

# Ausmaß und Konsequenzen von Lohnrigiditäten

Friedhelm Pfeiffer\*

In diesem Beitrag werden Ausmaß und Konsequenzen von nominalen und tariflichen Lohnrigiditäten mikroökonomisch und mikroökonomisch untersucht. Die Analyse verdeutlicht, dass in Deutschland Lohnrigiditäten keineswegs selten sind. Diese haben eine Lohnaufschwemmung mit beachtlichen Lohn-erhöhungen und, an der Grenze, negative Beschäftigungseffekte zur Folge. Die jährlichen Lohnänderungen sind im Vergleich zu einer Welt vollständig flexibler Löhne aufgrund von Rigiditäten stärker komprimiert. Zwischen Frauen und Männern, so ein weiteres Resultat der Arbeit, scheint es nur wenige und kaum grundsätzliche Unterschiede hinsichtlich der Existenz und den Konsequenzen von Lohnrigiditäten zu geben.

## Gliederung

- 1 Einleitung
- 2 Mikrofundierung von nominalen und tariflichen Lohnrigiditäten
  - 2.1 Grundidee des Modells
  - 2.2 Definition nominaler und tariflicher Lohnrigiditäten
  - 2.3 Das mikroökonomische Modell
  - 2.4 Maße für Lohnrigiditäten und Lohnaufschwemmung
  - 2.5 Die Datenbasis: IABS
- 3 Empirische Ergebnisse
  - 3.1 Ausmaß von nominalen und tariflichen Lohnrigiditäten und Höhe der Lohnaufschwemmung
  - 3.2 Geschlechtsspezifische Resultate
- 4 Konsequenzen der Lohnaufschwemmung
  - 4.1 Konzeption der Analyse
  - 4.2 Konsequenzen auf der Individualebene
  - 4.3 Konsequenzen auf der Sektorebene
  - 4.4 Lohnaufschwemmung und Beschäftigung
- 5 Abschließende Bemerkungen
- 6 Literaturverzeichnis

*„It is hard to take a detached view of wage rigidity, because it requires facing unpleasant truths; the world is imperfect, people often suffer for no good reasons, and it is not clear what to do about it.“*

Truman F. Bewley (1999: 2).

## 1 Einleitung

In den vergangenen 10 Jahren hat sich eine Forschungsrichtung entwickelt, deren Ziel die empirische Mikrofundierung von Existenz, Ausmaß und realwirtschaftlichen Konsequenzen von nominalen Lohnrigiditäten ist.<sup>1</sup> Lohnrigiditäten haben vielfältige Ursachen und Konsequenzen (ganz im Sinne des Eingangszitates von Truman F. Bewley) und können sich in Deutschland sowohl auf kollektive als auch auf privatwirtschaftlich vereinbarte Lohnbe-

standteile beziehen. In einer neuen Studie von Fehr, Götte und Pfeiffer (2003) wird die Analyse von Lohnrigiditäten um die Dimension Tariflohnrigidität erweitert. Zusätzlich zu Nominallohnrigiditäten werden für die Beschäftigten, deren Entlohnung im Rahmen von Tarifverträgen erfolgt, Tariflohnrigiditäten definiert und empirisch fundiert. Diese Erweiterung erscheint aufgrund der Bedeutung von Tariflöhnen in Deutschland angebracht, da etwa 70 Prozent der Arbeitnehmer in der privaten Wirtschaft im Rahmen von Tarifverträgen entlohnt werden (Franz et al. 2000).

Aus ökonomischer Sicht können nach unten rigide Löhne das Ergebnis nominal effizienter Lohnverträge, impliziter Lohnkontrakte, von Effizienzlohnüberlegungen seitens der Unternehmen sowie von Verhandlungsmacht seitens der Arbeitnehmer sein. Letztere kann z.B. zu relativ hohen Tariflohnabschlüssen führen. Die ersten drei Ursachen von Lohnrigiditäten sind zwar auch Ausdruck von

\* PD Dr. Friedhelm Pfeiffer ist Wissenschaftler am Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) in Mannheim und Privatdozent an der Universität Mannheim. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung des Autors. Er wurde im September 2003 eingereicht und nach der Begutachtung und einer Revision im Dezember 2003 zur Veröffentlichung angenommen.

Der Autor dankt der Deutschen Forschungsgemeinschaft für die finanzielle Unterstützung zur Fertigstellung der Arbeit (FR715/3 und PF 331/2). Ferner danke ich Johannes Gernhard, Volker Ludwig und Simone Neubauer für die kompetente Forschungsassistenz sowie den Herausgebern, zwei Gutachtern, Alfred Garloff, Ralf Wilke und Henrik Winterhager für viele, äußerst wertvolle Anregungen zu einer früheren Version der Arbeit. Besonders bedanken möchte ich mich bei Ernst Fehr und Lorenz Götte für die frühere Zusammenarbeit, deren Frucht auch dieser Beitrag ist. Verbleibende Unzulänglichkeiten gehen ausschließlich zu meinen Lasten.

<sup>1</sup> Vgl. Altonji/Devereux (2000), Fehr/Götte (2000), Knoppik/Beissinger (2003) und Pfeiffer (2003). Offensichtlich knüpft das Forschungsthema, Lohnrigiditäten, an traditionelle keynesianische Vorstellungen an. Das Neue der Forschungsrichtung ist somit nicht der Gegenstand der Forschung, sondern der Versuch einer empirischen Mikrofundierung. Zum Einstieg in die umfangreiche ökonomische Literatur zu Lohntheorien und Theorien zur Erklärung von Lohnrigiditäten siehe z.B. Bewley (1999), Brown/Falk/Fehr (2004), Franz (2003) oder Franz/Pfeiffer (2003).

Unvollkommenheiten auf Arbeitsmärkten. Sie sind allerdings aus beschäftigungspolitischer Sicht anders zu beurteilen als diejenigen, die auf Verhandlungsmacht seitens der Beschäftigten im Sinne eines Monopol- oder Insiderverhaltens zurückgeführt werden können. Effiziente Lohnkontrakte (siehe Malcomson 1999) können beispielsweise dazu beitragen, das Problem der Nötigung im Falle versunkener Investitionen in Arbeitgeber-Arbeitnehmer-Beziehungen zu mindern. Solche Lohnkontrakte schaffen daher die Voraussetzung für eine höhere Investitionstätigkeit und damit auch für mehr Beschäftigung, wenngleich damit u.U. Lohnrigiditäten verbunden sind.

Für eine erfolgreiche Beschäftigungspolitik erscheint eine empirische Fundierung von Existenz und Ausmaß unterschiedlicher Arten von Lohnrigiditäten und deren Konsequenzen für Löhne und Beschäftigung unerlässlich. In Deutschland konnten viele der in den letzten Jahrzehnten ausgebauten Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik bislang die Arbeitslosigkeit nicht nachhaltig reduzieren, weil Lohnrigiditäten einer Senkung und/oder Differenzierung der Löhne entgegenstehen. Eine solche Lohnsenkung oder Differenzierung der Löhne für die Neueinsteiger in den Arbeitsmarkt wäre bei einer negativ geneigten Nachfragefunktion Voraussetzung für mehr Beschäftigung. In einer Konstellation der endogenen oder gleichgewichtigen Arbeitslosigkeit scheinen zudem weder expansive keynesianische Politiken noch die vielfach geforderte (siehe z.B. Sinn 1997) stärkere vertraglich fixierte Anbindung der Löhne an die Unternehmensgewinne geeignet, Vollbeschäftigung herzustellen (Fehr 1989a, b).

Ziel der vorliegenden Arbeit ist, dem Leser erstens das von Fehr, Götte und Pfeiffer (2003) präsentierte Modell vorzustellen. Es wurde zur Untersuchung unvollkommener Arbeitsmärkte, die durch nominale und tarifliche Lohnrigiditäten gekennzeichnet sind, entwickelt. Das Modell wird in seinen Grundzügen und vorwiegend verbal dargestellt, ebenso wie einige der wichtigsten Ergebnisse der Studie von Pfeiffer (2003). Zweitens sollen neue Resultate im Hinblick auf das Ausmaß und die Beschäftigungskonsequenzen von geschlechtsspezifischen Lohnrigiditäten diskutiert werden. Dieser Aspekt wurde bislang in der Literatur noch nicht ausreichend untersucht.

In den mikroökonomischen Studien, die sich auf Nominallohnrigiditäten konzentrieren (u.a. Altonji/Devereux 2000, Fehr/Götte 2000, Knoppik/Beissinger 2003), stehen die Lohnschwelle, der Anteil der Arbeitnehmer mit Lohnrigiditäten sowie die dadurch induzierte Lohnaufschwemmung im Zentrum der Analyse. Für eine umfassendere und kritische Übersicht über die Literatur vgl. Pfeiffer (2003) und Beissinger/Knoppik (2003). Die Lohnschwelle stellt den Prozentwert dar, bis zu dem Unternehmen eine an sich gewünschte Lohnsenkung aufgrund von nominal effizienten Lohnverträgen, von nominaler Risikoaversion oder nominalen Fairnessempfinden nicht durchführen. Erst wenn der Lohnruck beispielsweise durch technologische oder andere Nachfrageschocks so stark wird, dass die Lohnschwelle überschritten wird, werden Lohnsenkungen auch tatsächlich durchgeführt. Bis zur Lohnschwelle sind Lohnsenkungen für

die Unternehmen nicht optimal, da sie bestehenden Verträgen zuwiderlaufen oder negative Reaktionen der Beschäftigten provozieren würden. Die Arbeitnehmer, deren Löhne bedingt durch die Lohnschwelle nicht sinken, sind die Arbeitnehmer mit Lohnrigiditäten. Die durch diese Lohnrigiditäten verhinderte Lohnsenkungen, gemittelt über alle vor Lohnsenkungen geschützten Arbeitnehmer, wird als Lohnaufschwemmung definiert.

Die Grundidee der vorliegenden Erweiterung basiert auf der Beobachtung, dass in Deutschland Tariflöhne in aller Regel von Jahr zu Jahr nominal gestiegen sind. In Deutschland finden Tarifverhandlungen in aller Regel im jährlichen Rythmus statt und die Erhöhung orientiert sich an der erwarteten Inflationsrate und dem erwarteten Produktivitätswachstum (Franz 2003). Tariflohnerhöhungen sind für etwa 70 Prozent der Beschäftigten Bestandteil von Lohnänderungen. Damit wird die zur Ableitung wirtschaftspolitischer Aussagen benötigte kontrafaktische Evidenz auf kollektive Lohnvereinbarungen ausgedehnt. Das Modell ermöglicht eine Abschätzung der Anteile der tarifgebundenen Arbeitnehmer, die bei Abwesenheit von Tarifverträgen ein Lohnwachstum unterhalb des Tariflohnwachstums erzielt hätten, sowie die Höhe der daraus folgenden Lohnaufschwemmung. Das Modell berücksichtigt ferner Nominallohnrigiditäten für die nicht tarifgebundenen Bereiche des Arbeitsmarktes. Auf der Basis dieser kontrafaktischen Evidenz werden dann die Konsequenzen von Lohnrigiditäten für die weitere individuelle Erwerbshistorie und für die sektorale Beschäftigungsdynamik untersucht. Dieser Analyseschritt ist notwendig, da Lohnrigiditäten, für die sich keine realwirtschaftlichen Konsequenzen nachweisen ließen, aus wirtschaftspolitischer Sicht bedeutungslos wären.

Die weitere Arbeit ist wie folgt aufgebaut: Im 2. Kapitel werden nominale und tarifliche Lohnrigiditäten und die daraus abzuleitenden empirisch relevanten Konzepte definiert. Ferner wird die Datenbasis erläutert. Das 3. Kapitel beschäftigt sich mit zentralen ökonomischen Ergebnissen hinsichtlich der Existenz von nominalen und tariflichen Lohnrigiditäten. Weiterhin wird die Höhe der sich daraus ergebenden Lohnaufschwemmung auf individueller und gesamtwirtschaftlicher Ebene sowie getrennt für Männer und Frauen dargestellt. Im 4. Kapitel werden Konsequenzen der Lohnaufschwemmung für die weitere individuelle Erwerbshistorie und die sektorale Beschäftigungsdynamik auf der Basis von 63 Sektoren für den Zeitraum von 1977 bis 1995 aufgezeigt. Kapitel 5 enthält abschließende Bemerkungen.

## **2 Mikrofundierung von nominalen und tariflichen Lohnrigiditäten**

### **2.1 Grundidee des Modells**

Lohnrigiditäten existieren dann, wenn die Löhne von Beschäftigten relativ zu einem als flexibel definierten Vergleichszustand zwischen zwei Zeitpunkten nominal nicht sinken können (Nominallohnrigiditäten) bzw. nicht unter den Tariflohn sinken können (Tariflohnrigiditäten). Die Unterscheidung von Nominal- und Tariflohnrigiditäten bezieht sich auf das gemischte System der Lohnbildung

in Deutschland. Tariflohnrigiditäten können nur für tarifgebundene Unternehmen und deren Beschäftigte existieren. Bei Abwesenheit von Tariflöhnen wären die in diesem Fall realisierten Löhne niedriger. Beide Arten von Lohnrigiditäten sind im Falle ihrer Existenz und relativ zum Vergleichszustand mit real höheren Löhnen für die durch Rigiditäten geschützten Beschäftigten verbunden. Das Ausmaß dieser durch Lohnrigiditäten induzierten Lohnerhöhung relativ zu einem flexiblen Vergleichszustand kann individuell variieren. Die Bandbreite der individuellen Variation kann als empirischer Hinweis für die jeweilige relative Verhandlungsmacht eines Arbeitnehmers interpretiert werden. Falls solche Lohnrigiditäten existieren, dann deutet das auch darauf hin, dass keine endogenen Kräfte auf einem Arbeitsmarkt vorhanden sind, die zu einem einheitlichem Walras-Gleichgewichtslohn mit Vollbeschäftigung führen.

Als eine wichtige theoretische Ursache dafür kommen unvollständige Arbeitsverträge in Betracht, die dadurch gekennzeichnet sind, dass Arbeitnehmer die Möglichkeit haben, ihre Arbeitsleistung diskretionär, jedoch u.a. in Abhängigkeit vom Lohn festzulegen. Zu den ökonomischen Wirkungen unvollständiger Arbeitsverträge liegt bislang vorwiegend experimentelle Evidenz vor. Bei unvollständigen Arbeitsverträgen wird insbesondere die Existenz von reziproken Präferenzen („homo reciprocans“) bei einer hinreichend großen Zahl von Arbeitnehmern zu Lohnrigiditäten und unfreiwilliger Arbeitslosigkeit führen (Brown/Falk/Fehr 2004). In den Arbeitsmärkten, die durch vollständige Arbeitsverträge gekennzeichnet sind, können im Vergleich dazu und der experimentellen Evidenz folgend Walras-Löhne etabliert werden. In den übrigen Arbeitsmärkten dominieren bilaterale Lohnverhandlungen mit einer resultierenden Verteilung der individuellen Löhne, die abweichend von einem perfektem Markt keine Tendenz zu einem einheitlichen markträumenden (Walras-)Lohn aufweist. Aus unvollständigen Arbeitsverträgen resultieren weiterhin endogen langfristige Arbeitsbeziehungen, in denen das Beschäftigungsende offen bleibt. Die Disziplin und Leistungsbereitschaft der Arbeitnehmer wird den Ergebnissen von Brown, Falk und Fehr (2004) folgend über den Wettbewerb auf Gütermärkten sichergestellt. Die Gewinne aus der individuellen Arbeitnehmer-Arbeitgeber-Beziehung werden annähernd und der Tendenz gleichmäßig zwischen Beschäftigten und Unternehmen aufgeteilt. Da die Unternehmen davon trotz Arbeitslosigkeit nicht nach unten abweichen, herrscht gleichgewichtige Arbeitslosigkeit, d.h. bei den in dieser Ökonomie vorherrschenden Lohnsätzen möchten mehr Menschen arbeiten als es Arbeitsstellen gibt.

