage rigidity, I find a high degree of downward nominal wage rigidity in Germany. The real implications for the long-run unemployment rate are found to be non-negligible for rates of inflation lower than two percent.

Keywords: Nominal Wage Rigidity; Equilibrium Unemployment; Phillips Curve; Germany.

JEL-classification: J30; E24; E31.

* University of Regensburg, D-93040 Regensburg
barno.rahmatullaeva@wiwi.uni-regensburg.de

1. Einleitung

Die Frage nach der optimalen Höhe der Inflationsrate beschäftigt schon seit Jahrzehnten viele Ökonomen. Die gegenwärtig in vielen Industrieländern beobachteten niedrigen Inflationsraten führen zu einer neuen Diskussion. Manche Ökonomen befürchten, dass eine zu niedrige Inflationsrate bei der Existenz nach unten starrer Nominallöhne schädlich für den Arbeitsmarkt ist. Denn beim Vorliegen solcher Nominallohnrigiditäten kann eine zu niedrige Inflationsrate die nach adversen Nachfrageschocks erforderlichen Reallohnanpassungen verhindern und so möglicherweise zu einer höheren unfreiwilligen Arbeitslosigkeit führen.¹ Bei einer etwas höheren Inflationsrate dagegen, können die Abwärtsnominallohnrigiditäten die erforderlichen Reallohnsenkungen nicht ganz verhindern, falls die Nominallöhne mit einer geringeren Rate wachsen als die Preise – ganz im Sinne der These von Tobin (1972), dass die Inflation ein Schmiermittel für die Räder des Arbeitsmarktes darstellt („inflation greases the wheels of the labor market“).

Folglich wenden sich immer mehr Ökonomen der Frage zu, ob und in welchem Ausmaß die Nominallöhne nicht gesenkt werden können. Denn diese Frage gibt Aufschluss darüber, ob die gegenwärtig in vielen Ländern beobachteten und im Rahmen der Preisstabilitätspolitik der Zentralbanken auch gezielt angestrebten niedrigen Inflationsraten mit unverhältnismäßig hohen Beschäftigungskosten verbunden sind.

Eine der bedeutendsten Arbeiten zur Untersuchung der Konsequenzen von Nominallohnrigiditäten und deren Implikationen für die Gestalt der langfristigen Phillips-Kurve stellt die Studie von Akerlof, Dickens und Perry (1996) dar. In ihrer Untersuchung stellen die Autoren fest, dass die langfristige inflationserwartungserweiterte Phillips-Kurve bei Vorliegen von Nominallohnrigiditäten für zu niedrige Inflationsraten geneigt verläuft, und nicht, wie z. B. von Phelps (1967) und Friedman (1968) vertreten, vertikal ist. So zeigen Akerlof u. a. (1996) in ihrer Untersuchung für die USA, dass eine Senkung der Inflationsrate von drei auf null Prozent die unfreiwillige Arbeitslosigkeit von 5.8 auf 7.6 Prozent erhöhen würde. Bei einer weiteren Senkung der Inflationsrate auf minus eins Prozent soll sich eine Arbeitslosenquote

¹ Das Phänomen der Nominallohnrigiditäten wurde bereits von Keynes (1936) erwähnt. In seiner „General Theory“ (Kapitel 2) argumentierte er, dass die Nominallohnstarrheiten aufgrund von Koordinationsproblemen zwischen den Firmen entstehen. Arbeitnehmer einer Firma seien nicht bereit, zu geringeren Nominallöhnen zu arbeiten als gleich qualifizierte Arbeitnehmer bei anderen Firmen. Sie würden wohl aber aufgrund von Geldillusion geringere Reallöhne hinnehmen. Lohnrigiditäten spielen eine entscheidende Rolle in der keynesianischen makroökonomischen Theorie.

von über zehn Prozent einstellen². Die Simulations- und Schätzergebnisse dieser Studie widersprechen somit der gängigen Meinung, dass es auf lange Sicht keinen Zusammenhang zwischen Inflation und Arbeitslosigkeit gibt und bestätigten die Hypothese von Tobin.

Die Überprüfung der makroökonomischen These dieser Ökonomen hat sich im Laufe des letzten Jahrzehnts zu einem breiten Forschungsgebiet entwickelt, in dessen Rahmen die Existenz, die Gründe, das Ausmaß und die realwirtschaftlichen Konsequenzen von Abwärtsnominallohnrigiditäten erforscht werden.³

Die durchgeführten empirischen Studien unterscheiden sich nicht nur hinsichtlich der Art der zugrunde liegenden Datensätze, sondern auch der verwendeten Analyseansätze. Das liefert einen Erklärungsbeitrag für die breite Variation der Ergebnisse in diesen Studien. Die meisten empirischen Untersuchungen basieren auf dem Skewness-Location-Ansatz von McLaughlin (1994), dem Histogramm-Location-Ansatz von Kahn (1997), dem Symmetry-Ansatz von Card und Hyslop (1997), dem Earnings-Function-Ansatz von Altonji und Devereux (1999), sowie deskriptiven Analysen.

Ziel dieser Arbeit ist die Untersuchung der Existenz und des Ausmaßes nach unten starrer Nominallöhne mit dem Earnings-Function-Ansatz sowohl für West- als auch für Ost-Deutschland. Weiterhin werden im Rahmen dieser Arbeit auch reale Konsequenzen vorliegender Abwärtsnominallohnstarrheit für West-Deutschland analysiert. Die Untersuchungen basieren auf dem Regionalfile der IAB-Beschäftigtenstichprobe (IABS-R). Die IABS-R stellt zwei Prozent aller sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten in Deutschland dar, ist in ihrer Struktur der Vorgängerversion (IABS-Regionalstichprobe (1975-97)) ziemlich ähnlich⁴, basiert aber auf dem längeren Untersuchungszeitraum von 1975-2001.

Einer der Vorteile dieses Datensatzes liegt darin, dass er sowohl Jahre mit hoher als auch mit sehr niedriger Inflation enthält. Dadurch kann der Kritik einiger Autoren (Ball und Mankiw (1994), Gordon (1996), Hogan (1998)) Rechnung getragen werden, dass Individuen sich in Jahren mit hoher Inflation in Bezug auf die Lohnrigiditäten anders verhalten, als in den Jahren

² Zu beachten ist allerdings, dass Akerlof u. a. (1996) bei ihren Schätzungen von einem Rigiditätsgrad von 100 Prozent ausgingen, also von der Annahme, dass alle gewünschten Lohnkürzungen nicht durchgeführt werden können. Die von ihnen geschätzten starken realen Effekte sind zum Teil darauf zurückzuführen.

³ In der letzten Zeit werden immer häufiger auch Abwärtsreallohnrigiditäten berücksichtigt, die für die strukturelle Arbeitslosigkeit verantwortlich sind, um zu sehen, ob sich dadurch die Ergebnisse zu Nominallohnrigiditäten verändern würden. Im Rahmen dieser Untersuchung konzentriere ich mich aber (vorerst) ausschließlich auf Abwärtsnominallohnstarrheiten.

⁴ Siehe Hamann (2004) zu den Unterschieden zwischen der IABS-Regionalstichprobe (1975-1997) und IABS-R (1997-2001).

mit niedriger Inflation, so dass die Untersuchung von Nominallohnrigiditäten und deren realer Effekte in einer Welt mit hoher Inflation keine korrekten Schlüsse auf die Welt mit niedriger Inflation zulässt. Bei der Nutzung der IABS-R kann also das Verhalten der Individuen in Bezug auf die Nominallohnrigiditäten in Niedriginflationsjahren direkt berücksichtigt werden.

Dieser Aufsatz ist folgendermaßen strukturiert: Abschnitt 2 gibt einen kurzen Überblick über die Gründe für Nominallohnrigidität. In Abschnitt 3 wird die Auswahl der Schätzmethode (Earnings-Function-Ansatz) begründet, indem konkret auf die Vor- und Nachteile des Earnings-Function-Ansatzes gegenüber den anderen Analysemethoden eingegangen wird. Der Abschnitt 4 stellt das Modell für die proportionale Nominallohnrigidität mit alternativen Messfehlerspezifikationen dar. Abschnitt 5 beschreibt die Daten und die Datenselektion. Die Abschnitte 6 und 7 präsentieren die Schätzergebnisse zur Existenz und zum Ausmaß der Nominallohnrigidität, sowie der sich daraus ergebenden makroökonomischen Konsequenzen. In Abschnitt 7 wird außerdem noch untersucht, welche Arbeitslosigkeit sich bei unterschiedlich hoher/niedriger Inflation aufgrund von Nominallohnrigiditäten einstellen würde. Abschließend werden in Abschnitt 8 die präsentierten Ergebnisse bewertet.

2. Begründungen für die Nominallohnrigidität

Die Existenz von Nominallohnrigiditäten wird in der Literatur vor allem durch Moral- bzw. Fairnessüberlegungen, sowie institutionelle Rahmenbedingungen erklärt.

Fairnessüberlegungen

In der Literatur werden Moral und Fairness als Begründungen für die Abwärtsnominallohnrigidität in Verbindung mit Geldillusion angeführt.⁵ Da das Phänomen der Geldillusion der in der Ökonomie breit verwendeten Annahme des rational handelnden Individuums widerspricht, wird es von vielen Ökonomen nur ungern akzeptiert. Die Ergebnisse vieler psychologischer und soziologischer Studien zeigen jedoch, dass Geldillusion bei Wirtschaftssubjekten durchaus eine wichtige Rolle spielt. So erklären Shafir, Diamond und Tversky (1997) die Existenz von Geldillusion durch multiples Framing. Ihnen zufolge sind Individuen dabei sehr wohl in der Lage zwischen nominellen und realen Größen zu unterscheiden. Die Individuen wechseln vielmehr bei ihren Entscheidungen zwischen diesen beiden Größen, je nachdem

⁵ Geldillusion liegt vor, falls Individuen auf alternative Darstellungen (sogenannte „Frames“) ein und derselben Situation unterschiedlich reagieren, je nachdem ob diese Situation in nominellen oder in realen Größen formuliert wird.

welcher Frame für die betrachtete Darstellung der Situation geeigneter zu sein scheint. Da das Geld eine natürliche Einheit darstellt, ist es für viele Individuen einfacher, bei ihren Transaktionen in nominellen Größen zu rechnen.

Auch Fehr und Tyran (2001) belegen in ihrer experimentellen Untersuchung die Existenz der Geldillusion. Dass Wirtschaftssubjekte bei ihren Entscheidungen davon ausgehen, dass andere Individuen auch der Geldillusion unterliegen, ist eine weitere interessante Erkenntnis ihrer Studie.

Kahneman, Knetsch und Thaler (1986), Blinder und Choi (1990), Bewley (1999) kommen in ihren Studien zum Ergebnis, dass Individuen sich bei ihren Fairnessauffassungen an den nominellen Größen orientieren. So werden die Nominallohnkürzungen von Arbeitnehmern meist als Strafe und damit als unfair empfunden, selbst wenn sie real keine Verschlechterung mit sich bringen. Unfares Verhalten hat dauerhaft negative Auswirkungen auf das Betriebsklima und die Moral. Die sinkende Arbeitsmoral kann zu Produktivitätseinbußen und höherer Beschäftigtenfluktuation führen, was wiederum Kosten durch Verlust von Know How und durch Einarbeitung neuer Arbeitskräfte verursacht. Fehr und Gächter (2000) stellen in ihrer Studie fest, dass viele Individuen ein reziprokes Verhalten aufweisen. Individuen reagieren auf eine als unfair empfundene Aktion mit Bestrafungen, selbst wenn sie dabei einen Nachteil erfahren könnten. Da Arbeitsverträge unvollständige Verträge darstellen, in denen die zu erbringende Leistung der Arbeitnehmer nicht detailliert geregelt wird, haben solche Verhaltensmuster hier besonders starke Auswirkungen. Deshalb halten sich Arbeitgeber bei Entscheidungen, die von Arbeitnehmern als unfair empfunden werden könnten, eher zurück. (Siehe Bewley (1999), S. 173 ff.: „All employers thought cutting the pay of existing employees would cause problems. The main argument was that employee reactions would cost the firm more money than a pay cut would save, so that it would be profitable only if workers accepted it“). Unternehmen werden, so Fehr und Falk (1999), also lieber ihre Arbeitnehmer entlassen als Lohnkürzungen vorzunehmen. Eine Ausnahme stellen Nominallohnsenkungen dar, die dem unmittelbaren Überleben einer Firma dienen. In diesem Fall werden Nominallohnsenkungen weitgehend von der Belegschaft akzeptiert.

