



Zum Einfluss der „Agenda 2010“ auf das Lohnsetzungsverhalten

Carsten-Patrick Meier

Kiel Economics
Research & Forecasting
GmbH & Co. KG

Kiel, November 2009

Kontakt:
Tel: ++49-431-530-3496
Email: carsten-patrick.meier@kiel-economics.de

1 Einleitung

Die „Agenda 2010“ stellt eine historische Zäsur in der Wirtschaftspolitik in Deutschland dar (Eichhorst und Zimmermann 2008). Mit dem Ziel, die als zu hoch wahrgenommenen Lohnnebenkosten in Gestalt der Sozialbeiträge sowie der Steuerbelastung insgesamt zu senken sowie Fehlanreize im Bereich der sozialen Sicherung zu korrigieren, wurde ein breites Bündel von wirtschafts-, sozial- und arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen beschlossen. Im Kern ging es dabei um den Einstieg in eine „konsequenter aktivierende Arbeitsmarktpolitik“ (Eichhorst und Zimmermann 2008). Im Zentrum standen deshalb – neben Reformen im Bereich der Arbeitsvermittlung – zum einen Maßnahmen, die die Arbeitslosen bei der Arbeitssuche stärker in die Pflicht nahmen und damit das Arbeitsangebot erhöhen sollten, zum anderen Veränderungen der Rahmenbedingungen für die Einstellung, die stimulierend auf die Arbeitsnachfrage wirken sollten.

Der vorliegende Beitrag konzentriert sich auf jene Maßnahmen, die auf die Erhöhung des Arbeitsangebots abzielten. Er geht der Frage nach, ob die im Zuge der Agenda 2010 initiierten Reformen einen Beitrag zu der zwischen 2004 und 2007 beobachtbaren ausgeprägten Lohnmoderation geleistet haben oder diese sogar gänzlich erklären können. In den Jahren 2004 bis 2007 sind die realen Stundenlöhne praktisch nicht gestiegen, während sie sich in der Dekade zuvor durchschnittlich um 2 Prozent pro Jahr erhöhten. Der dadurch ausgelöste spürbare Rückgang der Arbeitskosten dürfte maßgeblich für die kräftige Zunahme der Beschäftigung in den Jahren 2006 bis 2008 verantwortlich sein und möglicherweise sogar erklären, warum die Beschäftigung in der derzeitigen Rezession bisher nur sehr moderat gesunken ist.

Um dieser Fragestellung nachzugehen, werden im Hauptteil dieses Beitrags empirische Lohnsetzungsfunktionen geschätzt. Auf Basis alternativer Schätzansätze wird zu belegen versucht, dass tatsächlich ein Zusammenhang zwischen den „Hartz-IV-Reformen“ und der Lohnmoderation der vergangenen Jahre besteht. Die strukturelle Arbeitslosenquote oder NAIRU dürfte durch die Reformen um reichlich 2 Prozentpunkte verringert worden sein. Bevor im Detail auf diese Ergebnisse eingegangen wird, sollen jedoch der theoretische und der institutionelle Hintergrund der Arbeit kurz dargelegt werden.

2 Hintergrund

Anhaltende Massenarbeitslosigkeit ist ein Problem, das viele Industrieländer seit Mitte der siebziger Jahre plagt. Zu ihren Ursachen liegt in der wirtschaftswissenschaftlichen Literatur seit Mitte der neunziger Jahre insofern Übereinstimmung vor, als die Arbeitslosigkeit nicht mehr wie früher weitgehend als Ergebnis konjunktureller Schwankungen gesehen wird, sondern als ein Gleichgewichtsphänomen. Die Herausbildung dieser gleichgewichtigen – oder „strukturellen“ – Arbeitslosigkeit ist die Konsequenz so genannter „Arbeitsmarkttrigiditäten“, die im Wesentlichen mit der Ausweitung des Wohlfahrtsstaates seit den sechziger Jahren in Verbindung stehen. Dem Bereich der Arbeitsmarktpolitik, der Arbeitsanreize und der Lohnentwicklung kommt eine zentrale Rolle zu. Insofern liegt es nahe, einen Zusammenhang zwischen den im Rahmen der Agenda 2010 implementierten Reformen der Arbeitsmarkt- und Sozialordnung und der Beschäftigung zu vermuten.

2.1 Theoretischer Rahmen

Die gesamtwirtschaftlichen Wirkungen von Veränderungen der Arbeitsmarkt- und Sozialpolitik werden üblicherweise in einem makroökonomischen Modellrahmen mit unvollständiger Konkurrenz auf Güter- und Arbeitsmärkten untersucht.¹ Die Unternehmen verfügen aufgrund von Produktdifferenzierung oder anderer Wettbewerbshemmnisse über Preisüberwälzungsspielräume und erzielen daraus Monopolrenten. Die Arbeitnehmer verfügen aufgrund der Organisation in Gewerkschaften oder aufgrund von Einstellungs- und Entlassungskosten über eine gewisse Marktmacht und sind in der Lage, sich einen Teil der Renten über höhere Löhne anzueignen. In diesem Modellrahmen ist die Arbeitslosenquote jene Variable, die die Ansprüche von Arbeitnehmern und Unternehmen zum Ausgleich bringt. Diese Arbeitslosenquote wird als strukturelle Arbeitslosenquote oder auch als NAIRU (Non-Accelerating-Inflation Rate of Unemployment) oder NAWRU (Non-Accelerating-Wage Rate of Unemployment) bezeichnet.²

Zentraler Baustein dieser Modelle ist die Lohnsetzungsgleichung der Arbeitnehmer. Dem Standardansatz (Layard et al. 1991; Manning 1993; Bean 1994) zufolge

¹ Vgl. z. B. Blanchard (2006), Fehn (1997), Bean (1994), Layard et al. (1991) für Überblicksdarstellungen der Literatur.

² Vgl. Sachverständigenrat (2005: 149ff.)

streben die Arbeitnehmer in den kollektiven Lohnverhandlungen einen Zielwert für den Konsumentenreallohn $w^b - p^c$ an, der abhängt von der Höhe der Arbeitsproduktivität e , der durch die Arbeitslosenquote U repräsentierten Situation auf dem Arbeitsmarkt, sowie von einer Reihe von institutionellen Faktoren des Arbeitsmarktes, die in dem Vektor Z zusammengefasst sein sollen. Zu den Arbeitsmarktinstitutionen zählen insbesondere die Höhe und Ausgestaltung der verschiedenen Lohnersatzleistungen und die Verhandlungsmacht der Gewerkschaften. Der Zielwert der Arbeitnehmer für den effektiven realen Bruttostundenlohn ergibt sich dann formal als:³

$$(1) \quad w^b - p^c = e - \alpha U + \varphi_1 Z_1 + \varphi_2 Z_2 + \dots + \varphi_n Z_n$$

Dabei misst der Parameter α die Empfindlichkeit des von den Arbeitnehmern angestrebten Lohnsatzes bezüglich der Knappheitslage auf dem Arbeitsmarkt, während die Koeffizienten $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_n$ die Reaktion der Lohnsetzung auf Veränderungen der n verschiedenen institutionellen Faktoren des Arbeitsmarktes Z_1, Z_2, \dots, Z_n abbilden.

Der gesuchte Zusammenhang zwischen den Arbeitsmarktinstitutionen und der Entwicklung am Arbeitsmarkt ergibt sich demnach über den Lohnfindungsprozess. Fehlanreize im wohlfahrtsstaatlichen System haben zur Folge, dass die Relation von Einkommen aus Erwerbstätigkeit zu Einkommen bei Nichterwerbstätigkeit bzw. bei Arbeitslosigkeit zu niedrig ist und führen zu struktureller Arbeitslosigkeit. Folgt man der Darstellung von Phelps (1997) und Phelps und Zoega (1998), so führte in den kontinentaleuropäischen Ländern die Ausweitung des Wohlfahrtsstaates in den sechziger und frühen siebziger Jahren zu einer Entwertung von Lohneinkünften in Relation zu Transferleistungen. Der Anstieg der gesetzlichen Ansprüche auf Arbeitslosenunterstützung, Sozialhilfe, aber auch auf Krankenversicherungsleistungen, Unterstützung für Kinder und für Eltern im Pensionsalter, Wohngeld und Sozialwohnungen sowie der unentgeltliche Zugang zu Bildungseinrichtungen und die Möglichkeit der Beschäftigung im öffentlichen Dienst ließen ein umfassendes soziales Netz entstehen, das den Arbeitnehmern einen bis dahin in diesem Maße unbekanntes wirtschaftlichen Rückhalt bot. Die ökonomische Folge war eine Verringerung des effektiven Arbeitsangebots, die direkt oder indirekt (durch mehr Fehlzeiten, häufigere Wechsel des Arbeitsplatzes, „shirking“, etc.) die Arbeitskosten erhöhte, sei es, weil die Lohnforderungen stiegen, sei es weil die Arbeitgeber aus An-

³ Variablen in Kleinbuchstaben bezeichnen Logarithmen.

reizüberlegungen höhere Löhne zahlten. Konsequenz war in jedem Fall eine Abnahme der Arbeitsnachfrage, die möglicherweise durch strengere Kündigungsschutzregeln, die eine Erhöhung der Einstellungskosten implizierten, noch verstärkt wurden.⁴ Werden diese Fehlanreize im Zuge von Reformen des Arbeitsmarktes und des Sozialstaates korrigiert – oder sinkt im Zuge der Globalisierung die Verhandlungsmacht der Arbeitnehmer und/oder erhöht sich der Wettbewerb auf den Gütermärkten – so ist mit einem Sinken des aggregierten Anspruchslohns, infolgedessen mit Lohnzurückhaltung und mit einem Sinken der strukturellen Arbeitslosigkeit zu rechnen.

2.2 Die Agenda 2010

Die „Agenda 2010“ umfasste ein breites Bündel von wirtschafts-, sozial- und arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen. Im Zentrum stand gleichwohl die Korrektur von Fehlanreizen im Bereich der sozialen Sicherung und die damit verbundene Stimulierung des Arbeitsangebots. Zu den wichtigsten Maßnahmen zählen jene, die den Anspruch auf Arbeitslosengeld neu regelten (Boss 2009, Steffen 2008).