Die Lohnbildung im Wettbewerbsfall in Arbeitsmärkten, in denen Walras-Löhne etabliert werden können, ist der als flexibel definierte Vergleichszustand. Für tarifgebundene Arbeitnehmer kann als Vergleichszustand zudem die Lohnbildung in nicht tariflichen Arbeitsmärkten herangezogen werden. Aus den für die Analyse verwendeten personenbezogenen Verdienstdaten ist im Einzelfall nicht feststellbar, ob der Verdienst Ergebnis eines Wettbewerbsmarktes, eines Effizienzlohnregimes, eines impliziten oder effizienten Lohnkontraktes ist, und welcher Teil

des Lohnes wiederum Tarifverträgen zugerechnet werden kann. Das zur Identifizierung gewählte empirische Modell trägt diesem Umstand Rechnung und stellt auf einen Vergleich von jährlichen Lohnänderungen zwischen den Beschäftigten ab.

Die Vorgehensweise kann mit einem einfachen Beispiel mit zwei Arbeitnehmern, A und B, erläutert werden. Beide Arbeitnehmer sollen die gleichen beobachtbaren personen- und betriebsbezogenen Merkmale aufweisen. A und B arbeiten also im gleichen Wirtschaftsbereich, in einem Betrieb mit gleicher Betriebsgröße, sie sind gleich alt, weisen die gleiche Betriebszugehörigkeit auf usw. Sie sollen sich lediglich im Wachstum des Lohnes zwischen zwei Jahren unterscheiden. Das tatsächliche Lohnwachstum entspreche in einem ersten Fall bei Arbeitnehmer A dem in der Branche üblichen Tariflohnwachstum und bei Arbeitnehmer B werde ein Lohnwachstum unterhalb des Tariflohnwachstums beobachtet. In diesem Fall ist die Wahrscheinlichkeit hoch, dass Arbeitnehmer A tarifgebunden ist und nach Tarif entlohnt wird, während Arbeitnehmer B faktisch nicht tarifgebunden ist. Die Lohnänderung von Arbeitnehmer B kann dann als Vergleichsgröße für die kontrafaktische Lohnänderung bei Arbeitnehmer A herangezogen werden. In einem zweiten Fall habe sich der Lohn bei Arbeitnehmer A über die Zeit nicht verändert, während der Lohn von Arbeitnehmer B gesunken sei. In diesem Fall ist die Wahrscheinlichkeit gegeben, dass Arbeitnehmer A durch Nominallohnrigiditäten vor Lohnsenkungen geschützt ist, während dies bei Arbeitnehmer B nicht der Fall ist. Die Lohnänderung von Arbeitnehmer B kann auch in diesem Fall als Vergleichsgröße für die kontrafaktische Lohnänderung bei Arbeitnehmer A herangezogen werden.

Tatsächlich stützen sich die Vergleiche in der empirischen Analyse auf einen Zeitraum von 21 Jahren (1975 bis 1995) und mehr als zwei Millionen Beschäftigte und deren Verdienstandsänderungen. Im Beobachtungszeitraum gab es in Westdeutschland mindestens zwei relativ ausgeprägte Rezessionen und zudem Veränderungen des makroökonomischen Umfeldes mit einem Rückgang der Inflationsrate von 4% auf 2%. In den Schätzungen werden bis zu 130 beobachtete Merkmalskategorien von Unternehmen und Beschäftigten unterschieden und unbeobachtete Merkmale werden berücksichtigt. In diesem Sinne erlaubt das vorgestellte Modell eine Abschätzung der Höhe des (hypothetischen) Lohnsatzes eines tarifgebundenen Arbeitnehmers in Abwesenheit von Tarifverträgen und eines nicht tarifgebundenen Arbeitnehmers in Abwesenheit von Nominallohnrigiditäten.

## 2.2 Definition nominaler und tariflicher Lohnrigiditäten<sup>2</sup>

Im Folgenden wird angenommen, dass Unternehmen bei Abwesenheit von nominalen und tariflichen Restriktio-

<sup>2</sup> Bei den drei folgenden Abschnitten 2.2, 2.3 und 2.4 handelt es sich um eine Kurzfassung aus Pfeiffer (2003), S. 180–201.

nen einen gewünschten, notionalen<sup>3</sup> Lohnsatz für das Jahr  $t$  wählen würden. Dieser Lohnsatz wird mit  $w_{it}^*$  bezeichnet, wobei  $w$  den natürlichen Logarithmus<sup>4</sup> des Lohnes,  $t$  das Jahr,  $i$  einen Arbeitnehmer bezeichnen und der Stern \* eine gewünschte oder geplante Größe anzeigt (im Unterschied zu einer realisierten). Dieser gewünschte oder notionale Vergleichszustand entspricht idealtypisch dem Gleichgewichtslohn eines Auktionsmarktes. Der zum Zeitpunkt  $t$  realisierte Wert des (natürlichen Logarithmus) des Lohnes wird mit  $w_{it}$  bezeichnet. Dabei handelt es sich um den Lohn, den das Unternehmen zu zahlen bereit ist, um einen Arbeitnehmer im Unternehmen zu halten oder auch neu zu gewinnen. Aus der Sicht der Unternehmen ist  $w_{it}^*$  der Lohnsatz, den sie in Abwesenheit von Rigiditäten im Jahr  $t$  setzen würden, auch unter Berücksichtigung zukünftiger Restriktionen in der Lohnsetzung. Dieser Lohnsatz hängt von dem in der Vorperiode realisierten Lohnsatz,  $w_{t-1,i}$ , ab. Der in  $t$  bei Abwesenheit von Effizienzlohnüberlegungen, Tarifverträgen, nominal effizienten Arbeitsverträgen, nominaler Verlustaversion und nominalen Fairnessstandards gewünschte Lohn kann von den Unternehmen eventuell aufgrund von Rigiditäten nicht bzw. nicht für alle Arbeitnehmer realisiert werden.

Lohnrigiditäten existieren definitionsgemäß im Falle gewünschter Lohnsenkungen, also immer dann, wenn gilt:  $w_{it}^* < w_{it}$ . Entweder wünschen die Unternehmen zwischen  $t-1$  und  $t$  eine Lohnreduktion ( $w_{it}^* < w_{it}$  ( $= w_{t-1,i}$ )) oder, im Falle der Tarifbindung, einen Lohn unter dem Tariflohn ( $w_{it}^* < w_{it}^T$ ), wobei  $w_{it}^T$  den Tariflohn in  $t$  für das  $i$ -te Individuum darstellt. Falls weder Lohnsenkungen noch eine untertarifliche Entlohnung gewünscht wird, steht der Realisierung des notionalen Lohnes, so eine grundlegende, das Modell identifizierende Annahme, nichts entgegen. In diesen Fällen entspricht der gewünschte dem realisierten Lohn.

$w_{it}^T$  ist zwar nicht in der *IABS*, den im empirischen Teil verwendeten Daten, enthalten. Dem einzelnen Arbeitnehmer konnte allerdings (behelfsweise) die branchen- und berufsspezifische Tariflohnsteigerung,  $\Delta w_{it}^T$ , zwischen  $t$  und  $t-1$  für den Zeitraum 1975 bis 1995 zugeordnet werden. Es gilt  $\Delta w_{it}^T \equiv w_{it}^T - w_{t-1,i}^T$ , wobei die Tariflohnsteigerung aus der Differenz des branchenspezifischen (logarithmierten) Tariflohnindex getrennt für Arbeiter und Angestellte berechnet wurde.<sup>5</sup> Aufgrund dieser durch Datenrestriktionen bestimmten Vorgehensweise beziehen sich die weiteren Überlegungen auf die Lohnänderungen (in ersten Differenzen) statt auf die Lohnniveaus. Ein Vorteil der Formulierung des Modells in ersten Differenzen ist, dass unbeobachtete, zeitkonstante individuelle Heterogenitäten in der Lohnhöhe entfallen.

Für das realisierte Lohnwachstum,  $\Delta w_{it}$ , gilt:

$$\Delta w_{it} \equiv w_{it} - w_{t-1,i} \quad (1a)$$

Für das notionale Lohnwachstum,  $\Delta w_{it}^{**}$ , gilt:

$$\Delta w_{it}^{**} \equiv w_{it}^* - w_{t-1,i}^* \quad (1b)$$

Während die realisierte Wachstumsrate der Löhne beobachtbar ist, trifft dies für die notionale Lohnänderung nicht zu bzw. nur in den Fällen, in denen Wunsch und Re-

alisation übereinstimmen. Bestimmen die Rigiditäten die Realisation des Lohnsatzes zum Zeitpunkt  $t-1$ , ist das notionale Lohnwachstum,  $\Delta w_{it}^{**}$ , eine rein theoretische Größe. Denn für die in  $t$  gewünschte Lohnhöhe ist die Realisation in der Vorperiode entscheidend, weniger der frühere notionale Lohn. In der weiteren Analyse steht aus diesem Grund die Differenz zwischen dem notionalen Lohn zum Zeitpunkt  $t$  und dem realisierten Lohn zum Zeitpunkt  $t-1$  im Vordergrund. Bei dieser Größe handelt es sich um die auf die Realisierung des Lohnes zum Zeitpunkt  $t-1$  konditionierte notionale Lohnänderung,  $\Delta w_{it}^*$  (dies wird durch die Verwendung nur eines Sterns verdeutlicht, im Vergleich zu zwei Sterns für die unkonditionierte Änderung, Gleichung 1b):

$$\Delta w_{it}^* \equiv w_{it}^* - w_{t-1,i} \quad (1c)$$

Die Werte der konditionierten und der unkonditionierten notionalen Lohnänderung stimmen in den Fällen überein, in denen zum Zeitpunkt  $t-1$  der notionale Lohn realisiert werden konnte. Wenn im Folgenden von der notionalen Lohnänderung die Rede ist, ist in aller Regel die konditionierte notionale Lohnänderung gemeint. Dieser Ansatz wird im Unterschied zu Altonji/Devereux (2000) und Fehr/Götte (2000) gewählt, weil die Schätzung der notionalen Lohnänderung periodenweise geschieht. Die von diesen und anderen Autoren unterstellte Strukturkonstanz der Lohnänderungsverteilung über sehr lange Zeiträume, die aufgrund unterschiedlicher makroökonomischen Bedingungen eher restriktiv ist, wird hier aufgrund der Güte und der Quantität der zur Verfügung stehenden Daten nicht benötigt.

Nominallohnrigiditäten existieren für die Gruppe der Beschäftigten ohne Tarifbindung, wenn gilt:

$$\Delta w_{it}^* < 0 \quad (= w_{it}^* - w_{t-1,i}) \quad (2a)$$

Für diese Gruppe der Beschäftigten können, den gewählten Definitionen entsprechend, Lohnrigiditäten nur nominaler Natur sein. Sie treten nur dann auf, wenn die Unternehmen tatsächlich die Löhne senken wollen.

Tariflohnrigiditäten existieren für tarifgebundene Beschäftigte, wenn gilt:

$$\Delta w_{it}^* < \Delta w_{it}^T \quad (= w_{it}^T - w_{t-1,i}^T) \quad (2b)$$

<sup>3</sup> Altonji und Devereux (2000) verwenden den Begriff notionaler Lohn („notional wage“). Notionale Größen sind in der ökonomischen Literatur verbreitet. Beispielsweise gibt es in keynesianischen Ungleichgewichtsmodellen notionale Arbeitsnachfragefunktionen, also gewünschte, gewinnoptimale Beschäftigungs- und Lohnkombinationen, die für eine bestimmte Güternachfrage definiert sind. Falls diese Güternachfrage nicht realisiert werden kann, beispielsweise bedingt durch Preisstarrheiten, können auch die Werte der notionalen Arbeitsnachfragefunktion nicht realisiert werden. Lohnsatzsenkungen haben in diesem Falle keine Auswirkungen auf die Höhe der Beschäftigung, sofern die Unternehmung die Güternachfrage nicht durch Preissenkungen erhöhen kann. Auch die in Modellen der vollkommenen Konkurrenz ableitbaren Arbeitsnachfragefunktionen bestehen für alle Lohn-, Beschäftigungsgrößen außerhalb des Gleichgewichts aus notionalen Werten.

<sup>4</sup> Verwendet werden in Anlehnung an die Literatur jeweils logarithmierte Größen, da die Verteilung der Löhne (im Niveau) etwa einer Log-Normalverteilung entspricht.

<sup>5</sup> Vgl. im Detail Pfeiffer 2003: 53ff.

Tariflohnrigiditäten treten annahmegemäß nur dann auf, wenn die Unternehmen eine Lohnänderung unterhalb der Wachstumsrate des Tariflohnes anstreben. Da Tariflohnänderungen in aller Regel nicht negativ ausfallen, spielen Nominallohnrigiditäten für tarifgebundene Beschäftigte in der Regel keine Rolle. Setzt man die Gleichung 1c in Gleichung 2b ein, dann erhält man  $\Delta w_{it}^* < w_{t-1,i} + \Delta w_{it}^T$ . Die in ersten Differenzen definierte tarifliche Lohnrigidität ist somit nur für den Fall  $w_{t-1,i} = w_{t-1,i}^T$  gleichbedeutend mit der Definition einer Tariflohnrigidität, die sich auf Niveaus bezieht,  $w_{it}^* < w_{it}^T$ . Falls bereits in  $t-1$  übertarifliche Lohnkomponenten existieren, die Unternehmen eine rechtlich mögliche Anrechnung aufgrund ökonomischer Erwägungen unterlassen, dann existiert nach der vorliegenden Definition ebenfalls eine tarifliche Lohnrigidität. Dieser Umstand soll durch die Verwendung des Adjektiv „faktisch“ verdeutlicht werden. Gemessen werden die tatsächlichen und nicht die aus der unmittelbaren rechtlichen Tarifbindung resultierenden Rigiditäten. Für die Arbeitnehmer, deren Löhne keine übertariflichen Komponenten enthalten und die Mitglied der tarifschließenden Gewerkschaft sind, entspricht die faktische der rechtlichen Tarifbindung.

Im Einklang mit Altonji/Devereux (2000) und Fehr/Götte (2000) wird davon ausgegangen, dass Nullwachstum des Lohns bei nicht tarifgebundenen Beschäftigten keine bindende Schranke sein muss. Wenn die notionale Lohnänderung unterhalb eines bestimmten Schwellenwertes,  $\alpha$ , liegt, werden die Unternehmen, so die Annahme, die Löhne möglicherweise doch senken. Wenn die notionale Lohnänderung zwischen null und  $\alpha$  liegt, unterbleibt die Lohnsenkung aufgrund von Kosten-Nutzen-Erwägungen, deren Rationalität im Rahmen von Theorien nominal effizienter Lohnkontrakte, nominalem Fairnessempfinden oder von nominaler Risikoaversion von Arbeitnehmern diskutiert worden ist.<sup>6</sup>

Ferner ist das Modell flexibel in dem Sinne, dass das Ausmaß der Lohnsenkungen unterhalb von  $\alpha$  nicht in vollem Umfang stattfinden muss. Vielmehr können die Unternehmen die Absenkung abmildern. Statt nach Überschreiten des Schwellenwertes,  $\alpha$ , unmittelbar die dann fällige Lohnsenkung im gewünschten Umfang durchzuführen, kann diese um einen Wert,  $\lambda$ , abgemildert werden. Beträgt bei einer gewünschten Lohnsenkung von 10%, die gerade dem Schwellenwert  $\alpha$  entspreche,  $\lambda$  beispielsweise 7%, dann würde in diesem Fall der Lohn „nur“ um 3% statt um 10% sinken. Ohne diese flexible Modellierung würden die Löhne im Bereich null bis  $-\alpha$  stagnieren und dann um den vollen Betrag  $\alpha$  sinken. Das ist aufgrund von nominalen Fairnessüberlegungen insbesondere bei höheren Werten von  $\alpha$ , beispielsweise den genannten 10%, wenig realistisch. Der Wert von  $\lambda$  kann zwischen 0 und  $\alpha$  variieren.