Institutionelle Rahmenbedingungen

Die institutionellen Gründe für nach unten starre Nominallöhne beruhen auf dem Lohnverhandlungsprozess, der heute je nach Sektor oder Land unterschiedlich verläuft. Die Unterschiede werden im Wesentlichen durch die Bedeutung der Rolle der Gewerkschaften im Lohnverhandlungsprozess erklärt.

Die Änderung des im Tarifvertrag festgesetzten Nominallohns erfordert üblicherweise das beiderseitige Einverständnis von Arbeitgebern und Gewerkschaften. Selbst bei einem abgelaufenen Tarifvertrag ist es für Arbeitgeber oft nicht möglich die erforderliche Nominallohnsenkung durchzuführen, sofern es zu keiner Einigung mit der Gewerkschaft kommt. In diesem Fall kommt es zur Nachwirkung des alten Tarifvertrags. Die Verhandlungsposition der Gewerkschaft ist in Jahren mit niedriger Inflation besser, weil sie die gewünschten Nominallohnkürzungen der Arbeitgeber verhindern kann und wegen der Nachwirkung des alten Vertrags dabei nur geringere Reallohnsenkungen hinnehmen muss. Bei höherer Inflation würde die Nachwirkung des Tarifvertrags zu höheren Reallohnsenkungen führen. Der strategische Vorteil der Gewerkschaft bei niedriger Inflation kann zudem durch institutionelle Gegebenheiten zusätzlich gestärkt werden. Allgemein lässt sich zeigen, dass je umfassender der Geltungsbereich der Tarifverträge und je strikter die Kündigungsschutzregelungen sind, desto stärker ist die hieraus resultierende Nominallohnstarrheit, vgl. Holden (2002).

Die Fairnessüberlegungen und die institutionellen Gründe für die nach unten starren Nominallöhne sollte man allerdings nicht als sich widersprechende, sondern vielmehr als komplementäre bzw. sich ergänzende Erklärungsansätze betrachten. Denn man kann sich leicht vorstellen, dass die Moral- und Fairnessauffassungen in einer Gesellschaft die Grundlage für die Bildung der institutionellen Rahmenbedingungen lieferten. Umgekehrt ist es auch denkbar, dass die institutionellen Regelungen die Auffassungen über Moral und Fairness beeinflusst haben (Holden (2002)).

3. Auswahl der Schätzmethode

Alle verwendeten Analyseansätze zur Untersuchung der Abwärtsnominallohnrigiditäten weisen bezüglich der zur ihrer Anwendung notwendigen Restriktionen bestimmte Vor- und Nachteile auf und beruhen im Prinzip auf zwei Identifikationsstrategien (Beissinger und Knoppik (2005)).

Bei der ersten Identifikationsstrategie wird die Annahme über die Form der Lohnänderungsverteilung getroffen, die bei Nominallohnflexibilität (also ohne Abwärtsnominallohnstarrheiten) vorgelegen hätte. Die beobachteten Formänderungen der Verteilung sollen dann auf das Vorliegen von nominellen Rigiditäten deuten. Der Symmetry-Ansatz von Card und Hyslop (1997) basiert auf diesem Prinzip der funktionalen Form der gewünschten kontrafaktischen Verteilung. Diese Methode ist aber nicht unumstritten, denn in den meisten Datensätzen gibt es Hinweise darauf, dass die Form der Lohnänderungsverteilung auch ohne Einwirkung der

nach unten starrer Nominallöhne nicht symmetrisch ist (Knoppik (2001a)). Damit ist die wichtigste Annahme, die für die Anwendung dieses Analyseansatzes notwendig ist, verletzt.

Die zweite Identifikationsstrategie basiert auf dem Prinzip der gemeinsamen Variation der Lage der gewünschten kontrafaktischen und der Form der tatsächlichen faktischen Lohnänderungsverteilung. Die Lage der gewünschten Verteilung wird durch mehrere Einflussfaktoren bestimmt, vor allem aber durch die jeweils herrschende Inflationsrate. Je höher die Inflation, desto weiter verlagert sich die gesamte Verteilung nach rechts und umgekehrt. Das heißt, dass bei unterschiedlich hoher Inflation ein unterschiedlich großer Teil der Verteilung in den negativen Bereich fällt und von den Wirkungen der Abwärtsnominallohnrigidität (Ausdünnung im negativen Bereich und Anhäufung bei null)⁶ betroffen wird. Der Skewness-Location-Ansatz von McLaughlin (1994), der Histogramm-Location-Ansatz von Kahn (1997) und der Kernel-Location-Ansatz von Knoppik (2003) basieren auf diesem Prinzip der gemeinsamen Variation von Lage der gewünschten und Form der tatsächlichen Lohnänderungsverteilung.

Allerdings weisen auch diese drei Analysemethoden einige kritische Merkmale auf. Bei diesen Ansätzen wird unterstellt, dass die Formänderungen der faktischen Lohnänderungsverteilung allein durch Interaktion zwischen der Nominallohnrigidität und der Lagevariation der gewünschten kontrafaktischen Verteilung verursacht werden. Es wird also unterstellt, dass die Form der kontrafaktischen Lohnänderungsverteilung im gegebenen Zeitverlauf konstant bleibt. Die Form der kontrafaktischen Verteilung kann sich aber im Zeitverlauf ändern, wenn sich z.B. die Zusammensetzung der Belegschaft und/oder makroökonomische Variablen ändern. Dies führt dann auch zu Formänderung der faktischen Lohnänderungsverteilung.

Zum anderen können die Formänderungen der faktischen Lohnänderungsverteilung durch die in den Daten vorhandenen Messfehler verzerrt sein, was dann auch verzerrte Schätzergebnisse zu Existenz und Ausmaß der nach unten starren Nominallöhne zur Folge haben würde. Dies wird aber beim Skewness-Location-Ansatz, dem Histogramm-Location-Ansatz und dem Kernel-Location-Ansatz nicht berücksichtigt. Bei diesen Analysemethoden geht man meistens einfach davon aus, dass die Messfehler unbedeutend sind. Die Daten können aber sehr wohl mit Messfehlern behaftet sein, die nicht vernachlässigbar sind. Als Beispiele seien hier die oft vorkommenden falschen Angaben in den Befragungsstudien oder fehlenden Angaben ge-

⁶ Man unterscheidet zwischen den direkten und indirekten Effekten von nach unten starren Nominallöhnen. Die Ausdünnung im negativen Bereich der Lohnänderungsverteilung und Anhäufung bei null stellen direkte Effekte von nach unten starrer Nominallöhne dar. Alle anderen Effekte von Abwärtsnominallohnrigiditäten auf die Lohnänderungsverteilung werden als indirekt bezeichnet. Die durchgeführten Studien zur Untersuchung von nach unten starren Nominallöhnen konzentrieren sich überwiegend auf direkte Effekte.

nannt. So enthält z.B. die IAB-Beschäftigtenstichprobe nur Informationen über das Entgelt aber nicht über die Arbeitszeiten, so dass keine Rückschlüsse auf die Stundenlöhne möglich sind.

Sind die Daten mit Messfehlern behaftet, so kann die Form der faktischen Lohnänderungsverteilung nicht direkt beobachtet werden. Die Form der beobachteten⁷ Verteilung unterscheidet sich dann von der der faktischen Verteilung je nach Art und Umfang der vorliegenden Messfehler. Messfehler deformieren somit die tatsächliche Lohnänderungsverteilung und können folglich je nach Art zu einer Über- oder Unterschätzung des wahren Rigiditätsgrades führen.⁸

Den wichtigsten Nachteil aller anderen Analysemethoden macht der von Altonji und Devereux (1999) eingeführte Earnings-Function-Ansatz zu seinem Hauptvorteil: Der Earnings-Function-Ansatz ermöglicht die Berücksichtigung von Messfehlern, indem diese explizit bei den Schätzungen mitmodelliert werden. Auch der Kritik der Zeitinvarianz der kontrafaktischen Verteilung wird im Ansatz Rechnung getragen, indem die Lohnänderungsverteilung durch Informationen über Arbeitnehmer, Sektoren und makroökonomische Variablen erklärt wird. Ein weiterer Vorteil des Ansatzes liegt darin, dass er quantitative Aussagen über das Ausmaß der Abwärtsnominallohnrigidität ermöglicht.⁹

Der einzige Nachteil des Ansatzes, der oft gern übersehen wird, liegt in der Notwendigkeit der Annahme einer funktionalen Form der individuellen kontrafaktischen Lohnänderungsverteilung. Obwohl diese Annahme beim Earnings-Function-Ansatz dank der hier verwendeten strukturellen Modellierung der Lohnänderungsverteilung wohl leichter akzeptiert werden kann als beim Symmetry-Ansatz, ist sie möglicherweise nicht ganz unproblematisch. Denn falls sie nicht gilt, kann das möglicherweise zu Verzerrungen der resultierenden Schätzergebnisse führen.

⁷ Man beachte, dass beim Skewness-Location-Ansatz, beim Histogramm-Location-Ansatz und beim Kernel-Location-Ansatz zwischen der beobachteten und der faktischen Verteilung nicht unterschieden wird, weil hier die Messfehler eben nicht berücksichtigt werden können.

⁸ So stellt Smith (2000) in ihrer Untersuchung mit messfehlerbereinigten Daten fest, dass ein Großteil der beobachteten Rigidität in der British Household Panel Study (BHPS) auf die Rundungsfehler zurückzuführen ist, so dass das wahre Ausmaß der Rigidität in der BHPS ohne Berücksichtigung dieser Messfehler überschätzt wird. Andererseits kommen Shea (1997) und Altonji und Devereux (1999) in ihren Untersuchungen für die USA zum Schluss, dass die meisten berichteten Nominallohnkürzungen in der U.S. Panel Study of Income Dynamics (PSID) aus Messfehlern resultieren, so dass die wahre Rigidität in PSID ohne Messfehlerkontrolle unterschätzt würde. Knoppik und Beissinger (2003) stellen in ihrer Studie für Deutschland ebenfalls fest, dass die in der IABS beobachtete (Entgeltänderungs-) Verteilung breiter streut als die tatsächliche (Lohnänderungs-) Verteilung, so dass auch hier die Messfehler bei ihrer Nichtberücksichtigung zu einer Unterschätzung der wahren Rigidität führen würden.

⁹ Dies gilt jedoch auch für den Histogramm-Location-Ansatz und den Kernel-Location-Ansatz.

Vergleicht man Vor- und Nachteile aller Analysemethoden, so scheint der Earnings-Function-Ansatz die bessere Methode zur Untersuchung von nach unten starren Nominallöhnen darzustellen.

Tabelle 1 gibt einen Überblick über die Studien mit dem Earnings-Function-Ansatz. Die durchgeführten Studien unterscheiden sich vor allem darin, ob sie die absolute Variante, die proportionale Variante oder die Schwellenwert-Variante der Lohnrigidität untersuchen und ob sie zwischen nominellen und realen Lohnrigiditäten unterscheiden.

4. Das Modell

Das Modell orientiert sich am Earnings-Function-Ansatz, entwickelt in Altonji und Devereux (1999) und erweitert in Knoppik (2001b) und Knoppik und Beissinger (2003).