So sind die Voraussetzungen, unter denen überhaupt ein Anspruch auf Arbeitslosengeld besteht deutlich restriktiver. Seit Beginn des Jahres 2003 sind Beschäftigte sanktionsbehaftet verpflichtet, sich bereits bei Kenntnis des Zeitpunkts der Beendigung eines Arbeitsverhältnisses als arbeitssuchend zu melden, sofern ein Anspruch auf Arbeitslosengeld geltend gemacht werden soll. Auch müssen Arbeitslose beweisen, dass sie sich bei einer Beendigung des Arbeitsverhältnisses oder bei einer verhinderten Arbeitsaufnahme nicht schuldhaft verhalten haben; bis dahin hatte das Arbeitsamt die Beweislast zu tragen. Zudem wurde der Zeitraum vor Eintritt der Arbeitslosigkeit, währenddessen ein Beschäftigungsverhältnis bestanden haben musste, wurde mit Wirkung ab 2004 (relativ) ausgeweitet.

⁴ Der Anstieg der Reallöhne hatte längerfristige Folgewirkungen, die dazu führten, dass sich die Arbeitslosigkeit verfestigte. So begünstigten die vergleichsweise hohen Unterstützungsleistungen ein längeres Verbleiben in der Arbeitslosigkeit. Der damit einhergehende Humankapitalverlust führt bei unveränderten Anspruchslöhnen dazu, dass sich die Arbeitslosigkeit hoch bleibt (Ljungqvist und Sargent 1998). Gleichzeitig reagierten die Unternehmen auf die höheren Arbeitskosten mit einer Verringerung des Kapitalstocks (Landmann und Jerger 1993). Möglichweise ist diese sogar über das Maß hinaus gegangen, das notwendig gewesen wäre, um die Kapitalintensität wieder herzustellen, die vor dem Anstieg der Arbeitskosten vorlag, da den Kapitaleignern langfristig weitaus größere Substitutions- und Ausweichmöglichkeiten zur Verfügung stehen, um sich vor den „Enteignungsversuchen“ der Arbeitnehmer zu schützen (Cabellero und Hammour 1999; Berthold et al. 2002).

Darüber hinaus sind die Kriterien für die Zumutbarkeit einer neuen Beschäftigung für Arbeitslose deutlich strikter. Arbeitslosen ohne familiäre Bindungen ist zur Aufnahme einer Beschäftigung außerhalb des zumutbaren Pendelbereichs (2,5 Std./Tag) ein Umzug zumutbar; dies gilt bereits in den ersten drei Monaten der Arbeitslosigkeit, sofern der Arbeitslose seine Arbeitslosigkeit vermutlich nicht innerhalb des zumutbaren Pendelbereichs beenden kann. Die Sperrzeiten bei Ablehnung eines Arbeitsangebots oder Abbruch einer Eingliederungsmaßnahme sind nun gestaffelt, wiederholte Ablehnung kann seither zu einem Erlöschen des Leistungsanspruchs führen, außerdem werden seit 2005 Sperrzeiten auch für unzureichende Eigenbemühungen des Arbeitslosen sowie bei Meldesäumnissen verhängt.

Schließlich wurden auch die Höhe und die maximale Bezugsdauer des Arbeitslosengeldes verringert. Bereits seit Januar 2003 werden Leistungen wie insbesondere das Arbeitslosengeld nicht mehr jährlich entsprechend der Entwicklung der Nettolöhne der Beschäftigten angehoben („dynamisiert“). Die Hinzuverdienstregeln für Empfänger von Arbeitslosengeld sind enger gefasst; an die Stelle eines Freibetrages in Höhe von 20 Prozent des Arbeitslosengeldes, mindestens aber 165 Euro trat ein Fixbetrag von 165 Euro. Schließlich beträgt, mit Wirkung zum Februar 2006, die maximale Bezugsdauer des Arbeitslosengelds grundsätzlich nur noch 12 Monate.

Hinzu kam mit den Gesetzen des Reformpakets „Hartz-IV“ die umfassende Neuordnung der Grundsicherung, die an die Stelle von Arbeitslosenhilfe und Sozialhilfe trat. Mit Wirkung ab Jahresbeginn 2005 ersetzt das Arbeitslosengeld II die Arbeitslosenhilfe, die Bedürftige nach Ablauf ihres Anspruchs auf Arbeitslosengeld beanspruchen konnten und die Sozialhilfe für Erwerbsfähige. Auch diese Reform hatte Konsequenzen für das Niveau der Leistungen und für die Zahl der Anspruchsberechtigten, zumal im Zuge der Reform auch die Regeln für den Leistungsanspruch, die Hinzuverdienstregeln, die Berücksichtigung des Vermögens des Leistungsbeziehers und des Einkommens des Lebenspartners sowie die Sanktionen spürbar verändert wurden.

Folgt man der Analyse von Boss (2009), so dürfte das Arbeitslosengeld II für ledige Erwerbsfähige im früheren Bundesgebiet niedriger sein als die Sozialhilfe - selbst wenn, man die strikteren Regeln zur Berücksichtigung des Kapitaleinkommens eines Leistungsbeziehers, seines Vermögens und des Einkommens eines Lebenspartners unberücksichtigt lässt. Geringer als die Arbeitslosenhilfe dürfte das Arbeitslosengeld II für jene Bedürftigen sein, die zuvor einen relativ hohen Nettolohn hatten, doch greift dieser Effekt erst nach einer Übergangszeit von zwei Jahren nach Ablauf des Anspruchs auf Arbeitslosigkeit. Für den Durchschnitt der

Leistungsbezieher ist das Leistungsniveau insoweit im Zuge der Reform nur wenig gesunken sein. Einer Untersuchung der Deutschen Bundesbank (2006) zufolge sind die Leistungen je Leistungsempfänger aus der Grundsicherung im Zuge der Reform von 820 Euro pro Monat im Jahr 2004 auf 725 Euro pro Monat im Jahr 2006 gesunken.

Alles in allem implizierte die Agenda 2010 eine spürbare Einschränkung der Leistungen beim regulären Arbeitslosengeld und eine – vermutlich weniger gravierende – Verringerung der Leistungen der Grundsicherung. Stimulierend für das Arbeitsangebot bzw. dämpfend auf den Anspruchslohn dürfte darüber hinaus die Lockerung des Kündigungsschutzes in Betrieben mit bis zu zehn Beschäftigten und die Ausweitung der Möglichkeit von befristeten Arbeitsverträgen für ältere Arbeitnehmer gewesen sein.

3 Empirische Untersuchung des Lohnsetzungsverhaltens

Im theoretischen Modell sind es die institutionellen Faktoren des Arbeitsmarktes und der sozialen Sicherung, die den Anspruchslohn der Beschäftigten und die Verhandlungsmacht der Arbeitnehmervertreter determinieren und im Wege der kollektiven Lohnsetzung die strukturelle Arbeitslosigkeit bestimmen. Empirisch ist zu prüfen, ob die infrage kommenden institutionellen Faktoren in der Tat den postulierten Einfluss auf das gesamtwirtschaftliche Lohnniveau hatten. Anschließend kann abgeschätzt werden, welche Auswirkungen speziell von den Reformen der Agenda 2010 auf die Lohnsetzung in den vergangenen Jahren ausgegangen sind.

Die Untersuchung wird auf zwei alternativen, aber komplementären Arten vorgenommen. Zunächst wird in Anlehnung an einen Großteil der Literatur der Einfluss der institutionellen Faktoren rein implizit, im Wege einer Zeitreihenanalyse abgeschätzt. Anschließend wird eine explizite Untersuchung einer Reihe von Faktoren vorgenommen. Es zeigt sich das beide Analysewege zu demselben Ergebnis führen, nämlich dass die im Rahmen der Agenda 2010 vorgenommen Reformen am Regelwerk des Arbeitsmarktes und der sozialen Sicherung einen erheblichen Einfluss auf die gesamtwirtschaftliche Lohnentwicklung der vergangenen Jahre gehabt hat. Ohne die Reformen wäre der Lohnanstieg in den Jahren 2004 bis 2007 vermutlich deutlich höher ausgefallen. Entsprechend geringer wären wohl die Beschäftigungsgewinne am Arbeitsmarkt gewesen.

3.1 Daten

Ausgangspunkt der Untersuchung ist für beide Vorgehensweisen die Gleichung (1), die einen Zusammenhang zwischen dem Niveau des Konsumentenreallohns $w^b - p^c$ und der Höhe der Arbeitsproduktivität e , der Arbeitslosenquote U und der institutionellen Faktoren des Arbeitsmarktes $Z_i, i = 1, 2, \dots$ beschreibt. Sieht man von den institutionellen Faktoren ab, so lassen sich alle Variablen leicht empirisch operationalisieren. Die Größe w^b bezeichnet den Bruttolohn je Beschäftigtenstunde, berechnet als Bruttolohn- und Gehaltssumme dividiert durch das Arbeitsvolumen der Arbeitnehmer. Mit p^c wird der Deflator des privaten Verbrauchs bezeichnet; alternativ könnte auch der Verbraucherpreisindex verwendet werden.⁵ Die Arbeitsproduktivität e wird berechnet als Quotient aus dem realen Bruttoinlandsprodukt und den Arbeitsstunden der Erwerbstätigen. Die Arbeitslosenquote ist das Verhältnis von registrierten Arbeitslosen zu Erwerbspersonenpotential in der Abgrenzung der Bundesagentur für Arbeit, korrigiert um jenen bedingten sprunghaften Anstieg im Jahr 2005, der sich daraus ergab, dass sich erwerbsfähige Sozialhilfeempfänger nunmehr als arbeitslos registrieren lassen mussten, wenn sie einen Anspruch auf Arbeitslosengeld II geltend machen wollten und der insofern rein statistisch bedingt war.⁶

Am Rahmenwerk des Arbeitsmarktes und der sozialen Sicherung werden zwar häufig einzelne Regelungen durch andere ersetzt. Große Veränderungen, wie sie die Reformen im Rahmen der Agenda 2010 darstellen, treten jedoch nur selten auf. Eine Untersuchung der Auswirkungen von Veränderungen im Rahmenwerk der Arbeitsmarkt- und Sozialordnung muss daher notwendigerweise einen Stützzeitraum verwenden, der so lang ist, dass er hinreichende Variationen der

⁵ Problematisch wäre dagegen die Verwendung des Deflators des Bruttoinlandsprodukts als Preiskonzept, da in diesem Fall die Lohnsetzungsgleichung nicht unterscheidbar wäre von einer gesamtwirtschaftlichen Preissetzungs- oder Arbeitsnachfragegleichung, die ebenfalls typischerweise die Variablen Produktion, Beschäftigung, Löhne und Preise enthalten (Manning 1994). Die Restriktion, dass die Lohnsetzung mit Blick auf die Konsumentenpreise erfolgt, während bei der Preissetzung der Unternehmen bzw. für deren Arbeitsnachfrageentscheidung der Deflator des Bruttoinlandsprodukts relevant ist, stellt sicher, dass die Lohnsetzungsgleichung identifiziert ist.

