

Lohndynamik bei hoher Arbeitslosigkeit im Euro-Raum

Unmittelbar vor Ausbruch der globalen Finanz- und Wirtschaftskrise waren die Löhne im Euro-Raum noch recht kräftig gestiegen. Trotz der erheblichen Verschlechterung der Wachstumsperspektiven nahmen die Löhne vor allem in der Privatwirtschaft danach noch weiter zu, wenn auch mit nachlassendem Tempo. Dabei gab es erhebliche Unterschiede zwischen den einzelnen Ländern. Erst im Jahr 2014 erreichte das Lohnwachstum einen Tiefpunkt.

Empirische Untersuchungen legen nahe, dass die Löhne in den Ländern des Euro-Gebiets stärker auf gute als auf schlechte Arbeitsmarktlagen reagieren. Gründe für solche Asymmetrien können Lohnstarrheiten sein. Aus Unternehmensbefragungen ergibt sich, dass abwärtsgerichtete nominale Lohnrigiditäten in den Jahren der Staatsschuldenkrise 2010 bis 2013 wirksam waren. Zudem gibt es Hinweise darauf, dass institutionelle Faktoren einen Einfluss auf die Lohndynamik hatten. Reale Lohnrigiditäten scheinen keine große Rolle gespielt zu haben.

Eine besondere Bedeutung kam der Entwicklung im öffentlichen Sektor zu. In einer Reihe von Ländern verfügte der öffentliche Dienst über einen Lohnvorsprung gegenüber der Privatwirtschaft, der sich in den Jahren vor der globalen Krise teilweise sogar erheblich vergrößert hatte. Die fiskalischen Zwänge, die im Zuge der Finanz- und Wirtschaftskrise und später der Staatsschuldenkrise spürbar wurden, führten in einigen Ländern zu beträchtlichen, teils temporären, teils permanenten Lohnkürzungen im öffentlichen Sektor und näherten die Entgelte im Privatsektor und im Staatssektor wieder an.

Eine größere Flexibilität der Löhne vor allem in der Privatwirtschaft wäre wohl bei der Bewältigung der Krise hilfreich gewesen. Jedenfalls zeigen Auswertungen von Einzeldaten, dass Unternehmen, welche als Antwort auf Absatzeinbußen die Löhne kürzen konnten, eine stabilere Beschäftigungslage aufwiesen als Unternehmen ohne diese Möglichkeit. Auch eine Simulationsstudie mit dem Weltwirtschaftsmodell NiGEM legt nahe, dass Lohnflexibilität helfen kann, Beschäftigung zu sichern.

Seit dem Frühjahr 2013 bessert sich die Arbeitsmarktlage im Euro-Raum wieder. Der Lohnanstieg verlangsamte sich jedoch zunächst noch weiter. Dazu dürfte beigetragen haben, dass in den Vorjahren ausgebliebene Lohnkürzungen auf der Lohndynamik lasteten. Bremsend dürften auch die Arbeitsmarktreformen gewirkt haben, die in einigen Ländern vorgenommen worden waren.

Die Lohnentwicklung im Euro-Gebiet

Verschlechterung der Arbeitsmarktlage seit der Finanz- und Wirtschaftskrise ...

Im Euro-Gebiet sind gegenwärtig rund 10% der Erwerbspersonen ohne bezahlte Beschäftigung. Trotz einer gewissen Erholung seit dem Frühjahr 2013 übertrifft die Arbeitslosigkeit mit rund 16 Millionen Personen den Stand vor Ausbruch der globalen Finanz- und Wirtschaftskrise 2008/2009 noch um 4,5 Millionen Personen. In Relation zur Zahl der Erwerbspersonen lag sie um 2,5 Prozentpunkte höher. Die Beschäftigung war damals aufgrund des krisenbedingten Nachfrageausfalls schlagartig zurückgegangen, und strukturelle Schwächen einzelner Länder traten deutlich hervor. Im Zuge der Staatsschuldenkrise hatte sich die Arbeitsmarktlage dann vor allem in den direkt davon betroffenen Ländern weiter verschlechtert. Gleichwohl nahm in all den Jahren die Erwerbsbeteiligung fast durchgängig zu. Dahinter stand vor allem eine trendmäßige Zunahme der Erwerbsneigung der Frauen.

... bremst das Lohnwachstum

Das im Vergleich zur Nachfrage reichhaltige Angebot auf den Arbeitsmärkten blieb nicht ohne Folgen für die Lohndynamik. Während die Stundenentgelte¹⁾ in den Jahren vor der Krise (1999 bis 2008) durchschnittlich mit einer Rate von 2,9% und in der Spitze (im Jahr 2000) sogar um 3,7% gestiegen waren, verringerte sich ihre Zunahme in den Folgejahren. Gleichwohl zogen sie in den Jahren 2008 bis 2013 noch durchschnittlich um 2,5% an. Im ersten Jahr nach Krisenbeginn hatten die Stundenlöhne sogar noch um 3,6% zugelegt. Dies war aber vor allem ein Reflex der damals konjunkturell bedingten Einschränkung der Arbeitszeit um 2% gewesen, die auch wegen bestehender Tarifverträge nur unvollständig durch ein schwächeres Wachstum der Monatsentgelte ausgeglichen wurde. Diese nahmen immerhin um 1,5% zu. Auch in den Folgejahren stiegen die Stundenentgelte zunächst noch verhältnismäßig kräftig an. Im Jahr 2014 ermäßigte sich das Lohnwachstum im Euro-Gebiet dann vor dem Hintergrund einer schwachen Produktivitätsentwicklung und niedriger Preissteigerungsraten weiter auf 1,1% und blieb bis zuletzt verhalten.

Dabei zeigten sich ausgeprägte Unterschiede zwischen Privatwirtschaft und öffentlichem Sektor. Im öffentlichen Dienst wurde das Lohnwachstum abrupt abgebremst, während sich in der Privatwirtschaft die Verlangsamung länger hinzog. Insbesondere in den Krisenländern stagnierten die Entgelte im öffentlichen Dienst oder wurden sogar gekürzt. Dort waren sie allerdings in den Vorkrisenjahren häufig auch überdurchschnittlich angehoben worden (zur Entwicklung des Lohnabstands zwischen Privatwirtschaft und öffentlichem Dienst siehe die Ausführungen auf S. 35 ff.). In der Privatwirtschaft hingegen erhöhten sich die mittleren Stundenentgelte nach Krisenbeginn noch spürbar, wozu in einigen Ländern allerdings Kompositionseffekte infolge der Entlassung unterdurchschnittlich vergüteter Arbeitskräfte beigetragen haben dürften.²⁾

Anpassungen zunächst vor allem im öffentlichen Dienst

Zunächst wegen der krisenbedingt rückläufigen Kapazitätsauslastung, dann aber auch wegen fortgesetzter Lohnsteigerungen bei schlechter Wirtschaftslage nahmen die Lohnstückkosten erheblich zu. Da die Unternehmen ihre Absatzpreise nicht entsprechend anheben konnten, erhöhte sich die Lohnquote im Euro-Raum spürbar und persistent. Dies beeinträchtigte die Rentabilität der Unternehmen und dürfte ein Faktor für den Anstieg der Arbeitslosigkeit und die anschließende Investitionsschwäche gewesen sein.

Verzögerte Lohnanpassung beeinträchtigt Rentabilität der Unternehmen

Heterogene Entwicklungen auf Länderebene

In den einzelnen Ländern des Euro-Gebiets wurden diese Grundtendenzen von längerfristigen Entwicklungen, den Auswirkungen länderspezi-

Erhebliche Heterogenität in den Mitgliedsländern

¹ Gemessen an den Bruttolöhnen und -gehältern je Arbeitnehmerstunde. Eine Betrachtung der Arbeitnehmerentgelte ergäbe ein sehr ähnliches Bild.

² Zwischen 2007 und 2015 verringerte sich im Euro-Raum die Zahl der Arbeitnehmer mit Primarbildung als höchste Bildungsstufe um mehr als ein Viertel. Hingegen stieg die Zahl der Arbeitnehmer mit Tertiärbildung um gut ein Fünftel. In den Krisenländern nahm auch die Zahl der Angestellten mit Sekundarbildung ab.

Das Lohngefälle zwischen Staat und Privatwirtschaft im Anpassungsprozess

Die Lohn- und Beschäftigungspolitik des öffentlichen Sektors spielt nicht nur eine bedeutende Rolle für die Staatsfinanzen, sondern – angesichts der Größe des öffentlichen Sektors – auch für die Funktionsfähigkeit des Arbeitsmarktes. Bei vergleichsweise hohen Löhnen im öffentlichen Sektor können sich Warteschlangen für Stellen im öffentlichen Dienst bilden. Dies kann gesamtwirtschaftlich mit erhöhter Arbeitslosigkeit und im Privatsektor mit einem erhöhten Lohndruck einhergehen.¹⁾ Bei zu geringen Löhnen im öffentlichen Sektor drohen Qualitätseinbußen bei öffentlichen Leistungen²⁾, und die Korruptionswahrscheinlichkeit nimmt zu.³⁾

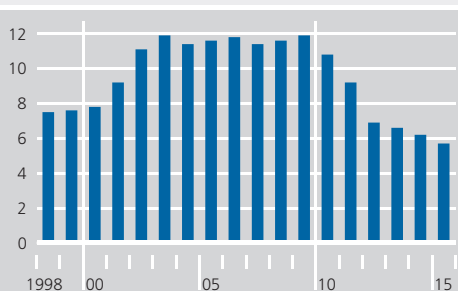
Im Euro-Gebiet weisen die Lohndaten für die meisten Länder eine erheblich höhere durchschnittliche Vergütung im öffentlichen Dienst als in der Privatwirtschaft aus.⁴⁾ Dies gilt insbesondere für einige südeuropäische Länder. Allerdings werden im öffentlichen Dienst häufig auch höhere Qualifikationen als im Durchschnitt der Privatwirtschaft verlangt. Die Unterschiede in den Entlohnungs-

strukturen sind insofern teilweise erklärbar. Allerdings fällt der Lohnvorteil des öffentlichen Dienstes häufig bei Tätigkeiten im unteren Qualifikationssegment größer aus.⁵⁾ Bei Führungspositionen sind die Entgelte dagegen in vielen Ländern geringer als in der Privatwirtschaft.⁶⁾ Insgesamt zeigt sich im öffentlichen Sektor typischerweise eine geringere Lohndispersion als in der Privatwirtschaft.⁷⁾

Darüber hinaus ist zu beachten, dass Beschäftigungsverhältnisse im öffentlichen Dienst häufig einem besonderen Schutz unterliegen. Dieser Vorteil sollte als Entgeltbestandteil den ausgezahlten Lohn eher ge-

Lohnabstand zwischen öffentlichem Dienst und Privatwirtschaft im Euro-Raum^{*)}

in %



Quelle: Eurostat. * Daten beziehen sich auf die Bruttolöhne und -gehälter pro Stunde. Der öffentliche Dienst (Sektoren O-Q der NACE Rev. 2 Klassifikation) wird mit der Privatwirtschaft (alle anderen Sektoren außer Landwirtschaft) verglichen.

Deutsche Bundesbank

1 Vgl.: A. B. Krueger (1988), The determinants of queues for federal jobs, *Industrial and Labor Relations Review* 41, S. 567–581; und P. Gomes (2014), Optimal public sector wages, *The Economic Journal* 125, S. 1425–1451.

2 Vgl.: S. Nickell und G. Quintini (2002), The consequences of the decline in public sector pay in Britain: A little bit of evidence, *The Economic Journal* 112(444), S. F107–F118.

3 Vgl.: R. K. Goel und D. P. Rich (1989), On the economic incentives for taking bribes, *Public Choice* 61 (3), S. 269–275.

4 Im Euro-Raum insgesamt lagen im Jahr 2015 die Bruttolöhne und -gehälter pro Stunde im öffentlichen Sektor mit durchschnittlich 21,70 € um knapp 7% über denen der Privatwirtschaft.

5 Vgl.: M. M. Campos und M. Centeno (2011), Public-private wage gaps in the period prior to the adoption of the Euro: An application, *Economic Bulletin, Banco De Portugal*, S. 55–69; und D. Depalo, R. Giordano und E. Papapetrou (2015), Public-private wage differentials in Euro Area countries: Evidence from quantile decomposition analysis, *Empirical Economics* 49(3), S. 985–1015.

6 Vgl.: L. N. Christofides und M. Michael (2013), Exploring the public-private sector wage gap in European countries, *IZA Journal of European Labor Studies* 2(15); sowie F. De Castro, S. Matteo und H. Steiner (2013), The gap between public and private wages: New evidence for the EU, *European Economy – Economic Papers* Nr. 508, DGECFIN, European Commission.

7 Dabei spielt zwar zum einen die größere Homogenität der Beschäftigtenprofile, zum anderen aber auch eine geringere Dispersion der Entlohnung der verschiedenen Charakteristika eine Rolle. Vgl.: D. Depalo, R. Giordano und E. Papapetrou (2015), a. a. O.

ringer ausfallen lassen.⁸⁾ Andererseits verbessert der besondere Schutz der Arbeitnehmer im öffentlichen Dienst deren Position in Lohnverhandlungen. Dies kann das Lohngefälle sogar vergrößern.⁹⁾

Laut einer Studie der Europäischen Kommission hatten im Jahr 2010 in den meisten Ländern des Euro-Raums Beschäftigte im öffentlichen Dienst auch bei Berücksichtigung von einer Reihe an Strukturunterschieden einen Lohnvorteil gegenüber der Privatwirtschaft. Nur in vier Ländern (Finnland, Estland, Lettland und die Slowakei) fand sich ein Lohnnachteil für den öffentlichen Sektor. In fünf Ländern war der Lohnunterschied statistisch insignifikant (Deutschland, Frankreich, die Niederlande, Litauen und Malta). Für Hochqualifizierte fanden sich in acht Ländern (Italien, Spanien, Belgien, Österreich, Irland, Portugal, Zypern und Luxemburg) Lohnvorteile.¹⁰⁾

Veränderungen des Lohnabstandes zwischen öffentlichem Sektor und der Privatwirtschaft

In den Jahren vor der Finanz- und Wirtschaftskrise hatten die Löhne im öffentlichen Dienst bei einer vergleichsweise entspannten Lage der öffentlichen Finanzen in einigen Ländern überproportional zugenommen. Besonders auffällig war dies in Italien und Spanien. Während des Anpassungsprozesses zwischen 2010 und 2015 kehrte sich dieser Trend um; der öffentliche Dienst trug nun erheblich zur Lohnmoderation bei. Im öffentlichen Sektor halbierte sich die Zuwachsrate der Stundenlöhne im Vergleich zu den Vorkrisenjahren 2000 bis 2008, während im Privatsektor die Abstufung sehr viel geringer ausfiel. Auch setzte die Verlangsamung des Lohnwachstums im öffentlichen Dienst schneller ein als in der Privatwirtschaft.¹¹⁾

Dazu trugen verschiedene Maßnahmen bei. Beispielsweise wurde in Italien im Jahr 2010 ein Lohnstillstand im öffentlichen Dienst für die Jahre 2010 bis 2013 beschlossen.¹²⁾ Für einen Teil der Besserverdienenden wurden Löhne gekürzt. Zudem wurden Lohnerhöhungen der Jahre 2008 und 2009 rückwirkend gekappt. In Spanien wurden zwischen den Jahren 2010 und 2013 in mehreren Etappen Löhne per Dekret gekürzt oder eingefroren. Auch in Portugal gab es zwischen den Jahren 2010 und 2013 eine Lohnpause. Höhere Gehälter wurden gekürzt. In Griechenland wurde im Jahr 2009 ein Lohnstillstand beschlossen, der aber teilweise durch andere Zuwendungen kompensiert wurde. In den Jahren 2010 bis 2012 folgten eine Reihe von Lohnkürzungen, eine Kürzung von Zuwendungen (wie Weihnachtsgeld) und später ein Lohnstillstand. Zudem wurde im Jahr 2012 die Tarifstruktur vereinheitlicht.