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

$$\Delta w_{it}^* = x_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (4.1)$$

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. Ob die Person von der Nominallohnrigidität betroffen ist, kann aber nicht direkt beobachtet werden. Dies kann jedoch durch eine Zufallsvariable D_{it} beschrieben werden, die den Wert eins mit der Wahrscheinlichkeit ρ annimmt, falls die Person von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffen ist und sonst null ist:

$$\begin{aligned} \Pr(D_{it} = 1) &= \rho \\ \Pr(D_{it} = 0) &= 1 - \rho \end{aligned} \quad (4.2)$$

Für die tatsächlich realisierte Nominallohnänderung gilt somit:

$$\Delta w_{it} = \begin{cases} x_{it}\beta + \varepsilon_{it} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \geq 0 \\ 0 & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < 0 \wedge D_{it} = 1 \\ x_{it}\beta + \varepsilon_{it} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < 0 \wedge D_{it} = 0 \end{cases} \quad (4.3)$$

Das so konstruierte Modell repräsentiert die proportionale Variante der Abwärtsnominallohnrigidität. Der Vorteil dieser Variante gegenüber den konkurrierenden („absolute“ und „threshold“) Varianten liegt in der Möglichkeit der Modellierung der einfachen funktionalen Form der Rigidität, wodurch der Anteil $\hat{\rho}$ der Nominallohnkürzungen, der durch die Rigidität verhindert wird, direkt geschätzt werden kann.¹⁰

Formal stellt das Modell ein unvollständig zensiertes Modell mit einer Zensierungsgrenze bei null dar und wird wie folgt interpretiert¹¹: Die Wahrscheinlichkeit, dass die tatsächlich realisierte Nominallohnänderung null beträgt, ist gleich der Wahrscheinlichkeit, dass die gewünschte Lohnänderung negativ und die Person von der Nominallohnrigidität betroffen ist. Die Wahrscheinlichkeit dafür, dass die gewünschte Lohnkürzung auch tatsächlich realisiert wird, ist gleich der Wahrscheinlichkeit, dass die gewünschte Lohnänderung negativ und die Person nicht von der Nominallohnrigidität betroffen ist. Ist die gewünschte Lohnänderung positiv, so kann sie immer realisiert werden. In der Abbildung 1 ist dieses Modell grafisch dargestellt.

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

$$\Delta y_{it} = \Delta w_{it} + \mu_{it} \quad (4.4)$$

¹⁰ Bei der absoluten Variante (Standard-Tobit-Modell mit der Zensierungsgrenze bei null) können im Unterschied zu der proportionalen Variante keine Lohnkürzungen berücksichtigt werden. Hier geht man von einem Rigiditätsgrad von 100 Prozent ($\rho = 1$) aus. Bei der Schwellenwert-Variante (siehe Altonji und Devereux (1999), Fehr und Goette (2003)) wird angenommen, dass die Nominallohnkürzungen bis zu einem bestimmten Grenzwert nicht durchgeführt werden können.

¹¹ Das Modell ist insoweit unvollständig zensiert, als es auch die Berücksichtigung der Überschreitung dieser Zensierungsgrenze durch einige Beobachtungen ermöglicht.

Das Modell mit beobachteter Entgeltänderungsverteilung sieht dann wie folgt aus:

$$\Delta y_{it} = \begin{cases} \overbrace{x_{it}\beta + \varepsilon_{it} + \mu_{it}}^{\Delta w_{it}} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \geq 0 \\ \mu_{it} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < 0 \wedge D_{it}=1 \text{ mit } \Pr(D_{it}=1) = \rho \\ x_{it}\beta + \varepsilon_{it} + \mu_{it} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < 0 \wedge D_{it}=0 \text{ mit } \Pr(D_{it}=0) = 1 - \rho \end{cases} \quad (4.5)$$

Bezüglich der Verteilung von μ_{it} werden im Folgenden drei alternative Annahmen getroffen, die dann auch zu drei unterschiedlichen Varianten des in der Gl. (4.5) dargestellten Modells führen.

Im Rahmen der ersten Modellvariante wird angenommen, dass der Messfehler μ_{it} normalverteilt ist. Entsprechend wird das Modell als „Normal-Measurement-Error“-Modell (NME) bezeichnet:

$$(NME) \quad \mu_{it} \sim N(0, \sigma_{\mu}^2) \quad (4.6)$$

Die zweite alternative Spezifikation von μ_{it} stellt das „Mixed Measurement Error“-Modell (MME) dar:

$$(MME) \quad \begin{array}{ll} \mu_{it} \sim N(0, \sigma_{\mu}^2) & \text{mit W'keit } 1 - n \\ \mu_{it} = 0 & \text{mit W'keit } n \end{array}, \text{ wobei } 0 \leq n \leq 1 \quad (4.7)$$

Die Idee hinter diesem Modell ist, dass nur ein bestimmter Teil $1 - n$ der Beobachtungen mit (normalverteilten) Messfehlern behaftet ist, während die restlichen Beobachtungen exakt gemessen werden können. Dieses gemischte Modell scheint die vorliegenden Daten besser als die NME-Modellvariante zu beschreiben, für die $n = 0$ gilt. Denn das NME-Modell ist mit den beobachteten Spikes bei null in den jährlichen Entgeltänderungsverteilungen inkonsistent.

Die dritte alternative Spezifikation von μ_{it} führt zu einer Erweiterung der MME-Modellvariante. Diese Erweiterung beschreibt die Situation, in der ein kleiner Teil c der Beobachtungen sehr schlecht gemessen wird. Das so konstruierte Messfehler-Modell wird als „Contaminated Mixed Measurement Error“-Modell (CMME)¹² bezeichnet und sieht wie folgt aus:

¹² „Contaminated“, weil durch die stark streuende Messfehlerkomponente die Datenqualität wesentlich beeinträchtigt wird.

$$\begin{aligned}
(\text{CMME}) \quad & \mu_{it} \sim N(0, \sigma_{\mu}^2) \quad \text{mit Wkeit } 1-n-c \\
& \mu_{it} \sim N(0, \sigma_{\mu c}^2) \quad \text{mit Wkeit } c, \text{ wobei } 0 \leq c \leq 1 \text{ und } \sigma_{\mu c} > \sigma_{\mu} \\
& \mu_{it} = 0 \quad \text{mit Wkeit } n, \text{ wobei } 0 \leq n \leq 1
\end{aligned} \tag{4.8}$$

Die Schätzungen erfolgen mit der Maximum-Likelihood-Methode. Da die Modelle zwei Zufallsvariablen enthalten, den Störterm ε_{it} und den Messfehler μ_{it} , sehen die Likelihood-Funktionen sehr komplex aus. Für die detailliertere Herleitung der jeweiligen Likelihood-Funktionen siehe Knoppik (2001b).

5. Die Daten und die Datenselektion

Die empirischen Analysen basieren auf dem Regionalfile der IAB-Beschäftigtenstichprobe (IABS-R). Die IABS-R stellt eine zweiprozentige Zufallsstichprobe aller sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten in Deutschland dar und basiert auf einem Untersuchungszeitraum von 1975-2001.

Die Grundlage für die IABS-R liefert das 1973 eingeführte Meldeverfahren zu Kranken-, Renten- und Arbeitslosenversicherung. Es verlangt von den Arbeitgebern Meldung aller sozialversicherungspflichtig beschäftigten Arbeitnehmer an die Sozialversicherungsträger. Seit 01.01.1991 wird das Meldeverfahren auch in Ostdeutschland angewandt. Außerdem sind seit der Umstellung des Meldeverfahrens zum 01.04.1999 auch geringfügig Beschäftigte in der Stichprobe enthalten. Die Grundgesamtheit der IABS-R umfasst alle Arbeiter, Angestellten und Auszubildenden, soweit sie nicht von der Sozialversicherungspflicht befreit sind, sowie seit 01.04.1999 die geringfügig Beschäftigten. Nicht in der Beschäftigtenstatistik enthalten sind Selbständige, Beamte, ordentlich Studierende und mithelfende Familienangehörige.

Das Einkommen ist in der IABS-R als Bruttotagesentgelt auf ganze Beträge gerundet enthalten und umfasst alle zusätzlichen Sozialleistungen. Der größte Vorteil der IABS-R liegt in der Verlässlichkeit ihrer Einkommensdaten, was vor allem aus ihrem offiziellen Status resultiert. Dennoch weist der Datensatz einige Nachteile auf, die im Rahmen der Datenselektion näher erläutert werden.

Die IABS-R enthält außer den Angaben zum Vollzeit- bzw. Teilzeitbeschäftigungsstatus keine Informationen über die Arbeitsstunden. Deshalb lassen sich auch keine Stundenlöhne berechnen. Entsprechend kann die (unbeobachtete) Variation in den Arbeitsstunden zu unplausiblen Änderungen im jährlichen Einkommen führen, so dass die beobachtete Entgeltände-

rung nicht mehr der tatsächlichen Lohnänderung entspricht. Da die Variation in den Arbeitsstunden bei Arbeitnehmern, die teilzeitbeschäftigt sind, höher zu sein scheint, beschränken sich meine Analysen auf die vollzeitbeschäftigten Personen.

Weiterhin werden nur sogenannte „job stayers“ betrachtet. Das sind Arbeitnehmer, die beim gleichen Arbeitgeber für mindestens zwei aufeinander folgende Jahre durchgehend beschäftigt waren. „Job movers“ (Personen, die ihren Arbeitgeber wechseln) werden von der Untersuchung ausgenommen. Der Grund liegt vor allem darin, dass die Ursache ihres Jobwechsels (freiwilliger oder unfreiwilliger Wechsel) nicht aus den Daten abgelesen werden kann, wodurch die Interpretation ihres Verhaltens erschwert wird.

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

In der IABS-R können die zusätzlichen Sozialleistungen (wie z.B. Lohnzuschläge) nicht vom regulären Entgelt getrennt werden. Das ist aber 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. Steiner und Wagner (1996) argumentieren, dass dies zu einem Strukturbruch in den Einkommensdaten von 1984 führt, der hauptsächlich den oberen Teil der Einkommensverteilung beeinflusst. Die Möglichkeit des Strukturbruchs wird auch in der vorliegenden Analyse berücksichtigt. Außerdem ist noch ein weiterer Aspekt zu beachten. Falls die Volatilität der zusätzlichen Sozialleistungen an Arbeitnehmer höher ist als die der regulären Zahlungen, könnte das indirekt die Volatilität der Entgeltänderungen ab 1984 erhöhen.

Weiterhin konzentriere ich mich in meinen Untersuchungen auf den produzierenden und dienstleistenden Sektor, so dass Beschäftigte aus den Bereichen Landwirtschaft, Bergbau, Energie, Öffentlicher Sektor und private Organisationen ausgeschlossen bleiben.

Schließlich wird die Stichprobe auf männliche Beschäftigte zwischen 25 und 62 Jahren beschränkt. Der Grund für den Ausschluss der Personen unter 25 Jahren liegt darin, dass viele

Beobachtungen in diesem Altersbereich unplausibel hohe Wachstumsraten im jährlichen Einkommen aufweisen. Dies lässt Ungenauigkeiten in der Kodierung der Variable „stib“ (Stellung im Beruf) vermuten. Möglicherweise wurde der Auszubildende fälschlicherweise als Vollzeitbeschäftigter klassifiziert. Nach der Ausbildung verdient dann die betroffene Person erwartungsgemäß doppelt (oder noch mehr) soviel wie vorher. Nach der durchgeführten Datensелеktion stehen insgesamt 1,072,346 Beobachtungen für West-Deutschland (mit 561,867 Beobachtungen für Arbeiter und 510,479 Beobachtungen für Angestellte) und 151,549 Beobachtungen für Ost-Deutschland (mit 125,342 Beobachtungen für Arbeiter und 26,207 Beobachtungen für Angestellte) für die weiteren Untersuchungen zur Verfügung.