⁶ Untersuchungen der Bundesagentur für Arbeit zufolge wurde die Zahl der registrierten Arbeitslosen dadurch im Jahr 2005 um 380 000 Personen erhöht. Im Vorjahr war die Zahl der registrierten Arbeitslosen statistisch bedingt dadurch gesunken, dass Personen in sogenannten Eignungsfeststellungs- und Trainingsmaßnahmen nicht mehr als arbeitslos gezählt wurden. Dieser Effekt, der Schätzungen zufolge etwa 95 000 Personen ausmacht, wurde ebenfalls ausgeschaltet.

institutionellen Faktoren enthält.⁷ Der Stützzeitraum der vorliegenden Untersuchung beginnt grundsätzlich im Jahr 1950 und endet am aktuellen Rand. Mit knapp 60 jährlichen Beobachtungen umfasst er praktisch die gesamte Wirtschafts- und Sozialgeschichte der Bundesrepublik. Vor allem enthält er mit den 1960er und frühen 1970er Jahren eine Periode, in der schon einmal in der Bundesrepublik gravierende Umwälzungen in der Arbeitsmarkt- und Sozialordnung stattfanden, zu deren markantesten Aspekten das weitreichende Arbeitsförderungsgesetz von 1969 und die Neuordnung der Aufgaben der Bundesanstalt für Arbeit zählte – und die Tatsache, dass von Bundeskanzler Willi Brand 1970 eine Vollbeschäftigungsgarantie gegeben wurde (Boss 2009, Soltwedel und Trapp 1988).

Der lange Stützzeitraum macht es notwendig, gesamtdeutsche Daten mit westdeutschen zu kombinieren. Diesem Ansatz liegt die Vorstellung zugrunde, dass die Bundesrepublik was die Wirtschafts- und Sozialordnung und das Lohnsetzungsverhalten betrifft als Vorläufer des vereinten Deutschlands aufgefasst werden kann. Angesichts der nahezu vollständigen Übertragung westdeutscher Arbeitsmarktinstitutionen inklusive des Lohnverhandlungssystems auf die neuen Bundesländer bzw. auf das vereinte Deutschland erscheint diese Vorgehensweise gerechtfertigt, zumal der Anteil der neuen Bundesländer an der Wirtschaftsleistung und der Beschäftigung in Deutschland relativ gering ist.

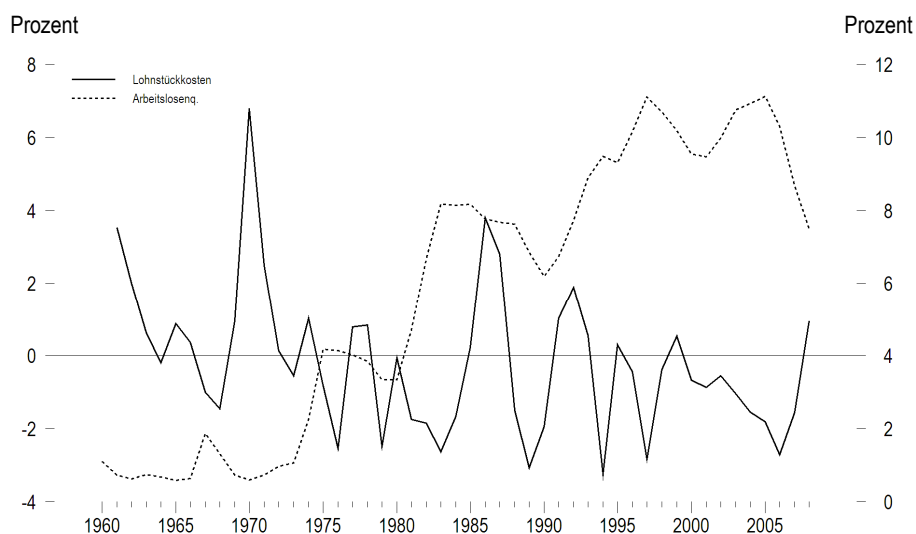
Technisch wurde die Kombination von westdeutschen und gesamtdeutschen Daten durch eine Verkettung der Niveaugrößen gelöst. Verkettungsjahr ist grundsätzlich das Jahr 1991. Eine Ausnahme stellen die Daten zur Arbeitslosenquote dar. Erste Schätzungen von Lohnsetzungsfunktionen mit einer im Jahr 1991 verketteten Arbeitslosenquote führten regelmäßig zu signifikanten Tests auf Strukturbruch in diesem Zeitraum. Der Anstieg der Arbeitslosenquote zwischen 1991 und 1993, der im Wesentlichen auf den Anstieg der Arbeitslosigkeit in Ostdeutschland im Zuge des Transformationsprozesses zurückging, hätte zu einer ausgeprägten Lohnzurückhaltung führen. Das Gegenteil war der Fall. Nach extremen Lohnzuwächsen in Ostdeutschland im Jahr 1990 - eine Übersicht des Sachverständigenrats (1990, Tabelle 20) weist für 1990 in vielen ostdeutschen Branchen Tariflohnsteigerungen von 40 bis 60 Prozent aus – war der Lohnanstieg auch in den Folgejahren bis einschließlich 1995 in vielen Branchen zweistellig. Folgt man Sinn und Sinn (1992: 176–177), so dürften für diese Entwicklung vor allem die Eigentumsverhältnisse in Ostdeutschland verantwortlich gewesen sein. Das Fehlen von Eigentümerunternehmen und schlagkräftigen Arbeitgeberorganisationen hatte danach zur Folge, dass sich die

⁷ Alternativ könnte ein internationaler Datensatz verwendet werden, was freilich mit eigenen Problemen verbunden wäre, etwa bei der Vergleichbarkeit des Regelwerkes.

westdeutschen Gewerkschaften in Ostdeutschland zu einem wesentlichen Teil mit ihrem Ziel durchsetzten, eine ostdeutsche Niedriglohnkonkurrenz für die westdeutschen Arbeitnehmer zu vermeiden. Für die vorliegende Untersuchung wird die Arbeitsmarktentwicklung in Ostdeutschland in diesem Zeitraum als einmaliger Sonderfall aufgefasst und aus dem Datensatz ausgeklammert, in dem die gesamtdeutsche Arbeitslosenquote bis einschließlich 1993 durch die westdeutsche Arbeitslosenquote approximiert wird. Bei dieser Vorgehensweise lässt sich Hypothese der Strukturkonstanz des Lohnsetzungsverhaltens vor und nach der Vereinigung nicht ablehnen.

Der Datensatz ist mit Ausnahme der institutionellen Daten in Abbildung 1 zusammengefasst. Die Abbildung stellt der Differenz aus dem Anstieg des Konsumentenreallohns und der Zunahme der Arbeitsproduktivität, die sich auch als Maß für die realen Lohnstückkosten interpretieren lässt, die Entwicklung der Arbeitslosenquote für den untersuchten Zeitraum von 1960 bis 2008 gegenüber. Deutlich erkennbar ist der treppenförmige Anstieg der Arbeitslosenquote seit Mitte der 1970er Jahre. Ebenfalls deutlich erkennbar sind die – im Verhältnis zur Zunahme der Arbeitsproduktivität – sehr kräftigen Lohnsteigerungen Anfang der 1970er, in der zweiten Hälfte der 1980er Jahre und, wenn auch etwas schwächer, im Zuge der deutschen Vereinigung. Am aktuellen Rand ist schließlich die ausgeprägte Lohn-

Abbildung 1: Reale Lohnstückkosten^a und Arbeitslosenquote 1960-2008



^aVeränderung des Konsumentenreallohns gegenüber dem Vorjahr abzüglich der Veränderung der Arbeitsproduktivität gegenüber dem Vorjahr.

Quelle: Statistisches Bundesamt *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen*; eigene Berechnungen.

zurückhaltung der vergangenen Jahre auszumachen. Ab 2003 sinken die Konsumentenreallöhne bis einschließlich 2007 deutlich im Verhältnis zur Produktivität. Zwar hat es Jahre mit rückläufigen Lohnstückkosten auch früher gegeben. Ein derart ausgeprägter Rückgang wie in den vergangenen Jahren war jedoch allenfalls Anfang der 1980er Jahre zu beobachten.

In jedem Fall stellt die Lohnentwicklung zwischen 2003 und 2007 eine Zäsur gegenüber den vorangegangenen zwanzig Jahren dar. Für sich genommen spricht diese Evidenz dafür, dass die im Rahmen der Agenda 2010 umgesetzten Beschränkungen bei den Lohnersatzleistungen tatsächlich dämpfend auf den Lohnanstieg gewirkt haben. Freilich ist nicht auszuschließen, dass die Lohnzurückhaltung zu einem wesentlichen Teil auch einfach eine Reaktion auf die Beschäftigungsverluste zurückzuführen ist, die sich in der rekordhohen Arbeitslosenquote Anfang des laufenden Jahrzehnts niederschlugen. Außerdem könnte sie auch eine verzögerte Reaktion auf frühere Entwicklungen bei Produktivität und Preisen darstellen. Daher muss für ein sichereres Urteil für diese Faktoren kontrolliert werden.