Der Lohnabstand zwischen öffentlichem Dienst und Privatwirtschaft verringerte sich in der Folge im Euro-Raum von 12% im Jahr 2008 auf 6% im Jahr 2015. Er war damit sogar etwas niedriger als vor dem Start der Währungsunion. Auch Qualifikations- und Entlohnungsprofile scheinen nun über die

⁸ Vgl.: P. Gomes (2014), a. a. O.

⁹ Für einen Literaturüberblick und empirische Evidenz siehe: K. van der Wiel (2010), Better protected, better paid: Evidence on how employment protection affects wages, *Labour Economics* 17 (1), S. 16–26.

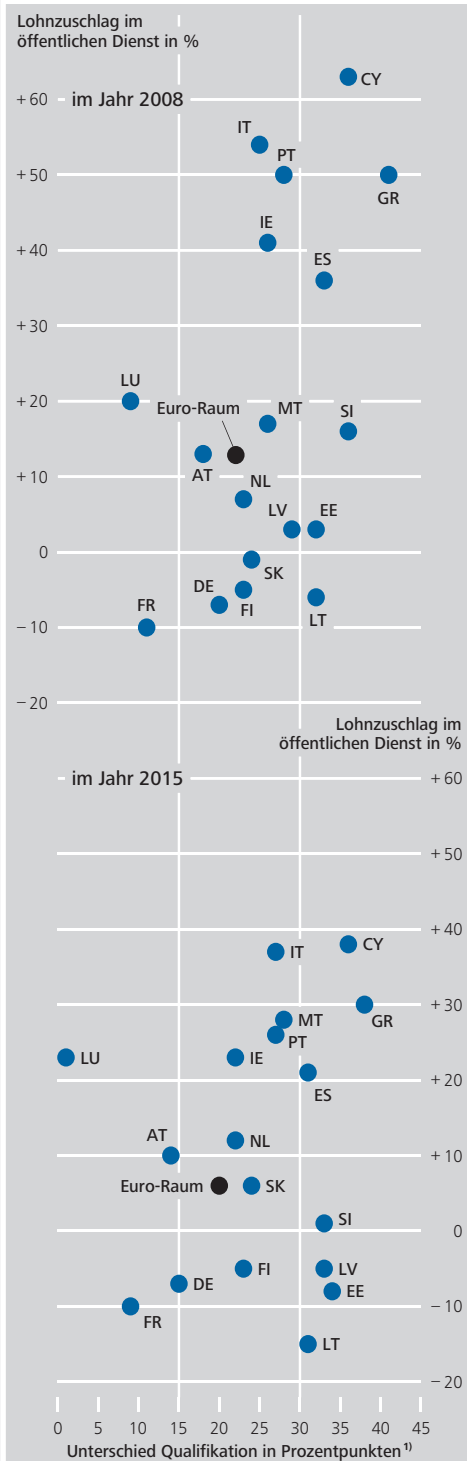
¹⁰ Vgl.: Europäische Kommission (2014), Government wages and labour market outcomes, *European Economy Occasional Papers* 190. Laut der Studie sank zwischen den Jahren 2006 und 2010 die Lohnprämie in Italien, Spanien, Portugal, Belgien, Luxemburg und Malta. Sie nahm in Österreich, Irland, Griechenland, Zypern und Slowenien zu. Zu ähnlichen Ergebnissen kommen auch: L. N. Christofides und M. Michael (2013), a. a. O.

¹¹ Vgl.: M. M. Campos, D. Depalo, E. Papapetrou, J. J. Pérez und R. Ramos (2015), Understanding the public sector pay gap, *Documentos de Trabajo*, Nr. 1539, Banco de España.

¹² Vgl.: LABREF database, Generaldirektion Beschäftigung, Soziales und Integration, Europäische Kommission.

Länder hinweg wieder besser zueinander zu passen. Dies legt auch eine ökonomische Auswertung der Lohn- und Gehaltsstrukturerhebung der Europäischen Kommission nahe, bei der der Einfluss verschiedener Drittvariablen kontrolliert wird.¹³⁾ Ergab sich für das Jahr 2010 unter Berücksichtigung von Bildungs- und Geschlechterunterschieden noch ein signifikantes Plus von knapp 4% gegenüber der Privatwirtschaft, verschwand dieser Unterschied im Jahr 2014.

Unterschiede zwischen öffentlichem Dienst und der Privatwirtschaft bei der Qualifikation und Stundenlöhnen

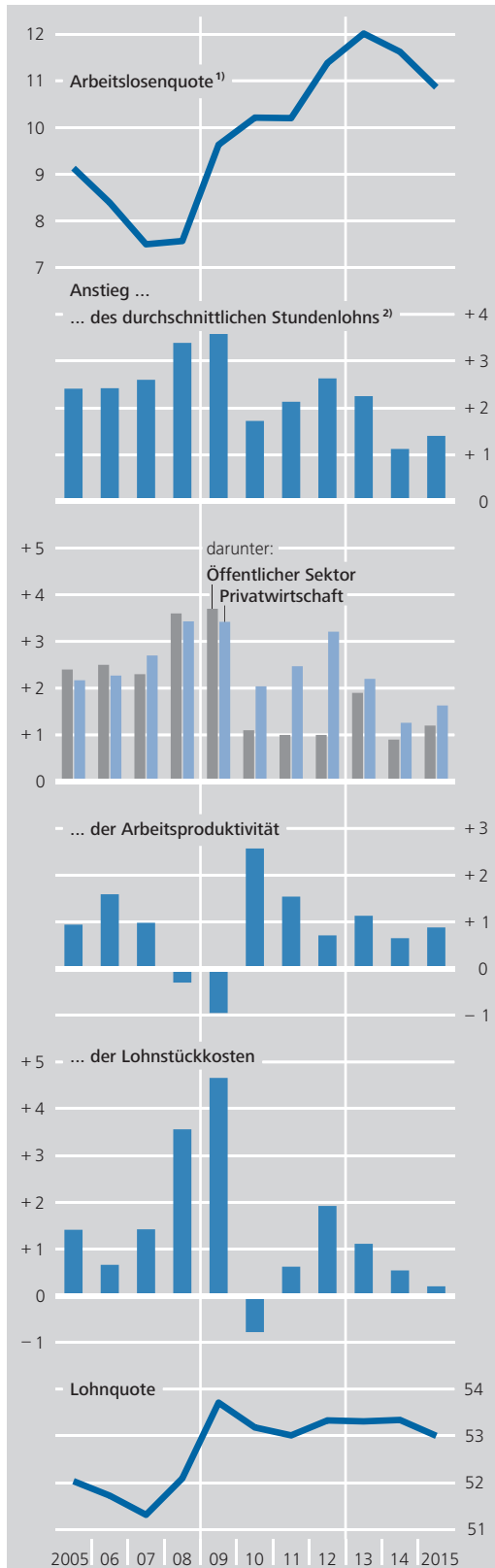


¹³ Es wird eine Regression geschätzt, bei der der nach Branche, Geschlecht, Bildung und Mitgliedsland differenzierte Stundenlohn die abhängige Variable darstellt und Dummy-Variablen für die jeweiligen Ausprägungen eingesetzt werden. Zwar erklären die Länder-Dummies einen Großteil der Variation, aber auch Bildung und Geschlecht sind signifikant mit dem Stundenlohn korreliert (wobei die Hinzunahme des Geschlechter-Dummies nichts an den Koeffizienten der übrigen Regressoren ändert). Die Dummy-Variablen für den öffentlichen Dienst sind im Jahr 2010 signifikant mit dem Stundenlohn korreliert, im Jahr 2014 nicht mehr.

Quelle: Eurostat. ¹ Bei der Messung des Unterschieds in der Qualifikation wird die Differenz der Anteile der Arbeitnehmer mit tertiärem Bildungsabschluss im öffentlichen Dienst (Sektoren O-Q der NACE Rev. 2 Klassifikation) und in der Privatwirtschaft (alle anderen Sektoren außer Landwirtschaft) gebildet.
 Deutsche Bundesbank

Arbeitslosigkeit und Lohndynamik im Euro-Raum

in %



Quelle: Eurostat. **1** Standardisierte Arbeitslosenquote. **2** Bruttolöhne und -gehälter je Arbeitnehmerstunde.
 Deutsche Bundesbank

fischer Schocks und unterschiedlichen Reaktionen auf globale Störungen teilweise überlagert, teilweise verstärkt.

Deutschland spielte in der Lohndynamik des Euro-Raums eine Sonderrolle. Hierzulande verstärkte sich nach der Krise das Lohnwachstum bei rückläufiger Arbeitslosigkeit. In den Jahren vor der Krise hatten die Arbeitskosten auch infolge verschiedener Arbeitsmarktreformen nur wenig zugenommen. In den Krisen Jahren stiegen dann zunächst die Stundenlöhne wegen der nicht vollständig kompensierten Stundenkürzungen und später auch die Monatsentgelte recht kräftig an. Bei schwachem Produktivitätswachstum resultierte hieraus eine Steigerung der Lohnstückkosten von durchschnittlich 2% in den letzten fünf Jahren, während in den Jahren unmittelbar vor der Krise die Lohnstückkosten nicht unerheblich gesunken waren.

Sonderfall Deutschland: nach der Krise stärkeres Lohnwachstum als vor der Krise

Die abweichende Lohntendenz in Deutschland erklärt zwar einen Teil des nach der Krise zunächst noch starken Lohnanstiegs im Euro-Raum. Aber auch ohne Deutschland gerechnet erhöhten sich die Stundenlöhne in den Jahren 2010 bis 2013 durchschnittlich um 1¾%, nachdem sie auf dem Höhepunkt der globalen Finanz- und Wirtschaftskrise 2008/2009 noch um 3½% pro Jahr gestiegen waren.

Auch Euro-Raum ohne Deutschland zunächst noch mit kräftigem Lohnwachstum

In Frankreich verlangsamte sich das Lohnwachstum seit 2009 trotz eines erheblichen Anstiegs der Arbeitslosigkeit nur allmählich. Die dahinter stehende Beschäftigungsanpassung mag dazu beigetragen haben, dass sich das Produktivitätswachstum im Vergleich zu anderen Ländern recht gut hielt und der Anstieg der Lohnstückkosten moderat ausfiel. Gleichwohl erhöhte sich die Lohnquote spürbar, was die Rentabilität der Unternehmen beeinträchtigt haben dürfte. Die Erholung am Arbeitsmarkt blieb bis zuletzt nur schwach.

Frankreich: trotz steigender Arbeitslosigkeit nur langsam nachlassendes Lohnwachstum

In Italien hatte sich das Lohnwachstum bereits vor der Krise weit von dem praktisch flachen Produktivitätstrend gelöst, und die Lohnstückkosten waren spürbar stärker als im Euro-Raum-

Italien: Lohnentwicklung losgelöst von Produktivitätstrends

Durchschnitt gestiegen. Auch hier verlangsamte sich in den Krisenjahren das Wachstum der Stundenlöhne vor allem in der Privatwirtschaft trotz einer Verdopplung der Arbeitslosenquote nur allmählich.³⁾ Die Stundenproduktivität stagnierte ungeachtet des Stellenabbaus. Folglich nahmen die Lohnstückkosten weiter deutlich zu, und die gesamtwirtschaftliche Lohnquote verharrte trotz des zuletzt äußerst schwachen Lohnwachstums auf einem erhöhten Niveau. Die Arbeitslosenquote übertrifft ihren Vorkrisenstand gegenwärtig noch um 6 Prozentpunkte.

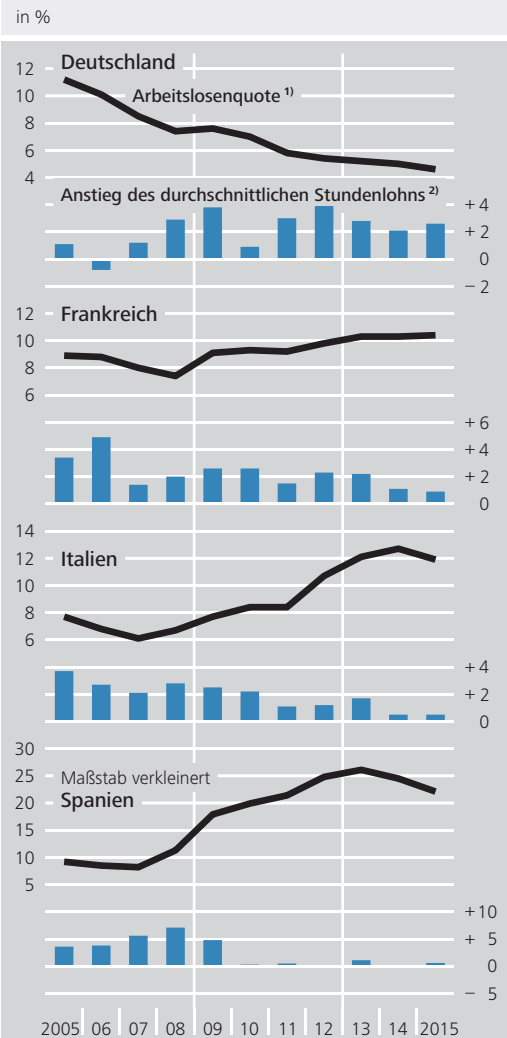
Spanien: heftige Arbeitsmarktreaktion bringt Löhne zum Stillstand

In Spanien konzentrierte sich der konjunkturelle Abschwung zunächst in hohem Maß auf die Bauwirtschaft, bevor er die gesamte Volkswirtschaft erfasste. Es kam zu einer Entlassungswelle, in deren Folge die Arbeitslosigkeit zwischen 2007 und 2009 um nahezu 10 Prozentpunkte anstieg. In den darauffolgenden vier Jahren verschlechterte sich die Arbeitsmarktlage weiter. Die Durchschnittsentgelte stiegen seit 2010 so gut wie nicht mehr. Allerdings hatten sie in den beiden Vorjahren zusammen noch um deutlich mehr als 10% zugelegt. Trotz der schweren Wirtschaftskrise nahmen die Durchschnittsentgelte in der Privatwirtschaft zunächst weiter zu, wenn auch mit erheblich vermindertem Tempo.⁴⁾ Im öffentlichen Sektor wurden die Löhne teilweise befristet gekürzt. Angesichts des kräftigen Produktivitätsschubs infolge der Entlassung vieler wenig produktiver Arbeitskräfte und des abgeflachten Lohnrends machte die Korrektur der Lohnstückkosten, die in den Jahren unmittelbar vor der Krise steil nach oben gegangen waren, recht schnell Fortschritte. Die gesamtwirtschaftliche Lohnquote liegt inzwischen sogar unterhalb ihres längerfristigen Mittels vor der Krise. Seit zwei Jahren befindet sich die spanische Wirtschaft auf Erholungskurs mit hohen Wachstumsraten und sich verbessernder Arbeitsmarktlage. Die weiterhin hohe Arbeitslosigkeit drückt aber auf das Lohnwachstum.