6. Das Ausmaß der Nominallohnrigidität

Für die Schätzung des in der Gl. (4.5) dargestellten Modells müssen zunächst die Determinanten der gewünschten Lohnänderung spezifiziert werden. Die gewünschte Lohnänderung wird als eine Lohnänderung ohne Vorliegen einer Abwärtsnominallohnrigidität definiert und wie folgt in der Gl. (4.1) formuliert:

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

Dabei stellt die abhängige Variable Δw_{it}^* die Log-Lohndifferenz (in Prozentpunkten) und x_{it} den Vektor der erklärenden Variablen dar. Unter Beachtung der in der IABS-R verfügbaren Informationen wird die gewünschte Lohnänderung durch Einflussfaktoren wie die potentielle Erfahrung (berechnet durch Alter minus Ausbildungsjahre minus 6), quadrierte Erfahrung, Bildungsdummy¹³, Dummies für die Variable „Stellung im Beruf“, Interaktionsterme zwischen dem Bildungsdummy und der Variable „Stellung im Beruf“, Nationalitätsdummy (nur für West-Deutschland verfügbar), Wirtschaftszweigdummies, Dummy für die Berücksichtigung des Strukturbruchs 1984 sowie aggregierte Variablen (wie aktuelle und verzögerte Werte von Inflation und Arbeitslosenquote) erklärt.¹⁴ Da das individuelle Nominallohnwachstum stark auf die erwartete Inflationsrate reagiert, stellen die Inflationsrate und deren verzögerte Werte wichtige Determinanten der gewünschten Lohnänderung dar und werden deshalb mit

¹³ Wegen der Untersuchung der ausschließlich unzensierten Werte werden bei den Schätzungen nur zwei Bildungskategorien berücksichtigt: Bildungskategorie 1 (Personen ohne Berufsausbildung) und Bildungskategorie 2 (Personen mit Volks-, Haupt-, oder Realschulabschluss und beruflicher Ausbildung).

¹⁴ Man beachte, dass die Berücksichtigung der Dummy-Variablen in der Lohnänderungsgleichung durch Interaktion dieser Dummy-Variablen mit den Variablen, die eine jährliche Zunahme um eins aufweisen (z. B. Erfahrung), erklärt wird.

in die Gleichung aufgenommen. Die Schätzkoeffizienten treten hier wie erwartet mit positivem Vorzeichen auf. Die Berücksichtigung der Änderungsraten der Arbeitslosenquote (und deren verzögerten Werte) in der Lohnänderungsgleichung basiert auf den Überlegungen zur Lohnsetzungsfunktion. Danach hat eine höhere Arbeitslosigkeit einen negativen Einfluss auf das Lohnwachstum. Die geschätzten Koeffizienten stimmen mit dieser Überlegung überein.

Bei den Schätzungen für Ost-Deutschland werden die Jahresdummies statt aggregierter Variablen (Inflationsrate und Arbeitslosenquote) verwendet, um den Einfluss des in den neunziger Jahren beobachteten Strukturwandels in Ost-Deutschland auf die Lohnbildung besser abfangen zu können.

Tabelle 2 zeigt die Schätzergebnisse für West-Deutschland für alle drei alternativen Messfehler-Modellvarianten (NME, MME, CMME), die im Abschnitt 4 dargestellt sind. Die Schätzungen wurden mit der Maximum-Likelihood-Methode für Arbeiter und Angestellte getrennt durchgeführt, weil die Lohnbildung in diesen beiden Beschäftigtengruppen unterschiedlich ist.

Wie aus der Tabelle 2 ersichtlich, weisen alle drei Modellvarianten hochsignifikante Werte für ρ auf, die zwischen 0.59 und 0.78 für Arbeiter bzw. zwischen 0.70 und 0.86 für Angestellte liegen. Das bedeutet, dass mindestens 59 Prozent aller gewünschten Nominallohnkürzungen bei den Arbeitern und mindestens 70 Prozent bei den Angestellten aufgrund von Nominallohnrigiditäten nicht durchgeführt werden können. Somit zeigen die vorliegenden Ergebnisse, dass die nach unten starren Nominallöhne in West-Deutschland ein beachtliches Phänomen darstellen.

Da sich die geschätzten Werte für ρ in allen drei Modellvarianten voneinander unterscheiden, stellt sich die Frage, welche dieser unterschiedlichen Messfehlerspezifikationen besser ist. In der NME-Modellvariante wird angenommen, dass alle Beobachtungen mit Messfehlern behaftet sind. Diese Annahme unterstellt, dass die Wahrscheinlichkeit für die beobachteten Entgelt-Nullrunden gleich null ist. Das widerspricht aber den beobachteten Anhäufungen bei null in der empirischen Entgeltänderungsverteilung. Somit kann davon ausgegangen werden, dass mit der NME-Methode das Ausmaß der Nominallohnrigidität nicht korrekt geschätzt werden kann. Die beiden anderen Modellvarianten, MME und CMME, scheinen die empirische Entgeltänderungsverteilung besser zu beschreiben. In beiden Modellen werden die beobachteten Spikes bei null durch entsprechende Modellierungen berücksichtigt. Da das MME-Modell einen Spezialfall des CMME-Modells darstellt, kann die Wahl zwischen diesen zwei Modellvarianten mit dem Likelihood-Ratio Test erfolgen. Die Ergebnisse des Likelihood-

Ratio-Tests zeigen, dass das CMME-Modell die vorliegenden Daten am besten beschreiben kann. Das CMME-Modell gilt somit als die präferierte Spezifikation mit geschätztem Rigiditätsgrad $\hat{\rho}=0.78$ für Arbeiter und $\hat{\rho}=0.86$ für Angestellte.

Aus der Tabelle 2 ist zudem ersichtlich, dass nicht nur $\hat{\rho}$ zwischen den Modellvarianten variiert, sondern auch die geschätzten Werte für σ_e und σ_μ . In der NME-Modellvariante ist die Standardabweichung des Störterms aus der gewünschten Lohnänderungsgleichung σ_e größer als die Standardabweichung des Messfehlers σ_μ . In den MME- und CMME-Modellen gilt genau das Gegenteil. Das liegt daran, dass das NME-Modell anders als das MME- oder CMME-Modell mit dem Spike bei null arbeitet. In der NME-Methode wird - wie bereits erwähnt - angenommen, dass die beobachtete Entgeltänderungsverteilung keinen Spike bei null enthält. Das stimmt aber mit den empirischen Beobachtungen nicht überein. Das Vorliegen von Null-Spikes in den beobachteten Entgeltänderungsverteilungen führt daher zu einem relativ kleineren Schätzwert für σ_μ in der NME-Modellvariante. Entsprechend ergibt sich ein höherer Schätzwert für die Standardabweichung σ_e , denn sie muss nun die restliche Variation in der Entgeltänderungsverteilung abfangen. In beiden anderen Modellvarianten, MME und CMME, stellen die Null-Entgeltänderungen die genau gemessenen Beobachtungen dar. Das ermöglicht die angemessenere Zerlegung der Gesamtvariation in σ_e und σ_μ . Beide Modelle weisen relativ hohe Schätzwerte für σ_μ und relative niedrigere für σ_e auf.

Im Unterschied zum MME-Modell enthält das CMME-Modell einen zusätzlichen Parameter c , der den Anteil der sehr schlecht gemessenen (daher auch der Name „contaminated“) Beobachtungen angibt. Den Schätzergebnissen zufolge beträgt dieser Anteil bei Arbeitern 5.9 und bei Angestellten 4.6 Prozent. Erwartungsgemäß ist die Standardabweichung dieser „starken“ Messfehler $\sigma_{\mu c}$ größer als die Standardabweichung der üblichen Messfehler σ_μ .

Die Untersuchungen für Ost-Deutschland basieren auf den gleichen Überlegungen wie für West-Deutschland mit der einzigen Ausnahme, dass hier in der Schätzgleichung Jahresdummies (statt Inflation und Arbeitslosenquote) als zusätzliche erklärende Faktoren für das Lohnwachstum in Ost-Deutschland berücksichtigt werden.

Tabelle 4 enthält die resultierten Schätzergebnisse für Ost-Deutschland für den Zeitraum von 1992-2001. Auch hier ergeben sich hochsignifikante und sehr hohe Werte für das Ausmaß der nach unten starren Nominallohne. $\hat{\rho}$ variiert hier zwischen 0.46 und 0.89 für Arbeiter und zwischen 0.53 und 0.86 für Angestellte.

Um den besseren Vergleich der Ergebnisse zwischen Ost- und West-Deutschland zu ermöglichen, habe ich zusätzliche Schätzungen für West-Deutschland mit ähnlicher Spezifikation, also mit Jahresdummies statt aggregierter Variablen, für den gleichen Zeitraum von 1992 bis 2001 durchgeführt¹⁵ (siehe Tabelle 3). Aus den Tabellen 3 und 4 ist ersichtlich, dass die Ergebnisse im Rahmen der NME- und MME-Modellvarianten für beide Beschäftigtengruppen (Arbeiter und Angestellten) für West- und Ost-Deutschland recht ähnlich aussehen. Orientiert man sich aber an der Referenzspezifikation, also an dem CMME-Modell, so stellt man fest, dass der Rigiditätsgrad für Arbeiter im Osten mit $\hat{\rho}=0.886$ um mehr als 10 Prozent höher als der entsprechende Schätzwert für Arbeiter in West-Deutschland ist. Für Angestellte scheint die Situation in West- und Ost-Deutschland ziemlich ähnlich zu sein, wie $\hat{\rho}=0.86$ für den Osten und $\hat{\rho}=0.85$ für den Westen Deutschlands zeigen.

7. Reale Konsequenzen

In diesem Abschnitt werden die realwirtschaftlichen Konsequenzen nach unten starrer Nominallöhne untersucht. Dabei wird konkret auf zwei Fragen eingegangen. Zum einen stellt sich die Frage, welche realen Auswirkungen die empirisch vorliegende Abwärtsnominallohnrigidität hat und zum anderen, wie diese realen Effekte von der Höhe der Inflationsrate abhängen.¹⁶

Ein Vorteil der hier verwendeten proportionalen Variante des Earnings-Function-Ansatzes liegt in der Möglichkeit der direkten Schätzung des Rigiditätsgrades $\hat{\rho}$, wodurch auch genauere Aussagen über die realen Effekte der vorliegenden Nominallohnrigidität möglich werden.

$\hat{\rho}$ gibt die (bedingte) Wahrscheinlichkeit an, dass es trotz einer gewünschten Nominallohnkürzung eine Nominallohnänderung von null gibt, also eine Abwärtsnominallohnstarrheit vorliegt. Die (unbedingte) Wahrscheinlichkeit r_{it} dafür, dass das Individuum i in der Periode t von der Abwärtsnominalrigidität betroffen wird, kann dann wie folgt formuliert werden:

¹⁵ Zur Überprüfung der Robustheit der Schätzergebnisse habe ich für den gleichen Zeitraum von 1992 bis 2001 für West-Deutschland auch Schätzungen mit aggregierten Variablen (Inflation und Arbeitslosenquote) durchgeführt. Für das hier präferierte CMME-Modell ergaben sich für $\hat{\rho}$ mit $\hat{\rho}=0.84$ für Arbeiter und $\hat{\rho}=0.88$ für Angestellte leicht höhere Werte gegenüber der Spezifikation mit Jahresdummies, wo $\hat{\rho}=0.76$ für Arbeiter und $\hat{\rho}=0.85$ für Angestellte ist. Die Spezifikation mit aggregierten Variablen bleibt aber für West-Deutschland die präferierte Spezifikation, weil nur diese dann auch die Untersuchung realer Konsequenzen von Abwärtsnominallohnstarrheiten im Abschnitt 7 ermöglicht.