3.2 Zeitreihenanalyse: Schätzung einer zeitvariablen NAWRU

In der Regel ist es schwierig, alle relevanten Faktoren so zu erfassen, dass die Parameter von Gleichung (1) empirisch geschätzt werden können. Eine einfache Alternative besteht darin, diese Faktoren nicht direkt zu berücksichtigen, sondern indirekt eine zeitvariable strukturelle Arbeitslosenquote oder NAIRU/NAWRU zu schätzen (vgl. z. B. Fitzenberger et al. 2007). Typischerweise geschieht dies im Rahmen von Phillipskurven-Ansätzen. Grundsätzlich ist der Ansatz aber auch auf eine Lohnsetzungsfunktion übertragbar. Gleichung (1) wird dazu modifiziert zu⁸

$$(2) \quad w^b - p^c = e - \alpha(U - \bar{U}) = e - \alpha U + \alpha \bar{U}$$

wobei \bar{U} die zu schätzende zeitvariable NAWRU bezeichnet. Diese steht dann, entsprechend den theoretischen Überlegungen, nach denen die Faktoren Z_1, Z_2, \dots, Z_n aus Gleichung (1) die strukturelle Arbeitslosenquote bestimmen, als empirische Sammelgröße für all diese Faktoren. Im einfachsten Fall einer konstanten NAWRU wird ihr Wert als Teil des konstanten Gliedes einer Regression des Konsumentenreallohns auf die Produktivität und die Arbeitslosenquote geschätzt.

⁸ Vgl. Fagan et al. (2005) für die Spezifikation einer Lohnfunktion in dieser Form für den Euroraum.

Zur Schätzung einer zeitvariablen NAWRU kann auf unterschiedliche Weise vorgegangen werden. Fitzenberger et al. (2007) beispielsweise verwenden einen Kalman-Filter-Ansatz. Dabei müssen allerdings Startwerte gewählt werden, von denen die Variabilität der geschätzten NAWRU in hohem Maße abhängt und die sich nur schwierig eindeutig festlegen lassen. Zudem widerspricht die Vorstellung einer relativ glatt verlaufenden, sich also langsam verändernden NAWRU, wie sie dieser Ansatz impliziert, der Vorstellung von einer zügig implementierten Politikreform, wie es die Agenda 2010 zweifellos war (vgl. Zimmermann und Eichhorst 2008).

Hier wird stattdessen eine zeitvariable NAWRU mit diskreten Sprüngen ermittelt, die mithilfe von wiederholten Tests auf Strukturbruch geschätzt werden. Ähnlich wie bei der Kalman-Filter-Schätzung bedarf es bei dieser Vorgehensweise einer Ausgangsspezifikation. Diese wird jedoch hier nicht an den Beginn des Stützzeitraums gelegt. Stattdessen wird die Ausgangsspezifikation auf der Basis eines Stützzeitraums ermittelt, in dem es nicht zu großen Veränderungen der Arbeitsmarkt- und Sozialgesetzgebung gekommen ist und für den daher davon ausgegangen werden kann, dass die NAWRU annähernd konstant war. Oben war bereits argumentiert worden, dass wesentliche Veränderungen der Rahmenbedingungen am Arbeitsmarkt zum einen in den späten sechziger Jahren eingeführt, zum anderen in jüngster Zeit, im Zuge der „Agenda 2010“ und insbesondere der „Hartz-Reformen“.⁹ Etwas Experimentieren zeigt, dass für den Zeitraum von 1972 bis 2002 eine strukturstabile Lohnfunktion auf der Basis von (2) angepasst werden kann.

Die Schätzung einer dynamischen Variante von (2) wird in Form einer Gleichgewichtskorrekturspezifikation vorgenommen. Alle Variablen mit Ausnahme der Arbeitslosenquote werden als Abweichungen von ihren Mittelwerten im Stützzeitraum berechnet. In diesem Fall schätzt die Regressionskonstante der Gleichung nur den Term $\alpha\bar{U}$ aus Gleichung (5.3a). Für den Zeitraum von 1972 bis 2002 ergibt sich (heteroskedastierobuste absolute t -Statistiken in Klammern unter den Koeffizienten):¹⁰

⁹ Im folgenden Abschnitt wird diese These anhand quantitativer Daten für die institutionellen Faktoren des Arbeitsmarktes belegt.

¹⁰ Standardfehler und t -Statistiken für die Langfristkoeffizienten in eckigen Klammern wurden mittels der Transformation von Bewley geschätzt. Vgl. dazu Wickens und Breusch (1989).

$$(3) \quad \Delta(w^b - p^c)_t = \underset{(3,38)}{1,06} \Delta U_{t-3} + \underset{(1,85)}{0,20} \Delta(w^b - p^c)_{t-3} \\ - \underset{(5,93)}{0,45} \left[(w^b - p^c)_{t-2} - \bar{e}_{t-1} + \underset{(7,40)}{1,81} U_t - \underset{(5,89)}{0,17} \right]$$

$$T : 1972 - 2002; R^2 = 0,64; DW = 1,60; LM(4) : 0,28; AP[1979-1998] : 0,61$$

Die Gleichung vermag den wesentlichen Teil der Dynamik des Lohnsetzungsprozesses im Stützzeitraum zu beschreiben. Die Langfristparameter (zwischen den eckigen Klammern) haben zudem die erwarteten Vorzeichen und Größenordnungen, wobei der Koeffizient des Niveaus der totalen Faktorproduktivität auf 1,0 restringiert wurde, damit bei einem Einsatz der Gleichung im Rahmen des gesamten makroökonomischen Modells die langfristige Konvergenz der Löhne zu ihrem Steady-State-Niveau sichergestellt ist. Der Koeffizient vor der Arbeitslosenquote besagt, dass eine Zunahme der Quote um einen Prozentpunkt das angestrebte Reallohnniveau um 1,8 Prozentpunkte vermindert.

Die Gleichung ist außerdem wohlspezifiziert. Die Hypothese seriell unkorrelierter Residuen kann nicht abgelehnt werden. Außerdem liegt bei einem absoluten Wert der t -Statistik des Anpassungskoeffizienten von 5,93 auf jeden Fall Kointegration der Variablen vor; eine „unechte Korrelation“ trendbehafteter Zeitreihen kann also ausgeschlossen werden. Darüber hinaus ist die Gleichung strukturstabil. Das marginale Signifikanzniveau des Andrews-Ploberger (1994)-Tests auf Strukturbruch zu einem unbekanntem Zeitpunkt (AP-Test) indiziert, dass die Hypothese der Strukturkonstanz, zumindest über den Zeitraum, über den der Test erfolgt (1979-1998) nicht abgelehnt werden kann. Die NAWRU kann somit über diesen Zeitraum näherungsweise als unverändert angesehen werden. Ihr Schätzwert beträgt $0,17/1,81 = 0,095$ oder 9,5 Prozent.

Strukturkonstanz ist jedoch nicht mehr gegeben, wenn der Stützzeitraum ausgeweitet wird. Beginnt man mit der Schätzung im Jahr 1961, so zeigt der AP-Test mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 11 Prozent einen Strukturbruch in der Konstanten der Gleichung nach dem Jahr 1968 an, also genau in jenem Zeitraum, in dem das Arbeitsförderungsgesetz eingeführt wurde und nur ein Jahr nach der Vollbeschäftigungsgarantie von Kanzler Brand. Wie oben noch gezeigt wird, fiel in diesen Zeitraum eine massive Ausweitung der Lohnersatzleistungen. Zudem erhöhte sich der gewerkschaftliche Organisationsgrad der Beschäftigten deutlich. Fängt man den Strukturbruch durch eine 0/1-Variable auf, die vor 1968 den Wert 0 und danach

den Wert 1 annimmt, so sind die übrigen Koeffizienten gegenüber Gleichung (3) praktisch unverändert.

Ein weiterer Strukturbruch lässt sich feststellen, wenn man den Stützzeitraum über das Jahr 2002 hinaus ausdehnt. Der AP-Test zeigt dann mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 7 Prozent einen Bruch nach dem Jahr 2000. Auch dieser Strukturbruch lässt sich durch eine entsprechende 0/1-Variable modellieren. Eine nähere Analyse ergibt allerdings, dass die *t*-Statistik einer solchen 0/1-Variable ihr Maximum nicht im Jahr 2000, sondern im Jahr 2004 hat, einem Jahr, das vom AP-Test aus Gründen der Konstruktion der Teststatistik nicht mehr abgedeckt wird.

Der AP-Test zeigt nun zu konventionellen Signifikanzniveaus keinen Strukturbruch mehr an. Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 25 Prozent wird allerdings im Jahr 1986 ein weiterer Strukturbruch angezeigt. Die Evidenz für diesen Strukturbruch wird größer, wenn man bei der Schätzung als zusätzliche Variable den Mehrwertsteuersatz (als Durchschnitt des Regelsatzes und des ermäßigten Satzes) in die Funktion aufnimmt. Dadurch wird – nicht zuletzt mit Blick auf das Jahr 2007 – in Rechnung gestellt, dass aus theoretischer Sicht zu erwarten ist, dass die Beschäftigten Reallohnneinbußen aufgrund von Mehrwertsteuererhöhungen hinnehmen, eine Mehrwertsteuererhöhung also den angestrebten Reallohnsatz mindert.¹¹

Nimmt man sowohl die 0/1-Variable für den Strukturbruch im Jahr 2004 als die für den Bruch im Jahr 1986 in die Spezifikation (3) auf und schätzt die Koeffizienten über den Zeitraum, über den Daten zur Mehrwertsteuer zur Verfügung stehen¹², so ergibt sich

¹¹ Allgemein gilt, dass Steuern, die vom Produktionsfaktor Arbeit getragen werden, wozu die Umsatzsteuer im Kern zählt, dann nicht zu einer Veränderung des Anspruchslohns führen, wenn die Lohnersatzleistungen ebenfalls von dieser Besteuerung betroffen sind (Pissarides 1998, Van der Ploeg 2006). Dies ist bei einer Kopplung der Lohnersatzleistungen an die Nettolöhne sowie bei dem hier diskutierten Fall einer Umsatzsteuererhöhung der Fall.