### 2.3 Das mikroökonomische Modell

Zur Herleitung einer empirisch gehaltvollen und schätzbaren Gleichung wird angenommen, dass die notionalen Lohnänderungen,  $\Delta w_{it}^*$  (Gleichung 2), von einem Vektor beobachteter Einflussfaktoren,  $x_{it}$ , einem Parametervek-

tor,  $\beta$ , und einer unbeobachteten Komponente,  $\varepsilon_{it}$ , abhängen:

$$\Delta w_{it}^* = x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Im Unterschied zur Literatur können die Elemente des Parametervektors  $\beta$  über die Zeit<sup>7</sup> und im Einklang mit der Literatur zwischen Betriebswechslern und Nichtbetriebswechslern variieren.

Zusammengefasst lassen sich die beobachteten Lohnänderungen,  $\Delta w_{it}$ , im Falle von nominalen und tariflichen Lohnrigiditäten fünf Lohnregime zuordnen. Für (faktisch) tariflohngebundene Arbeitnehmer ergeben sich die folgenden zwei Regime:

$$\Delta w_{it} = \begin{cases} \text{(i)} & x_{it}\beta + \varepsilon_{it} & \text{falls } \Delta w_{it}^* \geq \Delta w_{it}^T \\ \text{(ii)} & \Delta w_{it}^T & \text{falls } \Delta w_{it}^* < \Delta w_{it}^T \end{cases} \quad (4a)$$

Für Arbeitnehmer, deren Löhne mit der jährlichen Tariflohnsteigerung oder schneller als diese wachsen, entsprechen die notionalen den tatsächlichen Löhnen und es liegen keine Lohnrigiditäten vor (i). Das Lohnwachstum der übrigen Arbeitnehmer entspricht gerade dem Tariflohnwachstum. Ohne Tariflohnschutz wäre das Lohnwachstum niedriger ausgefallen und eine tariflich bedingte Lohnrigidität besteht (ii). Die Wahrscheinlichkeit, dass ein Arbeitnehmer tarifgebunden ist, wird mit  $\Omega_{it}$  bezeichnet.

Für nicht tariflohngebundene Arbeitnehmer ergeben sich die folgenden drei Lohnregime:

$$\Delta w_{it} = \begin{cases} \text{(iii)} & x_{it}\beta + \varepsilon_{it} & \text{falls } \Delta w_{it}^* \geq 0 \\ \text{(iv)} & 0 & \text{falls } 0 > \Delta w_{it}^* \geq -\alpha_{it} \\ \text{(v)} & x_{it}\beta + \lambda_{it} + \varepsilon_{it} & \text{falls } \Delta w_{it}^* < -\alpha_{it} \end{cases} \quad (4b)$$

Bei einem positiven notionalen Lohnwachstum entspricht der tatsächliche dem gewünschten Lohnsatz (iii). Lohnsenkungen unterbleiben bis zu einem Wert  $\alpha_{it}$  und innerhalb dieses Bereichs herrscht Lohnstillstand (iv), beispielsweise aufgrund von nominal effizienten Lohnverträgen. Sinkt das notionale Lohnwachstum unter  $\alpha_{it}$ , dann wird die gewünschte Lohnsenkung durchgeführt, abgemildert um  $\lambda_{it}$  (v). Zwei der fünf Lohnregime sind durch Rigiditäten gekennzeichnet (ii, iv). In zwei der übrigen drei Regime (i, iii) können die Unternehmen den notionalen Lohn realisieren, im fünften, falls die notionale Lohnänderung unterhalb der Lohnschwelle,  $\alpha_{it}$ , liegt und möglicherweise abgemildert durch  $\lambda_{it}$ . Nur für nicht gebundene Arbeitnehmer können Nominallohnrigiditäten auf-

<sup>6</sup> Die Lohnschwelle,  $\alpha$ , wird simultan mit dem Modell geschätzt.  $\alpha$  kann aus theoretischer Sicht über die Zeit, zwischen den Individuen und auch zwischen den Unternehmen variieren. Je länger beispielsweise die Betriebszugehörigkeitsdauer ist, desto höher wird das betriebsspezifische Humankapital und das Vertrauenskapital sein, und desto höher muss die gewünschte Lohnsenkung ausfallen, um eine Lohnsenkung auch tatsächlich durchzuführen. Dies wird in der empirischen Analyse berücksichtigt, indem getestet wird, ob  $\alpha$  beispielsweise von der Arbeitszeit, der Staatszugehörigkeit und der Stabilität der Beschäftigung abhängt.

<sup>7</sup> In Altonji/Devereux (2000) und Fehr/Götte (2000) wird angenommen, dass  $\beta$  über die Zeit konstant ist. In der vorliegenden Studie wird eine solch restriktive Annahme aufgrund des großen Beobachtungsumfangs nicht benötigt.

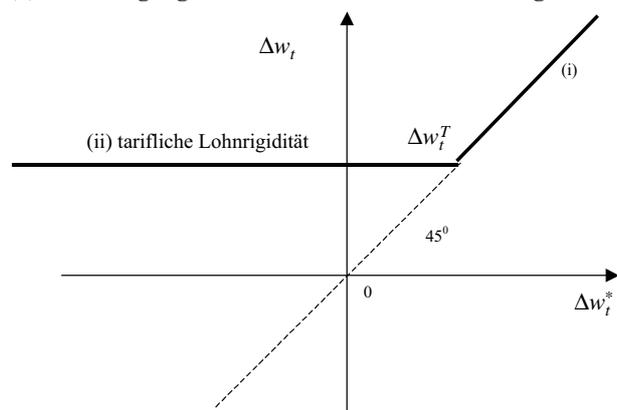
treten. Die Wahrscheinlichkeit, dass ein Arbeitnehmer nicht tarifgebunden ist, beträgt  $1 - \Omega_{ii}$ .

Die Tarifbindung wird in der IABS nicht beobachtet. Daher wird in der empirischen Analyse die Wahrscheinlichkeit der Tarifbindung,  $\Omega_{ii}$ , abgeschätzt.  $\Omega_{ii}$  kann eine Funktion von betrieblichen oder persönlichen Eigenschaften sein. Die Tariflohnbindung ist annahmegemäß exogener Natur. Nicht modelliert wird die Möglichkeit, dass für die Zuordnung der Arbeitnehmer zu einem Betrieb tarifliche Lohnrigiditäten entscheidend sind. Um eine solche Endogenität der Tarifbindung berücksichtigen zu können, wäre die Kenntnis der tatsächlichen Tarifbindung erforderlich.<sup>8</sup> Diese Information ist leider nicht in den Daten enthalten.

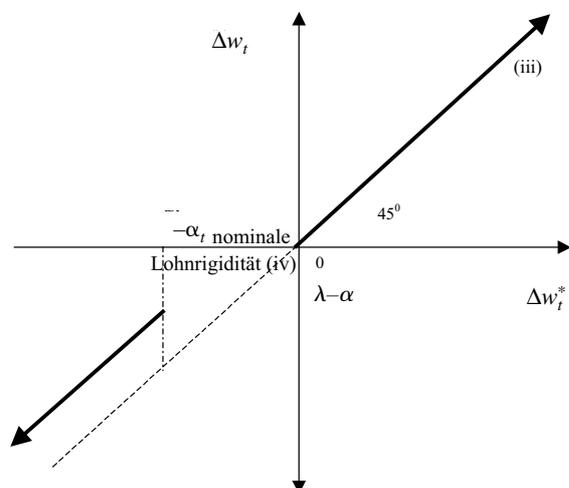
Die obere der beiden Grafiken in Abbildung 1 betrifft tarifgebundene, die untere nicht tarifgebundene Beschäftigte. In beiden Grafiken stellt die winkelhalbierende 45-Grad-Linie den Bereich flexibler Löhne dar. Auf dieser Linie entsprechen die tatsächlichen Lohnänderungen den notionalen Lohnänderungen. Aufgrund von Lohnrigiditäten wird diese Linie nun unterbrochen und es ergeben sich die fünf „Lohnregime“.

**Abbildung 1: Tatsächliche und gewünschte Lohnänderungen**

**(a) Beschäftigungsverhältnis mit tariflichen Lohnrigiditäten**



**(b) Beschäftigungsverhältnis mit nominalen Lohnrigiditäten**



nehmer, deren Lohnwachstum mindestens dem Tariflohnwachstum entspricht und deren Löhne flexibel sind, befinden sich in Regime (i). Regime (ii) betrifft tarifgebundene Arbeitnehmer, deren notionale Lohnänderung unterhalb des Tariflohnes liegt, die aber die Tariflohnsteigerung realisieren. Regime (iii) enthält nicht tarifgebundene Arbeitnehmer mit flexiblen Löhnen. In Regime (iv) sind die Arbeitnehmer zusammengefasst, deren Löhne ohne Restriktionen bis zum Betrag  $\alpha_{t,i}$  sinken würden, deren tatsächlicher Lohn allerdings stagniert, und in Regime (v) die Arbeitnehmer, deren Löhne um mehr als  $\alpha_{t,i}$  sinken und, abgebildert durch  $\lambda_{t,i}$ , keinen Restriktionen unterliegen.

Die gewählte Modellstruktur ist flexibel in dem Sinne, dass Existenz und Ausmaß von Lohnrigiditäten mit den Daten geschätzt werden und nicht dem Modell auferlegt sind. Mit Hilfe des Modells kann getestet werden, ob Lohnrigiditäten existieren und wenn ja, welcher Natur sie sind. Falls die Schätzwerte für die Lohnschwelle im Jahr  $t$  nicht von null verschieden sind, spielen Nominallohnrigiditäten in diesem Jahr keine Rolle. Falls  $\alpha_t$  in der Nähe der höchsten beobachteten Lohnsenkungen liegt, bedeutet dies, dass die Löhne faktisch nicht gesenkt werden. Falls das Lohnwachstum für alle tarifgebundenen Arbeitnehmer oberhalb der Tariflohnsteigerung liegt, existieren keine Tariflohnrigiditäten.

Die Dimension Tariflohnrigidität wurde bisher in der Literatur zu den Nominallohnrigiditäten nicht explizit analysiert. Diese Erweiterung erscheint zwar angesichts des gemischten Systems der Lohnbildung in Deutschland mit den Elementen Privat- und Tarifautonomie geboten. Letztlich ist es allerdings eine empirische Frage, ob und in welchem Ausmaß Tariflöhne Lohnrigiditäten verursachen. Theoretisch können Tarifverträge auch das Marktgeschehen widerspiegeln, beispielsweise wenn kollektive Verhandlungen lediglich aus Gründen der Minimierung von Verhandlungskosten zustande kommen, und bei Wegfall dieser Voraussetzung individuelle Vereinbarungen bevorzugt werden. Da das volle Modell mit tariflichen und nominalen Lohnrigiditäten das Modell mit ausschließlich nominalen Lohnrigiditäten als Spezialfall enthält, kann getestet werden, ob tarifliche Lohnrigiditäten in Deutschland vorhanden sind oder nicht.

Die Daten der IABS enthalten nicht das Lohnwachstum,  $\Delta w$ , sondern das Verdienstwachstum,  $\Delta y$ , und zwar in einer spezifischen Variante.  $y$  steht für den in einer bestimmten Periode erzielten durchschnittlichen (logarithmierten) Tagesverdienst, der zudem auf den niedrigeren ganzzahligen Wert abgerundet wird. Damit sind die berechneten Wachstumsraten der Verdienste mit Fehlern behaftet. Zudem fehlen korrekte Angaben zur Arbeitszeit. Die beobachteten Wachstumsraten könnten demnach allein eine Folge unterschiedlicher Arbeitszeiten und nicht von Lohnänderungen sein. Um den Einfluss solcher Fehlerquellen zur Abschätzung von Lohnrigiditäten zu kon-

<sup>8</sup> Die Betriebe könnten beispielsweise die Produktivität der Beschäftigten durch eine selektive Personalpolitik anpassen, siehe dazu Gerlach/Stephan (2002).

trollieren, werden Messfehler,  $m$ , in das Modell eingeführt:

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

Es wird angenommen, dass die Messfehler normalverteilt sind, mit Erwartungswert 0, Standardabweichung  $\sigma_m$  und unabhängig von der unbeobachteten Komponente des notionalen Lohnes,  $\varepsilon_{it}$ .

Zur Schätzung des Modells muss die Wahrscheinlichkeit bestimmt werden, mit der sich jede Beobachtung in einem der fünf Verdienstregime befindet. Dabei ist zu berücksichtigen, dass im Falle von tariflichen und nominalen Lohnrigiditäten und unter Beachtung der Messfehler die beobachtete Verdienständerung nicht gleich der notionalen Lohnänderung,  $x_{it}\beta + \varepsilon_{it}$ , ist. Unter der Annahme, dass  $\varepsilon$  und  $m$  identisch und unabhängig normalverteilt sind, können die Parameter des Modells,  $\alpha, \lambda, \Omega, \beta, \sigma_\varepsilon$ , und  $\sigma_m$  mit der Maximum-Likelihood-Methode geschätzt werden.<sup>9</sup>

Auf einer intuitiven Ebene kann die Art und Weise, wie die Parameter geschätzt werden, wie folgt beschrieben werden. Tariflohnsteigerung,  $\Delta w^T$ , und Lohnstillstand,  $\Delta w=0$ , werden als potenzielle Schranken dem Modell exogen vorgegeben. Die Wahrscheinlichkeit der Tarifbindung,  $\Omega$ , ergibt sich aus einem Vergleich der Dichten der Lohnänderungen für Werte in der unmittelbaren Umgebung oberhalb und unterhalb von  $\Delta w^T$ . Wenn für ansonsten vergleichbare Beobachtungen (d. h. Arbeitnehmer mit gleichem  $x$ ) die Dichte der Verdienständerungen unterhalb von  $\Delta w^T$  schneller sinkt als oberhalb, dann erhöht dies die Wahrscheinlichkeit der Tarifbindung und einer tariflichen Lohnrigidität. Auch für Arbeitnehmer mit ähnlichen Merkmalen, deren Lohnwachstum über der Tariflohnsteigerung liegt, wird die Wahrscheinlichkeit der Tarifbindung höher. Der Anteil der Arbeitnehmer mit Tarifbindung in den Stichproben,  $\Omega_t$ , kann konsistent aus den Mittelwerten der individuellen Wahrscheinlichkeiten,  $\Omega_t$ , berechnet werden.  $\alpha$  wird ähnlich wie  $\Omega$ , nun aber über Asymmetrien in den Lohnänderungen um null, bestimmt. Je niedriger die beobachtete Dichte bei Werten kleiner null unterhalb der beobachteten Dichte bei ansonsten gleichen Arbeitnehmern ist, desto größer wird der Schätzwert für  $\alpha$  werden.

Die Standardabweichung des Messfehlers,  $\sigma_m$ , wird von den Abweichungen unmittelbar in der Nähe von 0 und  $\Delta w^T$  bestimmt, die am ehesten durch Messfehler zustande kommen. Die Parameter der notionalen Lohnänderungen,  $\beta$ , werden schließlich in der Gruppe der Beobachtungen ohne Lohnrigiditäten geschätzt, wobei die Wahrscheinlichkeit berücksichtigt wird, dass Lohnänderungen im Falle von Rigiditäten nicht unter 0 bzw.  $\Delta w^T$  liegen können.