¹⁶ Die Untersuchung realer Effekte erfolgt auf der Basis der Schätzergebnisse für West-Deutschland.

$$r_{it} = \hat{\rho} \Pr(\Delta w_{it}^* < 0) = \hat{\rho} \Phi\left(-x_{it} \hat{\beta} / \hat{\sigma}_\varepsilon\right), \quad (7.1)$$

wobei $\Phi(\cdot)$ die kumulierte Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung angibt.

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

$$R = \frac{1}{N} \sum_t \sum_i r_{it}(x_{it} \hat{\beta}, \hat{\sigma}_\varepsilon, \hat{\rho}), \quad (7.2)$$

mit N als Anzahl der in der Stichprobe vorliegenden Beobachtungen.

Tabelle 5 enthält die resultierenden Schätzwerte für R für alle drei Modellvarianten. In den MME- und CMME-Modellen liegen die Werte zwischen 11.6 und 13.7 Prozent für Arbeiter und zwischen 9.1 und 10 Prozent für die Angestellten. D.h., dass mindestens 11.6 Prozent der Arbeiter und 9.1 Prozent der Angestellten von den erforderlichen Nominallohnkürzungen verschont bleiben.

Um den Einfluss unterschiedlicher Gleichgewichtswerte der Inflationsraten auf den Anteil der von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffenen Beobachtungen R zu untersuchen, werden die aktuellen und verzögerten Werte der Inflation, sowie die aktuellen und verzögerten Änderungsraten der Arbeitslosenquote¹⁷ aus dem Vektor der erklärenden Variablen X entfernt. Der erwartete Anteil der betroffenen Beobachtungen R für unterschiedliche Inflationsraten kann dann wie folgt berechnet werden:

$$R(\pi) = \frac{1}{N} \sum_t \sum_i r_{it}(x_{it} \hat{\beta} + \pi, \hat{\sigma}_\varepsilon, \hat{\rho}), \quad (7.3)$$

Die Homogenitätsrestriktion für aktuelle und verzögerte Werte der Inflationsrate in der hier verwendeten Spezifikation macht es möglich, dass die gleichgewichtigen Inflationsraten in der Gleichung (7.3) mit dem Koeffizienten eins auftreten. Tabelle 5 zeigt die einzelnen Werte von $R(\pi)$ für unterschiedliche Inflationsraten. Aus der Tabelle ist ersichtlich, dass der Anteil der von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffenen Beschäftigten umso höher ist, je geringer die Inflationsrate ausfällt. Bei Nullinflation variiert dieser Anteil im Rahmen der MME-

¹⁷ Das Ausschließen der Änderungsraten der Arbeitslosenquote aus dem Vektor der erklärenden Variablen wird dadurch erklärt, dass bei einer sich im Gleichgewicht befindlichen Volkswirtschaft die Arbeitslosenquote konstant ist.

und CMME-Modelle zwischen 19.5 und 19.8 Prozent bei Arbeitern und zwischen 23.9 und 25.7 Prozent bei Angestellten.

Die Abwärtsnominallohnrigidität hat Einfluss auf das erwartete individuelle Lohnwachstum, das durch die Differenzbildung (der sogenannte „sweep up“) zwischen der erwarteten tatsächlichen Lohnänderung und der erwarteten gewünschten Lohnänderung ermittelt werden kann:

$$\begin{aligned} su_{it} &= E\Delta w_{it} - E\Delta w_{it}^* \\ &= \hat{\rho} \left[\hat{\sigma}_\varepsilon \phi \left(x_{it} \hat{\beta} / \hat{\sigma}_\varepsilon \right) + x_{it} \hat{\beta} \Phi \left(x_{it} \hat{\beta} / \hat{\sigma}_\varepsilon \right) - x_{it} \hat{\beta} \right] \end{aligned} \quad (7.4)$$

Dabei wird $E\Delta w_{it}$ gemäß der Gleichung (4.5) wie folgt berechnet:

$$E\Delta w_{it} = (1 - \hat{\rho}) E\Delta w_{it}^* + \hat{\rho} E\Delta w_{it}^z, \quad (7.5)$$

mit $E\Delta w_{it}^* = x_{it} \hat{\beta}$ und Δw_{it}^z als eine bei null zensierte Größe.

Die Gleichung (7.4) besagt, dass je größer das Ausmaß der Abwärtsnominallohnrigidität $\hat{\rho}$ ist, umso höher die daraus resultierende Differenz zwischen den erwarteten tatsächlichen und erwarteten gewünschten Lohnänderungen ausfällt.

Der aggregierte „sweep up“ ergibt sich dann durch die Durchschnittsbildung über alle individuellen „sweep ups“:

$$SU = \frac{1}{N} \sum_t \sum_t su_{it} \quad (7.6)$$

Nun kann man auch den aggregierten „sweep up“ in Abhängigkeit von unterschiedlichen gleichgewichtigen Inflationsraten berechnen. Die Überlegungen sind dabei die gleichen wie bei der Berechnung von $R(\pi)$:

$$SU(\pi) = \frac{1}{N} \sum_t \sum_t su_{it} \left(x_{it} \hat{\beta} + \pi, \hat{\sigma}_\varepsilon, \hat{\rho} \right) \quad (7.7)$$

Die Ergebnisse für SU und $SU(\pi)$ sind in der Tabelle 6 dargestellt. Bei Nullinflation variieren die Werte für die MME- und CMME-Modellvarianten zwischen 0.46 und 0.67 Prozentpunkten. Das heißt, dass bei Nullinflation die erwartete tatsächliche Lohnänderung um mindestens 0.46 Prozentpunkte höher wäre als die erwartete gewünschte Lohnänderung.

Die Abwärtsnominallohnrigidität erhöht nicht nur das individuelle erwartete Lohnwachstum, sondern führt auch zu einem Reallohnkeil („real wage wedge“) zwischen den aggregierten

Niveauwerten des erwarteten tatsächlichen und gewünschten Reallohns. Man kann durch plausible Erweiterungen zeigen, dass der erwartete aggregierte Reallohnkeil mit dem „sweep up“ übereinstimmt:

$$\begin{aligned} RWW &= \frac{1}{N} E \left[\sum_t \sum_i (w_{it} - w_{it}^*) \right] \\ &= \frac{1}{N} E \left[\sum_t \sum_i (w_{it} - w_{i,t-1} - w_{it}^* + w_{i,t-1}) \right] = SU \end{aligned} \quad (7.8)$$

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

Schließlich können die Auswirkungen der nach unten starren Nominallöhne auf die gleichgewichtige Arbeitslosenquote u^{NAIRU} untersucht werden. Im erwartungserweiterten Standard-Phillips-Kurven-Modell ist die langfristige Arbeitslosenquote gleich der inflationsstabilen Arbeitslosenquote (NAIRU), da langfristig die realisierte Inflationsrate mit der erwarteten übereinstimmt. Akerlof u. a. (1996) modifizieren das Standard-Phillips-Kurven-Modell, indem sie den Reallohnkeil (RWW) als wichtige Determinante in der Standard-Phillips-Kurven-Gleichung berücksichtigen. In ihrem empirischen Phillips-Kurven-Modell zeigen die Autoren, dass die inflationsstabile Arbeitslosenquote NAIRU von der Höhe des Reallohnkeils und somit von der Höhe der Inflationsrate abhängt.

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

Die modifizierte Version der Phillips-Kurven-Gleichung sieht dann wie folgt aus:

$$\pi_t = \pi_t^e + a(u^{ls} - u_t) + RWW(\pi) \quad (7.9)$$

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

In der Langfristversion, wo $\pi_t = \pi_t^e$ gilt, kann die Phillips-Kurve umgeschrieben werden als:

$$u^{NAIRU} = u^{ls} + \frac{1}{a} RWW(\pi) \quad (7.10)$$

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

Schließlich kann auch die Zusatzarbeitslosigkeit als eine Funktion der Inflationsrate ermittelt werden:

$$u^{xs}(\pi) = u^{NAIRU}(\pi) - u^{ls} = \frac{1}{a} RWW(\pi) \quad (7.11)$$

Die einzig dabei fehlende Information ist der Parameter a . Die in der Literatur verwendeten Schätzwerte für a variieren zwischen 0.2 und 0.6. Im Rahmen dieser Untersuchung folge ich Knoppik und Beissinger (2003) und berechne die Zusatzarbeitslosigkeit für drei unterschiedliche Werte von a (für $a = 0.2, 0.4$ und 0.6). Tabelle 7 präsentiert die resultierenden Schätzergebnisse für diese drei alternativen Werte von a für jeweils drei unterschiedliche Messfehler-Modellvarianten (NME, MME und CMME).

Bei Nullinflation für $a = 0.4$ variiert die Zusatzarbeitslosigkeit im Rahmen der MME- und CMME-Modelle zwischen 1.14 und 1.67 Prozent. (Zum Vergleich: Die entsprechenden Werte in Knoppik und Beissinger (2003) variierten zwischen 0.74 und 1.02 Prozent.)

Für $a = 0.2$ sind die Effekte nach unten starrer Nominallöhne auf die Zusatzarbeitslosigkeit deutlich größer. Bei Nullinflation variieren die Werte für MME- und CMME-Modellvarianten zwischen 2.29 und 3.35 Prozent.

Für $a = 0.6$ sind die Effekte der nach unten starren Nominallöhne auf die Zusatzarbeitslosigkeit am geringsten. Die Zusatzarbeitslosigkeit liegt hier für die MME- und CMME-Spezifikationen zwischen 0.76 und 1.12 Prozent.

In den Abbildungen 2 und 3 sind die stilisierten Phillips-Kurven für Arbeiter und Angestellte getrennt für jeweils zwei alternative Messfehlerspezifikationen (CMME und MME) dargestellt. Die Abbildungen liefern einen zusätzlichen (visuellen) Beweis für den adversen Effekt der Kombination von Abwärtsnominallohnrigidität und zu niedriger Inflationsrate auf die Arbeitslosigkeit.

8. Zusammenfassung

In diesem Beitrag werden sowohl das Ausmaß als auch die realwirtschaftlichen Konsequenzen nach unten starrer Nominallöhne in Deutschland untersucht. Die Analyse erfolgt mit dem Regionalfiler der IAB-Beschäftigtenstichprobe, die mit einem langen Untersuchungszeitraum von 26 Jahren eine einzigartige Datenquelle für die vorliegende empirische Untersuchung darstellt.

Die Schätzung der Abwärtsnominallohnrigidität erfolgt mit der proportionalen Variante des Earnings-Function-Ansatzes zum einen durch die Modellierung der Determinanten der Lohnänderung und zum anderen durch explizite Berücksichtigung der Messfehler, die hier die Variation in den Arbeitsstunden abfangen sollen. Die Maximum-Likelihood-Schätzungen wurden für Arbeiter und Angestellte jeweils für drei alternative Messfehlerspezifikationen (NME, MME und CMME), sowie für West- und Ost-Deutschland getrennt durchgeführt. Die Ergebnisse der Untersuchung zeigen, dass das Ausmaß der Abwärtsnominallohnstarrheit in Deutschland erheblich ist. Gemäß der hier präferierten CMME-Modellvariante können 78 Prozent der gewünschten Nominallohnkürzungen bei Arbeitern und 86 Prozent bei Angestellten in West-Deutschland aufgrund von Abwärtsnominallohnrigidität nicht durchgeführt werden. In Ost-Deutschland beträgt der Anteil der verhinderten Nominallohnkürzungen fast 89 Prozent bei Arbeitern und 86 Prozent bei Angestellten.