¹² Die Mehrwertsteuer wurde erst im Jahr 1968 eingeführt. Um die Schätzung etwas früher beginnen zu können, wird hier unterstellt, dass der durchschnittliche Steuersatz im Vorgängersystem der Mehrwertsteuer, der Allphasen-Umsatzsteuer, in den Jahren 1966 und 1967 dem Mehrwertsteuersatz des Jahres 1968 entsprach. Der Stützzeitraum kann dadurch im Jahr 1966 beginnen. Er endet im Jahr 2008.

$$(4) \quad \Delta(w^b - p^c)_t = +0,47 \Delta U_{t-2} + 1,10 \Delta U_{t-3} - 0,16 \Delta(w^b - p^c)_{t-2} - 0,22 \Delta(w^b - p^c)_{t-4} \\ - 0,28 \left[(w^b - p^c)_{t-2} - \bar{e}_{t-1} + 1,58 U_{t-1} + 0,32 Z_{1t} - 0,01 \right] \\ - 0,14 I(1969) - 0,06 I(1986) + 0,067 I(2004)$$

(1,78) (5,69) (1,76) (2,85)
(-8,05) (8,83) (5,81) (0,04)
(15,82) (3,80) (7,56)

$$T : 1966 - 2008; \quad R^2 = 0,93; \quad DW = 2,57; \quad LM(4) : 0,44; \quad AP[1972-2002] : 0,44$$

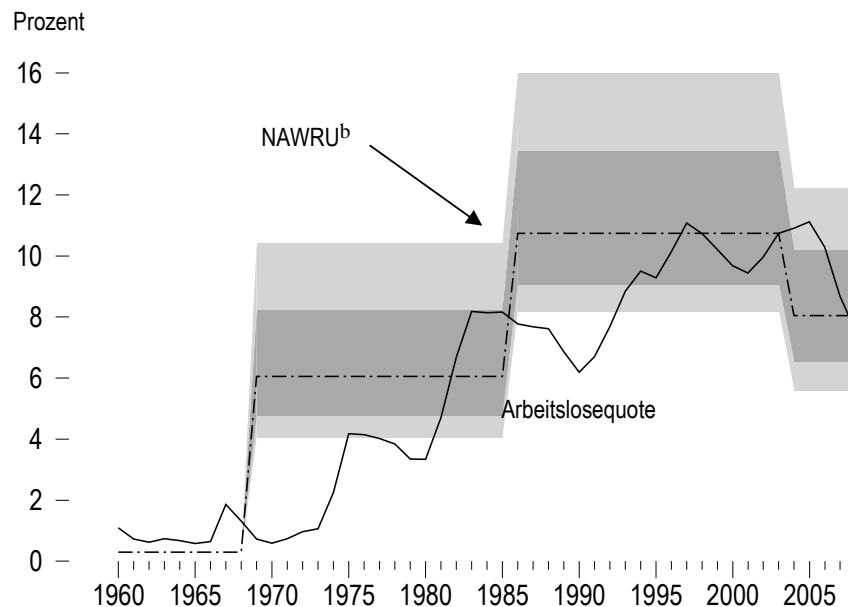
wobei $I(TB)$ eine Indikatorvariable bezeichnet, die bis zum Jahr TB den Wert 0 annimmt und danach den Wert 1; Z_1 steht für den Logarithmus des Durchschnitts aus ermäßigtem und regulärem Mehrwertsteuersatz. Es fällt auf, dass die geschätzten Koeffizienten in Gleichung (4), sieht man von den neu hinzu gekommenen Indikatorvariablen ab, sehr nahe an denen von Gleichung (3) liegen; allerdings sind die t -Statistiken in (4) deutlich höher. Die Gleichung ist wiederum wohlspezifiziert. Unter Berücksichtigung der beiden Indikatorvariablen lehnt der AP-Test die Nullhypothese der Strukturkonstanz nicht ab.

Die NAWRU wird für den Gesamtzeitraum durch die Summe aus der – in der vorliegenden Schätzung nicht signifikant von null verschiedenen – Regressionskonstanten und den Koeffizienten der Indikatorvariablen dividiert durch den Absolutwert des Koeffizienten der Arbeitslosenquote geschätzt. Drei Phasen lassen sich seit Mitte der sechziger Jahre unterscheiden (Abbildung 2). Im Zeitraum bis 1968 war die NAWRU demnach nicht signifikant von null verschieden. Im Jahr 1969 sprang sie auf $0,14/1,58 = 4,8$ Prozent und verharrte auf diesem Niveau bis Mitte der Achtziger Jahre. Im Jahr 1986 erhöhte sie sich auf 9,3 Prozent und blieb auf diesem Niveau bis 2003, um dann auf 6,8 Prozent zurückzugehen. Alle Schätzwerte sind naturgemäß mit erheblicher Unsicherheit behaftet.

Ökonomisch sind die geschätzten Bruchdaten und das Ausmaß der Veränderungen der NAWRU plausibel. Wie im folgenden Kapitel noch im Detail gezeigt wird, kam es Ende der sechziger Jahre zu einer deutlichen Erhöhung der Lohnersatzleistungen. Auch wurde der Kündigungsschutz in dieser Zeit deutlich ausgeweitet und die durch den Anstieg der Mitgliederzahlen erhöhte sich zudem die Verhandlungsmacht der Gewerkschaften. All dies erklärt den Anstieg der NAWRU Ende der sechziger Jahre. Im Umfeld der nächsten Sprungstelle der NAWRU Mitte der achtziger Jahre waren zwar die Leistungen im Rahmen des Arbeitslosengeldes und der Arbeitslosenhilfe bereits wieder etwas eingeschränkt worden. Dafür wurde aber die Bezugsdauer für das Arbeitslosengeld für Arbeitslose über 42 bzw. 45 Jahren von

12 auf bis zu 32 Monate ausgeweitet und die Frühverrentung wurde ein gängiges Instrument der Arbeitsmarktpolitik. Außerdem wurden die Ausgaben für die aktive Arbeitsmarktpolitik deutlich erhöht. In einem umfassenderen Sinn wurde so das Niveau der Lohnersatzleistungen doch erhöht. Die letzte Sprungstelle hat mit den Arbeitsmarktreformen der „Agenda 2010“ zu tun, auf die unten noch im Detail eingegangen wird.

Abbildung 2: Arbeitslosenquote und NAWRU 1960–2008^a



^a2008: Prognose des Instituts für Weltwirtschaft von September 2008. — ^bSchattierte Flächen geben mittels Monte-Carlo-Simulation geschätzte Konfidenzintervalle für die NAWRU bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 33 Prozent (dunkelgrau) und 10 Prozent (hellgrau) an. Unsicherheit über die Lage der „Sprungstellen“ der NAWRU ist bei der Berechnung der Intervalle nicht berücksichtigt.

Quelle: Bundesagentur für Arbeit (2007c); eigene Berechnungen.

Für die Analyse der langen Schwächephase in Deutschland und deren Ende in den vergangenen Jahren legt die NAWRU-Schätzung folgende Schlussfolgerungen nahe. Veränderungen des Arbeitsmarktumfelds können offenbar einen wesentlichen Teil des Wiedergewinns an wirtschaftlicher Dynamik erklären. Viel spricht dafür, dass die konjunkturelle Beschleunigung zwischen 2005 und 2008 mit Veränderungen am Arbeitsmarkt zu tun hatte. Das Ausmaß der Lohnmoderation seit 2004 deutet darauf hin, dass die NAWRU um 2½ Prozentpunkte gefallen ist und seither knapp 7

Prozent beträgt. Sie liegt damit am Ende des Jahres 2008 immer noch etwas unterhalb der tatsächlichen Arbeitslosenquote, was den nach wie vor moderaten Lohnanstieg erklärt.

Die Wachstumsschwäche der neunziger Jahre hat der Analyse zufolge mit Entwicklungen am Arbeitsmarkt zu tun. Den Schätzungen zufolge ging die NAWRU bereits Mitte der achtziger Jahre hoch. Die Arbeitslosigkeit erhöhte sich gleichwohl nicht, sondern sank erst einmal weiter, da die Konjunktur in Deutschland zunächst von dem kräftigen Wachstum der Weltwirtschaft, den sinkenden Energiepreisen und dem Anziehen des Wohnungsbaus und später dann durch die Wiedervereinigung stimuliert wurde. Erst in der Rezession nach dem Wiedervereinigungsboom stiegen die Arbeitslosenzahlen in Westdeutschland wieder – und nun auf das Niveau der erhöhten NAWRU. Die Grundlage für die erhöhte Arbeitslosigkeit war, der vorstehenden Analyse zufolge, durch die Arbeitsmarkt- und Sozialpolitik der achtziger Jahre gelegt worden. Gleichzeitig kam es in Ostdeutschland im Zuge des Anpassungsprozesses – zu dem auch die in hohem Maße von den westdeutschen Gewerkschaften mit verantworteten exorbitanten Lohnerhöhungen der Jahre 1990-1995 gehörten – zu einem gravierenden Stellenabbau.

3.3 Strukturelle ökonomische Analyse

Im Folgenden werden Ergebnisse vorgestellt, zu denen man gelangt, wenn man statt der zeitvariablen NAWRU direkt den Einfluss der Lohnersatzleistungen und der anderen institutionellen Faktoren des Arbeitsmarkts auf die Lohnsetzung schätzt.

Ein umfassender Indikator für das Niveau der Arbeitslosengeld- und Arbeitslosenhilfe- bzw. Arbeitslosengeld-II-Leistungen ergibt sich, wenn man die von Boss (2009) für das Arbeitslosengeld und für die Arbeitslosenhilfe für verschiedene Haushaltstypen zusammengestellten Lohnersatzraten sowie über die resultierenden Raten für das Arbeitslosengeld und die Arbeitslosenhilfe¹³ mittelt. Dieser Indikator wird zusammen mit einem aggregierten Indikator für das Niveau der relativen Sozialhilfeleistungen, wiederum gewonnen durch Mittelung über die drei untersuchten Haushaltstypen, für eine Schätzung von Gleichung (2), wie oben spezifiziert als Gleichgewichtskorrekturmodell, verwendet.