Flexibler Arbeitsmarkt in Irland

Noch stärker akzentuierte Entwicklungen gab es in einigen kleineren Mitgliedsländern, in denen die Wirtschaftskrise besonders schwer

Arbeitslosigkeit und Lohndynamik in ausgewählten Euro-Raum-Ländern



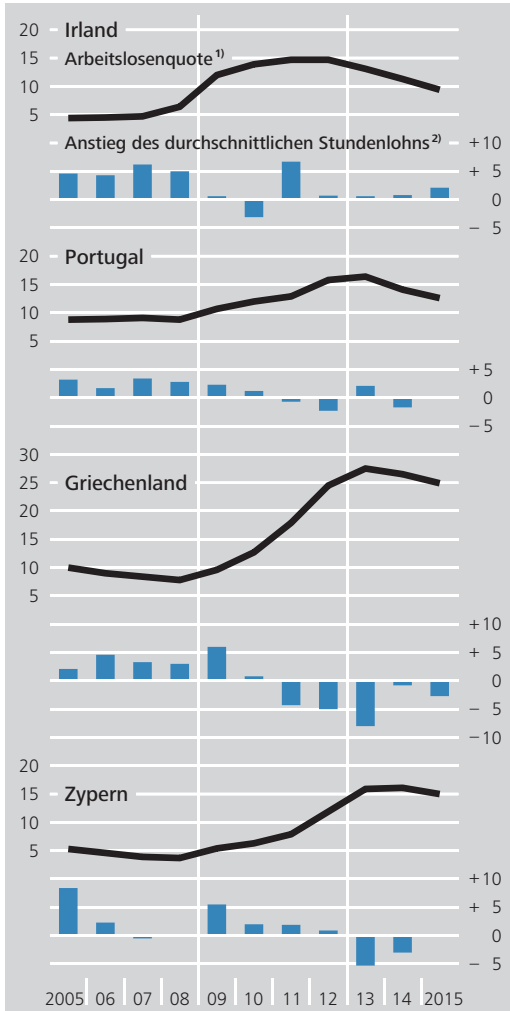
ausfiel. Irland geriet im Zuge einer Abkühlung des Immobilienmarkts schon sehr frühzeitig in eine schwere Rezession. Die Arbeitslosenquote

³ Die Arbeitslosigkeit hätte vermutlich noch stärker zugenommen, wenn nicht die Unternehmen Arbeitskräfte gehortet hätten, was sich in einem verstärkten Rückgang der durchschnittlichen Arbeitszeit niederschlug (zwischen 2005 und 2015 verringerte sich die mittlere Arbeitszeit mehr als doppelt so stark wie in dem vorangegangenen Zehnjahresabschnitt). Dazu trug bei, dass Leistungen für Kurzarbeit auch bei einer Arbeitszeit von null Stunden gewährt wurden.

⁴ Kompositionseffekte verstärkten den Anstieg der Durchschnittsentgelte in diesen Jahren. Siehe dazu: S. Puente und S. Galán, Analysis of composition effects on wage behaviour, Banco de España, Economic Bulletin, Februar 2014; sowie K. Orsini, Wage adjustment in Spain: Slow, inefficient and unfair?, European Commission ECFIN Country Focus, November 2014.

Arbeitslosigkeit und Lohndynamik in ausgewählten Euro-Raum-Ländern

in %



Quelle: Eurostat. **1** Standardisierte Arbeitslosenquote. **2** Bruttolöhne und -gehälter je Arbeitnehmerstunde.
 Deutsche Bundesbank

erhöhte sich zwischen 2007 und 2011 um 10 Prozentpunkte. In der Folge wurden die Arbeitsentgelte, die bis 2008 noch stark zugelegt hatten, vor allem im öffentlichen Dienst kräftig gekürzt. In der Privatwirtschaft gaben die Löhne nur wenig nach. Bereits seit 2012 sinkt die Arbeitslosenquote in Irland kontinuierlich, und auch die Löhne steigen wieder spürbar an, wenngleich mit wesentlich geringeren Raten als vor der Krise.

In Portugal trübte sich die Lage am Arbeitsmarkt im Herbst 2008 ein. In der folgenden wirtschaftlichen Erholung stabilisierte sich die Arbeitslosigkeit kurzfristig, erhöhte sich in der

Anpassungsprozess in Portugal sehr langwierig

Staatsschuldenkrise jedoch erheblich auf mehr als 17%. Der Lohnanstieg flachte sich im Privatsektor nach und nach ab. Im öffentlichen Sektor gab es massive Lohnkürzungen. Seit 2013 bessert sich allmählich die Lage am Arbeitsmarkt. Gleichwohl hält der Druck auf die Löhne an.

Die Lage am griechischen Arbeitsmarkt verschlechterte sich ab dem Jahr 2008 zunächst langsam, dann drastisch. Mitte 2013 waren fast 28% der Erwerbspersonen ohne bezahlte Arbeit. Die Löhne stiegen bis 2009 noch recht stark an. Seit 2010 fallen die Löhne jedoch, und zwar im privaten und öffentlichen Bereich mit ähnlichen Raten. Dazu trug bei, dass im Rahmen der Anpassungsprogramme der Mindestlohn gekürzt und die Tarifstruktur im öffentlichen Dienst überarbeitet wurde. Auch die Lohnstückkosten verringerten sich erheblich, wenn auch nicht in demselben Ausmaß wie die Löhne. Die Arbeitsmarktlage blieb bis zuletzt sehr angespannt.

Kräftige Lohnkorrektur in Griechenland

Zypern geriet im Jahr 2013 aufgrund der starken Verflechtung mit dem griechischen Finanzsystem in eine scharfe Anpassungskrise, in der sich die Arbeitslosigkeit beträchtlich auf knapp 17% erhöhte. Die Löhne wurden vor allem im öffentlichen Dienst erheblich gekürzt, aber auch in der Privatwirtschaft gaben sie etwas nach. Seit Anfang 2015 ist die zyprische Wirtschaft auf Erholungskurs. Die Arbeitslosenquote ist seither um 4 Prozentpunkte gefallen, und der Druck auf die Löhne lässt nach.

In Zypern heftige Lohnkürzungen im öffentlichen Dienst

Trotz der ausgeprägten Heterogenität der Problemlagen scheint es in vielen Ländern einfacher gewesen zu sein, Lohnkürzungen im öffentlichen Dienst durchzusetzen als in der Privatwirtschaft. Dort wurden selbst kräftige Lohnanhebungen, die unmittelbar vor Krisenbeginn auf Grundlage optimistischer Erwartungen vereinbart worden waren, in der Regel nicht zurückgenommen. Gleichzeitig scheinen Länder mit flexiblen Arbeitsmarktinstitutionen wie Irland und Zypern die Herausforderungen bis

Gemeinsamkeiten über die Länder hinweg

lang besser gemeistert zu haben als Länder mit stärker regulierten Arbeitsmärkten.

Ursachen eingeschränkter Lohnanpassungen

Ursachen eingeschränkter Lohnanpassungen

Vor diesem Hintergrund stellt sich die Frage, weshalb sich die Lohndynamik in einer Reihe von Ländern des Euro-Raums nur eingeschränkt an die veränderten Bedingungen angepasst hat. Hier können verschiedene Arten von Rigiditäten eine Rolle spielen, die durch institutionelle Gegebenheiten gefördert werden.

Nominale Rigiditäten

Kaum Kürzungen regulärer Gehälter

Die Arbeitsbedingungen einschließlich der Entgelte werden üblicherweise in Verträgen festgelegt und nur in größeren zuvor fixierten Zeitabständen überprüft und angepasst. Schon deshalb sind Löhne durch gewisse Rigiditäten gekennzeichnet. Zudem unterbleiben selbst in Krisenzeiten zumeist Kürzungen der regulären Arbeitsentgelte. Stattdessen werden die Löhne oftmals eingefroren. So steigen die Arbeitskosten zumindest nicht weiter. Dies reicht möglicherweise aber nicht aus, die Rentabilität der Beschäftigungsverhältnisse zu erhalten, insbesondere wenn in vorangegangenen Lohnrunden infolge optimistischer Erwartungen hohe Lohnsteigerungen vereinbart worden waren.

Gründe für nach unten gerichtete Lohnstarrheit

Die Gründe für solche Lohnstarrheiten sind auch in möglichen Reaktionen der Beschäftigten zu sehen. Wenn zu erwarten ist, dass Arbeitnehmer nach einer Lohnkürzung ihre Anstrengungen zurückfahren oder gar überdurchschnittlich produktive Mitarbeiter zu anderen Unternehmen wechseln, kann es aus Sicht der Arbeitgeber eine sinnvolle Strategie sein, auf Lohnkürzungen zu verzichten und statt dessen einen Teil der Belegschaft zu entlassen.⁵ Eine solche Reaktion liegt beispielsweise nahe, wenn es innerhalb eines Unternehmens unterschiedliche Klassen von Beschäftigten gibt. Temporär Beschäftigte und Leiharbeiter genießen nicht

den gleichen Schutz wie Regelbeschäftigte. Durch ihre Entlassung können die Lohnkosten verringert werden, ohne die (meist höheren) Löhne der Stammbesetzung zu kürzen.

Arbeitsplätze sind besonders dann gefährdet, wenn die Unternehmen aufgrund solcher Lohnstarrheiten in Liquiditätsprobleme geraten. Dies mag ein Grund dafür sein, weshalb Unternehmen teilweise dazu übergegangen sind, in guten Zeiten Boni zu zahlen, anstatt die regulären Entgelte zu stark anzuheben. Aller Erfahrung nach lassen sich Sonderleistungen leichter kürzen als das Basisentgelt.⁶ Eine andere Möglichkeit ist die Reduktion der Arbeitszeit bei einer Kürzung der Monatsentgelte. Diese muss nicht unbedingt proportional ausfallen, und kann gegebenenfalls durch Zuschüsse der Sozialversicherungen oder der öffentlichen Hand gefördert werden. Diese Strategie setzt allerdings funktionierende und kompromissfähige Arbeitnehmervertretungen voraus, denen von den Tarifparteien hinreichend Spielräume gewährt werden.

Eine gewisse Starrheit der Löhne kann sich zudem daraus ergeben, dass in den meisten Ländern des Euro-Gebiets ein gesetzlicher Mindestlohn gilt oder zumindest Tarifverträge als allgemeinverbindlich erklärt werden, sodass eine verpflichtende Untergrenze für Löhne existiert. Dies kann Lohnkürzungen zumindest in bestimmten Segmenten des Arbeitsmarktes beschränken, sofern nicht in Reaktion auf eine sich stark verschlechternde Arbeitsmarktlage der Mindestlohn gekürzt wird, wie dies in Griechenland geschehen ist.

Kürzung von Zusatzleistungen oder Arbeitszeit als Ausweichstrategien

Mindestlohn als Quelle von Lohnstarrheiten

⁵ Vgl.: P. Du Caju, T. Kosma, M. Lawless, J. Messina und T. Rööm (2015), *Why firms avoid cutting wages: survey evidence from European firms*, ILR Review 68(4), S. 862–888; sowie T.F. Bewley (1999), *Why wages do not fall during a recession*, Harvard University Press.

⁶ Neben der Kürzung von Boni nutzen Unternehmen bei Rigidität der Basislöhne auch verstärkt Maßnahmen wie das Einfrieren von Beförderungen oder die Verringerung der Einstiegsgehälter. Vgl.: J. Babecký, P. Du Caju, T. Kosma, M. Lawless, J. Messina und T. Rööm (2012), *How do European firms adjust their labour costs when nominal wages are rigid?*, Labour Economics 19(5), S. 792–801.