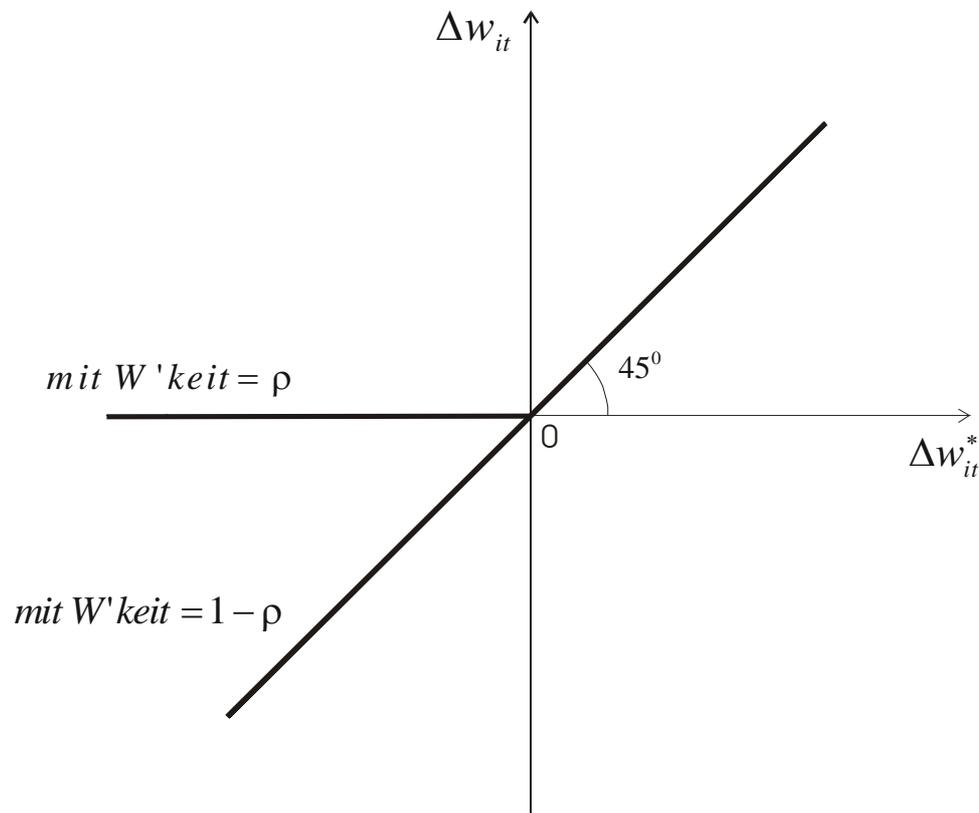
Für die Analyse realer Konsequenzen der vorliegenden Abwärtsnominallohnrigidität wurden der Anteil der von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffenen Beobachtungen, die Zunahme des individuellen erwarteten Lohnwachstums („sweep up“), sowie der Reallohnkeil zwischen dem tatsächlichen und dem gewünschten Reallohn („real wage wedge“) sowohl für die beobachtete Inflation als auch für die alternativen Inflationspolitiken berechnet. Im Rahmen der präferierten Spezifikation werden bei der beobachteten Inflationsrate fast 14 Prozent aller Arbeiter und 10 Prozent aller Angestellten von den erforderlichen Nominallohnkürzungen verschont. Das individuelle erwartete Lohnwachstum liegt bei Angestellten um 0.18 Prozentpunkte und bei Arbeitern um 0.31 Prozentpunkte höher als das erwartete gewünschte Lohnwachstum. Weiterhin zeigen die Ergebnisse, dass diese Effekte der nach unten starren Nominallöhne umso höher sind, je geringer die Inflationsrate ist. Für Inflationsraten, die kleiner als zwei Prozent sind, können die Effekte nicht mehr vernachlässigt werden.

Schließlich wurden Auswirkungen der geschätzten Abwärtsnominallohnrigidität auf die gleichgewichtige Arbeitslosenquote NAIRU bei unterschiedlichen Inflationspolitiken unter-

sucht. Dafür wurde die langfristige Phillips-Kurve von Akerlof u. a. (1996) mit geschätzten Werten für den Reallohnkeil kombiniert. Die Effekte der nach unten starren Nominallöhne auf die langfristige Arbeitslosenquote variieren dabei sehr stark in Abhängigkeit von der Größe des Parameters a der Phillips-Kurve, der die Reaktion der Inflationsrate auf die Abweichung von der niedrigstmöglichen gleichgewichtigen Arbeitslosenquote angibt. Im Rahmen dieser Untersuchung wurden drei alternative, in der Literatur oft verwendete Werte für diesen Parameter berücksichtigt. Bei Nullinflation und $a = 0.4$ beträgt die durch Abwärtsnominallohnrigidität verursachte Zusatzarbeitslosigkeit 1.27 Prozent bei Angestellten und 1.67 Prozent bei Arbeitern. Wenn man an die hohen Schätzwerte des Rigiditätsgrades denkt, so scheinen das relativ moderate Abweichungen der NAIRU von der niedrigstmöglichen gleichgewichtigen Arbeitslosenquote zu sein. Dennoch sind diese realen Effekte nach unten starrer Nominallöhne keinesfalls vernachlässigbar.

Anhang A (Abbildungen)

Abbildung 1: Das Modell mit proportionaler Nominallohnrigidität.



Anmerkungen:

Die tatsächliche Lohnänderung Δw_{it} entspricht immer der gewünschten Lohnänderung Δw_{it}^* , falls diese positiv ist (dick eingezeichnete 45°-Linie im positiven Bereich von Δw_{it}^* und Δw_{it}).

Ist die gewünschte Lohnänderung negativ, so ist

$$\Delta w_{it} = 0 \text{ mit W'keit} = \rho \text{ (dick eingezeichnete horizontale Gerade bei } \Delta w_{it} = 0 \text{)}$$

und

$$\Delta w_{it} = \Delta w_{it}^* \text{ mit W'keit} = 1 - \rho \text{ (dick eingezeichnete 45°-Linie im negativen Bereich von } \Delta w_{it}^* \text{ und } \Delta w_{it} \text{)}.$$

Abbildung 2: Stilisierte Phillips-Kurven (Arbeiter).

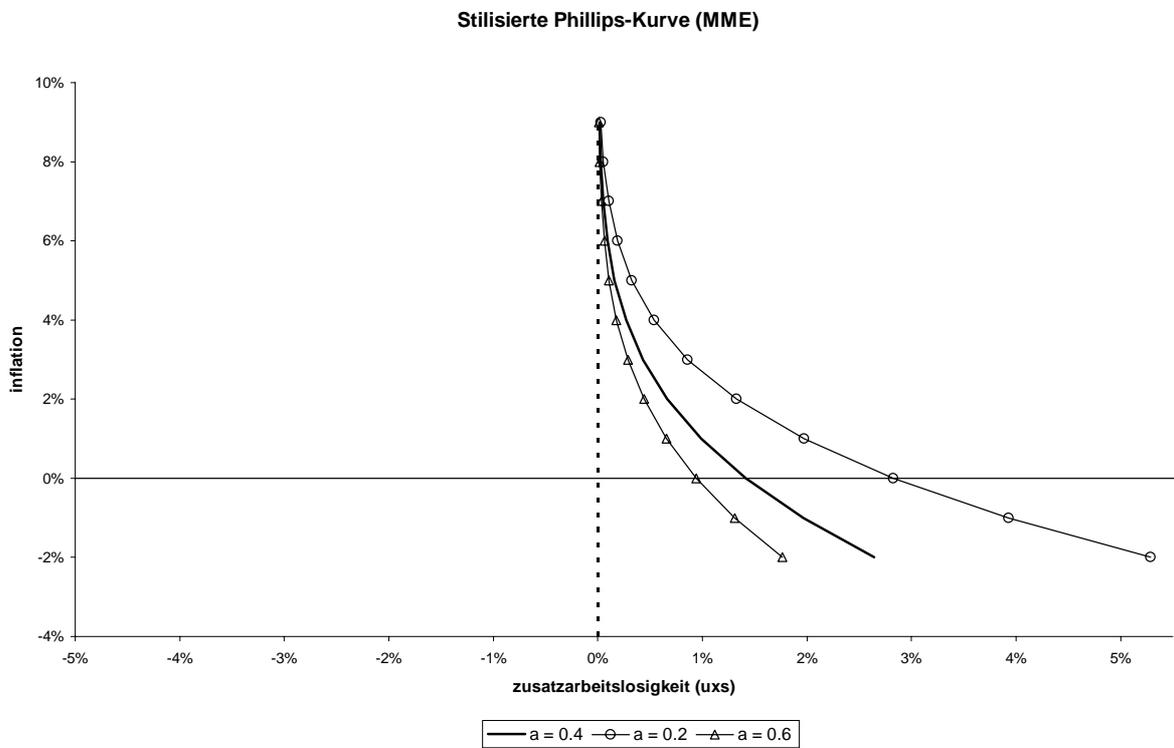
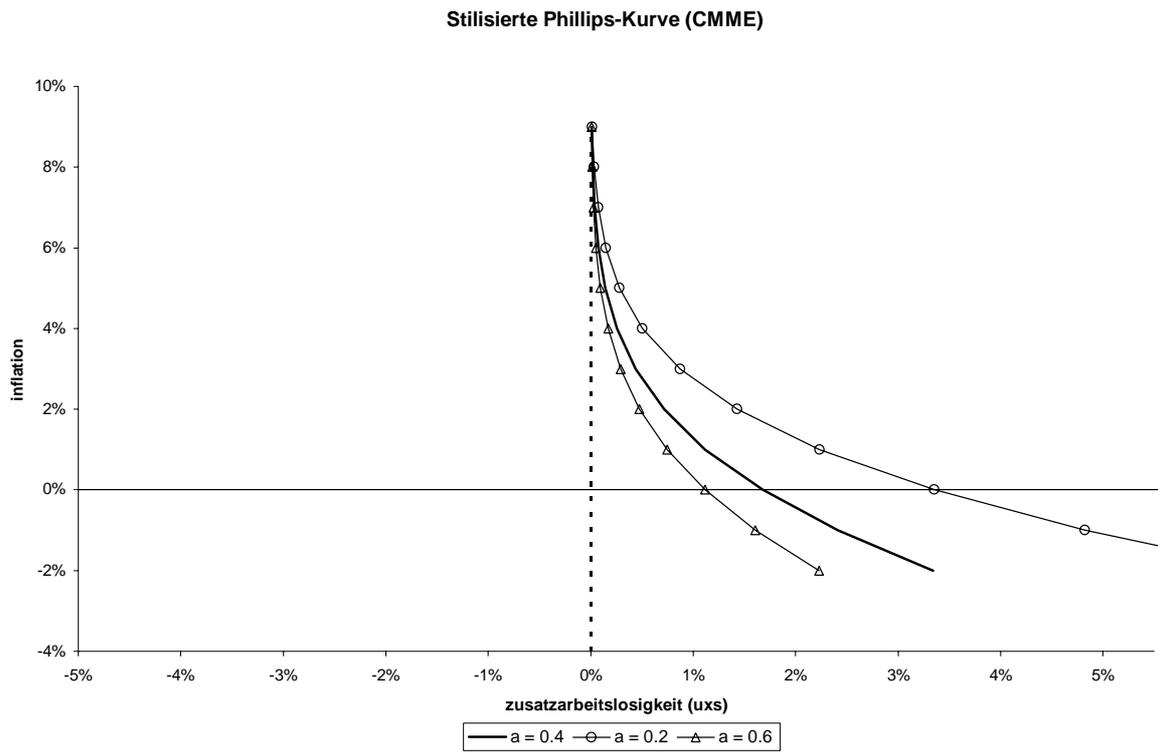
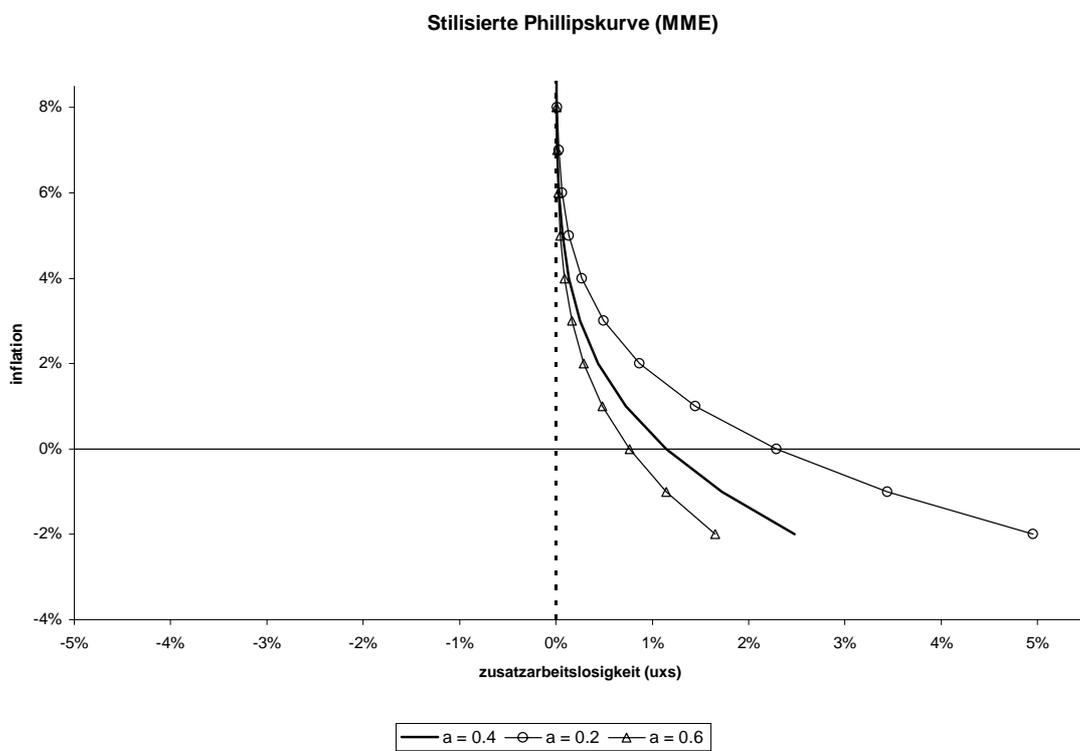
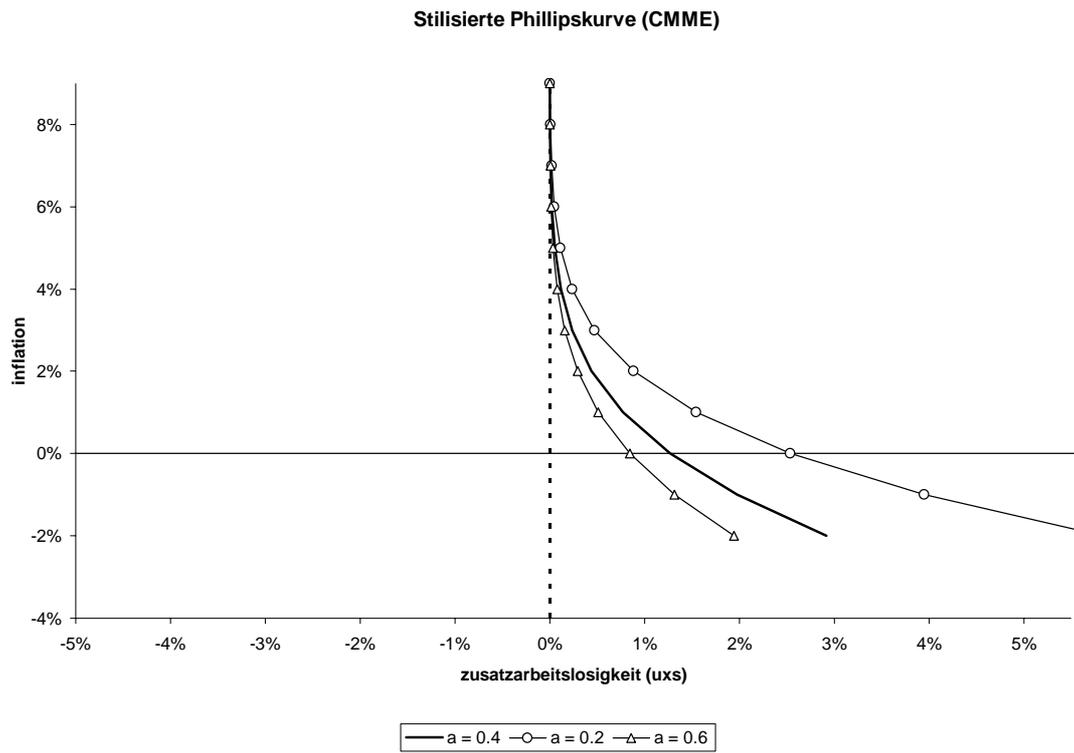