Über den Zeitraum von 1961 bis 2003 ergibt sich folgende Funktion:

¹³ Die Werte für die Arbeitslosenhilfe werden ab dem Jahr 2005 mit denen für die Sozialhilfe fortgeschrieben, da die Arbeitslosengeld II-Leistungen diesen grundsätzlich entsprechen.

$$\begin{aligned}
 (5) \quad \Delta(w^b - p^c)_t = & \underset{(2,65)}{-0,45} \Delta U_{t-3} + \underset{(2,93)}{0,65} \Delta U_{t-3} \\
 & - \underset{(-8,49)}{0,44} \left[(w^b - p^c)_{t-2} - \bar{e}_{t-1} + \underset{(5,43)}{2,27} U_{t-1} \right. \\
 & \quad \left. - \underset{(4,48)}{0,46} Z_{1t-2} - \underset{(4,10)}{0,93} Z_{2t-1} \right]
 \end{aligned}$$

$T: 1961-2003$; $R^2 = 0,87$; $DW = 1,94$; $LM(4): 0,40$; $AP[1964-1997]: 0,08$

Z-Variablen:

Z_1 : Mittelwert der relativen Arbeitslosengeld- und Arbeitslosenhilfeleistungen (im Vergleich zum Nettoeinkommen eines Facharbeiters) über die oben genannten drei Haushaltstypen

Z_2 : Mittelwert der relativen Sozialhilfeleistungen (im Vergleich zum Nettoeinkommen eines Facharbeiters) über die oben genannten drei Haushaltstypen

Den Ergebnissen zufolge hat das Niveau der Lohnersatzleistungen im Vergleich zum Lohneinkommen typischer Facharbeiterhaushalte tatsächlich Einfluss auf das angestrebte Reallohniveau. Ein Anstieg des Arbeitslosengeld- bzw. Arbeitslosenhilfesatzes um einen Prozentpunkt erhöht das Reallohniveau um knapp ein halbes Prozent, während ein Anstieg des Sozialhilfesatzes das Lohnniveau sogar um knapp ein Prozent erhöht. Dieses Ergebnis stützt grundsätzlich die Interpretation, nach der die NAWRU von der Höhe der Lohnersatzraten beeinflusst wird.

Als Erklärung für die Lohnzurückhaltung in den Jahren 2004 bis 2008 taugt Gleichung (5) gleichwohl nicht. Eine Analyse der Prognoseeigenschaften der Gleichung zeigt, dass sie den Lohnanstieg ab 2004 sehr deutlich überschätzt. Dies ist nicht verwunderlich, immerhin hat es bei den Lohnersatzleistungsquoten nach 2003 keine wesentlichen Änderungen gegeben. Der Arbeitslosengeldsatz blieb unverändert. Die Leistungen in Form der Nachfolgeregelungen für die Sozialhilfeleistungen wurden zwar leicht eingeschränkt, aber nicht stärker als in den zehn Jahren zuvor. Und bei der Arbeitslosenhilfe kam es mit dem Übergang zum Arbeitslosengeld II zwar zu einer wesentlichen institutionellen Veränderung, mit einer

deutlichen Einschränkung des Leistungsniveaus gegenüber der Arbeitslosenhilfe dürfte diese jedoch nicht einhergegangen sein.¹⁴

Allerdings war die Veränderung der Höhe der Arbeitslosengeld- und Grundsicherungsbezüge wie oben gezeigt nicht das Hauptelement der Agenda 2010. Zentral waren neben der Verringerung des Kündigungsschutzes vielmehr vor allem die Maßnahmen, die den Anspruch auf Arbeitslosengeld neu regelten. Um die Veränderungen bei diesen institutionellen Faktoren bei der Schätzung von Gleichung einer Lohnsetzungsgleichung zu berücksichtigen, werden Zeitreihen benötigt, die diese Variationen quantitativ erfassen.

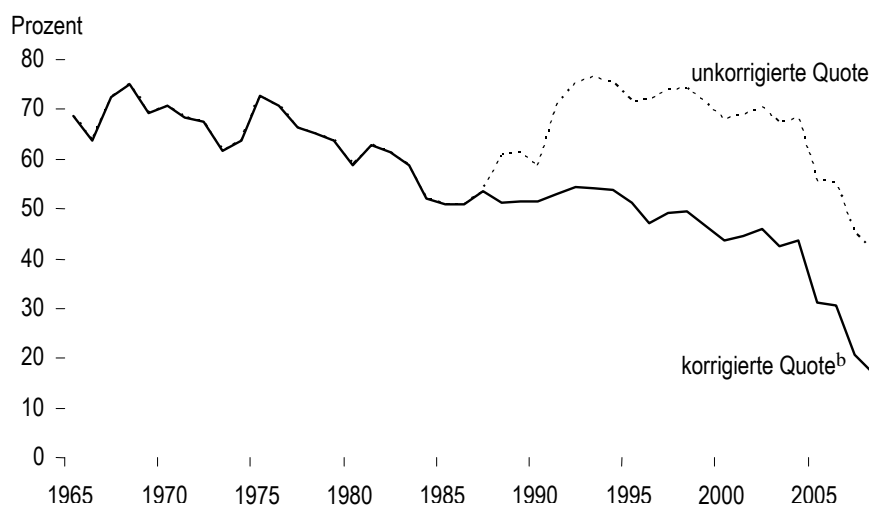
Als Maß für die Striktheit von Anspruchsregelungen für das Arbeitslosengeld wird die Anzahl der Empfänger von Arbeitslosengeld im Verhältnis zu der Anzahl jener Arbeitslosen verwendet, die grundsätzlich für den Bezug der Leistung in Frage kämen. Diese ALG-Empfängerquote fällt immer dann, wenn die Bezugsvoraussetzungen für das Arbeitslosengeld verschärft werden, und sie steigt, wenn sie gelockert werden. Da Arbeitslosengeld grundsätzlich nur 12 Monate gezahlt wird, stellt die Zahl der Arbeitslosen, die bis zu einem Jahr als arbeitslos registriert sind, eine geeignete Bezugsgröße für die Anzahl der ALG-Leistungsempfänger dar. Nach zwei Korrekturen der ursprünglichen Quote, die notwendig sind, um vereinigungsbedingte Effekte und Einflüsse durch die Ausweitung des Arbeitslosengeldanspruchs auf ältere Langzeitarbeitslose ab Mitte der achtziger Jahre auszuschalten,¹⁵ zeigt

¹⁴ Ein Arbeitsloser erhält seit 2005 nach Ablauf eines Anspruchs auf Arbeitslosengeld Arbeitslosengeld II. Grundsätzlich entspricht das Niveau dem der früheren Sozialhilfe. Allerdings gibt es eine Übergangsklausel. So erhält der Arbeitslose im ersten Jahr des ALG II-Bezugs zusätzlich zwei Drittel der Differenz zwischen dem vormaligen Arbeitslosengeldanspruch und dem ALG II-Anspruch, im zweiten Jahr ist es noch ein Drittel; erst danach besteht ein Anspruch nur noch in Höhe der früheren Sozialhilfe. Der Umfang der Arbeitslosenhilfe war schon 1996 eingeschränkt worden. Im Zuge der „Marktwerttaxierung“ des Humankapitals des Empfängers wurde die Leistung pro Jahr um 3 Prozent gekürzt. Vor dem Hintergrund des durchschnittlichen jährlichen Lohnanstiegs in diesem Zeitraum von etwa 3 Prozent bedeutete die Marktwerttaxierung de facto ein Ende der Dynamisierung der Arbeitslosenhilfe; sie stellte eine nicht unbeträchtliche Senkung des Leistungsniveaus für Langzeitarbeitslose dar. In vielen Fällen dürfte der Anspruch auf Arbeitslosengeld nach längerer Arbeitslosigkeit den Sozialhilfeanspruch nicht überstiegen haben. Insofern war mit dem Übergang zum Arbeitslosengeld II wohl keine merkliche Verringerung der Lohnersatzleistung verbunden.

¹⁵ Bei der Konstruktion dieser Variablen treten zwei Probleme auf. Zum einen springt die Variable 1991 relativ stark in die Höhe, ohne dass sich bei den Bezugsvoraussetzungen mit der deutschen Vereinigung wesentliche Änderungen ergeben hätten. Dies dürfte darauf zurückzuführen sein, dass arbeitslose ostdeutsche Arbeitnehmer in relativ größerer Zahl Anspruch auf Arbeitslosengeld hatten als westdeutsche, da in der DDR – zumindest formal – Vollbeschäftigung vorlag (vgl. hierzu Boss 2008). Um die vereinigungsbedingte Verzerrung der ALG-Empfängerquote zu vermeiden, wird bis einschließlich 1994 die westdeutsche Quote verwendet und danach die gesamtdeutsche.

sich, dass die Anspruchsregelungen im Zuge der „Agenda 2010“ offenbar deutlich verschärft wurden (Abbildung 3). Die (korrigierte) Arbeitslosengeld-Empfängerquote weist nicht nur, ähnlich wie die Lohnersatzleistungsquoten, einen sinkenden langjährigen Trend auf. Sie geht auch ab 2005 merklich zurück und stellt somit eine potentielle Variable zur Erklärung der Lohnzurückhaltung der vergangenen Jahre dar.

Abbildung 3: Arbeitslosengeld-Empfängerquote 1965–2008a



^aVerhältnis der Anzahl der Empfänger von Arbeitslosengeld zur Anzahl der Arbeitslosen mit einer Arbeitslosigkeitsdauer von nicht mehr als 12 Monaten. — ^bKorrigiert um vereinigungsbedingte Effekte und um Einflüsse der verlängerten Bezugsmöglichkeit des Arbeitslosengelds zwischen 1985 und 2005. Vgl. Fußnote 15.

Quelle: Bundesagentur für Arbeit (lfd. Jgg.); eigene Berechnungen.

Zum anderen konnten zwischen 1985 und 2005 ältere Arbeitslose das Arbeitslosengeld bis zu 24 Monate, ab Juli 1987 sogar bis zu 32 Monate, beziehen, wenn sie bestimmte Voraussetzungen erfüllten (Boss 2008b: Anhang; Abschnitt 6.4). Naturgemäß führte dies zu einem Anstieg der ALG-Empfängerquote. Außerdem wurde diese abhängig vom Ausmaß der Langzeitarbeitslosigkeit. Um diese Einflüsse auszuschalten, wird die jährliche Veränderung der ALG-Empfängerquote über den Zeitraum von 1965 bis 2003 auf die Veränderung der tatsächlichen Arbeitslosenquote sowie auf eine Variable regressiert, die bis 1984 null ist und danach der Veränderung der Langzeitarbeitslosenquote entspricht. Durch Nullsetzen der letzteren Variable ab 1985 lässt sich eine hypothetische ALG-Empfängerquote simulieren, bei der der Einfluss der länger als 12 Monate Arbeitslosen näherungsweise ausgeschaltet ist. Es zeigt sich, dass die Langzeitarbeitslosenquote – sieht man von einer Übergangszeit zwischen 1987 und 1992 ab – die ALG-Empfängerquote relativ konstant um knapp 25 Prozentpunkte erhöht hat. Für den Zeitraum von 1993 bis 2008 wird die zunächst berechnete ALG-Empfängerquote um diese 25 Prozentpunkte verringert. Für den Übergangszeitraum von 1985 wird direkt die simulierte Zeitreihe verwendet.

