

Burda, Michael C.; Seele, Stefanie

Working Paper

Das deutsche Arbeitsmarktwunder: Eine Bilanz

SFB 649 Discussion Paper, No. 2017-022

Provided in Cooperation with:

Collaborative Research Center 649: Economic Risk, Humboldt University Berlin

Suggested Citation: Burda, Michael C.; Seele, Stefanie (2017) : Das deutsche Arbeitsmarktwunder: Eine Bilanz, SFB 649 Discussion Paper, No. 2017-022, Humboldt University of Berlin, Collaborative Research Center 649 - Economic Risk, Berlin

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/169212>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Das deutsche Arbeitsmarktwunder: Eine Bilanz

Michael C. Burda*
Stefanie Seele*



* Humboldt-Universität zu Berlin, Berlin, CEPR, IZA

This research was supported by the Deutsche
Forschungsgemeinschaft through the SFB 649 "Economic Risk".

<http://sfb649.wiwi.hu-berlin.de>
ISSN 1860-5664

SFB 649, Humboldt-Universität zu Berlin
Spandauer Straße 1, D-10178 Berlin



Das deutsche Arbeitsmarktwunder: Eine Bilanz

Michael C. Burda

Humboldt-Universität zu Berlin
CEPR, IZA und CES-Info

Stefanie Seele

Humboldt-Universität zu Berlin
und Verband der deutschen
Maschinen- und Anlagenbauer

Zusammenfassung: Dem deutschen Arbeitsmarkt ging es noch nie seit der Wiedervereinigung so gut wie heute. Die nachhaltige Entwicklung seit 2005 ist auf zwei entscheidende Treiber zurückzuführen: die Umverteilung eines beinahe gleichbleibenden Arbeitsstundenvolumens auf mehr Beschäftigte und die massive Ausweitung der Teilzeitarbeit. Die Lohnzurückhaltung der Tarifparteien war dabei eine notwendige, jedoch nicht hinreichende Bedingung für diesen Erfolg. Die Kovarianz von Lohn und Erwerbsindikatoren deutet darauf hin, dass die Arbeitsmarktreformen der sogenannten Agenda 2010 die erwerbsfähige Bevölkerung ab 2005 zur Teilnahme am Arbeitsmarkt aktiviert haben. Insbesondere die Reform der Arbeitslosenunterstützung hat die Ausweitung des Arbeitsangebots im unteren Lohnsegment ermöglicht und bewerkstelligt, dass die sozialversicherungspflichtige Teil- und Vollzeitarbeit zunahm. Ein Rückbau der Reformen könnte diesen Erfolg gefährden.

JEL-Klassifikation: E24, J08, J21, J31

Schlüsselwörter: Deutsches Arbeitsmarktwunder, Hartz-Reformen, Lohnungleichheit, Teilzeitbeschäftigung

Diese Arbeit beruht zum Teil auf einem Hintergrundbericht für den Arbetsmarknadekonomiska Rådet, den schwedischen Rat für Arbeitsmarktpolitik (Burda 2016). Sie hat von der redaktionellen Begleitung durch Dr. Karen Horn erheblich profitiert. Für intensiven wissenschaftlichen Austausch während eines Gastaufenthalts sind beide Autoren Henry Farber und der Industrial Relations Section an der Princeton University sowie Lars Calmfors und David Card zu besonderem Dank verpflichtet. Diese Forschung wurde vom Sonderforschungsbereich 649 und von der Strategischen Initiativförderung der Stabstelle Internationalisierung an der Humboldt-Universität zu Berlin unterstützt. Wertvolle Forschungsassistenten leisteten Jacob Meyer und Tobias Bergmann.

1 Ein Arbeitsmarktwunder? Beschäftigung in Deutschland

Seit der Wiedervereinigung ist es dem deutschen Arbeitsmarkt bezogen auf Beschäftigungs-, Erwerbs- und Arbeitslosenquoten noch nie so gut gegangen wie im Jahr 2017. Zum ersten Mal seit Jahrzehnten beteiligen sich die Deutschen im gleichen Ausmaß am Erwerbsleben wie beispielsweise in den nordischen Ländern, teilweise darüber hinaus, und auf jeden Fall deutlich mehr als in Großbritannien und in den Vereinigten Staaten. Beigetragen haben dazu insbesondere Frauen, Ältere und allgemein die Menschen in Ostdeutschland. Noch Ende der neunziger Jahre „kranker Mann Europas“, ist Deutschland heute „ökonomischer Superstar“. Die Arbeitslosenquote nach der OECD/ILO-Definition ist dauerhaft und strukturell auf einen Tiefpunkt gelangt. Während ein derart niedriges Niveau in den siebziger Jahren der Bundesrepublik als inflationär und überhitzt galt, kennzeichnet es nun eine strukturell bedingte „gleichgewichtige“ oder natürliche Arbeitslosenquote. Noch nie seit Beginn der Aufzeichnungen gab es in Deutschland so viele offene Stellen wie 2016.¹