Abbildung 3: Stilisierte Phillips-Kurven (Angestellte)



Anhang B (Tabellen)

Tabelle 1: Ausgewählte Studien mit EFA.

Land	Autoren	Daten	Typ der Rigidität	Ausmaß der Rigidität
USA	Altonji und Devereux (1999)	PSID	threshold, nominal	sehr hoch
DEU	Fehr, Goette und Pfeiffer (2002)	IABS (1975-95)	threshold, contractual/ nominal	hoch, tarifliche LR dominieren die nominale
	Knoppik und Beissinger (2003)	IABS (1975-95)	proportional, nominal	nominal hoch bis sehr hoch
	Bauer, Bonin und Sunde (2003)	IABS-R (1975-97)	proportional, real/nominal	hoch, reale LR dominieren die nominale
	Pfeiffer (2003)	IABS (1975-95)	threshold, tariflich/ nominal	hoch, tarifliche LR dominieren die nominale
	Cornelißen und Hübler (2005)	GSOEP	proportional nominal/real	real hoch, nominal niedrig
	diese Untersuchung	IABS-R (1975-01)	proportional nominal	sehr hoch
ITA	Devicienti (2002)	INPS	proportional, nominal	hoch
	Devicienti, Maida und Sestito (2003)	INPS	proportional, real/nominal	real hoch, nominal niedrig
SWE	Ekberg (2004)	SAFS	proportional, nominal	hoch
GBR	Barwell und Schweitzer (2004)	NESPD	threshold, real/nominal	real hoch, nominal moderat
CHE	Fehr und Goette (2003)	SLFS/ SIF	(indiv.) threshold, nominal	sehr hoch
JAP	Kuroda und Yamamoto (2003)	YPSC	threshold, nominal	moderat

Tabelle 2: Ergebnisse für West-Deutschland (1975-2001).

West	Arbeiter			Angestellte		
	NME	MME	CMME	NME	MME	CMME
DYL						
cons	0.08901***	0.04319***	0.04006***	0.05836***	0.06529***	0.06267***
D8401	-0.00861***	-0.00655***	-0.00477***	-0.01898***	-0.00265***	-0.00194***
D1u	-1.19874***	-1.19709***	-1.12994***	-1.74186***	-0.91565***	-0.88947***
D2u	-0.75019***	-0.71294***	-0.71058***	-0.80174***	-0.66049***	-0.65827***
D3u	-0.03429*	-0.04561***	-0.04003**	0.03880*	-0.04164***	-0.04303***
inf	0.47039***	0.40966***	0.41118***	0.30457***	0.54482***	0.54828***
I1	0.26475***	0.33182***	0.33811***	0.35741***	0.30051***	0.30562***
I2	0.26486***	0.25852***	0.25070***	0.33803***	0.15466***	0.14610***
exp	-0.00465***	-0.00152***	-0.00141***	-0.00260***	-0.00307***	-0.00291***
expsq	0.00006***	0.00002***	0.00002***	0.00003***	0.00004***	0.00004***
biD2	-0.00280***	-0.00016	-0.00016	-0.00140***	-0.00128**	-0.00140**
natD	0.00285***	0.00037	0.00051**	0.00139***	0.00022	0.00004
stDFach	0.00129	0.00093**	0.00086**	0.00090	0.00132	0.00132
stDMeist	0.01250***	0.00709***	0.00711***	0.01434***	0.00917***	0.00857***
stDAnges	0.01158***	0.00916***	0.00859***	0.01647***	0.00861***	0.00794***
$\hat{\sigma}_\varepsilon$	0.06396***	0.04343***	0.03904***	0.07638***	0.03554***	0.03290***
$\hat{\sigma}_\mu$	0.02488***	0.11046***	0.07570***	0.03046***	0.11049***	0.07307***
$\hat{\rho}$	0.75928***	0.58813***	0.78375***	0.76259***	0.70056***	0.86439***
n		0.74638***	0.61116***		0.79172***	0.69805***
c			0.05867***			0.04649***
$\hat{\sigma}_{\mu c}$			0.16345***			0.17109***
N	561867	561867	561867	510479	510479	510479
ln L	735173.04	527876.9	529851.71	729341.19	610915.8	613502.33

Anmerkungen:

DYL ist die abhängige Variable (Log Entgelt-Differenzen). ρ , σ_ε , σ_μ , n , c , $\sigma_{\mu c}$ sind Parameter der NME-, MME-, CMME-Modelle (siehe Text). exp: Erfahrung. expsq: quadrierte Erfahrung. biD2: Dummy für die Bildungskategorie 2. natD: Dummy für die Nationalität. stD*: Dummies für „Stellung im Beruf“. cons: Konstante. D8401: Dummy für das Jahr 1984 wg. dem Strukturbruch. inf, I1, I2: aktuelle und verzögerte Werte der Inflation. D1u, D2u, D3u: aktuelle und verzögerte Änderungsraten der Arbeitslosenquote. ln L: Wert der Log-Likelihood. Der Wert der Log-Likelihood ist zwischen NME- und anderen zwei Messfehlermodellen nicht vergleichbar. N: Anzahl der Beobachtungen.

Weitere Variablen, die bei den Schätzungen berücksichtigt, aber in der Tabelle nicht ausgewiesen wurden: 13 Dummies für 14 hier berücksichtigte Sektoren; Interaktionsterme zwischen der Bildungskategorie 2 und der Variable „Stellung im Beruf“.

***: Signifikanz auf dem 1 Prozent Niveau. **: Signifikanz auf dem 5 Prozent Niveau. *: Signifikanz auf dem 10 Prozent Niveau.

Tabelle 3: Ergebnisse für West-Deutschland (1992-2001).