Lohnrigidität und Beschäftigung im Euro-Raum: eine Analyse mit Unternehmensdaten

Die in der dritten Welle des Wage Dynamics Network des Europäischen Systems der Zentralbanken (WDN)¹⁾ erhobenen Umfragedaten unter Arbeitgebern erlauben eine Untersuchung des Zusammenhangs von Löhnen und Beschäftigung auf Unternehmensebene.²⁾ Die Daten sind überwiegend qualitativer Natur und geben über Veränderungen der wirtschaftlichen Rahmenbedingungen der Unternehmen im Euro-Raum und ihren Reaktionen hierauf Auskunft. Sie decken die Jahre 2010 bis 2013 ab.³⁾

In diesen Jahren, die durch die Staatsschuldenkrise im Euro-Raum geprägt wurden, standen die Unternehmen durchaus unterschiedlichen Entwicklungen gegenüber. Fast die Hälfte der in der Analyse erfassten Unternehmen musste einen Nachfragerückgang hinnehmen. Für nahezu ein Drittel erhöhte sich die Nachfrage aber auch. Bemerkenswerterweise verringerte sich die Beschäftigung lediglich in gut einem Viertel aller Unternehmen (aber in mehr als zwei Fünfteln der Unternehmen mit einem Nachfragerückgang), während sie in gut 30% der Unternehmen aufgestockt wurde. Lediglich in 8% der Unternehmen wurden die Löhne (hier: die Grundgehälter oder der Stücklohn) gesenkt (aber in 14% der Unternehmen mit Nachfragerückgang). Ein vergleichsweise

1 Das WDN wurde vom Europäischen System der Zentralbanken im Jahr 2006 ins Leben gerufen, um die wesentlichen Bestimmungsfaktoren der Lohnsetzung und deren Zusammenhang mit der Preisbildung vertieft zu untersuchen. Dazu dienten u. a. Unternehmensbefragungen, denen ein weitgehend harmonisierter Fragebogen zugrunde lag. Die erste Welle deckte die Jahre 2003 bis 2007 ab, die zweite Welle, an der sich die Bundesbank nicht beteiligte, die Jahre 2008 bis 2009. Auswertungen der Umfragedaten der ersten und dritten Welle für Deutschland finden sich in: Deutsche Bundesbank, Lohnsetzungsverhalten in Deutschland – neuere empirische Befunde, Monatsbericht, April 2009, S. 17–30; in: D. Radowski und H. Bonin (2010), Downward nominal wage rigidity in services: Direct evidence from a firm survey, *Economics Letters* 106(3), S. 227–229; und in: Deutsche Bundesbank, Anpassungsmuster von Unternehmen am deutschen Arbeitsmarkt in der Großen Rezession – ausgewählte Ergebnisse einer Sonderumfrage, Monatsbericht, Juli 2015, S. 33–40. Siehe auch https://www.ecb.europa.eu/pub/economic-research/research-networks/html/researcher_wdn.en.html für den Abschlussbericht und Forschungspapiere im Rahmen der ersten beiden Wellen des WDN sowie zu länderspezifischen Auswertungen der dritten Welle.

2 Die hier vorgestellte Analyse ist Teil eines Forschungsprojekts im Rahmen des WDN. Vgl.: P. Marotzke, R. Anderton, A. Bairrao, C. Berson und P. Tóth (2016), Wage adjustment and employment in Europe, mimeo. In das Forschungspapier werden alle 25 am WDN teilnehmenden Länder einbezogen. In diesem Beitrag liegt der Fokus auf den Ergebnissen für den Euro-Raum.

3 Für weitere aus diesen Daten abgeleitete Ergebnisse siehe: Europäische Zentralbank, Neue Erkenntnisse zur Lohnanpassung in Europa im Zeitraum von 2010 bis 2013, *Wirtschaftsbericht*, Ausgabe 5/2016, S. 65–90.

Ordinales Probit-Modell der Lohnanpassung^{*)}

Marginale Effekte auf prognostizierte Wahrscheinlichkeiten

Variablen	Löhne stark verringert	Löhne moderat verringert	Löhne unverändert	Löhne moderat erhöht	Löhne stark erhöht
Nachfrage stark verringert	0,016***	0,035***	0,071***	-0,096***	-0,025***
moderat verringert	0,006***	0,014***	0,032***	-0,039***	-0,013***
unverändert (Referenz)					
moderat erhöht	-0,007***	-0,019***	-0,058***	0,054***	0,030***
stark erhöht	-0,010***	-0,030***	-0,100***	0,080***	0,059***
Beobachtungen	11 541	–	–	–	–
p-Wert	0,000	–	–	–	–
Pseudo R ²	0,123	–	–	–	–

* Die Tabelle zeigt in Abhängigkeit der Nachfrageentwicklung die geschätzte Wahrscheinlichkeit einer bestimmten Lohnentwicklung im Vergleich zur Referenzkategorie unveränderter Nachfrage. Bspw. ist die geschätzte Wahrscheinlichkeit einer starken Verringerung der Löhne bei starkem Nachfragerückgang um 1,6 Prozentpunkte höher als bei unveränderter Nachfrage. Weitere Regressoren: Anteil der Arbeitnehmer mit Tarifvertrag, Dummy-Variablen für Länder (des Euro-Raums ohne Finnland, welches an der Umfrage nicht teilnahm, und ohne Irland, dessen Umfrage nicht alle betrachteten Variablen enthält), Sektoren (der Privatwirtschaft) und Unternehmensgröße. Der marginale Effekt für Indikatorvariablen ist die diskrete Veränderung vom Referenzniveau. *** Statistisch signifikant bei 1%, basierend auf robusten Standardfehlern.

Deutsche Bundesbank

Ordinales Probit-Modell mit Instrumentvariable, Unternehmen mit Nachfragerückgang⁴⁾

Marginale Effekte auf prognostizierte Wahrscheinlichkeiten

Variablen	Lohngleichung				
	Löhne stark verringert	Löhne moderat verringert	Löhne unverändert	Löhne moderat erhöht	Löhne stark erhöht
Tarifvertrag (Anteil)	-0,011***	-0,023***	-0,029***	0,048***	0,015***
Variablen	Beschäftigungsgleichung				
	Beschäftigung stark verringert	Beschäftigung moderat verringert	Beschäftigung unverändert	Beschäftigung moderat erhöht	Beschäftigung stark erhöht
Löhne stark verringert	-0,066**	-0,095*	-0,029	0,097***	0,093
Löhne moderat verringert	-0,054**	-0,073***	-0,015	0,077***	0,066
Löhne unverändert (Referenz)					
Löhne moderat erhöht	0,124*	0,076***	-0,053***	-0,102***	-0,045
Löhne stark erhöht	0,383**	0,068	-0,200***	-0,188***	-0,063*
Beobachtungen	5 598	-	-	-	-
p-Wert	0,000	-	-	-	-
Korrelation der Fehlerterme	0,648***	-	-	-	-

* Die obere Tabelle zeigt, wie sich die geschätzte Wahrscheinlichkeit einer bestimmten Lohnentwicklung verändert, wenn sich der Anteil der Arbeitnehmer mit Tarifvertrag erhöht. Steigt der Anteil um 1 Prozentpunkt, verringert sich z. B. die geschätzte Wahrscheinlichkeit einer starken Lohnreduktion um 0,011 Prozentpunkte. Der untere Tabellenteil zeigt in Abhängigkeit der Lohnanpassung die geschätzte Wahrscheinlichkeit einer bestimmten Beschäftigungsentwicklung im Vergleich zur Referenzkategorie unveränderter Löhne. Bspw. ist die geschätzte Wahrscheinlichkeit einer starken Verringerung der Beschäftigung bei starkem Lohnrückgang um 6,6 Prozentpunkte niedriger als bei unveränderten Löhnen. Weitere Regressoren: Anteil Arbeitskosten an Gesamtkosten, Dummy-Variablen für Stärke des Nachfragerückgangs, Eigentümerstruktur, negative Schocks (Finanzmittel, Fähigkeit der Kunden, die Zahlungsziele und vertraglichen Bestimmungen einzuhalten, Zugang zu den Vorprodukten und Materialien), Boni, Entlassungskosten als relevantes Hindernis bei Einstellung neuer Arbeitskräfte mit einem unbefristeten Arbeitsvertrag, Kreditbeschränkungen (Umschuldung, Investitionen, Betriebsmittel), Länder (des Euro-Raums ohne Finnland, welches an der Umfrage nicht teilnahm, und ohne Irland, dessen Umfrage nicht alle betrachteten Variablen enthält), Sektoren (der Privatwirtschaft) und Unternehmensgröße. Der marginale Effekt für Indikatorvariablen ist die diskrete Veränderung vom Referenzniveau. Das Modell wurde mit dem Stata Befehl `cmp` von Roodman geschätzt, vgl.: D. Roodman (2011), Estimating fully observed recursive mixed-process models with `cmp`, *Stata Journal* 11 (2), S. 159–206. * Statistisch signifikant bei 10%, ** bei 5% und *** bei 1%, basierend auf robusten Standardfehlern.

Deutsche Bundesbank

hoher Anteil der Unternehmen gab an, dass die Löhne unverändert blieben (30% für die Gesamtheit, fast 40% der Unternehmen mit Nachfragerückgang). Dies deutet auf Abwärtsrigiditäten bei den Löhnen hin.⁴⁾

Mittels eines ökonomischen Modells der Lohnanpassung können aus Asymmetrien in den Reaktionen auf einen Nachfragerückgang Rückschlüsse über Abwärtsrigiditäten der Löhne gezogen werden. Die zu erklärende Größe des ordinalen Probit-Ansatzes ist hierbei die Veränderung der Grundgehälter mit den folgenden fünf Ausprägungen: starker Rückgang, moderater Rückgang, unverändert, moderater Anstieg und starker Anstieg. Erklärende Variablen sind die Nachfrageentwicklung (ebenfalls mit fünf möglichen Ausprägungen) sowie Informationen über die Unternehmensgröße und den Anteil der Arbeitnehmer mit Tarifvertrag. Hinzu kommen Dummy-Variablen für Länder und Sektoren.

Der Schätzung zufolge steigt die Wahrscheinlichkeit von Lohnerhöhungen bei einer positiven Nachfrageentwicklung im Vergleich zur Referenzkategorie einer unveränderten Nachfrage, und die Wahrscheinlichkeit einer Lohnkürzung erhöht sich bei einer negativen Nachfrageentwicklung. Allerdings fällt der Anstieg der Wahrscheinlichkeit einer Lohnkürzung bei einem Nachfragerückgang wesentlich geringer

⁴ Ein häufig verwendeter Indikator für Lohnrigidität ist der Anteil der stabilen Löhne an den nicht angehobenen Löhnen, also der Summe von gekürzten und stabilen Löhnen. (Vgl.: W. Dickens, L. Gotte, E. Groshen, S. Holden, J. Messina, M. Schweitzer, J. Turunen und M. Ward (2007), How wages change. Micro evidence from the international wage flexibility project, *Journal of Economic Perspectives* 21 (2), S. 195–214.) Ein Kritikpunkt an diesem Ansatz ist, dass von unveränderten Löhnen nicht direkt auf verhinderte Lohnkürzungen geschlossen werden kann. Zudem können auch Unternehmen, welche Löhne erhöhen, Lohnrigiditäten ausgesetzt sein. Deshalb ist es wichtig, auch steigende Löhne und die Gründe für Lohnänderungen zu berücksichtigen.

aus als die Zunahme der Wahrscheinlichkeit einer Lohnerhöhung bei einer Nachfragerückgang. Außerdem erhöht ein Nachfragerückgang die Wahrscheinlichkeit, dass Löhne unverändert bleiben, signifikant. Im Gegensatz dazu nimmt die Wahrscheinlichkeit stabiler Löhne bei einer Zunahme der Nachfrage ab. All dies kann als Beleg für nach unten gerichtete nominale Lohnrigiditäten gewertet werden.

Der mögliche Einfluss der festgestellten Rigiditäten auf die Beschäftigungsentscheidungen der Unternehmen nach einem Nachfragerückgang kann in einem ähnlichen Modellrahmen untersucht werden. Die Lohngleichung wird in einem simultanen ordinalen Probit-Ansatz um eine Beschäftigungsgleichung erweitert, in der Veränderungen der Beschäftigung (wiederum in fünf Ausprägungen) in Abhängigkeit der Lohnänderungen dargestellt werden.⁵⁾

Die Schätzergebnisse zeigen, dass die Lohnanpassung wie vermutet von der Tarifbindung abhängt.⁶⁾ Je mehr Arbeitnehmer im Unternehmen einem Lohntarifvertrag unterliegen, desto geringer ist die Wahrscheinlichkeit einer Lohnreduktion oder eines Lohnstillstandes und desto höher ist die Wahrscheinlichkeit von Lohnerhöhungen. Der Einfluss der Lohnanpassung auf die Beschäftigung erweist sich ebenfalls als signifikant. In Unternehmen, welche nach einem Nachfragerückgang die Löhne kürzen, ist ein Beschäftigungsrückgang weniger wahrscheinlich und die Wahrscheinlichkeit einer moderat positiven Beschäftigungsentwicklung höher. Ein Lohnanstieg erhöht hingegen die Wahrscheinlichkeit eines Beschäftigungsrückgangs.⁷⁾

Die Einflüsse weiterer in der Schätzung berücksichtigter, hier nicht ausgewiesener Variablen entsprechen weitgehend den Erwartungen. Beispielsweise erhöht sich bei eingeschränktem Zugang zu Finanzmitteln die Wahrscheinlichkeit, dass Beschäftigung und Löhne reduziert werden oder zumindest nicht mehr steigen. Der Schätzung zufolge kürzen Unternehmen mit bedeutenden Entlassungskosten (bspw. infolge von Kündigungsschutzregelungen) weniger häufig die Löhne. Dies lässt sich durch eine

stärkere Macht der Arbeitnehmer bei Lohnverhandlungen erklären. Bemerkenswerterweise ergibt sich ein leicht positiver Effekt auf die Beschäftigungslage in den Unternehmen. Hier könnte von Bedeutung sein, dass in der WDN-Umfrage nur solche Unternehmen erfasst werden, die im Markt verblieben sind. Schließlich kann gezeigt werden, dass in Unternehmen, bei denen neben den Grundlöhnen flexible Lohnbestandteile eine Rolle spielen, Grundlöhne weniger oft reduziert werden. Auch erscheint die Beschäftigung dort stabiler.

Es zeigt sich also, dass auf Ebene der einzelnen Unternehmen größere Lohnflexibilität die Beschäftigung tendenziell stabilisiert. Abwärtsgerichtete Lohnrigiditäten können, wenn sie bindend werden, mit Beschäftigungsverlusten einhergehen.⁸⁾

5 Den gegenseitigen Abhängigkeiten von Löhnen und Beschäftigung wird durch Nutzung des Anteils der Arbeitnehmer mit Tarifvertrag als sog. Instrumentvariable Rechnung getragen. Dahinter steht die Vermutung, dass Tarifverträge unmittelbar nur auf die Löhne und nicht auf die Beschäftigung wirken. Dies entspricht der Annahme eines „right to manage“-Ansatzes, bei dem zunächst Verhandlungen zwischen Arbeitgebern und Gewerkschaften über Löhne stattfinden und danach die Arbeitgeber die Beschäftigung unter Berücksichtigung des ausgehandelten Lohns wählen. Vgl.: T. Boeri und J. van Ours, *The economics of imperfect labor markets*, Princeton University Press 2013, S. 71. Abweichungen tariflicher Abfindungsregelungen und Kündigungsfristen von den gesetzlichen Vorgaben spielen im Euro-Raum keine große Rolle. Siehe dazu: D. Venn (2009), *Legislation, collective bargaining and enforcement: Updating the OECD employment protection indicators*, OECD Social, Employment and Migration Working Papers, Nr. 89.

6 Die vermutete Endogenität der Löhne in der Beschäftigungsgleichung wird durch die signifikante Korrelation der Fehlerterme bestätigt.