Diese nachhaltigen Arbeitsmarkterfolge, die weit über die üblichen konjunkturellen Schwankungen hinausgehen, werden in der politischen und wissenschaftlichen Diskussion mit mehreren unterschiedlichen Treibern in Verbindung gebracht. Wissenschaftler nennen häufig die beschäftigungskonforme Lohnentwicklung sowie die gemäßigte Lohnpolitik der Tarifparteien, welche ertragsschwache Unternehmen vor geschmälernten Gewinnen und vor der Notwendigkeit von Entlassungen bewahren sollte. Erwähnung finden auch die günstige Lage der Weltwirtschaft, die starke Nachfrage nach deutschen Produkten und der damit einhergehende Exportüberschuss sowie die Arbeitsmarktreformen der „Agenda 2010“ von

¹ Nach Angaben der Bundesagentur für Arbeit waren im Jahr 2016 monatlich rund 690.000 offene Arbeitsstellen gemeldet, im Jahr 2000 waren es 450.000 offene Stellen, Stand Mai 2017.

Bundeskanzler Gerhard Schröder (SPD). Allerdings klagen viele Kritiker dieser Reformen, dass deren Beschäftigungserfolge mit einer starken Zunahme von Arbeitsverhältnissen im unteren Lohnbereich sowie im Bereich der Teilzeitarbeit erkauft worden seien. Sie weisen außerdem auf die schwache Binnennachfrage als Ergebnis dieser schwachen Einkommensentwicklung hin.

In der Tat besagt schon die neoklassische Wirtschaftstheorie, dass eine fortgesetzte Beschäftigungserholung mit einer Spreizung des Bruttolohngefüges einhergeht, weil mehr Menschen mit niedriger Stundenproduktivität auf dem Arbeitsmarkt unterkommen. Der Ausbau von Beschäftigungsverhältnissen mit geringer Produktivität steigert damit mechanisch die Ungleichheit im Stundenentgelt und erklärt die beträchtliche Abweichung vom „Okunschen Gesetz“ – also dem negativen Zusammenhang zwischen Wachstum und Erwerbslosigkeit. Wir dokumentieren dies in Abschnitt 3. Zudem erklären wir die geringen Wachstumsraten der makroökonomischen Arbeitsproduktivität, die sich in den vergangenen 15 Jahren gezeigt haben. Die Zunahme der Beschäftigung im unteren Lohnsegment hat sowohl bei Vollzeitbeschäftigten als auch bei Teilzeitarbeitnehmern stattgefunden, wie wir mit Hilfe einer statistischen Zuordnung (Imputation) für beide Beschäftigungstypen erstmals zeigen können.

Eine zunehmende Spreizung der Arbeitnehmerentgelte könnte die materielle Ungleichheit im Land verschärfen und den sozialen Frieden bedrohen. Allerdings muss man in der Diskussion über die Einkommensungleichheit immer zwischen dem Bruttoarbeitnehmerentgelt und dem tatsächlich persönlich verfügbaren Einkommen deutlich unterscheiden. Dabei zeigt sich, dass die Ungleichheit der Haushaltseinkommen nach Steuern und Transfers seit 2003 stabil ist, weil in Deutschland in erheblichem Maße Einkommen umverteilt werden. Der sich in dieser

Perspektive ergebende Befund, dass sich die Lohnspreizung seit etwa 2011 mit steigenden Entgelten über die gesamte Verteilung und in allen Gruppen stabilisiert hat, stellt einen wichtigen Beitrag zur Diskussion über die Einkommensungleichheit in Deutschland dar.

In diesem Aufsatz bieten wir einen kurzen Überblick über die Literatur zu den unterschiedlichen Positionen bezüglich der Ursachen des deutschen „Arbeitsmarktwunders“ sowie eine Zusammenfassung originärer Forschungsergebnisse zu dem Fragenkomplex.² Auf der Basis dieser empirischen Evidenz zur Entlohnung, Beschäftigung und Erwerbspartizipation schlussfolgern wir, dass die Einführung eines Rechts auf Teilzeitarbeit und die Hartz-Reformen das Arbeitsangebot aktiviert und darin eine Hauptrolle für die positiven Entwicklungen auf dem deutschen Arbeitsmarkt gespielt haben. Im Gegensatz zu Dustmann et al. (2014) oder Launov und Wälde (2013, 2016) betrachten wir diese Arbeitsmarktreformen als zentralen Erfolgsfaktor. Die Flexibilisierung der Lohnsetzung durch die Tarifparteien, die bereits Mitte der neunziger Jahre begann, sehen wir als eine notwendige Bedingung für den Arbeitsmarkterfolg an, weil sie die Öffnung der Lohnverteilung nach unten ermöglichte. Dennoch ist sie nicht hinreichend: Die Bereitschaft, niedrig entlohnte Arbeit aufzunehmen, erhöhte sich erst mit der Reform der Arbeitslosenunterstützung. Nach unserem Befund lässt sich der deutsche Arbeitsmarkt am besten wie ein Gleichgewicht schildern, das sich seit Beginn der Hartz-Reformen entlang der Nachfragekurve bewegt. Die starke Zunahme der Erwerbsquote über alle Teilarbeitsmärkte hinweg belegt, dass die angebotsaktivierenden Arbeitsmarktreformen ebenso notwendig für den deutschen Arbeitsmarkterfolg waren. Bei einem reinen Abbau der Lohnrigidität hätte die

² Siehe hierzu Burda und Seele 2016.