## 2.4 Maße für Lohnrigiditäten und Lohnaufschwemmung

Unter der Voraussetzung, dass die Modellparameter  $\alpha, \Omega, \beta, \sigma_\varepsilon$  und  $\sigma_m$  konsistent mit den Daten der IABS geschätzt werden, können ebenfalls konsistente Maße für Lohnrigiditäten entwickelt werden (vgl. ausführlich

Pfeiffer 2003). Die Schätzwerte der Parameter sind im Folgenden mit einem Dach gekennzeichnet:  $\hat{\alpha}, \hat{\Omega}, \hat{\beta}, \hat{\sigma}_\varepsilon$  und  $\hat{\sigma}_m$ . Tarifliche Lohnrigiditäten existieren für die tarifgebundenen Arbeitnehmer, deren notionalen Lohnwachstum unterhalb des Tariflohnwachstums liegt. Die individuelle Wahrscheinlichkeit, mit der eine tarifliche Lohnrigidität existiert, wird mit  $w_{it}^T$ , deren empirisches Äquivalent mit  $\hat{w}_{it}^T$  bezeichnet.

Nominale Lohnrigiditäten existieren für alle nicht tarifgebundenen Arbeitnehmer, deren notionalen Lohnwachstum zwischen 0 und  $\alpha$  liegt. Die individuelle Wahrscheinlichkeit, mit der eine nominale Lohnrigidität existiert, wird mit  $w_{it}^{nom}$ , deren empirisches Äquivalent mit  $\hat{w}_{it}^{nom}$  bezeichnet. Eine weitere Maßzahl ist der Anteil der Arbeitnehmer, die tatsächlich von Lohnsenkungen betroffen sind,  $\hat{w}_{it}^{\Delta w < 0}$ . Falls es keine Lohnsenkungen gäbe, wäre dieser Anteil null und die beobachteten Verdienstsenkungen wären beispielsweise auf Änderungen der Arbeitszeit zurückzuführen.

Aus volkswirtschaftlicher Sicht ist weniger die Existenz von Lohnrigiditäten als vielmehr die Höhe der verhinderten Lohnsenkungen entscheidend. Diese erhöhen das Lohnniveau in  $t$  und werden mit dem Begriff „Lohnaufschwemmung“ („wage sweep up“, Fehr/Götte 2000; in der makroökonomischen Literatur wird der Begriff „Reallohnlücke“ verwendet, Franz 2003: 385) und dem Symbol  $\theta$  bezeichnet. Die so definierte Lohnaufschwemmung gibt die Erhöhung der Löhne in der Volkswirtschaft aufgrund von Lohnrigiditäten wieder. Falls diese Interpretation zutrifft, sollte eine höhere Lohnaufschwemmung messbare realwirtschaftliche Konsequenzen, insbesondere Beschäftigungskonsequenzen haben.  $\theta$  ist eine nominale Größe, deren Erwartungswert mit Hilfe der geschätzten Modellparameter für die unterschiedlichen Dimensionen von Rigiditäten wie folgt definiert ist. Die individuelle nominale,  $\theta_{it}^{nom}$ , bzw. tarifliche,  $\theta_{it}^T$ , Lohnaufschwemmung lässt sich unter Ausnutzung der Eigenschaften normalverteilter Zufallsvariablen berechnen. Der Schätzansatz erlaubt eine differenzierte Berechnung der Lohnaufschwemmung für Industrien oder Qualifikationsgruppen. Ferner werden in den folgenden Abschnitten die Ergebnisse von Schätzungen in getrennten Stichproben für Männer und Frauen diskutiert.

## 2.5 Die Datenbasis: IABS

Die empirischen Analysen basieren auf der Beschäftigtenstichprobe des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (abgekürzt IABS), für den Zeitraum 1975–1995. Die für wissenschaftliche Analysen verfügbaren Daten enthalten Informationen zum Erwerbsverlauf von 483.327 westdeutschen Arbeitnehmern. Insgesamt stehen Informationen zu 6.711.153 Beschäftigungsperioden von Personen zur Verfügung, die

<sup>9</sup> Fehr/Götte/Pfeiffer 2003. Auf der Grundlage verschiedener Spezifikationstests zeigte sich, dass der Schätzwert für  $\lambda$  dem Wert der Lohnschwelle entspricht.

zwischen 1975–1995 mindestens einmal rentenversicherungspflichtig beschäftigt waren. Aus der Gesamtdaten wurden zunächst 21 Querschnitte zum Stichtag 30. Juni eines Jahres gebildet. Auf dieser Grundlage wiederum wurden durch Verknüpfung von jeweils 2 zeitlich aufeinander folgenden Querschnitten zu einem Panel 20 Paneldatensätze konstruiert. Ausgewählt wurden aus den Querschnitten Arbeiter und Angestellte, die ihre Arbeitszeitkategorie zwischen t-1 und t nicht änderten und zum Zeitpunkt in der privaten Wirtschaft in Westdeutschland außerhalb der Landwirtschaft beschäftigt waren. Ferner konnten nur diejenigen Arbeitnehmer berücksichtigt werden, deren Tagesverdienste in t-1 und t unterhalb der Beitragsbemessungsgrenze und oberhalb der Geringfügigkeitsgrenze liegen und für die vollständige Informationen zu personen- und betriebsbezogenen Merkmalen vorhanden sind.<sup>10</sup>

Die in der vorliegenden Arbeit vorgestellten Ergebnisse beziehen sich auf Arbeitnehmer, die jeweils zwischen t-1 und t im gleichen Betrieb beschäftigt waren. Diese Stichprobe der Beschäftigten wird mit dem Begriff betriebs-treue Arbeitnehmer bezeichnet. Betriebswechsler werden in Pfeiffer (2003) berücksichtigt. Insgesamt enthalten die 20 Stichproben der betriebs-treuen Arbeitnehmer 2.005.225 Beobachtungen, darunter 793.679 von Frauen. Die zeitliche Entwicklung der Tagesverdienste wird als Differenz der natürlichen Logarithmen berechnet.

$$\Delta y_{ti} = \ln Y_{ti} - \ln Y_{t-1,i}$$

$$\forall t = 30.06.1975, \dots, 30.06.1995, \forall i = 1, \dots, L_t \quad (6)$$

Der Index i steht für Arbeitnehmer, t für die Zeit, Y für die Arbeitsverdienst in Niveaus und y für die gleiche Größe in natürlichen Logarithmen.  $L_t$  repräsentiert den Beschäftigungsumfang. Die Analysen, die sich auf Sektoren beziehen und für die die Höhe der sektoralen Beschäftigung im Zeitablauf ermittelt werden musste, basieren auf den 21 Querschnitten.

Die IABS enthält als sozio-ökonomische Strukturmerkmale Alter, Geschlecht, Beruf, Staatsangehörigkeit, die Stellung im Beruf, 3 Kategorien der Arbeitszeit, Angaben zur Schul- und Berufsausbildung sowie die Größe und den Wirtschaftsbereich der Betriebsstätte. Aus der Erwerbshistorie wurden ferner für jedes Individuum die Dauer der Arbeitslosigkeit und die Dauer der Zugehörigkeit zu dem gleichen Betrieb für jedes Panel ermittelt.

Tabelle 1 zeigt für die Paneldatensätze 1985/86 und 1994/95 getrennt für Frauen und Männer, die Anteile von Arbeitern, von Ausländern sowie 8 Kategorien der Betriebszugehörigkeitsdauer. Ferner ist der Anteil der Beschäftigten angegeben, die mindestens einmal arbeitslos waren. Die Beschränkung der Diskussion auf diese wenigen Merkmale resultiert vorwiegend aus Platzgründen. Ausführlichere Erörterungen der Stichprobengrößen, der Verdienstentwicklung und vollständige Angaben zu allen sozio-ökonomischen Merkmalen der Beschäftigten im Zeitablauf, jedoch ohne Trennung für Männer und Frauen sind in Pfeiffer (2003) enthalten. Insgesamt hat der Anteil der Frauen an den Beschäftigten in dem zugrunde liegenden Zeitraum zugenommen. Tabelle 1 verdeutlicht, dass die Mehrzahl der Männer in den Stichproben Arbeiter, die

Mehrzahl der Frauen Angestellte sind. Lange Betriebszugehörigkeitsdauern sind keineswegs selten und scheinen unter Männern etwas stärker als unter Frauen verbreitet zu sein. Der Anteil der Beschäftigten mit mehr als fünf Jahren Betriebszugehörigkeitsdauer ist rückläufig. Im Jahre 1995 waren immerhin noch über 65% der Männer und 58% der Frauen 5 oder mehr Jahre im gleichen Betrieb. Der Anteil der Beschäftigten mit Arbeitslosigkeits-erfahrung hat zugenommen.

**Tabelle 1: Mittelwerte ausgewählter sozio-ökonomischer Merkmale in den Stichproben betriebs-treuer Arbeitnehmer 1985/86 und 1994/95 (%)**

	1985 / 86			1994 / 95		
	Alle	Männer	Frauen	Alle	Männer	Frauen
Arbeiter	62,8	78,4	39,0	58,8	77,0	34,1
Ausländer	8,6	9,9	6,7	9,1	10,8	6,9
Mindestens einmal arbeitslos	21,8	22,5	20,8	36,6	37,3	35,8
Betriebszugehörigkeitsdauer:						
Bis 2 Jahre	10,6	10,3	11,3	10,5	9,7	11,6
2-3 Jahre	7,7	6,9	8,8	9,1	8,1	10,4
3-4 Jahre	6,5	5,8	7,6	9,2	8,3	10,3
4-5 Jahre	6,8	5,9	8,2	9,1	8,5	9,9
5-7 Jahre	7,0	6,1	8,3	7,7	7,3	8,1
7-10 Jahre	22,7	22,0	23,9	18,1	18,5	17,7
Mehr als 10 Jahre	38,7	43,1	31,9	36,3	39,5	32,0
Beobachtungen	99.730	60.068	39.662	103.944	59.670	44.274

Quelle: IABS 1975-95; eigene Berechnungen.

Tabelle 2 fasst die Verdienst- und Beschäftigungsdynamik für die Zeiträume 1975–1985 und 1986–1995 zusammen, wieder getrennt für Männer und Frauen. Außerdem enthält die Tabelle 2 Angaben zur mittleren Inflationsrate, die von etwa 4% im Jahre 1975 auf knapp 2% im Jahre 1995 sank. In beiden Dekaden liegt das mittlere Verdienstwachstum der Frauen um fast einen Prozentpunkt über dem der Männer, wobei die höheren Werte der Standardabweichung auf eine deutlich breite Streuung der Verdienständerungen bei den Frauen hindeuten. Gleichzeitig liegt das mittlere Beschäftigungswachstum bei den Frauen (leicht) über dem Wert bei den Männern. Unter Berücksichtigung der Tatsache, dass die Inflation im Zeitraum 1986–1995 im Mittel 2,16% betrug, sind die mittleren realen Lohnsteigerungen in diesem Zeitraum bei etwas geringerer Beschäftigungsdynamik um fast einen Prozentpunkt höher als im Zeitraum 1975–1985.

<sup>10</sup> Die IABS verliert bei steigender Arbeitslosigkeit und zunehmender Selbstständigkeit möglicherweise an Repräsentativität, vgl. dazu Pfeiffer 2003: 36ff.

**Tabelle 2: Zusammenfassende Statistiken zur Entwicklung der Arbeitsentgelte und der Beschäftigung in der IABS 1975–1995**

	1975–1985		1986–1995	
	Frauen	Männer	Frauen	Männer
Mittlere nominale Verdienststeigerung (%)	6,67	5,97	5,67	4,80
Mittlere Standardabweichung der nominalen Verdienststeigerung	0,077	0,069	0,077	0,069
Mittleres nominales Tariflohnwachstum (%)	4,7	4,7	3,5	3,6
Anteil der Beobachtungen mit Verdienstsenkungen	8,6	11,7	11,5	16,2
Anteil der Beobachtungen mit Verdienstwachstum > Tariflohnwachstum	61,1	57,9	62,4	56,1
Mittleres Beschäftigungswachstum (Vollzeitäquivalente) (%)	1,02	0,86	0,75	0,67
Mittlere Inflationsrate $\alpha$ (%)	4,04		2,16	

Quelle: Stichproben betriebstreuer Arbeitnehmer aus der IABS 1975-95; eigene Berechnungen;  $\alpha$  berechnet als Mittelwert der Differenz des natürlichen Logarithmus des Preisindex der privaten Haushalte (Konumentenpreisindex) für die alten Bundesländer.

Ergänzend zu Tabelle 2 zeigt die Abbildung 2 die gesamte Verteilung der Verdienständerungen  $t, t-1$  getrennt für Männer und Frauen jeweils für die beiden Dekaden.

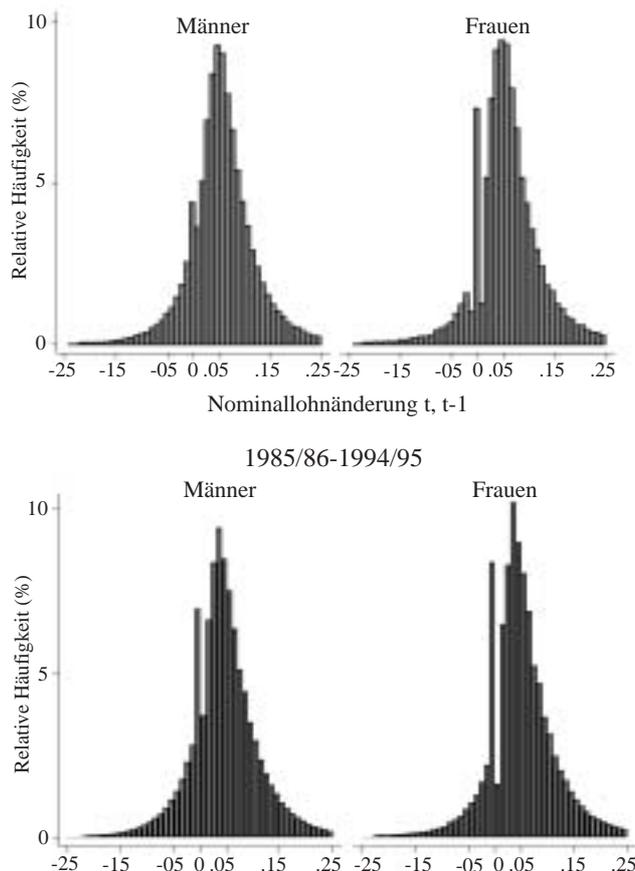
### 3 Empirische Ergebnisse

#### 3.1 Ausmaß von nominalen und tariflichen Lohnrigiditäten und Höhe der Lohnaufschwemmung

Zunächst sollen die in Pfeiffer (2003) berichteten ökonomischen Untersuchungsergebnisse zusammenfassend und in der Übersicht zur Diskussion gestellt werden. Sodann wendet sich die Diskussion geschlechtsspezifischen Unterschieden zu. Die umfangreichen Schätz- und Testergebnisse lassen den Schluss zu, dass in Deutschland signifikante nominale und tarifliche Lohnrigiditäten existieren. Dabei dominieren Tariflohnrigiditäten: Etwa 70% der in der Privatwirtschaft sozialversicherungspflichtig beschäftigten betriebstreuen Arbeitnehmer sind nach den Ergebnissen faktisch tarifgebunden. Etwa 45% bis 50% der Arbeitnehmer sind durch nominale oder tarifliche Lohnrigiditäten vor Lohnwettbewerb geschützt. Für immerhin fast die Hälfte der Arbeitnehmer kann die Lohnbildung somit als flexibel bezeichnet werden.