7 Die zentralen Schätzergebnisse erweisen sich als robust bei einer Schätzung unter Berücksichtigung aller Unternehmen (auch Unternehmen, die keinen Nachfragerückgang erlitten) und bei Schätzung eines stark reduzierten Modells mit nur wenigen Kontrollvariablen.

8 Zu ähnlichen Ergebnissen kommen mit quantitativen Lohndaten für Italien E. Adamopoulou, E. Bobbio, M. De Philippis und F. Giorgi (2016), *Wage rigidities and business cycle fluctuations: A linked employer-employee analysis*, Banca d'Italia Occasional Papers, Nr. 338.

*Evidenz für
abwärts-
gerichtete
Nominallohn-
rigiditäten und
Implikationen*

Ökonometrische Auswertungen von Unternehmensbefragungen zeigen, dass Lohnstarrheiten im Euro-Raum in den Jahren der Staatsschuldenkrise 2010 bis 2013 von Bedeutung waren (siehe dazu die Ausführungen auf S. 42 ff.). Auf gesamtwirtschaftlicher Ebene können solche nach unten gerichteten Nominallohnrigiditäten eine Asymmetrie in der Beziehung zwischen Arbeitslosigkeit und Löhnen nach sich ziehen. Die Lohnodynamik reagiert dann stärker auf gute als auf schlechte Arbeitsmarktlagen.⁷⁾

Reale Lohnrigiditäten

*Lohnindexierung
als Quelle realer
Rigiditäten*

Lange Zeit war es in einer Reihe von Ländern üblich, dass Arbeitsentgelte mindestens einmal jährlich um die Inflationsrate angehoben wurden. Auf diese Weise sollte die reale Kaufkraft der Arbeitnehmer erhalten werden. Solche Indexierungsklauseln waren noch ein Überbleibsel aus Zeiten vergleichsweise hoher, vorwiegend binnenwirtschaftlicher Preissteigerungsraten. In Zeiten geringen Preisanstiegs, in denen Veränderungen der Inflationsraten zudem oft außenwirtschaftlich bedingt sind, kann dies jedoch nachteilige gesamtwirtschaftliche Entwicklungen auslösen. Beispielsweise verbessert ein Ölpreisanstieg im Regelfall nicht die Zahlungsfähigkeit eines Unternehmens. Deshalb werden für Anpassungsklauseln heute oft Indizes ohne Energie (und andere Komponenten) verwendet.

*Orientierung der
Lohnanpassung
am Preisanstieg*

Selbst wenn es keine gesetzlichen Regelungen gibt, werden Löhne häufig gewohnheitsmäßig an den realisierten oder erwarteten Preisanstieg angepasst.⁸⁾ Solange sich solche Anpassungen am mittelfristigen Stabilitätsziel der Notenbank orientieren und angemessene Zu- oder Abschläge für die Wirtschafts- und insbesondere die Arbeitsmarktlage vorgenommen werden, sind sie gesamtwirtschaftlich unschädlich. Eine Mindestanpassung der Löhne um den Preisanstieg verfestigt jedoch potenziell eine aufgrund vergangener Fehlentwicklungen überhöhte Reallohnposition, mit nachteiligen Folgen für den Arbeitsmarkt.⁹⁾

In einigen Ländern des Euro-Raums finden sich nach wie vor Indexierungsregelungen. So werden die Löhne in Belgien, Luxemburg und Zypern weitgehend an die vergangene Preisentwicklung gekoppelt. Eine Teilindexierung gibt es in Frankreich, Slowenien und Malta. In anderen Ländern, darunter Italien und Spanien, ist eine Entschädigung für vergangene Kaufkraftverluste zwar nicht gesetzlich vorgegeben, die meisten Kollektivverträge beinhalten jedoch Indexierungsklauseln. Aufgrund der sich daraus ergebenden Anpassungsrigiditäten wurden diese Regeln in den vergangenen Jahren teilweise ausgesetzt oder abgemildert, so beispielsweise in Spanien und Zypern.

*Indexierung teil-
weise ausgesetzt*

Institutionelle Faktoren

Gesamtwirtschaftliche Probleme können entstehen, wenn sich das Lohnwachstum nicht hinreichend an den wirtschaftlichen Gegebenheiten orientiert. Eine Rolle spielt dabei die Ebene, auf der typischerweise die Lohnverhandlungen stattfinden. Bei einer weitgehenden Zentralisierung der Lohnverhandlungen dürften die Verhandlungspartner die gesamtwirtschaftlichen Rückwirkungen ihrer Vereinbarungen im Auge behalten. Fraglich ist allerdings, ob unter solchen Bedingungen eine hinreichende Differenzierung der Arbeitsentgelte (bspw. nach Qualifikationen, aber auch nach Branchen oder Regionen) erreicht werden kann. In dezentralen Verhandlungen finden die Produktivitätsentwicklung des individuellen Unternehmens sowie dessen Marktposition und Preissetzungsspielräume Eingang in die Lohnsetzung. Gleichzeitig

*Ebene der Lohn-
verhandlungen*

⁷ Siehe hierzu bspw.: A. Kumar und P. M. Orrenius (2016), A closer look at the Phillips curve using state-level data, *Journal of Macroeconomics* 47, S. 84–102.

⁸ In einer früheren europaweiten Unternehmensbefragung des Europäischen Systems der Zentralbanken gab etwa ein Sechstel der Arbeitgeber an, dass sie die Löhne freiwillig (d.h. ohne formale Regel) an die Preisentwicklung anpassen. Siehe hierzu: EZB (2009), Final report of the Wage Dynamics Network, S. 34 (https://www.ecb.europa.eu/home/pdf/wdn_finalreport_dec2009.pdf).

⁹ Siehe hierzu bspw.: S. Fahr und F. Smets (2010), Downward Wage Rigidities and Optimal Monetary Policy in a Monetary Union, *The Scandinavian Journal of Economics* 112 (4), S. 812–840.

Lohnindexierung im Euro-Raum

Ländergruppe	Indexierungsart und -gegenstand	Begrenzung/ Abweichung	Inflationsmessgröße	Anpassungshäufigkeit	Anmerkungen
Länder mit vollständiger Indexierung – gesetzlich vorgegeben oder durch Sozialpartner vereinbart					
Belgien	automatisch	Obergrenze für Lohnanstieg bildet Lohnnorm sowie Lohnentwicklung in wichtigsten Handelspartnern.	Gesundheitsindex (nationaler VPI ohne Kraftstoffe, Tabak und Alkohol)	einmal jährlich im 1. Quartal	derzeit ausgesetzt
Luxemburg	automatisch	Keine Begrenzung. Abweichung bei Einigung der Sozialpartner möglich.	nationaler VPI	zweimal jährlich	
Zypern	automatisch	Keine Begrenzung. Keine Regelungen bezüglich Abweichungen.	nationaler VPI (ohne Erhöhungen indirekter Steuern)	zweimal jährlich	bis Ende 2016 ausgesetzt
Länder mit vollständiger Indexierung – tarifvertragliche Verankerung					
Italien	nicht automatisch	Öffnungsklausel in Tarifverträgen erlaubt Abweichungen.	erwartete Entwicklung des HVPI ohne Energie		
Spanien	automatisch	Lohnanstieg zusätzlich an Produktivitätsentwicklung und Preiserwartung gebunden.	nationaler VPI		zum Teil ausgesetzt
Länder mit Teilindexierung – Mindestlohn					
Frankreich	automatisch	Keine Begrenzung hinsichtlich Mindestlohn. Kopplung der Löhne und Gehälter an Mindestlohn ausgeschlossen.			
Malta	automatisch	Keine Begrenzung. Keine Regelungen bezüglich Abweichungen.	Einzelhandelspreisindex	einmal jährlich	
Länder mit Teilindexierung – einzelne Sektoren					
Slowenien	automatisch, nur öffentlicher Sektor	Keine Begrenzung. Keine Regelungen bezüglich Abweichungen.	HVPI	einmal jährlich	

Quellen: Eurofound, Europäische Kommission, OECD, Stand 2016.
 Deutsche Bundesbank

Lohnverhandlungssysteme im Euro-Raum			
Lohnverhandlungsebene	1999	2008	2014
Zentrale Ebene bindende Normen für Verhandlungen auf Betriebsebene	Belgien Irland Slowenien	Griechenland Irland	Belgien
Zwischenstufe zentrale und Verhandlungen auf Branchenebene	Finnland Griechenland	Belgien	Finnland
Mittlere Ebene (Sektor oder Branche)	Deutschland Frankreich Italien Niederlande Österreich Portugal Spanien	Deutschland Finnland Frankreich Italien Niederlande Österreich Portugal Slowenien Spanien	Deutschland Frankreich Italien Niederlande Österreich Portugal Slowenien Spanien
Zwischenstufe Verhandlungen auf Branchenebene und Unternehmensebene	Luxemburg Slowakei Zypern	Luxemburg Slowakei Zypern	Griechenland Luxemburg Slowakei Zypern
Dezentrale Verhandlungen auf Unternehmensebene	Estland Lettland Litauen Malta	Estland Lettland Litauen Malta	Estland Irland Lettland Litauen Malta

Deutsche Bundesbank

werden hier auch die Anspannungen an den lokalen Arbeitsmärkten und die Qualifikationsstruktur des Arbeitskräfteangebots berücksichtigt. Schwieriger scheint die mittlere Verhandlungsebene zu sein. Hier besteht die Gefahr, dass weder den makroökonomischen Folgen noch den spezifischen Gegebenheiten adäquat Rechnung getragen wird, und dass sich die Interessen der bereits Beschäftigten gegenüber denen der Beschäftigungssuchenden durchsetzen.¹⁰⁾

Gewisse Verschiebung zu dezentralen Verhandlungen

In den meisten Mitgliedsländern des Euro-Gebiets dominierten in der Vergangenheit Verhandlungen auf Branchenebene. Im Laufe der letzten Jahre gab es aber Verschiebungen hin zu stärker dezentralen Lösungen.¹¹⁾ Zumindest wurden der Betriebsebene größere Gestaltungsspielräume gegeben. Landesweite branchenübergreifende Verhandlungen finden derzeit nur noch in Belgien und Finnland statt.¹²⁾

Neben dem Lohnsetzungsverfahren kann die Ausgestaltung des Kündigungsschutzes für die Reaktion der Lohndynamik auf wechselnde Arbeitsmarktlagen von Bedeutung sein. Kündigungsschutzregelungen sollen Arbeitnehmer

Rolle des Kündigungsschutzes und ...

10 Zu den verschiedenen Lohnverhandlungssystemen und ihren möglichen Implikationen siehe: L. Calmfors und J. Driffill (1988), Bargaining structure, corporatism and macroeconomic performance, *Economic Policy* 3(6), S. 13–61; sowie L. Calmfors (1993), Centralisation of wage bargaining and macroeconomic performance, *OECD Economic Studies*, Nr. 21.

11 In Irland wurden bspw. die Lohnverhandlungen auf die Unternehmensebene verlagert, nachdem im Jahr 2009 die Unterzeichnung eines zentralen Abkommens gescheitert war. In Griechenland wurde mit der Reform im Jahr 2011 der bindende Charakter der Branchenverträge aufgehoben, und die Verhandlungen wurden flexibilisiert. In Deutschland hatten Vereinbarungen auf betrieblicher Ebene schon in den Vorkrisenjahren erheblich an Bedeutung gewonnen und Branchenverträge teilweise ersetzt, teilweise ergänzt. Siehe hierzu auch die Ausführungen in: Europäische Zentralbank, *Neue Erkenntnisse zur Lohnanpassung in Europa im Zeitraum von 2010 bis 2013*, *Wirtschaftsbericht*, Ausgabe 5/2016, S. 65–90.

12 In Belgien konnte daher im Jahr 2015 ein allgemeiner Lohnstopp verhängt werden, der dazu beitragen sollte, die kostenseitige Wettbewerbsfähigkeit wiederherzustellen. Siehe hierzu: Conseil supérieur de l'emploi, *Rapport 2016*, Juni 2016.

gegen Beschäftigungsrisiken absichern. Sie stärken potenziell aber auch die Verhandlungsmacht der gegenwärtig Beschäftigten. Dies kann einer Lohnanpassung im Wege stehen. In einer Reihe von Ländern des Euro-Raums, insbesondere in Italien, Spanien, Portugal und Griechenland, wurde in den letzten Jahren der Kündigungsschutz merklich gelockert, beispielsweise über reduzierte Kündigungsfristen, geringere Schwellen für Massenentlassungen oder verlängerte gesetzlich zulässige Laufzeiten befristeter Verträge.

... der
Lohnersatz-
leistungen

Darüber hinaus können auch andere Aspekte des institutionellen Rahmens die Reagibilität der Löhne auf die Arbeitsmarktlage beeinflussen. Beispielsweise könnte eine vergleichsweise großzügige staatliche Absicherung im Falle der Arbeitslosigkeit, insbesondere in Kombination mit einer langen Bezugsdauer, die Gefahr des Jobverlustes für Beschäftigte weniger gravierend erscheinen lassen. Aktive Arbeitsmarktmaßnahmen könnten diesem Effekt wiederum entgegenwirken, etwa wenn die finanzielle Unterstützung eine aktive Jobsuche voraussetzt.¹³⁾

Verfestigung der
Arbeitslosigkeit

Länger anhaltende Arbeitslosigkeit geht häufig mit Humankapitalverlusten einher. Dann verringert sich das effektive Arbeitsangebot, und der Druck auf die Löhne nimmt ab, mit der Folge, dass sich Arbeitslosigkeit verfestigt.¹⁴⁾

Bestimmungsgründe der Lohndynamik im Euro-Raum

Schätzungen
einer Lohn-
Phillips-Kurve für
den Euro-Raum

Mit einem empirischen Lohn-Phillips-Kurven-Modell¹⁵⁾ kann der Zusammenhang zwischen Arbeitsmarktlage und Lohnwachstum in den Ländern des Euro-Raums untersucht werden. In dem Modell bewegen sich die Löhne langfristig im Gleichklang mit Arbeitsproduktivität und Preisen. In der kurzen bis mittleren Frist hängt das Lohnwachstum zudem von der Arbeitsmarktlage ab.