Erwerbsquote hingegen *abnehmen* müssen. Die starken Rückgänge der mittleren Reallöhne und deren Streuung von 2004 an lassen sich mit einer verstärkten Aktivierung und Beschäftigung der erwerbsfähigen Bevölkerung erklären, wie es die Hartz-Kommission beabsichtigte.

1.1 Die Fakten: Mehr Beschäftigung trotz Wachstumsflaute

Vorweg schildern wir die lang andauernde positive deutsche Arbeitsmarktlage anhand von vergleichbaren Statistiken der Europäischen Kommission, AMECO. Abbildung 1 zeigt vier Indikatoren für die vergangenen 50 Jahre: 1) die standardisierte OECD/ILO-Erwerbslosenquote, 2) die Erwerbsquote, 3) die Erwerbstätigenquote und 4) das Bruttoinlandsprodukt zu konstanten (2010) Preisen.³ Zum Vergleich sind die entsprechenden Merkmale in Frankreich hellgrau dargestellt.

<Abbildung 1>

Vor 2005 zeigt Abbildung 1 Deutschland als kranken Mann Europas mit geringem Wachstum und stagnierender Beschäftigung – auch im internationalen Vergleich – mit etappenweise steigender Erwerbslosenquote. Abbildung 1a) zeigt das bekannte Muster, das sich von den Ölschocks der siebziger Jahre bis 2005 verselbstständigt hatte: Jede Rezession erhöhte die Gleichgewichts-Erwerbslosigkeit. Franz (1990) und andere Autoren nannten Deutschland ein Opfer von “Hysteresis”. Nach diesem Ansatz haben die „Outsider“, meist (Langzeit-)Erwerbslose, keinen Einfluss und sind getrennt von den „Insidern“, Beschäftigten und temporär Erwerbslosen, welche die

³ Die Definitionen aller arbeitsmarktrelevanten Konzepte finden sich im Kasten 1.

Lohnbildung auf dem Arbeitsmarkt beeinflussen können.⁴ Abgesehen davon lasteten großzügige Sozialversicherungen, finanziert im Umlageverfahren mit Abgaben auf Arbeitseinkommen, sehr stark auf dem Arbeitseinkommen (Burda und Weder 2016) – mit negativen Folgen für das Beschäftigungsniveau (Daveri und Tabellini 2000).

Ein spezieller Aspekt in diesem Zusammenhang ist die Wiedervereinigung, in deren Zuge die Ostdeutschen zwar einen deutlich höheren Lebensstandard erhielten, aber nicht durch die Bank auch Arbeit. Gleichzeitig stieg in Westdeutschland seit der Wiedervereinigung die Erwerbsbeteiligung von Frauen. Aus der Abbildung 1d) ist ersichtlich, dass sich das Wachstum nach der Wiedervereinigung bis nach der Euro-Einführung 1999 und der EU-Osterweiterung 2004 immer weiter verlangsamte, wie es für OECD Länder seit den achtziger Jahren typisch ist.

Ab 2005 zeigt Abbildung 1 einen deutlichen Trendumbruch und das deutsche „Arbeitsmarktwunder“: Eine stark gesunkene Erwerbslosenquote, gestiegene Erwerbs- und Erwerbstätigenquoten bei sich weiter verlangsamendem Wachstum des Bruttoinlandsprodukts. Im Jahr 2005 begann der wirtschaftliche Aufschwung; die Arbeitslosigkeit reagierte weiterhin verzögert, fiel gleichwohl aber immer weiter. Während der Großen Rezession 2008–09 brach das deutsche Bruttoinlandsprodukt stark, aber nur vorübergehend ein. Die Vereinigten Staaten, Großbritannien und Spanien erlebten die Große

⁴ Vgl. Franz 1990, Franz und Gordon 1993. Die Hysteresis (Blanchard und Summers 1986) oder ein hoher Grad an Zeitreihenpersistenz (Barro 1988) lässt sich in der Regel auf Arbeitsmarktinstitutionen zurückführen, die dafür sorgen, dass es in der Lohnfindung Insider und Outsider gibt (Lindbeck und Snower 1986 und 1987 sowie Calmfors und Driffill 1988), aber auch auf passive Erhöhungen der Arbeitslosenunterstützung nach ungünstigen Schocks (Burda 1988).