Für das Ausmaß von Lohnrigiditäten ist nicht die Tarifbindung an sich entscheidend. Vielmehr kommt es darauf an, wie viele der tarifgebundenen Arbeitnehmer ein Lohnwachstum in Höhe der Tariflohnschranke erhalten und vor niedrigerem Lohnwachstum geschützt sind. Im Mittel sind etwa 45% der betriebstreuen Arbeitnehmer durch Tariflohnrigiditäten vor einer Lohnentwicklung unterhalb des Tariflohnwachstums geschützt. Tariflohn-

**Abbildung 2: Nominale Verdienständerungen für Männer und Frauen, 1975/76–1984/85**



Quelle: IABS-Stichproben betriebstreuer Arbeitnehmer; eigene Berechnungen, siehe Text.

und in geringerem Umfang auch Nominallohnrigiditäten beeinflussen die Verteilung der Lohnänderungen somit in erheblichem Maße. Insgesamt wurden etwa 50% der betriebstreuen Arbeitnehmer im Zeitraum von 1975 bis 1995 durch Lohnrigiditäten vor Lohnsenkungen (Nominallohnrigiditäten) oder einem Lohnwachstum unterhalb des Tariflohnwachstums (Tariflohnrigiditäten) geschützt. Für die Übrigen erwiesen sich auch im gemischten System der Lohnbildung in Deutschland die Löhne als flexibel. Dies hat wichtige lohnpolitische Implikationen: Beispielsweise würden (Tarif-) Lohnsenkungen, wie auch immer initiiert, in dieser Gruppe keine unmittelbaren Lohnänderungen auslösen.

Das geschätzte nominale Lohnwachstum liegt in allen Stichproben deutlich unter dem tatsächlichen Lohnwachstum. Dies ist die Konsequenz von Lohnrigiditäten. Die dadurch induzierte mittlere Lohnaufschwemmung variierte zwischen 1976 und 1995 zwischen 4% und 8%. Die nominale Lohnaufschwemmung beträgt im Durchschnitt der Jahre von 1975 bis 1995 5,9%. Das bedeutet, dass die Löhne im Durchschnitt über den beobachteten Zeitraum von Jahr zu Jahr um 5,9% über einem (nicht beobachtbaren, hypothetischen) Niveau in einem Auktionsmarkt lagen. Somit verdeutlicht die Analyse, dass bei Abwesenheit von Lohnrigiditäten das Lohnwachstum auch in Deutschland verhaltener gewesen wäre.

Gäbe es keine nicht tariflichen Arbeitsmärkte in Deutschland, dann hätte, so die Schätzergebnisse, der Wert der Lohnaufschwemmung bei fast 7% gelegen. Die nicht tarifgebundenen Arbeitsmärkte sorgen daher für einen stärkeren Lohnwettbewerb, der u.a. auch von der Höhe der Arbeitslosigkeit abhängt. Arbeitslosigkeit hat, so die Schätzergebnisse von Pfeiffer (2003), einen negativen Einfluss auf das notionale Lohnwachstum. Insofern würden die Löhne auch in Deutschland insbesondere bei Abwesenheit von Tarifverträgen nach unten flexibler sein. Es scheint einen intensiven Lohnwettbewerb in dem Sinne zu geben, dass die notionalen Lohnänderungen für eine große Zahl von Arbeitnehmern im negativen Bereich oder unter dem Tariflohnwachstum liegen. Diese Lohnsenkungen oder untertariflichen Lohnsteigerungen werden aber aufgrund der Rigiditäten nicht in vollem Umfang und flächendeckend realisiert.

Das Ausmaß des individuellen Schutzes vor mehr Lohnwettbewerb variiert individuell. Den Schätzergebnissen folgend liegen die Werte der unterbliebenen Lohnsenkung (oder untertariflichen Entlohnung), d.h. der individuellen Lohnaufschwemmung, zwischen 0% und 17%. Die Lohnaufschwemmung steigt mit der Dauer der Betriebszugehörigkeit, der Betriebsgröße, ist bei Deutschen ausgeprägter als bei Ausländern und bei Angestellten höher als bei Arbeitern. Ferner fällt die Lohnaufschwemmung im mittleren und oberen Verdienstbereichen höher aus als im unteren Bereich des Verdienstspektrums. Lohnrigiditäten stehen somit im Bereich der niedrigen Verdienste den Ergebnissen zufolge Lohnsenkungen keineswegs stärker entgegen als im Bereich der mittleren und höheren Verdienste. Die u.a. von Fitzenberger/Franz (2001) oder Kahn (2000) gefundenen Resultate einer relativ stärkeren Abweichung der Löhne vom vollbeschäftigungsadäquaten Lohn im Bereich der Niedriglöhne konnte somit nicht bestätigt werden. Die Ergebnisse ergänzen die Umfragergebnisse von Franz/Pfeiffer (2003) zu den Ursachen von Lohnrigiditäten aus Unternehmenssicht sowie die Analyse der Wirkungen von Tarifverträgen auf die betriebliche Personalpolitik von Kaiser/Pfeiffer (2001).

In dem nicht tarifgebundenen Sektor arbeiten den Schätzergebnissen zufolge etwa 30% der Beschäftigten, von denen wiederum etwa ein Drittel durch Nominallohnrigiditäten vor Lohnsenkungen geschützt ist. Nominallohnrigiditäten sind somit nicht vernachlässigbar. Sie führen zu einer weiteren Einschränkung der Lohnflexibilität. Selbst bei völliger Abwesenheit von Tarifverträgen würden Nominallohnrigiditäten eine bedeutsame Anzahl von Arbeitnehmern vor Lohnsenkungen schützen. Dies steht im Einklang mit Altonji/Devereux (2000) für die USA, Fehr/Götte (2000) für die Schweiz sowie Knoppik/Beissinger (2003), die für Deutschland ebenfalls Evidenz für Nominallohnrigiditäten finden.

Aus methodischer Sicht deuten die Analysen darauf hin, dass die Bestimmungsgründe von Lohnänderungen ohne Berücksichtigung von Lohnrigiditäten fehlerhaft geschätzt werden. Dieses Resultat könnte auch für andere arbeitsmarktökonomische und insbesondere bildungsökonomische Untersuchungen von Interesse sein, da

Lohnrigiditäten Auswirkungen auf personenbezogene und betriebliche Lohndifferenziale haben.

### 3.2 Geschlechtsspezifische Resultate

Nach dieser Zusammenfassung einiger zentraler Ergebnisse wendet sich die Diskussion nun eventuellen geschlechtsspezifischen Unterschieden zu. Die folgenden Ergebnisse sind in nach Frauen und Männern getrennten Stichproben mit vollständig separaten Schätzungen aller Parameter erzielt worden. Aus Platzgründen werden nicht alle Ergebnisse einzeln für alle 20 Schätzperioden, sondern in einer zeitlich zusammengefassten Form präsentiert. Tabelle 3 enthält einige ausgewählte signifikante sozio-ökonomischen Bestimmungsgründe der notionalen Lohnänderung (d.h. der geschätzten  $\beta$ -Werte). Aufgrund der Schätzergebnisse scheinen keine qualitativen geschlechtsspezifischen Unterschiede im notionalen Lohnwachstum zu bestehen. Das notionale Lohnwachstum ist im Beobachtungszeitraum in beiden Stichproben bei Arbeitern etwas höher als bei Angestellten und bei Ausländern höher als bei Deutschen. Zudem steigt es mit abnehmender Betriebszugehörigkeitsdauer und ist bei Arbeitnehmern mit weniger als 2 Jahren Zugehörigkeit zum gleichen Betrieb am höchsten.

**Tabelle 3: Ausgewählte Bestimmungsgründe der notionalen Lohnänderung in den Stichproben betriebsretreuer männlicher und weiblicher Arbeitnehmer**

	Notionale Lohnänderung Frauen (%)	Notionale Lohnänderung Männer (%)
Arbeiter	0,4	0,4
Ausländer	1,3	1,4
Arbeitslosigkeit (Referenzkategorie: niemals arbeitslos):		
weniger als 6 Monate	-1,1	-0,4
6 Monate bis 1 Jahr	-1,0	-0,9
1-2 Jahre	0	-0,5
Länger als 2 Jahre	0,8	0,5
Betriebszugehörigkeitsdauer (Referenzkategorie: mehr als 10 Jahre):		
Bis 2 Jahre	4,5	3,9
2-3 Jahre	4,0	2,4
3-4 Jahre	3,9	2,6
4-5 Jahre	2,5	1,8
5-7 Jahre	2,0	1,1
7-10 Jahre	1,3	0,7

Quelle: Eigene Berechnungen auf der Basis von Maximum-Likelihood Schätzungen. Ausgewiesen werden die Mittelwerte im Falle signifikanter Koeffizienten.

Tabelle 4 fasst die weiteren Ergebnisse der geschlechtsspezifischen Analysen zusammen. Die aus den Maximum-Likelihood-Schätzungen ermittelten Schätzwerte

für die Lohnaufschwemmung,  $\hat{\theta}_r$ , die Tarifbindung,  $\hat{\Omega}_r$ , die Anteile von Beschäftigten mit Tariflohnrigiditäten,  $\hat{w}_r^T$ , die Lohnschwelle,  $\hat{\alpha}$ , die Anteile von Beschäftigten mit Nominallohnrigiditäten,  $\hat{w}_r^{nom}$ , sowie die Anteile von Beschäftigten mit tatsächlichen Lohnsenkungen,  $\hat{w}_r^{\Delta w < 0}$ , sind für Frauen und Männer aufgelistet. Die in den getrennten Stichproben erhaltenen Schätzergebnisse deuten darauf hin, dass Frauen eine etwas höhere Wahrscheinlichkeit der Tarifbindung aufweisen als Männer. Fast 72% der Frauen im Vergleich zu 66% der Männer waren demnach beispielsweise im Zeitraum 1986-1995 tarifgebunden. Ferner liegen sowohl die Anteile der Arbeitnehmerinnen mit Tariflohnrigiditäten wie auch der mit Nominallohnrigiditäten leicht über den Werten der Arbeitnehmer. Die geschätzte Lohnschwelle ( $\hat{\alpha}$ ) beträgt bei Frauen 8%, bei Männern 6%.

Der quantitativ bedeutendste Unterschied der geschlechtsspezifischen Analysen betrifft die geschätzte Standardabweichung der unbeobachteten Komponente des notionalen Lohnwachstums ( $\hat{\sigma}$ ). Demnach sind die Lohnänderungen bei Frauen durch eine höhere unbeobachtete Heterogenität als bei Männern gekennzeichnet. Diese höhere unbeobachtete Heterogenität ist eine wichtige Ursache für die um etwa einen Prozentpunkt höhere Lohnaufschwemmung in den Stichproben der Frauen.

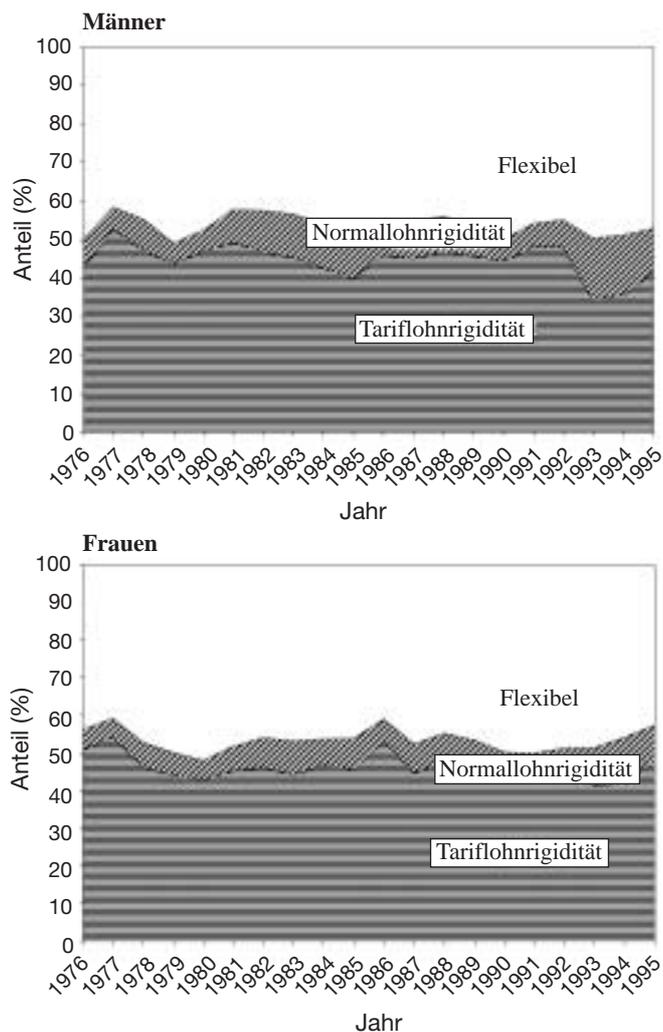
**Tabelle 4: Zusammenfassende Statistiken zur Tarifbindung, notionalen Lohnänderung und der Lohnaufschwemmung, 1975–1995**

	1975–1985		1986–1995	
	Frauen	Männer	Frauen	Männer
Beschäftigte mit Tariflohnbindung ( $\hat{\Omega}$ ) (%)	71,5	68,3	71,6	65,8
Beschäftigte mit Tariflohnrigiditäten ( $\hat{w}^T$ ) (%)	46,5	44,9	45,9	43,4
Mittleres notionalen Lohnwachstum ( $x;\hat{\beta}$ )	0,0026	0,0077	-0,005	-0,007
Schätzwert der Standardabweichung des notionalen Lohnwachstums ( $\hat{\sigma}_e$ )	0,12	0,10	0,11	0,10
Mittlere Lohnschwelle ( $\hat{\alpha}$ )	8,5	5,7	7,9	6,5
Beschäftigte mit Nominallohnrigiditäten ( $\hat{w}^{nom}$ ) (%)	4,1	2,7	3,7	3,1
Beschäftigte mit Lohnsenkungen ( $\hat{w}^{\Delta w < 0}$ ) (%)	8,4	8,3	7,4	9,7
Mittlere nominale Lohnaufschwemmung ( $\hat{\theta}$ ) (%)	6,4	5,2	6,2	5,5

Quelle: Maximum-Likelihood Schätzmethode; eigene Berechnungen; Stichproben betriebstreuer Arbeitnehmer aus der IABS 1975-95.

Abbildung 3 verdeutlicht grafisch die zeitliche Entwicklung der Anteile der Beschäftigten mit Nominal- und Tariflohnrigiditäten sowie ohne Rigiditäten. Weder bei

**Abbildung 3: Anteil der Arbeitnehmer mit nominalen und tariflichen Lohnrigiditäten, 1976 bis 1995**

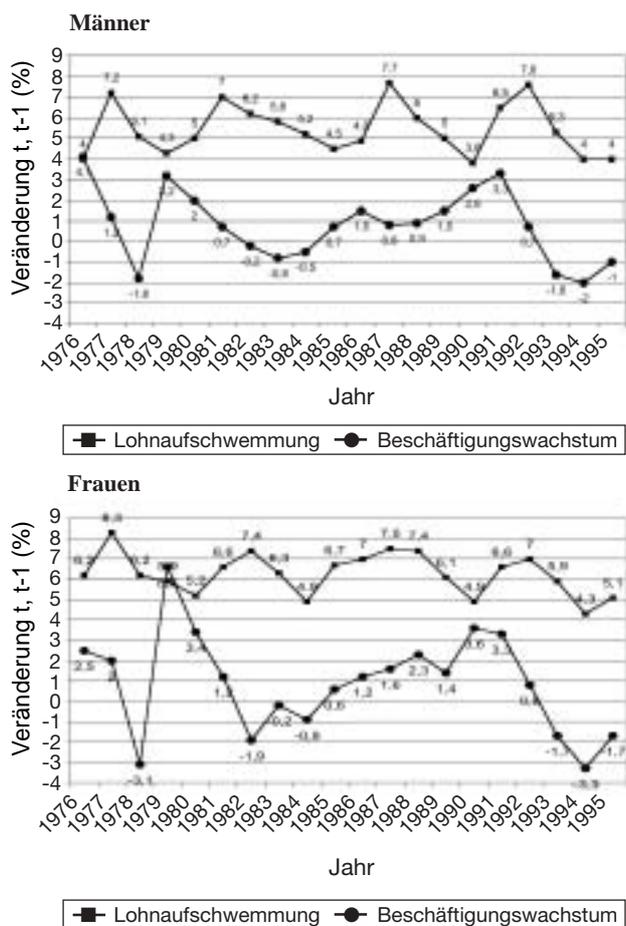


Quelle: IABS-Stichproben, eigene Berechnungen; siehe Text.