Das Modell wird in einem Panel mit Länderdaten für den Euro-Raum geschätzt, wobei länder- und zeitspezifische Faktoren durch binäre Indikatoren, sogenannte Dummy-Variablen, erfasst werden. Da sich in der untersuchten Periode (1999 bis 2015) insbesondere in einigen Krisenländern zum Teil extreme Entwicklungen ereigneten, werden die Zeiteffekte zudem mit einem Indikator für die Programmländer¹⁶⁾ gekoppelt, um zu verhindern, dass die Ergebnisse durch diesen Länderkreis getrieben werden.¹⁷⁾

Spezifikation der
Schätzung

Die Ergebnisse der Schätzungen bestätigen den vermuteten langfristigen Zusammenhang zwischen Löhnen, Preisen und Produktivität. In der kurzen Frist hat die Inflationsrate einen schwachen, statistisch häufig nicht signifikanten Einfluss auf die Lohndynamik. Dies spricht dafür, dass über den gesamten Schätzzeitraum die Inflationserwartungen recht gut verankert waren und reale Lohnrigiditäten keine große Rolle gespielt haben. Gemessen an der Arbeitslosenquote dämpft die Unterbeschäftigung das Lohnwachstum in statistisch signifikanter, aber nicht sehr starker Weise. Ein Anstieg der Arbeitslosenquote um 1 Prozentpunkt reduziert dieser Schätzung zufolge das Lohnwachstum im Euro-Raum um 0,2 Prozentpunkte.¹⁸⁾

Nur schwache
Reaktion der
Lohndynamik
auf die Arbeits-
marktlage

Ersetzt man die umfassende Arbeitslosenquote durch die Quote der Kurzfristarbeitslosen (arbeitssuchende Personen, die weniger als ein Jahr ohne bezahlte Beschäftigung sind), so fällt

13 Vgl.: A. de Serres und F. Murtin (2013), Do policies that reduce unemployment raise its volatility? Evidence from OECD Countries, OECD Economics Department Working Papers, Nr. 1020.

14 Vgl.: A. Lindbeck und D. Snower (1988), The insider-outsider theory of employment and unemployment, Cambridge, MA, MIT Press; sowie A. Lindbeck und D. Snower (2001), Insiders versus outsiders, Journal of Economic Perspectives 15, S. 165–188.

15 Das Modell orientiert sich an: O. J. Blanchard und L. F. Katz (1999), Wage dynamics: Reconciling theory and evidence, American Economic Review, Papers and Proceedings 89, S. 69–74.

16 Griechenland, Irland, Portugal, Spanien und Zypern.

17 Weitere Details zum Schätzansatz, den verwendeten Daten und den Ergebnissen finden sich im Anhang auf S. 52 ff.

18 In dem Modellrahmen werden mögliche Endogenitätsprobleme zwischen Lohnwachstum und den erklärenden Variablen ignoriert, sodass die Ergebnisse als bedingte Korrelationen interpretiert werden sollten.

Unterschiede zwischen kurz- und langfristiger sowie zyklischer und struktureller Arbeitslosigkeit

die Reagibilität des Lohnwachstums mehr als doppelt so stark aus. Dies bestätigt die Vermutung, dass von Langzeitarbeitslosen geringere Effekte auf die Lohnbildung ausgehen.¹⁹⁾ Bei einer Unterscheidung von zyklischer und struktureller Arbeitslosigkeit findet sich unter Verwendung von Daten der Europäischen Kommission ein spürbar größerer Effekt der konjunkturellen als der strukturellen Arbeitslosigkeit auf die Lohndynamik. Zudem zeigt sich, dass zyklische Unterbeschäftigung einen merklich geringeren Einfluss auf die Lohndynamik hat als zyklische Überbeschäftigung. Untersuchungen mit Regionaldaten für Deutschland, Italien und Spanien legen ebenfalls nahe, dass der Lohn-Phillips-Kurven-Zusammenhang derartige Nicht-linearitäten aufweist.²⁰⁾ Diese Hinweise auf Asymmetrien stützen die Vermutung, dass nominale, abwärtsgerichtete Lohnstarrheiten die gesamtwirtschaftliche Lohndynamik im Euro-Raum beeinflusst haben.²¹⁾

Berücksichtigung institutioneller Faktoren

Mithilfe des Modells kann auch die Rolle des institutionellen Rahmens für die Lohndynamik untersucht werden. Anhand von Indikatoren zur institutionellen Ausgestaltung des Arbeitsmarktes werden Dummy-Variablen definiert, die Länder in unterschiedliche Gruppen einteilen. Auf Basis von Interaktionstermen zwischen den Dummy-Variablen und einem Maß für die Lage am Arbeitsmarkt kann dann untersucht werden, ob Länder mit bestimmten institutionellen Eigenschaften eine höhere oder geringere Sensitivität der Löhne bezüglich der Arbeitsmarktlage aufweisen.²²⁾

Ebene der Lohnverhandlungen beeinflusst die Lohndynamik

Hinsichtlich der Organisation der Lohnverhandlungen erfolgt die Klassifikation der Länder auf Basis der ICTWSS-Datenbank.²³⁾ Der Schätzung zufolge reagieren die Löhne in Ländern mit Verhandlungen auf einer mittleren Ebene schwächer auf die Arbeitsmarktlage als in Volkswirtschaften mit eher dezentralen oder zentralisierten Verhandlungen.²⁴⁾ Zudem zeigen sich in Ländern, in denen die Verhandlungen auch auf der Unternehmensebene stattfinden, deutlich stärkere Lohnreaktionen auf wechselnde Ar-

beitsmarktlagen. Ein Einfluss von Mindestlöhnen lässt sich hingegen nicht nachweisen.

Eine Klassifikation der Länder hinsichtlich der Ausprägung des Kündigungsschutzes wird auf Basis der OECD-Indikatoren zur Regulierung von Arbeitsverträgen vorgenommen.²⁵⁾ Eine Dummy-Variable nimmt den Wert 1 an, wenn ein Land in einer Periode dem OECD-Indikator zufolge unterhalb des Medians der Stichprobe liegt. Diese fließt in die Schätzung auch als Interaktionsterm mit der Arbeitslosenquote ein. Die Schätzergebnisse legen nahe, dass die Löhne stärker auf die Arbeitsmarktlage reagieren, wenn der Kündigungsschutz schwächer ausgeprägt ist.²⁶⁾ Wird danach unterschieden, ob sich die Regelungen auf unbefristete oder temporäre Verträge beziehen, so wird deutlich,

Rolle des Kündigungsschutzes und anderer Faktoren

¹⁹ Siehe auch: R. Llaudes (2005), The Phillips curve and long-term unemployment, ECB Working Paper, Nr. 441.

²⁰ Der empirische Ansatz für die Untersuchung folgt der Studie von A. Kumar und P. M. Orrenius (2016), a. a. O., die auf Basis von regionalen Paneldaten Evidenz für einen nicht linearen Verlauf der Lohn-Phillips-Kurven in den USA präsentieren. Für Details siehe den Anhang auf S. 52 ff.

²¹ Andere empirische Studien kommen ebenfalls zu dem Ergebnis, dass die Reaktion der Löhne auf die Arbeitslosenquote im Euro-Raum über den Konjunkturzyklus variiert und bringen diese Asymmetrie mit abwärtsgerichteten Lohnrigiditäten in Verbindung. Vgl.: R. Anderton und B. Bonthuis (2015), Downward wage rigidities in the euro area, GEP Research Paper 2015/09; sowie Europäische Zentralbank, Abwärtsgerichtete Lohnstarrheit und die Rolle von Strukturereformen im Euro-Währungsgebiet, Wirtschaftsbericht, Ausgabe 8/2015, S. 47–50.

²² Zu Einzelheiten siehe den Anhang auf S. 52 ff. Die Einteilung der Länder mithilfe von Dummy-Variablen erscheint zwar recht grob. Allerdings ändern sich die Indikatoren zum institutionellen Rahmen über die Zeit nur wenig, sodass eine Identifikation entsprechender Effekte in einem ökonometrischen Modell mit fixen Ländereffekten schwierig ist.

²³ Siehe: J. Visser (2015), ICTWSS: Database on institutional characteristics of trade unions, wage setting, state intervention and social pacts in 51 countries between 1960 and 2014, Version 5. Amsterdam Institute for Advanced Labour Studies.

²⁴ De Serres und Murtin (2013) präsentieren einen Indikator, mit dem grob zwischen zentralen und dezentralen Lohnsetzungssystemen auf der einen Seite und intermediären Systemen auf der anderen Seite unterschieden werden kann. Der Indikator wird auf Basis von Variablen der ICTWSS-Datenbank berechnet und als „excess coverage of wage bargaining“ bezeichnet. Vgl.: A. de Serres und F. Murtin (2013), a. a. O.

²⁵ Vgl.: OECD, Protecting jobs, enhancing flexibility: A new look at employment protection legislation, in: OECD Employment Outlook (2013), S. 65–126.

²⁶ Auch in der Analyse der Unternehmensdaten (S. 42 ff.) zeigt sich, dass bei strikterem Kündigungsschutz eine geringere Neigung zu Lohnkürzungen besteht.

dass die Ergebnisse durch die Regulierung der temporären Verträge getrieben werden. Dies könnte damit zusammenhängen, dass sich die Regeln für unbefristete Verträge zwischen den Ländern weniger stark unterscheiden, sodass die Einteilung auf Basis einer Dummy-Variable hier besonders schwierig ist. Einflüsse von Lohnersatzleistungen und aktiver Arbeitsmarktpolitik auf die Lohndynamik können hier nicht nachgewiesen werden.

Lohnreagibilität von institutionellem Gefüge abhängig

Insgesamt legen die Schätzungen nahe, dass der Einfluss der Arbeitslosigkeit auf das Lohnwachstum bei hoher Arbeitslosigkeit abnimmt. Nach unten gerichtete Nominallohnrigiditäten stellen eine Erklärungsmöglichkeit für diese Asymmetrie dar. Darüber hinaus zeigen die Schätzungen, dass der institutionelle Rahmen des Arbeitsmarktes für die Stärke des Zusammenhangs zwischen Arbeitslosigkeit und Lohnwachstum von Bedeutung sein kann. Dies gilt insbesondere für die Ausgestaltung der Lohnfindung. Auch der Kündigungsschutz könnte einen Einfluss haben, wobei die Evidenz hier schwächer ist.

Gesamtwirtschaftliche Implikationen von Abwärtsrigiditäten der Nominallöhne

Anpassungsmechanismen auf länderspezifische Schocks in einer Währungsunion

Es stellt sich die Frage, welche gesamtwirtschaftliche Bedeutung solche Rigiditäten in der Lohndynamik haben. Volkswirtschaften werden immer wieder von Schocks getroffen, die zu erheblichen Einkommens- und Beschäftigungsverlusten führen können. Bestimmte Mechanismen, die derartige Schocks abfedern, sind in einer Währungsunion eingeschränkt wirksam. Das gilt nicht zuletzt für die gemeinsame Geldpolitik, die lediglich auf Abweichungen ihrer Zielgrößen auf aggregierter Ebene reagiert. Sofern im Euro-Raum nur einzelne Mitgliedstaaten oder eine Ländergruppe betroffen sind, wird das Eurosystem begrenzt tätig, nämlich in dem Maße, in dem vor allem die Aussichten für die Preisentwicklung im Euro-Raum insgesamt berührt werden.

In solchen Fällen kommt dem Lohnmechanismus auf den einzelnen Arbeitsmärkten eine besondere Rolle zu.²⁷⁾ Dies kann durch Simulationsrechnungen anhand des Weltwirtschaftsmodells NiGEM des National Institute of Economic and Social Research veranschaulicht werden.²⁸⁾ Dieses Modell berücksichtigt zwar nominale Rigiditäten, unterstellt aber eine symmetrische Anpassungsfähigkeit der Löhne nach unten und nach oben.

Makro-Simulation mit NiGEM

In diesem Rahmen ruft ein negativer Schock, der die gesamtwirtschaftliche Nachfrage in nur einem Land des Euro-Raums dämpft, typischerweise einen erheblichen Rückgang des nominalen Stundenlohns auf dem dortigen Arbeitsmarkt hervor.²⁹⁾ Wird diese Anpassung unterdrückt, sind die Unternehmen in größerem Maße bemüht, ihre Kosten über Stellenstrei-

Abwärtsrigidität der Nominallöhne verschärft Beschäftigungsabbau und Investitionsrückgang

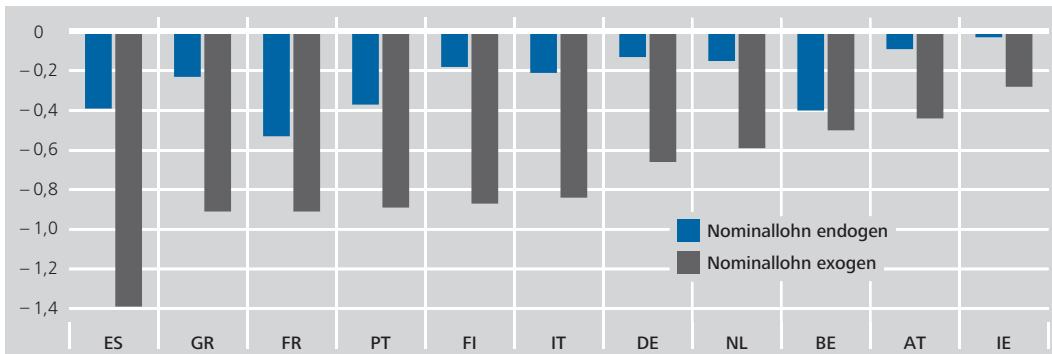
²⁷ Die besondere Bedeutung von Lohnflexibilität gerade in einer Währungsunion wird hingegen von Galí und Monacelli (2016) infrage gestellt, da ein möglicher indirekter, geldpolitisch induzierter, Effekt von Lohnkürzungen entfallt. Nur eine autonome Geldpolitik könne auf einen (von Lohnkürzungen ausgehenden) disinflationären Druck mit einer Zinssenkung reagieren. Dies wirke sich positiv auf die aggregierte Nachfrage aus, was wiederum positiv auf die Beschäftigung wirke. Nichtsdestoweniger finden Galí und Monacelli auch in einer Währungsunion einen positiven Effekt einer Senkung der Lohnkosten auf die Beschäftigung. Vgl.: J. Galí und T. Monacelli (2016), Understanding the gains from wage flexibility: The exchange rate connection, *American Economic Review* 106(12), S. 3829–3868.

²⁸ In NiGEM sind die meisten OECD-Länder sowie wichtige aufstrebende Volkswirtschaften einzeln modelliert und über den Außenhandel und das Zins-Wechselkurs-Gefüge miteinander verbunden. Das Modell besitzt neuklassische Eigenschaften sowie auch vorausschauende Elemente auf den Finanz- und Arbeitsmärkten. Für weitere Informationen zur Modellstruktur siehe <https://nimodel.niesr.ac.uk>

²⁹ Als Nachfrageschock wurde hier eine exogene und dauerhafte Absenkung des (realen) Staatskonsums um 2% des Bruttoinlandsprodukts (BIP) ohne Regelbindung der Fiskalpolitik gewählt. Dies hat den Vorteil, dass die Verhaltensgleichungen für die privaten Nachfragegrößen intakt bleiben. Insgesamt werden 11 Mitgliedsländer des Euro-Raums separat untersucht, nämlich Deutschland, Frankreich, Italien, Spanien, die Niederlande, Belgien, Österreich, Irland, Finnland, Portugal und Griechenland. Die Geldpolitik reagiert gemäß der in der Grundeinstellung vorgegebenen Regel. Der Nachfrageschock reduziert im ungewichteten Mittel der Simulationen für die einzelnen Länder das reale BIP um 1% gegenüber der Basislinie in den ersten drei Jahren. Dies führt zu einer maximalen Absenkung des Nominallohns um 1½% gegenüber der Basislinie im Länderdurchschnitt.