Diese Vermutung bestätigt sich durch die erneute Schätzung einer Lohnfunktion. Als Variablen, die das institutionelle Umfeld des Arbeitsmarkts beschreiben, gehen in die Funktion neben den Lohnersatzraten die (korrigierte) Arbeitslosengeld-Empfängerquote zur Beschreibung der Anspruchsregelungen ein. Zur Berücksichtigung von Veränderungen beim Kündigungsschutz kann auf lange Reihen von Blanchard und Wolfers (1999) für einen Index der Strenge der Kündigungsschutzregelungen zurückgegriffen werden, der zu den Schätzungen der OECD (1999, 2004) bis zum Jahr 2003 passt (EPL-Index).¹⁶ Außerdem wird die Variable, die die Arbeitslosengeld bzw. -hilfeleistungen misst, modifiziert.¹⁷ Schließlich wird als zusätzliche Variable der Mehrwertsteuersatz (als Durchschnitt des Regelsatzes und des ermäßigten Satzes) in die Funktion aufgenommen.

Die Schätzung über den Zeitraum von 1965 bis 2003, wobei der Mehrwertsteuersatz logarithmisch in die Gleichung eingeht, ergibt:¹⁸

¹⁶ Blanchard und Wolfers (2000) weisen nur den Indexstand in 5-Jahresperioden aus (1960-64, 1965-69 etc.). Um Jahreswerte zu erhalten, werden die Werte von Blanchard und Wolfers als Stände zur Mitte des jeweiligen 5-Jahreszeitraums (also 1962, 1967 etc.) aufgefasst und dann linear interpoliert. Eine Schätzung der OECD für die Zeit nach 2003 liegt allerdings noch nicht vor. Die Verringerung des Kündigungsschutzes im Rahmen der Agenda 2010 dürfte sich allerdings in einem weiteren Absinken des Index niedergeschlagen haben, ein deutlicher Rückgang wird hier aber nicht unterstellt.

¹⁷ Um der Tatsache Rechnung zu tragen, dass die Arbeitslosenhilfeleistungen ab 1996 im Zuge der „Marktwerttaxierung des Humankapitals“ pro Jahr des Leistungsbezugs um 3 Prozent gekürzt wurden und damit rasch das Sozialhilfeniveau erreichten, wird die Lohnersatzvariable ab 1996 als Durchschnitt über die Arbeitslosengeld-, Arbeitslosenhilfe- und Sozialhilfeleistung definiert. Ab 2005 wird die Variable als Durchschnitt der relativen Arbeitslosengeld- und der Sozialhilfeleistung gebildet, wobei die Sozialhilfe mit dem Faktor $1\frac{1}{2}$ in die Rechnung eingeht, um die zusätzlichen Leistungen zu berücksichtigen, die beim Übergang vom Arbeitslosengeld auf das Arbeitslosengeld II in den ersten beiden Jahren des ALG-II-Bezugs gegebenenfalls gezahlt werden.

¹⁸ Dass der Schätzzeitraum erst im Jahr 1965 beginnt, ist hauptsächlich der Tatsache geschuldet, dass die Mehrwertsteuer erst im Jahr 1968 eingeführt wurde und Daten über die Höhe der Mehrwertsteuersätze strenggenommen erst ab jenem Jahr vorliegen. Für den Zeitraum 1965 bis 1967 wurde angenommen, dass sich die Belastung der Verbraucher durch die Bruttoallphasenumsatzsteuer, den Vorläufer der Mehrwertsteuer, nicht wesentlich von der Belastung unterschied, die die Verbraucher im Jahr 1968 durch die Mehrwertsteuer hatten. Für diese Annahme spricht, dass die Mehrwertsteuer nicht eingeführt wurde, um die Steuereinnahmen zu erhöhen, sondern im Zuge einer Vereinheitlichung der indirekten Besteuerung in Europa (Homburg 2000: 13ff.)

$$(6) \quad \Delta(w^b - p^c)_t = \underset{(10,07)}{-3,93} - \underset{(6,26)}{0,89} \Delta U_{t-1} + \underset{(5,18)}{0,44} \Delta (w^b - p^c)_{t-1} \\ - \underset{(-9,43)}{0,73} \left[(w^b - p^c)_{t-1} - \bar{e}_t + \underset{(2,95)}{0,51} U_{t-1} - \underset{(4,90)}{0,46} Z_{1t-3} \right. \\ \left. - \underset{(3,16)}{0,56} Z_{2t-1} - \underset{(4,29)}{0,19} Z_{3t-1} - \underset{(2,08)}{0,018} Z_{4t-2} + \underset{(4,82)}{0,16} \ln Z_{5t} \right]$$

$T : 1965 - 2003; R^2 = 0,93; DW = 2,14; LM(4) : 0,23; AP[1970-1998] : 0,39$

Z-Variablen:

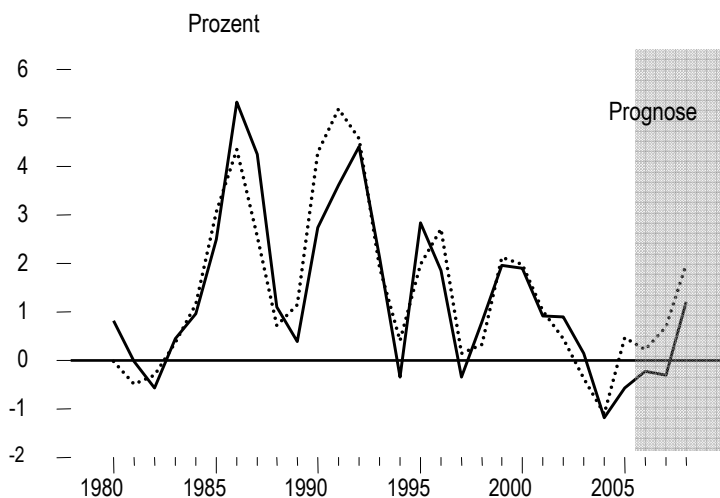
- Z_1 : 1960-1995: Mittelwert der relativen Arbeitslosengeld- und Arbeitslosenhilfeleistungen (im Vergleich zum Nettoeinkommen eines Facharbeiters) über die oben genannten drei Haushaltstypen
- 1996-2004: Mittelwert der relativen Arbeitslosengeld-, Arbeitslosenhilfe- und Sozialhilfeleistungen (im Vergleich zum Nettoeinkommen eines Facharbeiters) über die oben genannten drei Haushaltstypen
- 2005-2008: Mittelwert der relativen Arbeitslosengeld- und $1\frac{1}{2}$ *Sozialhilfeleistungen (im Vergleich zum Nettoeinkommen eines Facharbeiters) über die oben genannten drei Haushaltstypen
- Z_2 : Mittelwert der relativen Sozialhilfeleistungen (im Vergleich zum Nettoeinkommen eines Facharbeiters) über die oben genannten drei Haushaltstypen
- Z_3 : Korrigierte Arbeitslosengeld-Empfängerquote
- Z_4 : Index der Kündigungsschutzregulierungen (EPL-Index)
- Z_5 : Mehrwertsteuersatz. Mittelwert des Regelsatzes und des ermäßigten Satzes

Alle Langfristvariablen sind signifikant und haben das richtige Vorzeichen. Wie erwartet geht der Mehrwertsteuersatz negativ in die Funktion ein, die Arbeitsmarktvariablen haben dagegen ein positives Vorzeichen. Die Arbeitslosenquote ist weiterhin mit einem negativen Vorzeichen vertreten, allerdings mit einem deutlich

niedrigeren Koeffizienten als in den früheren Schätzungen. Als hoch signifikant für die Bestimmung des Reallohniveaus erweisen sich die beiden Lohnersatzraten sowie die Arbeitslosengeld-Empfängerquote. Der Index der Kündigungsschutzregulierungen ist dagegen mit einem t -Wert von 2,08 nur knapp signifikant von null verschieden; dies mag damit zu tun haben, dass die Daten aus 5-Jahresdurchschnitten interpoliert wurden.

Die Parameter der Funktion wurden wiederum nur mit Daten bis einschließlich des Jahres 2003 geschätzt. Die verbleibenden fünf Jahre bis 2008 sollen genutzt werden, um die Stabilität der ermittelten Beziehung zu testen und zu klären, ob die Gleichung in der Lage ist, einen Beitrag zur Erklärung der seither anhaltenden Phase ausgeprägter Lohnmoderation zu leisten. Zu diesem Zweck wird die Funktion über den Zeitraum 2003–2008 dynamisch simuliert. Es zeigt sich, dass die Funktion die Lohnzurückhaltung zu einem wesentlichen Teil nachzuvollziehen vermag (Abbildung 5.17). Der deutliche reale Lohnrückgang im Jahr 2004, der nicht zuletzt auf die hohe Arbeitslosenrate in jenem Jahr und in den Vorjahren zurückzuführen sein dürfte, wird nachgezeichnet. Entscheidend ist jedoch, dass der Lohnanstieg trotz der spürbaren Abnahme der Arbeitslosenquote ab 2006 verhalten bleibt. Dies spricht dafür, dass es mit der Modellierung über die Arbeitsmarktvariablen gelingt, die Lohnentwicklung zu erklären, wobei seit 2005 der Arbeitslosengeld-Empfängerquote die wesentliche Bedeutung zukommt.