Rezession als sehr langwierig, insbesondere in Finanzgewerbe und Bauwirtschaft (Hoffmann und Lemieux 2016). In Deutschland war das Wachstum ähnlich wie in anderen Industrienationen: Zwischen 2006 und 2016 wuchs das reale Bruttoinlandsprodukt in Deutschland um 1,7 Prozent jährlich, im Vergleich zu 1,5 Prozent in den Vereinigten Staaten, 1,8 Prozent in Großbritannien und 1,2 Prozent in Frankreich.⁵

1.2 Entzauberung des Wunders: Umverteilung der Arbeitsstunden

Abbildung 2 zeigt den erheblichen Anstieg der Erwerbstätigkeit in Deutschland seit 2005. Im Frühjahr 2017 befand sich die abhängige Beschäftigung mit mehr als 39 Millionen Personen auf einem Höchststand im Vergleich zu 1991 mit 35 Millionen. Dazu zählen voll sozialversicherungspflichtige Teilzeit- und Vollzeitkräfte sowie geringfügig Beschäftigte. Weiterhin sind mehr als 80 Prozent der deutschen abhängig Beschäftigten voll sozialversicherungspflichtig. Darüber hinaus zählen zu den Erwerbstätigen Beamte, Selbstständige und mithelfende Familienangehörige. Wie Abbildung 2a) zeigt, ist die Anzahl der Erwerbstätigen insgesamt auf fast 42 Millionen gestiegen. Das sind 16,1 Prozent mehr als im Jahr 1996, der Tiefpunkt in der Zeit nach der Wiedervereinigung. Im Vergleich dazu weist Frankreich seit der Großen Rezession weniger Beschäftigungswachstum (2,6 Prozent in Frankreich versus 7,3 Prozent in Deutschland) auf, trotz des niedrigen Ausgangsniveaus der Periode.

<Abbildung 2>

Beachtenswert ist dabei, dass sich im zurückliegenden Vierteljahrhundert das

⁵ Internationaler Währungsfonds, World Economic Outlook Database, Stand April 2017.

Volumen an geleisteten Arbeitsstunden in Deutschland und Frankreich kaum geändert hat (Abbildung 2b). Von 1993 bis 2003 ist die Zahl der Arbeitsstunden in Deutschland nach einer Berechnung des IAB sogar gefallen, was sich vor allem mit der Umstrukturierung der ostdeutschen Wirtschaft erklären lässt; von 2003 bis 2016 ist sie kumulativ um 6,4 Prozent gestiegen, umgerechnet etwa 0,4 Prozent pro Jahr. Die Stundenproduktivität ist dennoch in beiden Ländern durchaus vergleichbar (Abbildung 2c). Dies deutet darauf hin, dass Deutschland trotz relativ stabilen Arbeitseinsatzes die Zahl der Beschäftigten und der Erwerbstätigen erheblich ausbauen konnte.

Mit Hilfe der IAB-Arbeitszeitrechnung lässt sich eine erhebliche Umverteilung von Arbeitsstunden auf mehr Erwerbstätige in Deutschland belegen. Für den Zeitraum 1993–16 zerlegen wir hierfür die Entwicklung der in Deutschland geleisteten Gesamtarbeitszeit der Erwerbstätigen in die Bestandteile Demographie, Erwerbsbeteiligung, Erwerbstätige und Stunden je Erwerbstätigen. Bezogen auf die üblichen OECD/ILO-Standardkonzepte legen wir folgende Identität zu Grunde:

$$\begin{aligned}
 \text{Gesamtarbeitszeit (in Stunden)} &= \\
 &\quad \text{Erwerbsfähige Bevölkerung (in Personen)} \\
 &\quad \times \text{Erwerbsquote (als Anteil)} \\
 &\quad \times (1 - \text{Erwerbslosenquote}) \text{ (als Anteil)} \\
 &\quad \times \text{Arbeitsstunden je Erwerbstätigen (im Jahr)}.
 \end{aligned} \tag{1}$$

Die ersten Differenzen (Δ) vom natürlichen Logarithmus ($\ln$) ergeben die Veränderung der Gesamtarbeitszeit:

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln (\text{Gesamtarbeitszeit}) &= \\
 &\quad \Delta \ln (\text{erwerbsfähige Bevölkerung}) \\
 &\quad + \Delta \ln (\text{Erwerbsquote})
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + \Delta \ln (1 - \text{Erwerbslosenquote}) \\
& + \Delta \ln (\text{Arbeitsstunden je Erwerbstätigen}).
\end{aligned}
\tag{2}$$

In Tabelle 1 zerlegen wir die Gesamtheit der Arbeitszeitveränderung in Deutschland mit Hilfe der jährlich erscheinenden Erwerbstätigenstatistik in der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) vom Bundesamt für Statistik und der IAB-Arbeitszeitrechnung, die vierteljährlich veröffentlicht wird.⁶

<Tabelle 1>

Tabelle 1 zeigt, dass die Gesamtarbeitszeit der Erwerbstätigen um lediglich 1,9 Prozent zugelegt hat – obwohl die Zahl der arbeitenden Personen um 13,2 Prozent zunahm. Im selben Zeitraum schrumpfte die erwerbsfähige Bevölkerung um 2,9 Prozent. Damit entfällt die Demographie als wichtigster ausweitender Einfluss auf den Arbeitsmarkt als Ursache für das Beschäftigungswunder. Stattdessen treibt die Erwerbsbeteiligung die Entwicklung. Bemerkenswert ist, dass seit 2003 ein größerer Anteil der erwerbsfähigen Bevölkerung in Arbeit ist. In Tabelle 1 ist dies als Trendumbruch in der Erwerbslosenquote sichtbar.