Bedeutung abwärts rigider Nominallöhne für die Beschäftigung in ausgewählten Ländern des Euro-Raums bei adversen länderspezifischen Nachfrageschocks^{*)} in NiGEM-Simulationen

durchschnittliche¹⁾ Abweichung der Zahl der Erwerbstätigen von der Basislinie in %



Quelle: Eigene Berechnungen mithilfe von NiGEM (National Institute's Global Econometric Model). * Annahme einer dauerhaften Absenkung des (realen) Staatskonsums um 2 % des BIP im abgebildeten Land. 1 Durchschnitt der ersten drei Jahre ab Eintritt des Schocks. Deutsche Bundesbank

chungen zu decken,³⁰⁾ wie sich dies auch in der Untersuchung mit den Unternehmensdaten zeigte.³¹⁾ Dadurch werden nicht nur anfänglich deutlich mehr Arbeitsplätze abgebaut als im Fall abwärts flexibler Löhne. Auch erweisen sich die Beschäftigungsverluste zumindest zum Teil als persistent, da der reale Produzentenlohn höher ausfällt als in dem Alternativszenario flexibler Löhne. Aufgrund dieser Verteuerung des Faktors Arbeit (wiederum gegenüber dem Referenzszenario flexibler Löhne) sinkt das Produktionspotenzial, weshalb die Unternehmen ihre Investitionstätigkeit einschränken. Der private Konsum hingegen entwickelt sich ähnlich wie im Referenzszenario, denn dem dämpfenden Einfluss der niedrigeren Beschäftigung auf das aggregierte verfügbare Einkommen steht der positive Effekt des höheren Stundenlohns gegenüber. Der insgesamt begrenzte Saldo dieser gegenläufigen Konsumwirkungen kann in den einzelnen Ländern des Euro-Raums durchaus in verschiedene Richtungen tendieren. Der Abwärtsdruck auf die Verbraucherpreise wird durch stabile Nominallöhne allerdings spürbar vermindert.

Vor allem die Beschäftigungsverluste fallen gemäß den Simulationen deutlicher und persistenter aus. Dabei dürfte den konkreten Ausgangsbedingungen in den jeweiligen Ländern eine Bedeutung zukommen. In Phasen ohnehin schwacher nominaler Entwicklung werden die Abwärtsrigiditäten und ihre makroökonomischen Folgen eher zu spüren sein.

Resümee

Es spricht einiges dafür, dass die zögerliche Anpassung der Lohndynamik die wirtschaftliche Krise im Euro-Raum verschärft und die Erholung verzögert haben könnte. Nun steigt die Beschäftigung seit drei Jahren wieder, und die Arbeitslosenquote verringerte sich von einem sehr hohen Niveau aus spürbar. Gleichwohl blieb das Lohnwachstum bisher sehr verhalten. Hierzu dürfte neben dem schwachen Produktivitätswachstum und den sehr geringen Preissteigerungsraten eine in Teilarbeitsmärkten auf-

*Aufgestaute
 Lohndeflation
 und ...*

Ausgangsbedingungen der jeweiligen Volkswirtschaft relevant

Insgesamt machen die beschriebenen Simulationen deutlich, dass eine Abwärtsrigidität der Nominallöhne die Anpassung einzelner Volkswirtschaften an länderspezifische (bzw. asymmetrische) negative Schocks erschweren kann.

³⁰ Zwar kann das Ausbleiben jeglicher Anpassung des Nominallohnspfads nach unten, wie hier unterstellt, als extreme Annahme gewertet werden. Allerdings würden sich ähnliche Tendenzen auch dann zeigen, wenn die abwärtsgerichtete Flexibilität der Nominallöhne nur graduell eingeschränkt würde. Vgl.: Deutsche Bundesbank, Zur Bedeutung der nominalen Lohnanpassung in NiGEM-Simulationen, Monatsbericht, April 2011, S. 50 f.
³¹ Siehe dazu die Ausführungen auf S. 42 ff.

... Reformen
 bremsen den
 Lohnanstieg

gestaute Lohndeflation beigetragen haben, wie sie nach einer Krise, in der Lohnrigiditäten bindend wurden, zu erwarten wäre.³²⁾ Eine solche aufgestaute Lohndeflation kann sich beispielsweise darin bemerkbar machen, dass neue Beschäftigte zu deutlich schlechteren Konditionen eingestellt werden, wie dies in Spanien und Zypern der Fall ist.³³⁾

Zum anderen wurden insbesondere in den Programmländern infolge der Krise Strukturreformen eingeleitet, die auch den Arbeitsmarkt betrafen. Die Reagibilität der Löhne auf die immer noch hohe Arbeitslosigkeit dürfte in diesen Ländern in den vergangenen Jahren daher zugenommen haben, was den Lohnanstieg dann zusätzlich bremsen würde.³⁴⁾

³² Vgl.: L. Goette, U. Sunde und T. Bauer (2007), Wage rigidity: Measurement, causes and consequences, *The Economic Journal* 117(524), S. F499–F507; sowie M. C. Daly und B. Hobijn (2014), Downward nominal wage rigidities bend the Phillips curve, *Journal of Money, Credit and Banking* 46(S2), S. 51–93.

³³ Siehe hierzu: M. Izquierdo und J. F. Jimeno (2015), Employment, wage and price reactions to the crisis in Spain: Firm-level evidence from the WDN Survey, Banco de Espana Occasional Papers Nr. 1503; sowie C. P. Charalambous, M. C. Polemidiotis und A. Y. Roussos (2016), Wage and price setting practices of Cypriot companies during the period 2010–2013, Central Bank of Cyprus Working Paper, Nr. 2016/3.

³⁴ Vgl.: Europäische Zentralbank, Jüngste Trends bei der Lohnentwicklung im Euro-Währungsgebiet, Wirtschaftsbericht, Ausgabe 3/2016, S. 26–29; sowie Banco de Espana, Collective bargaining, wage rigidities and employment: An analysis using microeconomic data, *Economic Bulletin*, April 2015, S. 1–6. Ein Überblick über wichtige Strukturreformen findet sich in: Europäische Zentralbank, Gründe für den jüngsten Anstieg der Beschäftigung im Euro-Währungsgebiet, Wirtschaftsbericht, Ausgabe 8/2015, S. 64–84.

■ Anhang

Panel-Schätzungen mit allen Ländern des Euro-Raums

Die Panel-Schätzung der Lohn-Phillips-Kurve für die 19 Länder des Euro-Raums folgt einer Modellspezifikation von Blanchard und Katz³⁵⁾:

$$\Delta w_{ct} = \alpha_c + \delta \Delta p_{ct-1} + \gamma \Delta y_{ct} - \gamma (w_{ct-1} - p_{ct-1} - y_{ct-1}) + \beta_1 CU_{ct} + \beta_1 \max(0, CU_{ct}) + \lambda_t + \lambda_t * prog_c + e_{ct},$$

wobei c die Länder und t die Quartale indiziert. Kleinbuchstaben geben logarithmierte Werte an, Δ stellt den Differenzenoperator dar. Δw_{ct} benennt beispielsweise das Wachstum der Nominallöhne (gemessen am Arbeitnehmerentgelt) im Land c für das Quartal t . p steht für den Verbraucherpreisindex, der als Veränderungsrate um eine Periode verzögert in das Modell eingeht und die erwartete Inflationsrate approximieren soll. y symbolisiert die Produktivität. In dem Fehlerkorrekturterm ($w_{ct-1} - p_{ct-1} - y_{ct-1}$) hängen die Löhne langfristig mit der Arbeitsproduktivität und den Preisen zusammen.

Die Daten zu Löhnen (Arbeitnehmerentgelt), Preisen (HVPI), Arbeitseinsatz (Beschäftigte, Erwerbstätige, Arbeitsvolumen der Beschäftigten und der Erwerbstätigen), Bruttowertschöpfung und Arbeitslosigkeit werden von Eurostat bezogen. Neben länderspezi-

fischen Konstanten α_c werden dem Modell binäre zeitspezifische Variablen, sogenannte Dummies (λ_t) hinzugefügt, die unbeobachtete Schocks abgreifen. Die Zeiteffekte werden zudem mit einem Indikator für die Programmländer ($prog_c$) interagiert. Durch die Integration eines Spline-Terms werden mögliche Nichtlinearitäten berücksichtigt. Insbesondere kann sich der Effekt von Arbeitslosigkeit auf die Löhne je nach Arbeitsmarktlage unterscheiden. Da die Arbeitslosenquoten über die Länder hinweg stark variieren und es zum Teil erhebliche Verschiebungen in der Trendarbeitslosigkeit einiger Länder des Euro-Raums während des Schätzzeitraums gab, wird die zyklische Arbeitslosenquote (CU_t), das heißt die Differenz zwischen tatsächlicher Arbeitslosenquote und einer geschätzten strukturellen Arbeitslosenquote, als Auslastungsindikator angesetzt. Dafür wird die NAWRU der Europäischen Kommission verwendet,³⁶⁾ wobei die Jahreswerte durch eine lineare Interpolation auf Quartalsfrequenz gebracht werden. So ermöglicht der lineare Spline ($\max(0, CU_{ct})$) mit einem Knickpunkt („Knot“) bei null, unterschiedlich starke Einflüsse zyklischer Unter- und Überbeschäftigung auf die Lohnentwicklung zu erfassen.

³⁵ Vgl.: O. J. Blanchard und L. F. Katz (1999), a. a. O.

³⁶ Indikatoren zur NAWRU können von der Europäischen Kommission bezogen werden unter: http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/ameco

Schätzungen mit Länderdaten für den Euro-Raum³⁷⁾ – Asymmetrien

Position	Euro-Raum			
	Stundenlöhne			
Δp_{ct-1}	0,2199**	0,2313**	0,1746*	0,1305
Δy_{ct}	0,1218***	0,1294***	0,1223***	0,1264***
$(w_{ct-1} - p_{ct-1} - y_{ct-1})$	-0,1218***	-0,1294***	-0,1223***	-0,1264***
U_{ct}	-0,0023***	-	-	-
SU_{ct}	-	-0,0050***	-	-
CU_{ct}	-	-	-0,0032***	-0,0053***
$\max(0, CU_{ct})$	-	-	-	0,0033**
Beobachtungen	1 230	1 227	1 230	1 230
Pseudo R-Quadrat	0,354	0,349	0,361	0,368
	Monatsentgelte			
Δp_{ct-1}	0,1713	0,1853	0,1291	0,0900
Δy_{ct}	0,1019***	0,1047***	0,1016***	0,1053***
$(w_{ct-1} - p_{ct-1} - y_{ct-1})$	-0,1019***	-0,1047***	-0,1016***	-0,1053***
U_{ct}	-0,0023***	-	-	-
SU_{ct}	-	-0,0047***	-	-
CU_{ct}	-	-	-0,0031***	-0,0049***
$\max(0, CU_{ct})$	-	-	-	0,0029**
Beobachtungen	1 229	1 226	1 229	1 229
Pseudo R-Quadrat	0,394	0,386	0,401	0,407

* Pseudo R-Quadrat gibt die Korrelation zwischen der abhängigen Variable und den vorhergesagten Werten an. Schätzungen enthalten Länder und Zeit fixe Effekte sowie zusätzliche Zeiteffekte für die Gruppe der Programmländer. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Deutsche Bundesbank

Die Schätzergebnisse zeigen zunächst die Bedeutung unterschiedlicher Auslastungsmaße für das Lohnwachstum an. Da die abhängige Variable in Log-Differenzen modelliert wird, muss der Koeffizient des Auslastungsindikators jeweils mit 100 multipliziert werden, um Aussagen in Prozentpunkten tätigen zu können. Es werden Ergebnisse für die Arbeitslosenquote (U_{ct}), die Quote der kurzfristig arbeitslosen Personen (SU_{ct}), die zyklische Arbeitslosenquote (CU_{ct}) und die Variante mit zusätzlichem Spline-Term gezeigt.³⁷⁾ Bei zyklischer Unterbeschäftigung ergibt sich der Steigungskoeffizient durch die Addition der Koeffizienten für CU_{ct} und des Spline-Terms. Alle Schätzungen wurden sowohl für Stundenlöhne als auch für Monatsentgelte angestellt.

Länderspezifische Schätzungen

Bei den länderspezifischen Schätzungen werden jährliche Regionaldaten auf der NUTS2-Ebene³⁸⁾ verwendet.³⁹⁾ Entsprechende Daten liegen für Deutschland für die Jahre 1999 bis 2013, für Italien für 1995 bis 2014 und für Spanien für 1999 bis 2014 vor. Die Daten wurden größtenteils von den nationalen Statistikämtern bezogen. Bei den regionalen Arbeits-

losenquoten für Deutschland und Spanien dient Eurostat als Datenquelle.

Der Schätzansatz folgt weitgehend Kumar und Orrenius (2016)⁴⁰⁾:

$$\Delta w_{rt} - \Delta p_{rt-1} = \alpha_r + \gamma \Delta y_{rt} + \beta_1 U_{rt} + \beta_2 \max(0, U_{rt} - \bar{U}) + e_{rt}.$$

Aufgrund des Fehlens spezifischer Konsumentenpreisindizes für die NUTS2-Regionen r wird der HVPI des jeweiligen Landes verwendet.⁴¹⁾ Δy_{rt} misst die Änderung der regionalen realen Arbeitsproduktivi-

³⁷⁾ Die Ergebnisse erweisen sich auch als robust, wenn statt eines linearen ein „restricted cubic spline“ verwendet wird.

³⁸⁾ NUTS steht für Nomenclature des unités territoriales statistiques.

³⁹⁾ Hieraus ergeben sich für Deutschland 38, für Italien 21 und für Spanien 19 Regionen.

⁴⁰⁾ Vgl.: A. Kumar und P.M. Orrenius (2016), a. a. O.

⁴¹⁾ Zudem werden Schätzungen mit den regionalen Deflatoren (bzw. für Deutschland der Inflationsrate auf Länderebene) als Indikatoren für die regionale Preisentwicklung durchgeführt.