West	Arbeiter			Angestellte		
	NME	MME	CMME	NME	MME	CMME
DYL						
cons	0.06023***	0.05727***	0.05454***	0.11339***	0.08493***	0.07904***
D94	-0.01338***	-0.01125***	-0.01160***	-0.02550***	-0.01679***	-0.01616***
D95	0.01408***	0.00589***	0.00492***	-0.00299**	-0.00227***	-0.00231***
D96	-0.02881***	-0.01815***	-0.01696***	-0.03536***	-0.02060***	-0.01904***
D97	-0.03470***	-0.02121***	-0.02015***	-0.04173***	-0.02379***	-0.02215***
D98	-0.01881***	-0.01366***	-0.01382***	-0.03180***	-0.01961***	-0.01869***
D99	-0.00514***	-0.00483***	-0.00476***	-0.01643***	-0.01022***	-0.00957***
D00	-0.01245***	-0.01055***	-0.01078***	-0.02439***	-0.01608***	-0.01530***
D01	-0.01153***	-0.00872***	-0.00878***	-0.02221***	-0.01406***	-0.01325***
exp	-0.00336***	-0.00159***	-0.00139***	-0.00555***	-0.00291***	-0.00256***
expsq	0.00004***	0.00002***	0.00002***	0.00007***	0.00004***	0.00003***
biD2	-0.00297***	0.00013	0.00010	-0.00453**	-0.00025	-0.00025
stDFach	-0.00100	-0.00048	-0.00016	0.00126	0.00114	0.00132
stDMeist	0.01029**	0.00215	0.00145	0.00461	0.00859*	0.00849**
stDAnge	0.01860***	0.00969***	0.00875***	0.00956***	0.00548***	0.00457***
$\hat{\sigma}_\varepsilon$	0.08977***	0.04286***	0.03377***	0.08453***	0.03584***	0.02947***
$\hat{\sigma}_\mu$	0.03086***	0.11166***	0.06510***	0.02610***	0.10917***	0.06453***
$\hat{\rho}$	0.84048***	0.45610***	0.76035***	0.85837***	0.56795***	0.84907***
n		0.75164***	0.49399***		0.74284***	0.55282***
$\hat{\sigma}_{\mu c}$			0.15521***			0.16028***
c			0.08316***			0.07494***
N	698547	698547	698547	157923	157923	157923
ln L	952106.28	611731.87	615430.65	227696.11	157712.8	159004.98

Anmerkungen:

DYL ist die abhängige Variable (Log Entgelt-Differenzen). ρ , σ_ε , σ_μ , n , c , $\sigma_{\mu c}$ sind Parameter der NME-, MME-, CMME-Modelle (siehe Text). exp: Erfahrung. expsq: quadrierte Erfahrung. biD2: Dummy für die Bildungskategorie 2. D*: Jahresdummies. stD*: Dummies für „Stellung im Beruf“. cons: Konstante. ln L: Wert der Log-Likelihood. Der Wert der Log-Likelihood ist zwischen NME- und anderen zwei Messfehlermodellen nicht vergleichbar. N: Anzahl der Beobachtungen.

Weitere Variablen, die bei den Schätzungen berücksichtigt, aber in der Tabelle nicht ausgewiesen wurden: 13 Dummies für 14 hier berücksichtigte Sektoren; Interaktionsterme zwischen der Bildungskategorie 2 und der Variable „Stellung im Beruf“.

***: Signifikanz auf dem 1 Prozent Niveau. **: Signifikanz auf dem 5 Prozent Niveau. *: Signifikanz auf dem 10 Prozent Niveau.

Tabelle 4: Ergebnisse für Ost-Deutschland (1992-2001).

Ost	Arbeiter			Angestellte		
	NME	MME	CMME	NME	MME	CMME
DYL						
cons	0.16333***	0.14599***	0.15207***	0.18396***	0.16824***	0.17161***
D94	-0.06767***	-0.06193***	-0.06317***	-0.07455***	-0.07002***	-0.06972***
D95	-0.08316***	-0.07298***	-0.07551***	-0.08234***	-0.07524***	-0.07542***
D96	-0.12499***	-0.10060***	-0.10955***	-0.12736***	-0.10649***	-0.10980***
D97	-0.15428***	-0.11827***	-0.13517***	-0.15228***	-0.12325***	-0.13039***
D98	-0.16698***	-0.12379***	-0.14407***	-0.16540***	-0.12708***	-0.13585***
D99	-0.15171***	-0.11512***	-0.13230***	-0.14572***	-0.11539***	-0.12184***
D00	-0.16466***	-0.12347***	-0.14435***	-0.17039***	-0.12951***	-0.13964***
D01	-0.14957***	-0.11279***	-0.12968***	-0.15273***	-0.11849***	-0.12573***
exp	-0.00105***	-0.00039***	-0.00049***	-0.00205***	-0.00112***	-0.00121***
expsq	0.000004	0.000002	0.000004	0.00002**	0.00001	0.00001
biD2	-0.00271	-0.00085	-0.00153	-0.00046	0.00135	0.00134
stDAnges	0.01857	0.01701	0.01965	0.02520*	0.01767**	0.02024**
stDFach	0.00011	0.00031	0.00013	0.01606	0.01422	0.01601
stDMeist	-0.01765**	-0.01594**	-0.02327***	0.00595**	-0.00269***	-0.00709***
$\hat{\sigma}_\varepsilon$	0.09703***	0.06372***	0.06808***	0.09744***	0.06010***	0.06204***
$\hat{\sigma}_\mu$	0.03452***	0.14170***	0.04800***	0.03065***	0.14634***	0.15849***
$\hat{\rho}$	0.82454***	0.46324***	0.88673***	0.83107***	0.53406***	0.86480***
n		0.85306***	0.37914***		0.84338***	0.47219***
$\hat{\sigma}_{\mu c}$			0.15955***			0.04289***
c			0.09881***			0.40521***
N	125342	125342	125342	26207	26207	26207
ln L	150947.22	75096.98	75551.521	31822.353	17183.901	17244.359

Anmerkungen:

DYL ist die abhängige Variable (Log Entgelt-Differenzen). ρ , σ_ε , σ_μ , n , c , $\sigma_{\mu c}$ sind Parameter der NME-, MME-, CMME-Modelle (siehe Text). exp: Erfahrung. expsq: quadrierte Erfahrung. biD2: Dummy für die Bildungskategorie 2. D*: Jahresdummies. stD*: Dummies für „Stellung im Beruf“. cons: Konstante. ln L: Wert der Log-Likelihood. Der Wert der Log-Likelihood ist zwischen NME- und anderen zwei Messfehlermodellen nicht vergleichbar. N: Anzahl der Beobachtungen.

Weitere Variablen, die bei den Schätzungen berücksichtigt, aber in der Tabelle nicht ausgewiesen wurden: 13 Dummies für 14 hier berücksichtigte Sektoren; Interaktionsterme zwischen der Bildungskategorie 2 und der Variable „Stellung im Beruf“.

***: Signifikanz auf dem 1 Prozent Niveau. **: Signifikanz auf dem 5 Prozent Niveau. *: Signifikanz auf dem 10 Prozent Niveau.

Tabelle 5: Schätzwerte für R bzw. R(π) (in %).

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

Tabelle 6: Schätzwerte für SU bzw. SU(π) (in %).

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

Tabelle 7: Zusatzarbeitslosigkeit bei $a=0.4$ (in %).

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

Literaturverzeichnis

- Akerlof, G. A., Dickens, W. T. und Perry, G. L. (1996), The Macroeconomics of Low Inflation, *Brookings Papers on Economic Activity 1*, 1-59 [60-76].
- Altonji, J. G. und Devereux, P. J. (1999), The Extent and Consequences of Downward Nominal Wage Rigidity, NBER Working Paper 7236, Cambridge, MA.
- Ball, L. und Mankiw, G. (1994), Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations, *Economic Journal 104*, 247-261.
- Barwell, R. D. und Schweitzer, M. E. (2004), The Incidence of Nominal and Real Wage Rigidities in Great Britain: 1978-1998, EEA.
- Bauer, T., Bonin, H. und Sunde, U. (2003), Real and Nominal Wage Rigidities and the Rate of Inflation: Evidence from West German Microdata, IZA Discussion Paper 959.
- Beissinger, T. und Knoppik, C. (2005), Sind Nominallöhne starr? Neuere Evidenz und wirtschaftspolitische Implikationen, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik 6* (2).
- Bewley, T. F. (1999), *Why wages don't fall during a recession*, Harvard University Press, Cambridge, MA and London.
- Blinder, A. S. und Choi, D. H. (1990), A Shred of Evidence of Theories of Wage Stickiness, *Economica 105* (3), 1003-1015.
- Card, D. und Hyslop, D. (1997), Does Inflation 'Grease the Wheels of the Labor Market', in Romer C. D. und Romer D. H. (Hrsg.), *Reducing Inflation - Motivation and Strategie*, University of Chicago Press, Chicago.
- Cornelißen, T. und Hübler, O. (2005), Downward Wage Rigidity and Labour Mobility, University of Hannover, mimeo.
- Devicienti, F. (2002), Downward Nominal Wage Rigidity in Italy: Evidence and Consequences, *Lavoro e Relazioni Industriali 2*, 125-180.
- Devicienti, F., Maida, A. und Sestito, P. (2003), Nominal and Real Wage Rigidity: An Assessment Using Italian Microdata, LABORatorio Riccardo Revelli, Working Paper Series 33.
- Ekberg, J. (2004), Nominal wage rigidity and real implications for the Swedish labor market, Stockholm University, mimeo.
- Fehr, E. und Falk, A. (1999), Wage Rigidity in a Competitive Incomplete Contract Market, *Journal of Political Economy 107* (1), 106-34.
- Fehr, E. und Gächter, S. (2000), Cooperation and Punishment in Public Goods Experiments, *American Economic Review 90* (4), 980-94.
- Fehr, E. und Goette, L. (2003), Robustness and Real Consequences of Nominal Wage Rigidity, IERE Working Paper Series 44, Zurich.
- Fehr, E., Goette, L. und Pfeiffer, F. (2002), Dimensions and Consequences of Wage Rigidities in Germany, ZEW-Zentrum für europäische Wirtschaftsforschung, mimeo.
- Fehr, E. und Tyran, J. R. (2001), Does Money Illusion Matter? *American Economic Review 91* (5), 1239-1262.
- Friedman, M. (1968), The Role of Monetary Policy, *Economica 58* (1), 1-17.
- Gordon, R. J. (1996), Comment on Akerlof, Dickens and Perry, The Macroeconomics of Low Inflation, *Brookings Papers on Economic Activity 1*, 60-66.

- Hamann, S. (2004), Die IAB-Regionalstichprobe 1975-2001: IABS-R01, IAB.
- Hogan, S. (1998), What Does Downward Nominal-Wage Rigidity Imply for Monetary Policy? *Canadian Public Policy* 24 (4), 513-25.
- Holden, S. (2002), The Costs of Price Stability - Downward Nominal Wage Rigidity in Europe, NBER Working Paper 8865.
- Kahn, S. (1997), Evidence of Nominal Wage Stickness from Microdata, *American Economic Review* 87 (5), 993-1008.
- Kahneman, D., Knetsch, J. und Thaler, R. (1986), Fairness as a constraint on profit seeking: Entitlements in the Market, *American Economic Review* 76, 728-741.
- Keynes, J. M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, McMillan Cambridge University Press.
- Knoppik, C. (2001a), Nominal Wage Rigidity, Professorial Dissertation, University of Regensburg.
- Knoppik, C. (2001b), Models with censoring and measurement errors, University Regensburg, mimeo.
- Knoppik, C. (2003), Downward Nominal Rigidity in US Wage Data from the PSID - An Application of the Kernel-Location Approach, University of Regensburg.
- Knoppik, C. und Beissinger, T. (2003), How Rigid Are Nominal Wages? Evidence and Implications for Germany, *Scandinavian Journal of Economics* 105 (4), 619-41.
- Kuroda, S. und Yamamoto, I. (2003), Are Japanese Nominal Wages Downwardly Rigid? (Part II): Examinations Using a Friction Model, *Monetary and Economic Studies* 21 (2), 31-68.
- McLaughlin, K. J. (1994), Rigid Wages? *Journal of Monetary Economics* 34 (3), 383-414.
- Pfeiffer, F. (2003), Ausmass und Konsequenzen von Lohnrigiditäten, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 36 (4), 616-33.
- Phelps, E. S. (1967), Phillips Curves, Expectations of Inflation, and Optimal Unemployment Over Time, *Economica* 34 (135), 254-281.
- Shafir, E., Diamond, P. A. und Tversky, A. (1997), Money Illusion, *Quarterly Journal of Economics* 112 (2), 341-374.
- Shea, J. (1997), Comment on Card and Hyslop, in C. D. Romer und D. H. Romer (Hrsg.), *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, University of Chicago Press, Chicago.
- Smith, J. C. (2000), Nominal Wage Rigidity in the United Kingdom, *Economic Journal* 110 (462), C176-95.
- Steiner, V. und Wagner, K. (1996), Has Earnings Inequality in Germany Changed in the 1980's? *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 118, 29-59.
- Tobin, J. (1972), Inflation and Unemployment, *American Economic Review* 62, 1-18.