Tabelle 1 bestätigt die zentrale Rolle der Umverteilung von Arbeitsstunden innerhalb der gegebenen erwerbsfähigen Bevölkerung. Um zu zeigen, wie diese Umverteilung erfolgte, unterscheiden wir vier Kategorien von Erwerbstätigen: 1) Vollzeitbeschäftigte, 2) sozialversicherungspflichtige Teilzeitbeschäftigte und 3) geringfügig Beschäftigte sowie 4) Selbstständige, Beamte u.a.⁷ Während die sozialversicherungspflichtige Teilzeitbeschäftigung seit 1993 kontinuierlich steigt, wächst die Vollzeitbeschäftigung erst wieder seit 2010. Die selbstständige

⁶ Siehe IAB-Arbeitszeitrechnung (FB A2, Stand Mai 2017) und Erwerbstätigenstatistik der VGR (Destatis, Wiesbaden, Stand Juli 2017).

⁷ Personen mit einer Nebenbeschäftigung werden hierbei nur einmal in ihrer ersten Beschäftigung gezählt.

Beschäftigung stieg von 1993 bis 2005 und schwankt seitdem zwischen 4 und 5 Millionen Personen. Auch die Zahl der Personen mit einer Nebenbeschäftigung steigerte sich: Im Jahr 2014 gingen 8 Prozent der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten einer zweiten Beschäftigung nach.⁸ Zur Hilfestellung fasst Kasten 1 noch einmal die Definitionen der wichtigsten Arbeitsmarktindikatoren als Glossar zusammen.

Kasten 1: Glossar

Erwerbsbevölkerung: Personen im erwerbsfähigen Alter von 15–65 Jahren.

Erwerbspersonen: Summe aus Erwerbstätigen und erwerbslosen Personen (im Sinn der ILO/OECD).

Erwerbsquote (auch Partizipationsquote): Anteil der Erwerbspersonen an der Erwerbsbevölkerung.

Erwerbstätige: Personen, die mindestens eine Stunde in der Woche gegen Bezahlung gearbeitet haben und mindestens 15 Jahre alt sind. (Abgrenzung von destatis/Eurostat im Vergleich zu OECD/ILO: Abweichend von der Definition gemäß OECD/ILO werden bei Eurostat Wehr- und Zivildienstleistende sowie in Anstalten wohnende Erwerbstätige nicht berücksichtigt. Personen, die ihre Arbeit bei bestehendem Beschäftigungsverhältnis unterbrochen haben, werden von Eurostat auch dann als Erwerbstätige gewertet, wenn diese Unterbrechung länger als drei Monate dauert.

Erwerbstätigenquote: Anteil der Erwerbstätigen an der Erwerbsbevölkerung.

Abhängig Beschäftigte: Arbeitnehmer, die auf vertraglicher Basis für Arbeitgeber in einem abhängigen Arbeitsverhältnis arbeiten und hierfür eine Vergütung erhalten, u.a. sozialversicherungspflichtige Beschäftigte, Auszubildende, Praktikanten, geringfügig Beschäftigte, Beamte, Richter, Soldaten, Wehrdienst- und Freiwilligendienstleistende. Daneben gelten auch Personen, die vorübergehend nicht arbeiten, als abhängig beschäftigt, zum Beispiel Urlauber, Kranke, Streikende, Elternurlauber und Empfänger von Schlechtwettergeld.

Vollzeitbeschäftigte: „Normale“ abhängig Beschäftigte mit voller Regelarbeitszeit.

Teilzeitbeschäftigte: Arbeitnehmer, deren regelmäßige Wochenarbeitszeit geringer ist als die vergleichbarer vollzeitbeschäftigter Arbeitnehmer.

⁸ Auch Rothe und Wälde (2017) betonen die Rolle der Teilzeit für den Beschäftigungsausbau.

Geringfügig Beschäftigte (Minijobs): Das Arbeitsentgelt aus dieser Beschäftigung beträgt im Monat maximal 450 Euro und ist größtenteils von Sozialversicherungsbeiträgen befreit, wie in § 2 Abs. 2 des Teilzeit- und Befristungsgesetzes definiert: „Teilzeitbeschäftigt ist auch ein Arbeitnehmer, der eine geringfügige Beschäftigung nach § 8 Abs. 1 Nr. 1 des Vierten Buches Sozialgesetzbuch ausübt“.