Männern noch bei Frauen scheint es eine deutlich sichtbare abnehmende Tendenz von Lohnrigiditäten zu geben. Jedoch scheint sich die Zusammensetzung in den neunziger Jahren etwas verschoben zu haben: So sind die Anteile der Beschäftigten mit Tariflohnrigiditäten etwas zurückgegangen und diejenigen mit Nominallohnrigiditäten haben etwas zugenommen. Diese Beobachtung ist bei Männern stärker ausgeprägt als bei Frauen. Abbildung 4 illustriert die zeitliche Entwicklung der Höhe der Lohnaufschwemmung und die Änderungsrate der Beschäftigung (Vollzeitäquivalente). Die Abbildung verdeutlicht eindrucksvoll den qualitativen und konjunkturellen Gleichlauf der Entwicklung bei Männern und Frauen, wobei das Beschäftigungswachstum bei Frauen deutlich stärkeren Variationen unterliegt als dasjenige in den Stichproben der Männer. Insbesondere in Rezessionen geht die Beschäftigung von Frauen relativ am stärksten zurück.

Abbildung 5 zeigt die Verteilung der Lohnaufschwemmung für Männer und Frauen, wieder zusammengefasst für die Zeiträume 1975/76–1984/85 und 1985/86–1994/95. Die Grafiken deuten auf eine etwas höhere

**Abbildung 4: Entwicklung der jährlichen Lohnaufschwemmung und des Beschäftigungswachstums 1976 bis 1995**

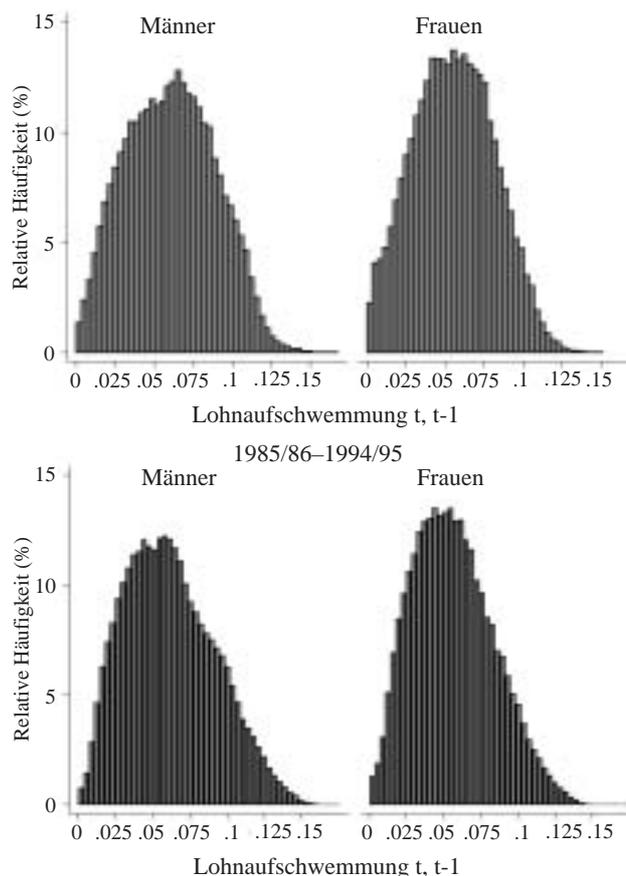


Quelle: IABS-Stichproben, eigene Berechnungen; siehe Text.

Streuung der Lohnaufschwemmung bei den Männern im Vergleich zu den Frauen hin. In der Summe scheinen sich die Verteilungen in den zwei betrachteten Zeiträumen jedoch sehr ähnlich zu sein. Die hier nicht präsentierte zeitliche Entwicklung in allen 20 Stichproben bestätigt die früheren Ergebnisse von Pfeiffer (2003). Demnach erweist sich die Verteilung der Lohnaufschwemmung sensibel auf Veränderungen des ökonomischen Umfeldes. Die dahinter stehende Verhandlungsmacht der Arbeitnehmer schwankt demnach im Zeitablauf, wenngleich sie im Durchschnitt im Beobachtungszeitraum nicht zurückgegangen ist. Geschlechtsspezifische Besonderheiten konnten nicht gefunden werden.

Eine mittlere nominale Lohnaufschwemmung in Höhe von 6% ist ökonomisch eine durchaus beachtliche Größenordnung. Bedenkt man die mittlere Inflationsrate von 3%, dann sorgten Lohnrigiditäten im Beobachtungszeitraum für eine signifikante reale Lohnerhöhung bei den betroffenen Arbeitnehmergruppen. Über einen 20-jährigen Zeitraum würde daraus eine sehr hohe kumulierte reale Lohnerhöhung resultieren. Deshalb sei bereits an dieser Stelle und im Vorgriff auf die noch zu leistende Erörterung der Beschäftigungskonsequenzen darauf hingewiesen, dass ein Teil dieser Lohnaufschwemmung pro-

**Abbildung 5: Lohnaufschwemmung für Männer und Frauen, 1975/76–1984/85**



Quelle: IABS-Stichproben betriebstreuer Arbeitnehmer, eigene Berechnungen; siehe Text.

duktivitätserhaltend und effizienzorientiert und damit beschäftigungssichernd ist, ein anderer Teil umverteilender beschäftigungsfeindlicher Natur ist. Dies wird in den folgenden Abschnitten weiter ausgeführt.

## 4 Konsequenzen der Lohnaufschwemmung

### 4.1 Konzeption der Analyse

Auf der Basis der im letzten Abschnitt vorgestellten kontrafaktischen Evidenz werden in diesem Abschnitt die Konsequenzen von Lohnrigiditäten für die weitere individuelle Erwerbshistorie und für die sektorale Beschäftigungsdynamik untersucht. Dieser Analyseschritt ist notwendig, da Lohnrigiditäten, für die sich keine realwirtschaftlichen Konsequenzen nachweisen ließen, aus wirtschaftspolitischer Sicht bedeutungslos wären. Die Analyse auf der Individualebene setzt, ähnlich wie in Altonji/Devereux (2000), an der Höhe der Lohnaufschwemmung,  $\theta_{it}$ , für den individuellen weiteren Erwerbsverlauf an. Es wird davon ausgegangen, dass mit der Höhe der Lohnaufschwemmung ein spezifischer Einfluss für den weiteren Erwerbsverlauf verbunden ist. Es wird ferner untersucht, ob sich die Betriebsgröße in den Stichproben betriebstreuer Arbeitnehmer in Abhängigkeit von der Höhe der

Lohnaufschwemmung verändert hat. Die Analysen auf der Sektorebene unterstellen einen Zusammenhang zwischen der (mittleren) sektoralen Lohnaufschwemmung  $\theta_j^i$ , wobei  $j=1, \dots, 63$  ein Index für die Wirtschaftszweige ist, und der Beschäftigungsentwicklung in diesem Sektor.

Lohnrigiditäten, die weder effizienz- noch produktivitätserhaltender Natur sind, sondern auf Verhandlungsmacht seitens der Beschäftigten beruhen, üben in den Unternehmen einen Einfluss aus, der konzeptuell mit dem Einfluss von Anpassungskosten vergleichbar ist. Höhere Werte der individuellen wie auch der betriebsweiten Lohnaufschwemmung erhöhen in diesem Sinne die Arbeitskosten und können damit den Druck auf die Beschäftigung verstärken. Aus theoretischer Sicht führen höhere Löhne nicht zwangsläufig zu weniger Beschäftigung. Im Falle monopsonistischer Arbeitsmärkte oder auch bei bestimmten Parameterkonstellationen in Effizienzlohnmodellen können höhere Löhne sogar zu mehr Beschäftigung führen (vgl. beispielsweise Pfeiffer 2003: Kapitel 3). In den Fällen, in denen die Reaktion eindeutig negativ ist, ist aus theoretischer Sicht noch offen, wie und in welchem Zeitraum die Anpassung der Beschäftigung vor sich geht, und welche Beschäftigungsgruppen oder Beschäftigte im Falle von Beschäftigungsabbau betroffen sind. Denkbar ist beispielsweise, dass ein Betrieb, dessen durchschnittliche Lohnaufschwemmung hoch ist, schrumpft, ohne dass in diesem Schrumpfungsprozess notwendigerweise die Beschäftigten mit individuell hohen  $\theta$ -Werten entlassen werden. Denkbar ist, dass aufgrund von Verhandlungsmacht Beschäftigte mit hohen Werten der Lohnaufschwemmung ein geringeres Arbeitslosenrisiko oder eine geringere Wahrscheinlichkeit eines Betriebswechsels als vergleichbare Arbeitnehmer mit niedrigeren Werten von  $\theta$  haben. Die Schrumpfung des Betriebs könnte beispielsweise über die natürliche Fluktuation erfolgen. Oder falls Entlassungen erfolgen, werden zunächst die Beschäftigten entlassen, deren Lohnaufschwemmung noch bescheiden ist (Auszubildende nach Abschluss der Ausbildung, Beschäftigte mit bis zu zwei Jahren Betriebszugehörigkeit), ohne die Lohnaufschwemmung und die Produktivität der übrigen Beschäftigten anzutasten.

Schließlich ist zu fragen, ob der Impuls, der in den Unternehmen durch die Lohnaufschwemmung in  $t$  zustande kommt, temporärer oder permanenter Natur ist. Wenn in nachfolgenden Jahren die Verhandlungsmacht der Beschäftigten zurückgeht, würde auch der ursprüngliche Impuls der Lohnaufschwemmung in  $t$  im Laufe der Zeit an Wirksamkeit verlieren. Die Beschäftigungsanpassung seitens der Betriebe könnte dann schneller abgeschlossen sein.

#### 4.2 Konsequenzen auf der Individualebene

In der empirischen Umsetzung werden auf der Individual- bzw. Betriebsebene die Konsequenzen von  $\hat{\theta}_i$  für die Wahrscheinlichkeit untersucht, im Laufe des folgenden Jahres bzw. im Laufe der folgenden vier Jahre erstens arbeitslos zu werden, zweitens den Betrieb zu wechseln, und drittens wird die Wahrscheinlichkeit einer Reduktion der Betriebsgröße ermittelt. Dabei handelt es sich jeweils

um eine 0,1-Variable. Auf individueller Ebene steht damit das Beschäftigungsrisiko im Vordergrund. Pfeiffer (2003) untersucht ferner das Lohnrisiko und den Zusammenhang zwischen Lohnaufschwemmung und dem Verbleib in der IABS, auf den hier aus Platzgründen nicht weiter eingegangen werden kann.

Der Einfluss von  $\hat{\theta}$  wird mit Hilfe einer multivariaten Analyse untersucht. Die Schätzgleichungen haben folgende Form:

$$D_{i,t,t+\tau;k} = \delta_{i,k} \hat{\theta}_{t-1,t} + \gamma'_{i,t;k} x'_{i,t} + v_{i,t;k} \quad (7)$$

Der Index  $k$  steht für die unterschiedlichen Ereignisse und  $\tau$  für das Jahr in der Zukunft.  $\tau=1$  betrifft die Konsequenzen im Folgejahr,  $\tau=4$  diejenigen im Abstand von 4 Jahren. Der vorwiegend interessierende und zu schätzende Koeffizient ist  $\delta_k$ , der partielle Zusammenhang zwischen der Lohnaufschwemmung und des zu erklärenden Ereignisses,  $D_k$ .<sup>11</sup> Die Gleichung 7 wurde gewählt, um den Einfluss anderer Faktoren zu berücksichtigen und den partiellen, zusätzlichen Einfluss von  $\hat{\theta}$  zu identifizieren.  $x$  enthält die gleichen betriebs- und personenbezogenen Merkmale, die bereits im Rahmen der Maximum-Likelihood-Schätzungen des Lohnwachstums verwendet werden.  $v$  fasst die unbeobachteten Einflussfaktoren für das Ereignis zusammen. Auf den Koeffizientenvektor  $\gamma$  wird im Folgenden nicht eingegangen.

Als zu erklärende Ereignisse werden spezifiziert:

$\sim D_1$  : zwischen  $t$  und  $t+\tau$  ( $\tau=1,4$ ) existiert mindestens eine Arbeitslosigkeitsperiode und in  $t+\tau$  ist die Person rentenversicherungsspflichtig beschäftigt.

$\sim D_2$  : zum Stichtag  $t-\tau$  ( $\tau=1,4$ ) ist die Person in einem anderen Betrieb als zum Stichtag  $t$  beschäftigt.

$\sim D_3$  : zum Stichtag  $t-\tau$  ( $\tau=1,4$ ) ist die Person in einem kleineren Betrieb als zum Stichtag  $t$  beschäftigt.

Tabelle 5 enthält die über die Jahre gemittelten Schätzergebnisse sowie die Betroffenheit von dem jeweiligen Ereignis, getrennt für Frauen und Männer. Individuell höhere Werte der Lohnaufschwemmung führen demnach zu einer höheren Betriebsbindung (ähnlich Altonji/Devereux 2000) und einem niedrigeren Arbeitslosigkeitsrisiko. Für den vierjährigen Zeitraum reduziert beispielsweise eine um 10% höhere Lohnaufschwemmung die Arbeitslosigkeitswahrscheinlichkeit bei Männern um bis zu 9%. Die Koeffizienten unterscheiden sich zwischen Männern und Frauen. In der vierjährigen Frist scheint die durch die Lohnaufschwemmung induzierte Betriebsbindung bei Frauen deutlich stärker als bei Männern zu sein. Männer und Frauen sind von den jeweiligen Ereignissen etwa gleich betroffen, mit der Ausnahme der Arbeitslosigkeit, die bei Männern häufiger vorzukommen scheint als bei Frauen.

<sup>11</sup> Hier wird bewusst der Begriff Zusammenhang und nicht Einfluss verwendet. Sofern Lohnrigiditäten einer ökonomischen Rationalität folgen, werden deren Konsequenzen für die Beschäftigung bereits bei der Lohnbildung berücksichtigt. Von daher erfasst „Zusammenhang“ oder auch „Konsequenz“ die inhaltliche Bedeutung der zu schätzenden Koeffizienten besser als „Einfluss“ oder „Wirkung“.

**Tabelle 5: Lohnaufschwemmung,  $\hat{\theta}_i$ , und weitere berufliche Entwicklung**

a) zwischen  $t, t+1$

Ereignis	Frauen		Männer	
	% <sup>a</sup>	$\hat{\delta}^b$	% <sup>a</sup>	$\hat{\delta}^b$
Arbeitslosigkeitsperiode	2,3	n.s.	3,2	-0,18
Betriebswechsel	9,8	-0,73	9,2	-0,61
Reduktion der Betriebsgröße	5,5	0,54	5,7	0,66

b) zwischen  $t, t+4$

Ereignis	Frauen		Männer	
	% <sup>a</sup>	$\hat{\delta}^b$	% <sup>a</sup>	$\hat{\delta}^b$
Arbeitslosigkeitsperiode	8,9	-0,67	9,8	-0,90
Betriebswechsel	20,9	-1,45	20,2	-0,13
Reduktion der Betriebsgröße	12,6	-0,80	12,4	1,08

Quelle: eigene Berechnungen; <sup>a</sup> Betroffenheit von Arbeitslosigkeit; <sup>b</sup> marginale Effekte; Mittelwerte für die Jahre 1976–1994, n.s. keine signifikanten Effekte.