Abbildung 4: Tatsächlicher Reallohn und dynamische Anpassung der geschätzten Lohnfunktion^a



^aBruttostundenlohn deflationiert mit dem Verbraucherpreisindex, Anstieg gegenüber dem Vorjahr.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Freilich könnten neben den genannten andere Faktoren eine Rolle spielen. Darauf deutet die Tatsache hin, dass die geschätzte Lohnfunktion den tatsächlichen Lohnanstieg der Jahre 2005 bis 2008 überschätzt, wenn auch nur leicht und statistisch nicht signifikant. Insbesondere dürfte die Verhandlungsposition der gewerkschaftlich organisierten Arbeitnehmer in Deutschland in den vergangenen Jahren durch zunehmenden Wettbewerb mit anderen Arbeitnehmern im In- und Ausland geschwächt worden sein. So haben sich durch die Globalisierung und den Fortschritt der Informationstechnologie die Möglichkeiten der Unternehmen zum Outsourcing erhöht; außerdem stehen heimische Arbeitsplätze auch über den Güterhandel im Wettbewerb mit ausländischen. Im Inland hat der Wettbewerb durch die Deregulierung der Zeitarbeit stark zugenommen. Außerdem hat die abgabenrechtliche Begünstigung geringfügiger Beschäftigungsverhältnisse insbesondere im Niedriglohnbereich zusätzlichen Wettbewerb geschaffen.¹⁹

4 Schlussfolgerungen

Die vorstehende Analyse hat gezeigt, dass die Lohnzurückhaltung der vergangenen Jahre als Folge der Arbeitsmarktpolitik aufgefasst werden kann. Die strukturelle Arbeitslosenquote dürfte in Folge der Agenda 2010 um mehr als 2 Prozentpunkte gesunken sein. Dies dürfte maßgeblich für die Beschäftigungsgewinne im abgelaufenen Aufschwung und z. T. auch für den Aufschwung selbst verantwortlich gewesen sein. Die maßgebliche Rolle spielt bei den Reformen die Verschärfung der Anspruchsvoraussetzungen für den Bezug des Arbeitslosengeldes. Hinzu kamen die Senkung der Lohnersatzleistungen und die – freilich vermutlich nur leichte – Verringerung des Kündigungsschutzes.

Nicht berücksichtigt wurden in der Analyse Faktoren wie der Globalisierungsdruck, die Deregulierung der Zeitarbeit und die steuerliche Förderung geringfügiger Beschäftigungsverhältnisse. Es steht zu vermuten, dass auch diese Faktoren eine Rolle für das Ausmaß der Lohnzurückhaltung gespielt haben. Auf eine Quantifizierung dieser Effekte muss hier verzichtet werden.

¹⁹ Vgl. zu diesen Faktoren die Diskussion bei Boss et al. (2007b).

Literatur

- Andrews, D., und W. Ploberger (1994). Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative. *Econometrica* 62 (6): 1383–1414.
- Andrews, D.W.K. (2003). End-of-Sample Instability T. Cowles Foundation Discussion Paper 1369. New Haven.
- Andrews, D.W.K., und J.-Y. Kim (2003). End-of-Sample Cointegration Breakdown Tests. Cowles Foundation Discussion Paper 1404. New Haven.
- Arnold, J.M., A. Bassanini und S. Scarpetta (2007). Solow or Lucas? Testing Growth Models using Panel Data from OECD Countries. OECD Working Paper Nr. 592. Paris.
- Arnold, J.M., G. Nicoletti und S. Scarpetta (2008). Regulations, Allocative Efficiency and Productivity in OECD Countries: Industry and Firm-Level Evidence. OECD Working Paper 616. Paris.
- Bean, C.R. (1994). European Unemployment: A Survey. *Journal of Economic Literature* 32 (2): 573–619.
- Berthold, N., R. Fehn und E. Thode (2002). Falling Capital Share and Rising Unemployment: Long-Run Consequences of Institutional Shocks? *German Economic Review* 3 (4): 431–459.
- Blanchard, O., und J. Gali (2007). The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why are the 2000s so Different from the 1970s? NBER Working Paper Series 13368. National Bureau for Economic Research, Cambridge, Mass.
- Blanchard, O.J. (2006). European Unemployment: The Evolution of Facts and Ideas. *Economic Policy* 45: 7–59.
- Blanchard, O.J., und J. Wolfers (2000). The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: the Aggregate Evidence. *Economic Journal* 110: C1–C33.
- Blanchard, O.J., und L.H. Summers (1986). Fiscal Increasing Returns, Hysteresis, Real Wages and Unemployment. *International Seminar in Macroeconomics* 9. Namur.
- Boss, A. (2009). Zur Entwicklung des Anspruchslohns in Deutschland. *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik* 58 (2): 222–254.
- Bovenberg, L.A. (2006). Tax Policy and Labor Market Performance. In: J. Agell und P. Birch (eds.), *Tax Policy and Labor Market Performance*. Cambridge, Mass.
- Cabellero, R.J., und M.L. Hammour (1999). Jobless Growth: Approbability, Factor Substitution, and Unemployment. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 48: 51–94.
- Deutsche Bundesbank (2002). Der Wohnungsbaumarkt in den neunziger Jahren. *Monatsbericht*. Januar. Frankfurt am Main.
- Deutsche Bundesbank (2006). Monatsbericht September. Frankfurt am Main.
- Deutsche Bundesbank (2006). *Monatsbericht*. September. Frankfurt am Main.
- Deutsche Bundesbank (2007a). Der deutsche Außenhandel im Euro-Raum: konjunkturelle Effekte und strukturelle Bestimmungsgründe. *Monatsbericht* (März): 39–50.

- Deutsche Bundesbank (2007b). *Monatsbericht*. Juni. Frankfurt am Main.
- Deutsche Bundesbank (2007c). Ergebnisse der gesamtwirtschaftlichen Finanzierungsrechnung für Deutschland 1991 bis 2006. *Statistische Sonderveröffentlichung*, 4. Juli. Frankfurt am Main.
- Deutsche Bundesbank (2007d). Fortschritte bei der Stärkung des gesamtwirtschaftlichen Wachstumspotenzials. *Monatsbericht* (Oktober): 35–45.
- Deutsche Bundesbank (2007e). *Monatsbericht*. November. Frankfurt am Main.
- Deutsche Bundesbank (2008). Perspektiven der gesetzlichen Rentenversicherung in Deutschland. *Monatsbericht* (April): 51–75
- Deutsche Bundesbank (lfd. Jgg.). *Monatsbericht*. Frankfurt am Main.
- Eichhorst, W. und K. F. Zimmermann (2008). Die Agenda 2010 als Teil der rot-grünen Regierungspolitik. *Vierteljahreshefte für Wirtschaftsforschung* 77 (1): 8–19.
- Fagan, G., J. Henry und R. Mestre (2005). An Area-wide Model For the Euro Area. *Economic Modelling* 22 (1): 39–59.
- Fehn, R. (1997). *Der strukturell bedingte Anstieg der Arbeitslosigkeit in Europa*. Baden-Baden.
- Fitzenberger, B., W. Franz und O. Bode (2007). The Phillips Curve and NAIRU Revisited: New estimates for Germany. ZEW Discussion Paper 07-070. Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim.
- IMF (1999). Chronic Unemployment in the Euro Area: Causes and Cures. *World Economic Outlook* (April): 88–121.
- Landmann, O. (2002). Die Lohnquote – Irrlicht der Lohnpolitik. In: L. Menkhoff und F. Sell (Hrsg.), *Zur Theorie und Empirie der Einkommensverteilung*. Berlin.
- Landmann, O. (2005). *Employment, Productivity and Output Growth*. Genf.
- Landmann, O., und J. Jerger (1993). Unemployment and the Real Wage Gap: A Reappraisal of the German Experience. *Weltwirtschaftliches Archiv* 129 (4): 689–717.
- Layard, R., S. Nickell und R. Jackman (1991). *Unemployment. Macroeconomic Performance and the Labour Market*. Oxford.
- Layard, R., und S. Nickell (1999). Labor Market Institutions and Economic Performance. In O. Ashenfelter und D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*. Vol. 3. Amsterdam.
- Manning, A. (1993). Wage Bargaining and the Phillips Curve: The Identification and Specification of Aggregate Wage Equations. *The Economic Journal* 103 (January): 98–118.
- Nickell, S. (1998). Unemployment: Questions and some Answers. *The Economic Journal* 108 (May): 802–816.
- OECD (Organization for Economic Cooperation and Development) (1999). *Employment Outlook 1999*. Paris.
- Phelps, E.S. (1997). Comment on Blanchard. *Brookings Papers on Economic Activity* (2/1997): 148–155.

- Phelps, E.S. (1997). Comment on Blanchard. *Brookings Papers on Economic Activity* (2/1997): 148–155.
- Phelps, E.S., und G. Zoega (1998). Natural-Rate Theory and OECD Unemployment. *Economic Journal* 108 (5): 782–801.
- Phelps, E.S., und G. Zoega (1998). Natural-Rate Theory and OECD Unemployment. *Economic Journal* 108 (5): 782–801.
- Pissarides, C.A. (1990). *Equilibrium Unemployment Theory*. Oxford u.a.
- Pissarides, C.A. (1990). *Equilibrium Unemployment Theory*. Oxford u.a.
- Pissarides, C.A. (1998). The Impact of Employment Tax Cuts on Unemployment and Wages. The Role of Unemployment Benefits and Tax Structure. *European Economic Review* 42(1): 155–183.
- Sachverständigenrat (Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung) (1990). *Auf dem Wege zur wirtschaftlichen Einheit Deutschlands. Jahresgutachten 1990/91*. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Sachverständigenrat (Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung) (1990). *Auf dem Wege zur wirtschaftlichen Einheit Deutschlands. Jahresgutachten 1990/91*. Stuttgart: Metzler-Poeschel.
- Sinn, G., and H.-W. Sinn (1992). *Jumpstart. The Economic Unification of Germany*.
- Soltwedel, R., und P. Trapp (1988). Labor Market Barriers to More Employment: Causes for an Increase of the Natural Rate? The Case of West Germany. Giersch, H. (Hrsg.), *Macro and Micro-Policies for More Growth and Employment*, Tübingen, 181–225.
- Van der Ploeg, F. (2006). Do Social Policies Harm Employment and Growth? Second-Best Effects of Taxes and Benefits on Employment. In: J. Agell und P. Birch (eds.), *Tax Policy and Labor Market Performance*. Cambridge, Mass.
- Vartia, L. (2008). How do Taxes Affect Investment and Productivity? OECD Economic Working Paper. Paris. Forthcoming.
- VDR (Verband Deutscher Rentenversicherungsträger) (2005). Versicherte gehen später in Rente. *VDR Info* (Januar): 6.
- Vijverberg, C.-P.C., und W.P.M. Vijverberg (2007). Diagnosing the Productivity Effect of Public Capital in the Private Sector. *Eastern Economic Journal* 33 (2): 207–230.
- Wickens, M.R., und T.S. Breusch (1989). Dynamic Specification, the Long Run and the Estimation of Transformed Regression Models. *Economic Journal* 98 (Supplement): 189–205.
- Wickens, M.R., und T.S. Breusch (1989). Dynamic Specification, the Long Run and the Estimation of Transformed Regression Models. *Economic Journal* 98 (Supplement): 189–205.