Arbeitslose (Bundesagentur für Arbeit, BA): Personen, die vorübergehend in keinem Beschäftigungsverhältnis stehen, eine versicherungspflichtige Beschäftigung suchen, dabei den Vermittlungsbemühungen der BA zur Verfügung stehen und sich bei der BA als arbeitssuchend gemeldet haben, gemäß § 16 Abs. 1 SGB III.

Erwerbslose (destatis/Eurostat und OECD/ILO): Nicht erwerbstätige Personen zwischen 15 und 65 Jahren, die in den zurückliegenden vier Wochen aktiv nach einer Tätigkeit gesucht haben und eine solche innerhalb von zwei Wochen aufnehmen könnten, egal ob diese Personen bei einer staatlichen Institution gemeldet sind und ob sie von dort Sozialleistungen beziehen. (Hinweis: Erwerbslose nach dem Konzept der ILO sind für Länder- und Zeitvergleiche besser geeignet, da deren Indikator unabhängig von veränderlichen sozialrechtlichen Regelungen ist.)

Erwerbslosenquote: Anteil der Erwerbslosen an den Erwerbspersonen.

In der öffentlichen Diskussion heißt es gelegentlich, die Begriffe Erwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit (nach Definition der Bundesagentur für Arbeit) würden immer wieder neu definiert, um die Leistung des deutschen Arbeitsmarkts stark zu verschönern. Um gar nicht erst in dieses Fahrwasser zu geraten, nutzen wir in diesem Aufsatz vorrangig die Begriffe Erwerbslosigkeit und sozialversicherungspflichtige Beschäftigung. Die Erwerbslosigkeit umfasst einen größeren Personenkreis als die Arbeitslosigkeit gemäß der Bundesagentur für Arbeit und bietet damit eine konservative obere Grenze. Die Erwerbslosenquote ist zudem gleich der OECD/ILO-Arbeitslosenquote. Dagegen umfasst die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung weniger Personen als die Erwerbstätigen

und bildet somit eine konservative Untergrenze. Um die Herkunft des Rückgangs der Erwerbslosenquote besser in den Blick zu nehmen, stellen wir die Identität (2) um:⁹

$$\begin{aligned}\Delta \text{Erwerbslosenquote} &\approx -\Delta \ln(1 - \text{Erwerbslosenquote}) \\ &= \Delta \ln(\text{Erwerbsquote}) - \Delta \ln(\text{Erwerbstätigenquote})\end{aligned}\quad (3)$$

Tabelle 2 zeigt die Entwicklung der Erwerbslosenquote, zerlegt in die beiden Komponenten für die Jahre 1993–2016. In der zweiten Hälfte dieser Periode ist die Erwerbsquotenveränderung auf 8,0 Prozent gestiegen und wirkt damit seit 2003 einer Reduktion der Erwerbslosenquote stärker entgegen als vor 2003. Vielmehr ist die Zunahme der Erwerbsquote gerade bei einer schrumpfenden Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter bemerkenswert. Auffällig ist auch die Änderung der Erwerbstätigenquote. Im Gegensatz zur ersten Hälfte der Periode erscheint ab 2003 eine steigende Erwerbstätigenquote als Haupttreiber des dauerhaften Rückgangs der Erwerbslosenquote in Deutschland.

Abbildung 3 zeigt, dass die deutschen Beschäftigungserfolge zwischen 2003 und 2011 von einer beträchtlichen Ausweitung der Teilzeitbeschäftigung geprägt waren. Die sogenannte große Teilzeit, also die voll sozialversicherungspflichtige Teilzeitbeschäftigung, unterscheidet sich insofern von der „geringfügigen Beschäftigung“, als dort keine oder nur verminderte Sozialversicherungsbeiträge abzuführen sind.¹⁰ Die Ausweitung der großen und der kleinen Teilzeitbeschäftigung

⁹ Man schreibe dann die Identität (2) wie folgt um: $-\Delta \ln(1 - \text{Erwerbslosenquote}) = \Delta \ln(\text{Erwerbsquote}) + \Delta \ln(\text{erwerbsfähige Bevölkerung}) - \Delta \ln(\text{Arbeitsstunden}) + \Delta \ln(\text{Arbeitsstunden je Erwerbstätigen}) = \Delta \ln(\text{Erwerbsquote}) - \Delta \ln(\text{Erwerbstätige je Erwerbsbevölkerung})$. Annäherungsweise ist der erste Term dieser Gleichung die absolute Änderung der Erwerbslosenquote.

¹⁰ Juristisch ist die „große,“ voll sozialversicherungspflichtige Teilzeitbeschäftigung durch eine niedrigere wöchentliche Arbeitszeit als eine reguläre Vollzeitbeschäftigung gekennzeichnet (Siehe TzBfG §2 Abs.1). Auch Angestellte von Zeitarbeitsagenturen oder auch von Werkvertragsunternehmen sind in der Regel voll sozialversicherungspflichtig und unterliegen damit dem selben Sozialversicherungs- und Kündigungsschutz.

zusammen war ein zentraler Hebel, um die Erwerbsbeteiligung bei gegebener erwerbsfähiger Bevölkerung zu erhöhen.