Etwa 5–6% der Beschäftigten Frauen und Männer aus den Stichproben  $t-1, t$ , die im Jahr darauf ebenfalls beschäftigt sind, arbeiten in  $t+1$  in einem kleineren Betrieb. Vier Jahre danach hat sich dieser Anteil etwas mehr als verdoppelt. Dieser empirische Befund ergänzt frühere Untersuchungsergebnisse, nach denen Unternehmen in den achtziger und neunziger Jahren im Schnitt kleiner geworden sind.<sup>12</sup> Den Schätzergebnissen zufolge ist der Zusammenhang mit der Lohnaufschwemmung in der einjährigen Frist positiv. Die Größenordnung ist für Männer und Frauen recht ähnlich. In der vierjährigen Frist wird der Zusammenhang für Männer positiv und für Frauen negativ. Eine Senkung der Betriebsgröße aufgrund einer höheren Lohnaufschwemmung scheint somit in der vierjährigen Frist nur bei Männern zu existieren. Die Größenordnung des marginalen Zusammenhangs ist quantitativ nicht vernachlässigbar. Eine um 10% höhere Lohnaufschwemmung erhöht bei einem Koeffizienten von 1,08 die Wahrscheinlichkeit einer Reduktion der Betriebsgröße um 10,8%. Würden beispielsweise 1 Million Arbeitnehmer zusätzlich durch Lohnrigiditäten vor Lohnsenkungen im Umfang von 10% geschützt, dann würden etwa 108.000 von ihnen ein Jahr später in einem Betrieb arbeiten, dessen Beschäftigungszahl zurückgegangen ist. Jedoch ist der Effekt in der Stichprobe der Frauen gerade umgekehrt. In dieser Arbeitnehmergruppe steigt die Betriebsgröße sogar an. In der Summe ist der Effekt aufgrund des relativ geringeren Frauenanteil an der Gesamtbeschäftigung immer noch negativ, wenngleich quantitativ nicht mehr so ausgeprägt.

Die vorgestellten Ergebnisse sind vereinbar mit der Existenz von Verhandlungsmacht seitens der Beschäftigten und ebenso mit der effizienzsteigernden und produktivitätserhaltenden Wirkung von Lohnrigiditäten. Lohnrigiditäten scheinen ferner teilweise negative indirekte Auswirkungen auf die Höhe der betrieblichen Beschäftigung

und damit auf andere Beschäftigte zu haben. Dies ist mit einiger Wahrscheinlichkeit Folge von Verhandlungsmacht. Betriebliche Selektionsprozesse in der Beschäftigung werden durch die Lohnaufschwemmung verstärkt und die Beschäftigten mit höheren Werten der Lohnaufschwemmung können sich in diesem Selektionsprozess offensichtlich relativ besser durchsetzen.

### 4.3 Konsequenzen auf der Sektorebene

Um Anhaltspunkte zum Einfluss der Lohnaufschwemmung auf die Beschäftigung zu erhalten, ist es notwendig, die Untersuchungseinheit auf eine höheres Aggregationsniveau zu heben. Als Aggregationsniveau dient im Folgenden die Ebene der Wirtschaftssektoren. Mit den IABS-Daten konnten 63 Sektoren unterschieden werden. Zunächst wurde die mittlere jährliche Lohnaufschwemmung in den 63 Sektoren in den jeweiligen Schätzstichproben für betriebsstreu Arbeitnehmer bestimmt. Sodann wurde aus den Daten der IABS insgesamt, also nicht nur in den Schätzstichproben, jeweils zum Stichtag 30.06. eines jeden Jahres die Beschäftigung in den 63 Sektoren ermittelt (vgl. Pfeiffer 2003: 259ff.). Mit diesem Verfahren stehen für die 63 Sektoren und die 18 Jahre von 1977 bis 1995 die mittlere Lohnaufschwemmung und die Anzahl der Beschäftigten (Vollzeitäquivalente) für eine aggregierte Analyse zur Verfügung. Dieses Verfahren wurde getrennt für die Stichproben von Frauen und Männern durchgeführt.

Wenn Lohnrigiditäten zwar auf der Mikroebene existieren, aber nicht nachweislich mit gesamtwirtschaftlichen Beschäftigungskonsequenzen verbunden zu sein scheinen, kann man von einem Mikro-Makro-Puzzle reden. Die beschriebene Vorgehensweise versucht einen empirischen Beitrag zur Lösung dieses Puzzles.<sup>13</sup> Der Zusammenhang zwischen der Lohnaufschwemmung und der Beschäftigungsdynamik wird auf der Basis folgender Gleichung ermittelt:

$$\Delta L_{t+\tau,j} = \mu_t + \mu_j + \kappa_m Z_{t,j,m} + \varepsilon_{t,j}, \quad (8)$$

$j = 1, \dots, 63$  Wirtschaftssektoren,

$L_{t,j}$  = Beschäftigung in Sektor  $j$  zum 30.06. des Jahres  $t$ ,

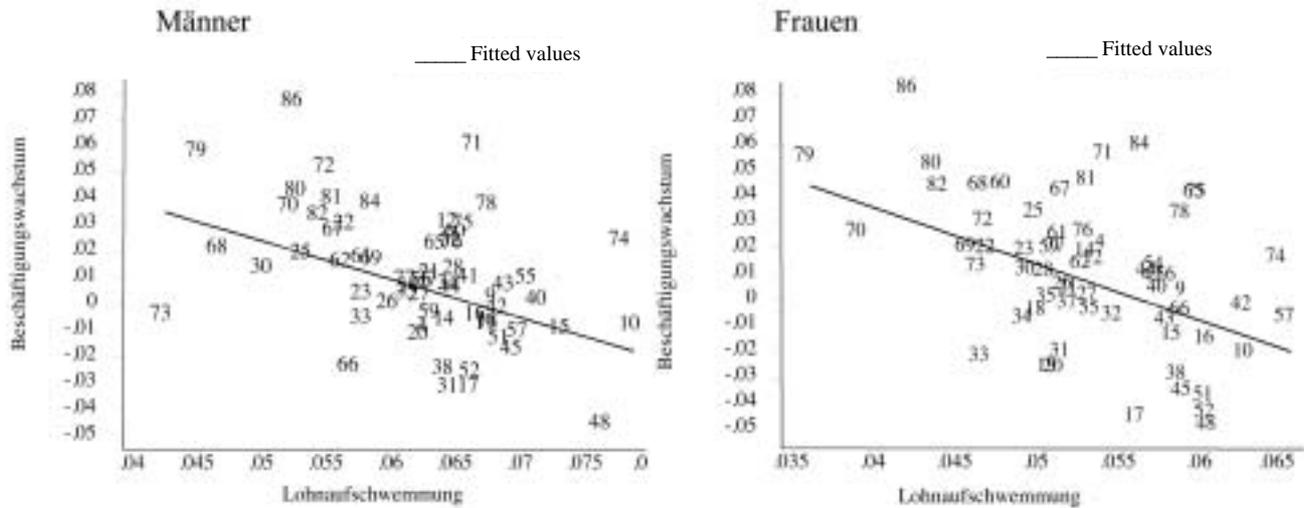
$t = 1977, \dots, 1995$  Jahresindikatoren,

$\tau = 0, 1, 2, 3$ ,

<sup>12</sup> Der Rückgang der Unternehmensgröße ist unter anderem auf der Basis der Arbeitsstättenzählungen 1970 und 1987 nachvollziehbar. Beispielsweise arbeiteten im Jahr 1970 30,5% der Beschäftigten in Unternehmen mit weniger als 20 Beschäftigten und im Jahr 1987 bereits 34,2%, Pfeiffer (1994: 37).

<sup>13</sup> Um das Aggregationsproblem zu lösen, wählen Fitzenberger/Franz (2001) nicht nur den mittleren Lohn, sondern verschiedene weitere Maße der gesamten Lohnverteilung zur Schätzung sektoraler Arbeitsnachfragefunktionen. Knoppik/Beissinger (2003) und andere untersuchen den Zusammenhang zwischen gesamtwirtschaftlicher Arbeitslosigkeit und der Lohnaufschwemmung, ohne direkt den Zusammenhang zur Beschäftigung herzustellen. Da allerdings nur ein Teil der Arbeitslosigkeit lohnbedingt ist, ergibt sich möglicherweise ein Identifikationsproblem. Fehr/Götte (2000) untersuchen den Zusammenhang zwischen sektoraler Freisetzung und Lohnaufschwemmung.

Abbildung 6: Der Zusammenhang zwischen Lohnaufschwemmung und Beschäftigung in 63 Wirtschaftssektoren 1977 bis 1995, betriebstreue Arbeitnehmer



4	Erzbergbau	27	Zahnrad/Gebriebe	48	Baumwolle	70	Gaststätten
9	Chemie	28	Kraftwaren	51	Sonstige Textilien	71	Heime
10	Chemiefaser	30	Kfz-Reparatur	52	Bekleidung	72	Reinigung
12	Kunststoff	31	Schiffbau	54	Nahrung/Tabak	73	Friseur
14	Steine/Erden	32	Luftfahrzeugbau	55	Süßwaren	74	(Hoch-) Schulen
15	Feinkeramik	33	EDV-Anlagen	56	Fleischverarbeitung	75	Sonstiger Unterricht
16	Glas	34	Elektrotechnik	57	Getränkherstell.	76	Kunst/Medien
17	Eisen-/Stahl	35	Feinmechanik	59	Bauhandwerk	77	Verlage/Presse
18	NE-Metallerzeugung	37	EBM-Waren	60	Zimmerer	78	Gesundheitswesen
19	Gießerei	38	Spiele, Schmuck	61	Bauhilfsberwerb.	79	Rechts-/Wirtschaftsberatung
20	Ziesserei	40	Holz	62	Handel	80	Architekten-/Ingenieurbüro
21	Hütten	41	Möbel	65	Straßenverkehr	81	Wohnungswesen
22	Schlosserei	42	Sonstiges Holz	66	Schifffahrt	82	Wirtschaftswerbung
23	Metallbau	43	Papier	67	Spekulation	84	Versicherung
25	Luftfahrzeugbau	44	Druck	68	Luftfahrt	86	Sonstige Dienstleistungen
26	Maschinenbau	45	Schuh-/Textilien	69	Kredite/Versicherungen		

Quelle: IABS-Stichproben betriebstreuer Arbeitnehmer, eigene Berechnungen; siehe Text.

wobei  $\kappa$  der zu schätzende Koeffizient und  $\Delta L_{t+\tau}$  die logarithmierte jahresdurchschnittliche Beschäftigungsveränderung zwischen  $\tau$  und  $t-1$  ist.  $\kappa$  ist die Lohnaufschwemmungselastizität der Beschäftigung.  $Z_{t,j}$  steht für die interessierende Einflussgröße, indiziert mit  $m$  (Lohnaufschwemmung, Effektiv- und Tariflohnwachstum),  $\mu_t$  und  $\mu_j$  stehen für zeit- bzw. sektorenspezifische Heterogenitäten und  $\varepsilon_{t,j}$  ist eine identisch und gleich verteilte Zufallsvariable ohne intertemporale und intersektorale Korrelation. Die zeitspezifischen Terme sollen den Einfluss konjunktureller Faktoren, aber auch die sich möglicherweise über die Zeit ändernden Kapitalkosten berücksichtigen; die sektorspezifischen Terme Unterschiede in der Produktionstechnologie und der Produktnachfrage. Diese beiden Komponenten erklären empirisch den überwiegenden Teil der sektoralen Beschäftigungsvariation.

Abbildung 6 fasst die mittlere Beschäftigungsdynamik sowie die mittlere Lohnaufschwemmung in den 63 Sektoren für die von 1977 bis 1995 gepoolten Stichproben deskriptiv getrennt für Frauen und Männer zusammen. Die Verschiebung der sektoralen Beschäftigungsstruktur zum Dienstleistungsbereich wird in den positiven Wachstumsraten in den Bereichen Handel, Banken, Versicherungen und den übrigen Dienstleistungen sichtbar, während viele Industriesektoren schrumpfen. Die Lohnaufschwemmung ist zwar in einigen Dienstleistungsbereichen deutlich niedriger als im Durchschnitt, aber nicht in allen. Beispielsweise sind in der chemischen Industrie (9) und im Kredit- und Versicherungswesen (69) die Werte der Lohnaufschwemmung bei Männern etwa gleich hoch. Besonders niedrige Werte der Lohnaufschwemmung werden für Frauen und Männer in den Sektoren Rechts-/Wirtschafts-

beratung (79) und sonstige Dienstleistungen (86) erreicht, relativ hohe Werte in den Sektoren (Hoch-)Schulen (74) und Gesundheitswesen (78).

Als wichtigstes Ergebnis der sektoralen Paneldatenanalyse (Tabelle 6) ergibt sich ein negativer Zusammenhang zwischen der mittleren Lohnaufschwemmung und dem jahresdurchschnittlichen Beschäftigungswachstum. Die geschätzte Lohnaufschwemmungselastizität der Beschäftigung,  $\kappa$ , hat in der Gesamtstichprobe den Wert  $-0,49$ , bei Männern  $-0,52$  und bei Frauen  $-0,41$ . Zwar liegt die Lohnaufschwemmungselastizität der Beschäftigung in den Stichproben für Männer über derjenigen für Frauen. Die Tabelle zeigt allerdings auch, dass sich die 95% Intervalle der Koeffizienten weitgehend überschneiden, so dass sich keine signifikanten geschlechtspezifischen Unterschiede zwischen Lohnaufschwemmung und Beschäftigung nachweisen lassen.

**Tabelle 6: Sektorale Paneldatenanalyse 1977–1995: der Zusammenhang zwischen Lohnaufschwemmung und Beschäftigungswachstum**

	$\Delta L_{t-1,t}$		
	gesamt	Frauen	Männer
$\hat{\theta}_t$	$-0,49$ ( $-6,5$ ) [ $-0,64$ / $-0,34$ ]	$-0,41$ ( $-3,8$ ) [ $-0,62$ / $-0,20$ ]	$-0,52$ ( $-6,7$ ) [ $-0,67$ / $-0,37$ ]

$\Delta L_{t-1,t}$ : Änderung der logarithmierten Beschäftigung (gemessen in Vollzeitäquivalenten);  $\hat{\theta}_t$ : geschätzte Lohnaufschwemmung; in runden Klammern: t-Wert; in eckigen Klammern: 95% Intervall der geschätzten Koeffizienten.

Anmerkungen: Die Koeffizienten basieren jeweils auf einer gewichteten Kleinste-Quadrate-Schätzung, die zusätzlich zu den ausgewiesenen Variablen 62 Branchenindikatoren und 17 Jahresindikatoren enthält. Als Gewicht dient die sektorale Beschäftigung in  $t-1$ .

Von Gewerkschaftsseite wird regelmäßig behauptet, dass Tariflöhne oder auch Effektivlöhne keinen (negativen) Einfluss auf die Beschäftigung hätten. Mit dieser Rhetorik werden vielfach hohe Tariflohnforderungen und Tariflohnabschlüsse begründet. Eine Widerlegung dieser Aussagen ist in einer Welt, in der Unternehmen die Höhe der Beschäftigung ohne weitere Friktionen auf der Arbeitsnachfragefunktion festlegen, in aller Regel schnell gefunden. Ceteris paribus, so das Fazit der umfangreichen Studie von Hamermesh (1993), liegt die beste Schätzung für die Lohnelastizität der Arbeitsnachfrage bei 0,3: Eine Zunahme der Löhne um 1% führt zu einem Rückgang der Beschäftigung um 0,3%. In einer Welt unvollkommener Arbeitsmärkte, die durch nominale und/oder tarifliche Lohnrigiditäten gekennzeichnet ist, sind die Zusammenhänge jedoch weniger transparent. Mit zunehmendem (Tarif)Lohn kann die Beschäftigung sogar steigen. Entscheidend für die Beschäftigungsentwicklung ist die Höhe der Lohnaufschwemmung und nicht die Höhe der Tarif- oder Effektivlöhne an sich. Diese Aussage wird durch weitere Schätzungen von Pfeiffer (2003: Tabelle 7.5, Teil 1) untermauert. So hat die Höhe des Tariflohnwachstums in der Regel keinen messbaren Einfluss auf die sektoralen Beschäftigungsveränderungen. Bei den Verdienststeige-

rungen ist der Koeffizient sogar signifikant positiv. Von daher scheint die Aussage, dass es nicht die Löhne sind, die die Beschäftigung bestimmen, nicht völlig abwegig. Entscheidend ist vielmehr die Höhe der Lohnaufschwemmung, die jedoch aufgrund ihrer kontrafaktischen Natur in offiziellen Statistiken nicht ausgewiesen wird.