Schätzungen mit Regionaldaten⁴³⁾ – Asymmetrien

Position	Deutschland		Italien		Spanien	
Stundenlöhne – aggregierte Inflationsrate						
Δy_{rt}	-0,0117	0,0020	0,2660***	0,2678***	0,3423***	0,3736***
U_{rt}	-0,0035***	-0,0051***	-0,0024**	-0,0057***	-0,0020***	-0,0035***
$\max(0, U_{rt} - \bar{U})$		0,0022***		0,0050***		0,0021***
Beobachtungen	445	445	252	252	242	242
R-Quadrat	0,316	0,335	0,126	0,175	0,422	0,457
Stundenlöhne – regionale Deflatoren (Inflationsrate auf Länderebene in Deutschland)						
Δy_{rt}	-0,0026	0,0123	0,2217***	0,2224***	0,6345***	0,6517***
U_{rt}	-0,0034***	-0,0051***	-0,0012**	-0,0026***	-0,0006***	-0,0014***
$\max(0, U_{rt} - \bar{U})$		0,0024***		0,0021**		0,0012***
Beobachtungen	416	416	252	252	242	242
R-Quadrat	0,297	0,320	0,091	0,103	0,268	0,284
Monatsentgelte – aggregierte Inflationsrate						
Δy_{rt}	0,3525***	0,3626***	0,4041***	0,3932***	0,4685***	0,4892***
U_{rt}	-0,0030***	-0,0044***	-0,0029***	-0,0054***	-0,0021***	-0,0035***
$\max(0, U_{rt} - \bar{U})$		0,0020***		0,0037***		0,0022***
Beobachtungen	445	445	357	357	242	242
R-Quadrat	0,476	0,488	0,245	0,281	0,412	0,447
Monatsentgelte – regionale Deflatoren (Inflationsrate auf Länderebene in Deutschland)						
Δy_{rt}	0,3623***	0,3731***	0,3558***	0,3515***	0,7976***	0,8089***
U_{rt}	-0,0029***	-0,0045***	-0,0017***	-0,0031***	-0,0007***	-0,0015***
$\max(0, U_{rt} - \bar{U})$		0,0021***		0,0019***		0,0012***
Beobachtungen	416	416	378	378	242	242
R-Quadrat	0,484	0,497	0,177	0,189	0,354	0,369

* Schätzungen erfolgen auf Basis des „fixed-effects“-Schätzers. Das R-Quadrat bezieht sich auf die Variation innerhalb der Regionen („within R2“). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Deutsche Bundesbank

tät.⁴²⁾ U_{rt} steht für die regionale Arbeitslosenquote, α_r stellt eine regionenspezifische Konstante dar und e_{rt} den Fehlerterm.⁴³⁾ Durch das Hinzufügen eines linearen Spline-Terms mit einem Knickpunkt bei der länderspezifischen langfristigen durchschnittlichen Arbeitslosenquote \bar{U} wird die Lohn-Phillips-Kurve auf Asymmetrie getestet.

Wiederum werden Schätzungen sowohl für die Stundenlöhne als auch für Monatsentgelte angestellt. Zudem werden alternativ zur gesamtwirtschaftlichen Inflationsrate regionale Deflatoren (bzw. Preisindizes für Bundesländer in Deutschland) zur Approximation der regionalen Inflationsraten verwendet.⁴⁴⁾

Panel-Schätzungen zum institutionellen Rahmen

Der empirische Ansatz entspricht dem für die Gesamtheit der Länder des Euro-Raums gewählten Modellrahmen, wobei der Spline-Term durch einen Interaktionsterm zwischen einer Dummy-Variable für den institutionellen Rahmen ($INST_{ct}$) und der zyklischen Arbeitslosenquote CU_{ct} ersetzt wird:

$$\Delta w_{ct} = \alpha_c + \delta \Delta p_{ct-1} + \gamma \Delta y_{ct} - \gamma(w_{ct-1} - p_{ct-1} - y_{ct-1}) + \beta_1 CU_{ct} + \beta_2 CU_{ct} * INST_{ct} + \beta_3 INST_{ct} + \lambda_t * prog_c + e_{ct}.$$

Der Interaktionsterm gibt an, ob sich – je nach institutioneller Ausgestaltung – der Einfluss der Arbeitslosigkeit auf das Lohnwachstum unterscheidet. Die Interaktionsterme werden vor dem Hintergrund von

⁴²⁾ Die regionale reale Arbeitsproduktivität wird auf Basis der regionalen Bruttowertschöpfung bzw. in Italien des regionalen BIP berechnet. Für Deutschland liegen Informationen in realer Rechnung nur auf der Länderebene vor, nicht jedoch auf der NUTS2-Ebene. Daher wird hier für das Produktivitätswachstum auf Länderebene kontrolliert.

⁴³⁾ Kumar und Orrenius (2016) unterstellen, dass sich die Produktivität in allen Regionen eines Landes einheitlich entwickelt, sodass für diese nicht separat kontrolliert werden muss, solange das Modell Jahres-Dummies enthält. Die hier präsentierten Schätzungen erweisen sich als sehr sensitiv gegenüber dem Hinzufügen von Jahres-Dummies. Dies dürfte an den relativ kleinen Stichproben für die drei Länder liegen. Hingegen basiert die Analyse von Kumar und Orrenius auf 1 600 Beobachtungen über 50 Regionen für die Periode 1982 bis 2013. Deshalb wurde hier auf Jahres-Dummies verzichtet.

⁴⁴⁾ Die Ergebnisse erweisen sich auch als robust, wenn statt eines linearen ein „restricted cubic spline“ verwendet wird.

Schätzungen mit Länderdaten für den Euro-Raum^{*)} – Institutioneller Rahmen

Position	Lohnfindung			Kündigungsschutz			Unterstützung von Arbeitssuchenden	
	ECWB	Level	Mindestlohn	Gesamt	Unbefristete Verträge	Temporäre Verträge	Aktive Maßnahmen	Transfers
Stundenlöhne								
Δp_{ct-1}	0,1305	0,1300	0,1333	-0,0478	-0,0913	-0,0529	0,1843**	0,1501
Δy_{ct}	0,1311***	0,1287***	0,1238***	0,1453***	0,1347***	0,1497***	0,1160***	0,1344***
$(w_{ct-1} - p_{ct-1} - y_{ct-1})$	-0,1311***	-0,1287***	-0,1238***	-0,1453***	-0,1347***	-0,1497***	-0,1160***	-0,1344***
CU_{ct}	-0,0017***	-0,0017***	-0,0028***	-0,0011**	-0,0022***	-0,0014***	-0,0026***	-0,0044***
$CU_{ct} * INST_{ct}$	-0,0024***	-0,0024**	-0,0018	-0,0020***	0,0007	-0,0023***	-0,0011	0,0009
$INST_{ct}$	0,0052	0,0022	-0,0033	-0,0043	-0,0000	-0,0068***	-0,0072**	-0,0005
Beobachtungen	1 230	1 230	1 230	888	888	888	916	1 051
Pseudo								
R-Quadrat	0,374	0,373	0,368	0,419	0,407	0,423	0,440	0,387
Monatsentgelte								
Δp_{ct-1}	0,0851	0,0820	0,0846	-0,0912	-0,1283	-0,0892	0,1856*	0,1329
Δy_{ct}	0,1070***	0,1058***	0,1010***	0,1163***	0,1125***	0,1206***	0,0869***	0,1066***
$(w_{ct-1} - p_{ct-1} - y_{ct-1})$	-0,1070***	-0,1058***	-0,1010***	-0,1163***	-0,1125***	-0,1206***	-0,0869***	-0,1066***
CU_{ct}	-0,0016***	-0,0015***	-0,0027***	-0,0013**	-0,0022***	-0,0015***	-0,0034***	-0,0042***
$CU_{ct} * INST_{ct}$	-0,0023***	-0,0024***	-0,0019	-0,0013	0,0008	-0,0018***	-0,0002	0,0008
$INST_{ct}$	0,0019	0,0006	-0,0054**	0,0019	0,0006	-0,0054**	-0,0052**	-0,0016
Beobachtungen	1 229	1 229	1 229	887	887	887	915	1 050
Pseudo								
R-Quadrat	0,414	0,414	0,411	0,402	0,397	0,408	0,480	0,416

* Pseudo R-Quadrat gibt die Korrelation zwischen der abhängigen Variable und den vorhergesagten Werten an. Schätzungen enthalten Länder und Zeit fixe Effekte sowie zusätzliche Zeiteffekte für die Gruppe der Programmländer. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.
 Deutsche Bundesbank

Multikollinearität und der Interpretierbarkeit der Koeffizienten einzeln nacheinander in das Modell eingefügt.

Der ECWB-Indikator („excess coverage of wage bargaining“)⁴⁵⁾ wird auf Basis der ICTWSS-Datenbank⁴⁶⁾ berechnet, welche Informationen über den Anteil der durch Tarifverträge abgedeckten Beschäftigten („adjusted bargaining coverage rate“) und den Anteil der Gewerkschaftsmitglieder („union density rate“) enthält.⁴⁷⁾ Insbesondere berechnet sich der Indikator aus der Differenz der beiden Subindikatoren.⁴⁸⁾ Die Länder werden mittels einer Dummy-Variable in zwei Gruppen eingeteilt, wobei der länderübergreifende Median als Grenzwert dient.⁴⁹⁾ Für Länder mit einer eher zentralen oder dezentralen Lohnfindung nimmt die Dummy-Variable den Wert von 1 an, bei Verhandlungen überwiegend auf der mittleren Ebene den Wert von 0. Alternativ wird der Indikator „Level“ aus der ICTWSS-Datenbank verwendet, der die am häufigsten anzutreffende Ebene für Lohnverhandlungen in einem Land angibt. Der Indikator nimmt Werte zwischen 1 (dezentrale Verhandlungen) und 5 (zentrale Verhandlungen) an. In den Schätzungen wird für Länder mit Verhandlungen auch auf der

Unternehmensebene (Verhandlungsebene 1 und 2) eine Dummy-Variable auf den Wert 1 gesetzt. In der dritten Variante erhalten Länder ohne Mindestlohn (auf Basis einer Variable der ICTWSS-Datenbank) eine Dummy-Variable mit dem Wert 1.

⁴⁵ Vgl.: A. de Serres und F. Murtin (2013), a. a. O.

⁴⁶ Vgl.: J. Visser (2015), a. a. O.

⁴⁷ Fehlende Datenpunkte werden durch lineare Interpolation gefüllt. Siehe dazu: P. Gal und A. Theising (2015), The macroeconomic impact of structural policies on labour market outcomes in OECD countries: A reassessment, OECD Economics Department Working Papers, Nr. 1271. Zudem werden fehlende Datenpunkte für die letzten Jahre auf Basis des Wertes für das zuletzt verfügbare Jahr fortgeschrieben.

⁴⁸ Erfahrungsgemäß nimmt ECWB kleine Werte an, wenn Lohnverhandlungen zentral (hohe Tarifbindung und hoher gewerkschaftlicher Organisationsgrad) oder dezentral (geringe Tarifbindung und geringer gewerkschaftlicher Organisationsgrad) erfolgen, während er hohe Werte für Lohnverhandlungen auf mittlerer Verhandlungsebene annimmt.

⁴⁹ Die Wahl des Grenzwertes erfolgt ad hoc, da kein offensichtliches Kriterium vorliegt. Hier wird der Median statt des Mittelwerts gewählt, da dieser weniger anfällig gegenüber möglichen Extremwerten ist.

Hinsichtlich des Kündigungsschutzes werden die EPL-Indikatoren⁵⁰⁾ der OECD verwendet.⁵¹⁾ Dabei wird zwischen permanenten und temporären Arbeitsverhältnissen unterschieden. Die Länder werden anhand einer Dummy-Variablen entsprechend der Ausprägung des jeweiligen Indikators in zwei Gruppen aufgeteilt, wobei jeweils der länderübergreifende Median als Grenzwert fungiert. Für Länder mit einem eher flexiblen Kündigungsschutz (d. h. einem Wert des jeweiligen Indikators unterhalb des Medians der Stichprobe) nehmen die Dummy-Variablen den Wert von 1 an. Zudem wird auf Basis der beiden Teilindikatoren ein Gesamtindex für die Rigidität des Kündigungsschutzes berechnet.⁵²⁾

Schließlich wird untersucht, wie die Ausgestaltung der Arbeitslosenunterstützung die Sensitivität der Löhne hinsichtlich der Arbeitsmarktlage beeinflusst. Dieser Aspekt wird auf Basis von zwei Indikatoren der OECD geprüft. Ein Indikator setzt an der Relation von Transferleistungen bei Arbeitslosigkeit zum Durchschnittslohn in dem jeweiligen Land („net replacement rate of unemployment benefits“) an.⁵³⁾ Der zweite Indikator erfasst die Ausgaben für aktive Arbeitsmarktpolitik.⁵⁴⁾ Auf Basis dieser Indikatoren

werden wiederum Dummy-Variablen mit einem Wert von 1 für solche Länder angesetzt, in denen die Ersatzleistungen beziehungsweise die Ausgaben für aktive Arbeitsmarktpolitik oberhalb des jeweiligen Medianwerts liegen.

50 Employment Protection Legislation.

51 Die Indikatoren liegen nur bis zum Jahr 2013 vor. Für die Jahre 2014 und 2015 werden die Dummy-Variablen auf Basis des Wertes von 2013 fortgeschrieben.

52 Vgl.: OECD, Protecting jobs, enhancing flexibility: A new look at employment protection legislation, in: OECD Employment Outlook 2013.

53 Der hier gewählte Indikator basiert auf dem Durchschnitt für zwei unterschiedliche Einkommensniveaus, drei verschiedene Familientypen und einer Dauer der Arbeitslosigkeit von 60 Monaten. Der Indikator berücksichtigt eine mögliche zusätzliche finanzielle Unterstützung, z. B. in Form von Wohngeld. Der Indikator ist für die Jahre 2001 bis 2013 erhältlich. Die berechnete Dummy-Variablen wird für die Jahre 2000 sowie 2014 und 2015 auf Basis ihrer Ausprägung in den Jahren 2001 bzw. 2013 fortgeschrieben.

54 Die Ausgaben je als arbeitslos gemeldeter Person werden mithilfe des Pro-Kopf Einkommens (BIP pro Kopf) normalisiert. Die Informationen über die Ausgaben für aktive Arbeitsmaßnahmen liegen nur bis zum Jahr 2013 vor. Für die Jahre 2014 und 2015 wird die berechnete Dummy-Variablen daher auf Basis des Wertes von 2013 fortgeschrieben. Vgl.: A. de Serres und T. F. Murtin (2013), a. a. O.