<Abbildung 3>

1.3 Quellen der Erwerbstätigenerweiterung

Die Einführung eines Rechts auf Teilzeitarbeit war entscheidend für die Umverteilung der Arbeitszeit in Deutschland. Im Durchschnitt reduzierte sich die Arbeitszeit je Erwerbstätigem und ermöglichte so den massiven Aufbau von zusätzlicher Beschäftigung.¹¹ Doch wo kommen diese neuen Erwerbstätigen her? Die Quellen der neuen Teilnehmer sind vielfältig und die Charakteristika der Beschäftigten unterschiedlich. Unsere Datengrundlage sind die Erwerbs-, Erwerbstätigen- und Erwerbslosenquoten vom Bundesamt für Statistik für den Zeitraum 1993–2016, die auf dem jährlichen Mikrozensus beruhen. Die Bundesagentur für Arbeit (BA) definiert die Erwerbstätigenquote e_{it} des Teilarbeitsmarkts i zum Zeitpunkt t als das Verhältnis von erwerbstätigen Personen L_{it} zu erwerbsfähigen Personen $\bar{L}_{it}$:

$$e_{it} = L_{it} / \bar{L}_{it}. \quad (4)$$

Die Erwerbslosenquote ist definiert als das Verhältnis von Erwerbslosen U_{it} zu Erwerbspersonen. Die Erwerbsquote (auch Partizipationsquote) p_{it} ist definiert als Verhältnis von Erwerbspersonen zu Erwerbsfähigen, wobei die Anzahl der Erwerbspersonen gleich der Summe aus Erwerbslosen und Erwerbstätigen ist:

$$p_{it} = (L_{it} + U_{it}) / \bar{L}_{it}. \quad (5)$$

¹¹ Sozialversicherungspflichtige Teilzeitbeschäftigte leisten heute allerdings im Durchschnitt mehr Arbeitsstunden als vor 15 Jahren.

Tabelle 3 zeigt die Entwicklung der drei Quoten nach der Wiedervereinigung. Erkennbar ist, dass alle Gruppen seither verstärkt erwerbstätig und beschäftigt sind. Die Erwerbslosigkeit stieg bis zu ihrem Höchststand im Jahr 2005, ging dann wie zuvor für Gesamtdeutschland beschrieben auch in der Breite aller Teilarbeitsmärkte zurück. Die Treiber des starken Beschäftigungsaufbaus sind 1) westdeutsche Frauen, aus der Nichtpartizipation kommend, die (Teilzeit-)Beschäftigungen aufnehmen; 2) ältere Westdeutsche, die aus der Nichtpartizipation aktiviert wurden, und 3) Ostdeutsche, hier besonders die Älteren und Männer, die aus der Erwerbslosigkeit in Erwerbstätigkeit gelangten.

<Tabelle 3>

Mit der Wiedervereinigung verloren viele neue Bundesbürger ihre Arbeit und wurden erwerbslos: Im Vergleich zu Westdeutschland ist der ostdeutsche Arbeitsmarkt geprägt von höherer Erwerbsbeteiligung, aber auch höherer Erwerbslosigkeit bei niedrigerer Erwerbstätigkeit. Nach der Annäherung der Erwerbsbeteiligung von Frauen in Ost und West bis Anfang der zweitausender Jahre nähern sich seit 2005 auch die beiden Erwerbslosenquoten an, weil die Quote im Osten stärker geschrumpft ist.¹²

Tabelle 3 verdeutlicht zwei Ausnahmen: Erwerbspersonen im Alter von 25 bis 34 Jahren hatten für die Periode 2003–08 zumindest temporär eine sinkende Erwerbstätigkeit, ebenso wie Personen im Alter von weniger als 25 Jahren nach 2011. Im internationalen Vergleich bleibt die Erwerbslosigkeit der jüngeren Deutschen auf niedrigem Niveau. Dabei erscheinen auf den ersten Blick die Erwerbstätigenquoten

¹² Die Erwerbslosenquote sank im Osten von 19 Prozent im Jahr 2005 (9 Prozent im Westen) auf 7 Prozent in 2015 (4 Prozent im Westen).

und die Erwerbsquoten positiv korreliert. Auf diesen wichtigen Tatbestand kommen wir im Laufe der detaillierten Analyse des Kapitels 4 zurück.