Die Konsequenzen der Lohnaufschwemmung für die sektorale Beschäftigungsdynamik sind von Jahr zu Jahr quantitativ zwar eher bescheiden. Die kumulierten Vorteile können allerdings für die Geschützten im Zeitablauf beträchtlich werden. Auch die Lohnaufschwemmungsbedingungen negativen Folgen für die Beschäftigung sind von Jahr zu Jahr eher bescheiden. Eine für Beschäftigte und Außenstehende leichter zu beobachtende Selektion der Beschäftigung erfolgt beispielsweise bei einem Einbruch der Güternachfrage. Deren Einfluss ist alles andere als marginal und daher auch eindeutiger identifizierbar. Das kann aber nicht darüber hinweg täuschen, dass sich die marginalen Beiträge der Lohnaufschwemmung für die Beschäftigung über einen Zeitraum von 20 Jahren zu sichtbaren Größenordnungen kumulieren. Löhne und Lohnaufschwemmung wirken mittel- bis langfristig auf die Beschäftigung, weniger kurzfristig von Jahr zu Jahr.

#### 4.4 Lohnaufschwemmung und Beschäftigung

Auf der Individualebene konnten keine negativen Beschäftigungs- oder Lohneffekte von Lohnrigiditäten für die Gruppe der geschützten Arbeitnehmer nachgewiesen werden. Beschäftigte, deren Löhne durch Lohnrigiditäten vor höheren Lohnseinbußen geschützt werden, müssen auch kein niedrigeres Lohnwachstum in der Zukunft befürchten. Somit haben in der Gruppe der betroffenen Beschäftigten Lohnrigiditäten bzw. zu hohe Löhne zwar keinen negativen Einfluss auf die individuelle Beschäftigungssituation. Lohnrigiditäten üben allerdings einen negativen indirekten Einfluss in der Gruppe der Arbeitnehmer aus, deren Löhne flexibel sind. Einen ersten empirischen Baustein zur Lösung dieses Mikro-Makro-Puzzles liefern der Betriebsgrößeneffekt und die stärkere Betroffenheit der Arbeitnehmer mit flexiblen Löhnen von Arbeitslosigkeit. Die Ergebnisse der sektoralen Paneldatenanalyse liefern einen weiteren Baustein zur Lösung des Mikro-Makro-Puzzles. Der negative Zusammenhang zwischen Lohnaufschwemmung und sektoraler Beschäftigungsdynamik ist empirisch bemerkenswert, da weder Tarif- noch Effektivlöhne negativ mit der Beschäftigungsdynamik korrelieren.

Die Beschäftigungskonsequenzen der Lohnaufschwemmung sollen abschließend auf der Grundlage der im Rahmen der sektoralen Paneldatenanalyse gefundenen Schätzparameter für die Gesamtstichprobe illustriert werden (siehe Pfeiffer 2003). Im Beobachtungszeitraum ist die hochgerechnete Zahl der Beschäftigten in den 63 Sektoren der Privatwirtschaft (ohne Landwirtschaft) von 15,8 auf 19,8 Millionen gestiegen. Die mittlere einjährige Wachstumsrate der Beschäftigung lag bei 0,52% und die mittlere Lohnaufschwemmung bei 5,9%. Dass die Beschäftigung trotz Lohnaufschwemmung gestiegen ist, deutet einerseits darauf hin, dass der überwiegende Teil

der Lohnrigiditäten eher positiv für die Beschäftigung ist, und andererseits, dass die Verhandlungsmacht der Beschäftigten relativer Natur ist.

Eine um einen Prozentpunkt niedrigere mittlere Lohnaufschwemmung (4,9 statt 5,9%) über den gesamten Zeitraum von 18 Jahren hätte, rein rechnerisch, die einjährige Wachstumsrate der Beschäftigung im Mittel auf 1% erhöht ( $0,52 + 0,49$ ). Die Beschäftigung wäre im Jahr 1995 um etwa 8,8% ( $18 \text{ Jahre} * 0,49$ ) oder fast 1,7 Millionen Arbeitnehmer höher gewesen. Der Koeffizient 0,49 liegt mit 95% Wahrscheinlichkeit im Intervall zwischen 0,34 und 0,64. Nimmt man den niedrigeren Wert, dann beträgt der Beschäftigungszuwachs 1,2 Millionen. Da es im Jahre 1995 in Westdeutschland durchschnittlich 2,7 Millionen offiziell registrierte Arbeitslose gab, hätte ein Reduktion der Lohnaufschwemmung um einen Prozentpunkt somit etwa die Arbeitslosigkeit halbiert. Das mittlere Lohnniveau wäre infolge der niedrigeren Lohnaufschwemmung im Jahr 1995 um 19,6 Prozentpunkte ( $= (1,01^{18} - 1)100$ ) geringer als im Jahre 1977 gewesen. Die hier zu Illustrationszwecken berechneten Zahlen liegen in dem von Fitzenberger/Franz (2001) auf der Basis sektoraler Arbeitsnachfragefunktionen berechneten Rahmen. Nach diesen Autoren hätten die Löhne für gering und mittel qualifizierte Beschäftigte in einer Größenordnung zwischen 10% und 37% gesenkt werden müssen, um die Arbeitslosigkeit in diesen beiden Beschäftigungsgruppen im Jahr 1995 zu halbieren.

Wieso kann bereits eine Reduktion der Lohnaufschwemmung um 1% einen so deutlichen Beschäftigungseffekt haben? Auch drängt sich die Frage auf, welche Beschäftigungsmöglichkeiten sich dann erst ergeben, wenn die Lohnaufschwemmung ganz zurückgedrängt werden könnte? Dazu gilt es zunächst zu bedenken, dass eine Reduktion der Lohnaufschwemmung um einen Prozentpunkt p.a. keineswegs eine ökonomische Marginalie ist. Über einen 18-jährigen Zeitraum führt das zu einer Reduktion des mittleren Lohnniveaus von 19,6%! Weitergehende Berechnungen mit einer noch größeren Reduktion der Lohnaufschwemmung sind zwar möglich, aber in dem hier präsentierten Modellrahmen weder aus inhaltlicher noch aus methodischer Sicht sinnvoll. Erstens haben Teile der Lohnaufschwemmung eine produktivitätserhaltende und/oder effizienzsteigernde Wirkung, die beschäftigungssichernder Natur ist. Diese beruht beispielsweise auf nominal effizienten Lohnverträgen, die das Problem der Nötigung von Arbeitgebern („hold-up“) lösen helfen. Solche Teile der Lohnaufschwemmung sind insofern mit Beschäftigungsgewinnen verbunden. Zweitens ist zu beachten, dass ein in der Summe tatsächlich um 20 Prozentpunkte niedrigeres mittleres Lohnniveau, das sich beispielsweise ohne Tarifautonomie in Deutschland ergeben hätte, mit hoher Wahrscheinlichkeit auch zu anderen Parametern des notionalen Lohnwachstums geführt hätte.

## 5 Abschließende Bemerkungen

In diesem Beitrag werden Ausmaß und Konsequenzen von nominalen und tariflichen Lohnrigiditäten mikroöko-

nomisch und mikroökonomisch untersucht. Die Analyse hat verdeutlicht, dass in Deutschland Lohnrigiditäten keineswegs selten sind. Diese haben eine Lohnaufschwemmung mit beachtlichen Lohnerhöhungen und, an der Grenze, negativen Beschäftigungseffekten zur Folge. Die jährlichen Lohnänderungen sind im Vergleich zu einer Welt vollständig flexibler Löhne aufgrund von Rigiditäten stärker komprimiert. Zwischen Frauen und Männern, so ein weiteres Resultat der Arbeit, scheint es nur wenige und kaum grundsätzliche Unterschiede hinsichtlich der Existenz und den Konsequenzen von Lohnrigiditäten zu geben. Durch die Mikrofundierung und die Berücksichtigung von Tarifverträgen werden Details des Arbeitsmarktgeschehens und von Unvollkommenheiten in der Lohnbildung sichtbar, die bisher in der Literatur nicht ausreichend beachtet werden konnten. So erlaubt die Analyse empirische Antworten auf die Frage, wie denn die jährlichen Lohnänderungen bei der Abwesenheit von Tarifverträgen und bei Abwesenheit von Nominallohnrigiditäten ausgefallen wären und welche Beschäftigungseffekte damit einhergegangen wären.

Erstaunlicherweise scheint der überwiegende Teil der Lohnrigiditäten in betrieblichem Interesse zu liegen und effizienzsteigernder (z. B. nominal effiziente Arbeitsverträge) sowie produktivitätserhaltender Natur zu sein. Lohnrigiditäten sind nicht notwendigerweise negativ und sie haben keineswegs per se negative Beschäftigungskonsequenzen. Ganz im Gegenteil: Ein Teil solcher beobachteter Rigiditäten ist Ausdruck rationalen Verhaltens, um frühere Investitionen zu schützen, Verträge einzuhalten und die Arbeitsmoral nicht zu zerstören. Allerdings legt die Analyse auch die Vermutung nahe, dass in Deutschland darüber hinaus zusätzliche Lohnrigiditäten existieren, die wohl auf der kollektiven Verhandlungsmacht der nach Tarif entlohnten Beschäftigten beruht. Diese zusätzlichen Rigiditäten haben ein Ausmaß erreicht, das mit negativen Beschäftigungswirkungen verbunden ist. Die positiven und negativen Wirkungen zusammenfassend haben die für Deutschland geschätzten Lohnrigiditäten zwar ein beachtliches Ausmaß erreicht. Im Vergleich zu hypothetischen Arbeitsmärkten ohne jegliche Lohnrigiditäten wäre allerdings das Niveau der Beschäftigung nicht notwendigerweise höher. Das trifft jedoch nicht auf die Höhe der Arbeitslosigkeit zu. Im Falle der Existenz von Lohnrigiditäten sind die Löhne höher als bei deren Abwesenheit. Selbst wenn somit die Beschäftigung in beiden Fällen gleich sein sollte, ist die Arbeitslosigkeit mit Lohnrigiditäten bei positiver geneigter Arbeitsangebotsfunktion in jedem Falle höher als ohne.

Aus methodischer Sicht wurde deutlich, dass Lohntheorien, die auf einem einzigem Lohnmechanismus für alle Arbeitnehmer basieren, nicht geeignet sind, die Vielfalt der Lohnbildung im gemischten Lohnbildungssystem mit Elementen der Privat- und Tarifautonomie abzubilden. Einerseits scheinen die Löhne trotz der erheblichen Regulierungsdichte im Arbeitsrecht flexibler zu sein als von vielen Beobachtern befürchtet. Andererseits deckt der Blick durch das Mikroskop bedeutsame Lohnrigiditäten auf, von denen Beschäftigungsgruppen mit bestimmten Merkmalen, unter anderem der Betriebszugehörigkeit,

stärker zu profitieren scheinen als andere. Tariflohnrigiditäten erweisen sich aufgrund der Institutionen des Arbeitsrechts in Deutschland als bedeutender als die in der Literatur bislang vorwiegend untersuchten Nominallohnrigiditäten.

Die mikroökonomische Fundierung unvollkommener Arbeitsmärkte ist ein Forschungsgebiet, das sich derzeit in mehreren Richtungen weiterentwickelt. Zwar sind in den letzten Jahren Fortschritte erkennbar. Allerdings bleiben noch viele Fragen offen, u.a. hinsichtlich der zahlenmäßigen Relevanz unterschiedlicher Ursachen von Lohnrigiditäten. Aus der Sicht des Autors wäre es für weitergehende Forschungen besonders ertragreich, eine verbesserte Datenbasis zusammenzustellen, die die Personen mit der Unternehmens- sowie dann auch der Institutionenebene (Arbeitsämter) verknüpft.

## 6 Literaturverzeichnis

- Altonji, J.G./Devereux, P.J. (2000): The Extent and Consequences of Downward Nominal Wage Rigidity. In: *Research in Labor Economics* 19, 383-431.
- Beissinger, T./Knoppik, C. (2004): Sind Nominallöhne starr? Neuere Evidenz und wirtschaftspolitische Implikationen. *Regensburger Diskussionsbeiträge zur Wirtschaftswissenschaft* 377, Universität Regensburg.
- Bewley T. F. (1999): *Why Wages Don't Fall During A Recession*. Cambridge, Ma.: Harvard University Press.
- Brown, M./Falk, F./Fehr, E. (2004): Relational Contracts and the Nature of Market Interactions. In: *Econometrica* (erscheint demnächst).
- Fehr, E. (1989a): A Theory of Short- and Long- Run Equilibrium Unemployment. In: *Journal of Economics* 50 (3), 201-222.
- Fehr, E. (1989b): Vollbeschäftigung durch Gewinnbeteiligung? In: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 206 (3), 225-242.
- Fehr, E./Götte, L./Pfeiffer, F. (2003): Dimensions and Consequences of Wage Rigidity: Evidence From Germany. ZEW, Universität Zürich, Manuskript.
- Fehr, E./Götte, L. (2000): Robustness and Real Consequences of Nominal Wage Rigidity. Universität Zürich, Working paper 44.
- Fitzenberger, B./Franz, W. (2001): Jobs. Jobs? Jobs! Orientierungshilfen für den Weg zu mehr Beschäftigung. In: Franz, W./Hesse, H./Ramser, H.J./Stadler, M. (Hrsg.): *Wirtschaftspolitische Herausforderungen an der Jahrhundertwende*. Tübingen: Mohr Siebeck, 3-42.
- Franz, W. (2003): *Arbeitsmarktökonomik*. Berlin: Springer.
- Franz, W./Gutzeit, M./Lessner, J./Oechsler, A.W./Pfeiffer, F./Reichmann, L./Rieble, V./Roll, J. (2000): Flexibilisierung der Arbeitsentgelte und Beschäftigungseffekte. Ergebnisse einer Unternehmensbefragung. ZEW-Dokumentation Nr. 00-09. Mannheim.
- Franz, W./Pfeiffer, F. (2003): Zur ökonomischen Rationalität von Lohnrigiditäten aus der Sicht von Unternehmen, In: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 223 (1), 23-57.
- Gerlach, K./Stephan, G. (2002): *Collective Contracts, Wage Dispersion and Sorting. Evidence From German linked Employer-Employee Data*. University Hannover, Manuskript.
- Hamermesh, D.S. (1993): *Labor Demand*. Princeton. Princeton University Press.
- Kaiser, U./Pfeiffer, F. (2001): Collective wage agreements and firms' employment policies. In: *LABOUR – Review of Labour Economics and Industrial Relations* 15 (2), 319-341.
- Kahn, L.M. (2000): Wage Inequality, Collective Bargaining, and Relative Employment From 1985 to 1994: Evidence From Fifteen OECD Countries. In: *The Review of Economics and Statistics* 82 (4), 564-579.
- Knoppik, C./Beissinger, T. (2003): How Rigid are Nominal Wages? Evidence and Implications for Germany. In: *Scandinavian Journal of Economics*, 105(4), 619-642.
- Pfeiffer, F. (2003): *Lohnrigiditäten im gemischten Lohnbildungssystem*. Baden-Baden: Nomos.
- Pfeiffer, F. (1994): *Selbständige und abhängige Erwerbstätigkeit, Arbeitsmarkt und industrieökonomische Perspektiven*. Frankfurt a.M.: Campus.
- Malcomson, J. M. (1999): Individual Employment Contracts. In: Ashenfelter, O./Card, D. (Hrsg.): *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam: Elsevier, 2291-2372.
- Sinn, W. (1997): Kapitalbeteiligung und Lohndifferenzierung: ein Vorschlag zur Lösung der Beschäftigungskrise. In: *MittAB* 30 (4), 822-827.