2 Der Preis des Wunders: Die Entwicklung der mittleren Arbeitsentgelte und deren Streuung

Mit Blick auf die Vereinigten Staaten beschreibt Krugman (1994) zwei Seiten einer Medaille, den Beschäftigungsboom der achtziger Jahre auf der einen Seite und auf der anderen eine beträchtliche Ausweitung der Beschäftigung im unteren Lohnsegment.¹³ Auch für den deutschen Arbeitsmarkt stellt sich für die Wissenschaft die Frage, ob und wie diese beiden Befunde zusammenhängen.¹⁴

2.1 Datenbasis: Stundenlöhne von Teilzeit- und Vollzeitbeschäftigten

Wie Dustmann et al. (2014), Möller (2016) untersuchen die meisten Arbeitsmarktforscher in ihren empirischen Arbeiten zur deutschen Lohnentwicklung die Bruttoentgelte von Vollzeitarbeitnehmern, obwohl seit der Wiedervereinigung die Bedeutung der großen Teilzeit deutlich gestiegen ist, wie wir im Abschnitt 1.2 berichten.¹⁵ In diesem Abschnitt gehen wir unter anderem der Frage nach, ob und inwieweit die zunehmende Lohnungleichheit für Vollzeitkräfte mit ähnlichen Entwicklungen im Teilzeitbereich einhergegangen ist.

¹³ 1980–90 ist die Zahl der Erwerbstätigen in den Vereinigten Staaten nach Angaben der OECD um 20 Prozent gestiegen. Parallel dazu ist die Ungleichheit der Entlohnung stark gestiegen. Vgl. Murphy und Welch 1992 sowie Goldin und Katz 2009.

¹⁴ Möller (2015) sieht in der Lohnspreizung nach den Hartz-Reformen den Preis für mehr Beschäftigung, während Rhein (2013) die Rolle der Tarifbindung hervorhebt.

¹⁵ Ausnahmen sind meist SOEP-Studien, beispielsweise Fuchs-Schündeln et al. 2010 sowie Gernandt und Pfeiffer 2007.

Eine zentrale Herausforderung für die empirische Beantwortung dieser Frage besteht darin, die Bruttoarbeitsentgelte von Arbeitnehmern zu schätzen und um die jeweilige Arbeitszeit angepasst als Stundenlohn vergleichbar zu machen. Angesichts der starken Ausweitung der (Teilzeit-)Beschäftigung von Frauen, Älteren und Ostdeutschen sollten auch die Entgelte nach Beschäftigungsstatus, Geschlecht, Altersgruppen und Region in Ost und West gegliedert sein. Allerdings werden trotz der sonst hervorragenden Datenlage für Deutschland keine tief gegliederten, für die Forschung frei verfügbaren Informationen über die Stundenlöhne von Arbeitnehmern erhoben. Wir nutzen deshalb Informationen aus mehreren anderen Quellen, um präzise und vergleichbare Stundenentgelte zu konstruieren. Wir kombinieren eigens aggregierte Informationen aus verschiedenen Mikrodatensätzen in einem synthetischen Paneldatensatz. Das Ziel ist es, die durchschnittlich geleisteten Wochenarbeitszeiten h_{it} mit den Median-Tagesentgelten w_{it}^d zu verknüpfen. Damit berechnen wir für jede Gruppe i und jedes Jahr t Stundenlöhne:

$$w_{it}^h = \frac{5 \times w_{it}^d}{h_{it}}. \quad (6)$$

Die Bruttotagesentgelte basieren vor allem auf der Stichprobe der Integrierten Arbeitsmarktbiografien (SIAB) des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung an der BA für die Jahre 1975–2014. Dabei handelt es sich um eine repräsentative Zwei-Prozent-Stichprobe aller gemeldeten Erwerbsbiografien gemäß der deutschen Sozialversicherung. Es liegen die Erwerbsbiografien für die gesamte Dauer von Beschäftigungsverhältnissen oder Leistungsbezugszeiten vor. Dabei tauchen Personen mit einer neuen Meldung beispielsweise durch ihren Berufseinstieg auf, treten während einer selbstständigen Tätigkeit temporär aus oder verlassen das Meldeverfahren dauerhaft, wenn sie in die Rente gehen.

Man kann diese Systematik anhand eines Beispiels veranschaulichen. In den Rohdaten besitzt eine individuelle Erwerbsbiografie drei Episoden: (1) Zwanzig Jahre Beschäftigung bei Arbeitgeber A, dann (2) sechs Monate Arbeitslosigkeit als Empfänger von Arbeitslosengeld I und anschließend (3) 18 Monate Beschäftigung bei Arbeitgeber B. Aus diesen drei Episoden entstehen 22 Beobachtungen zum jeweiligen Stichtag, hier zum 31. Dezember jeden Jahres. Für die Jahre 1993–2014 entsteht ein ungleichmäßiger Paneldatensatz mit bis zu 22 Stichtagsbeobachtungen je Individuum, weil Individuen in das Meldeverfahren der Bundesagentur für Arbeit ein- und austreten können.¹⁶ Nun wählen wir alle sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten ohne Nebenbeschäftigung in Deutschland mit einer positiven Meldung des Brutto-Tagesentgelts zum Stichtag aus. Tabelle 4 zeigt, dass der Individualdatensatz im Durchschnitt mehr als 460.000 Beobachtungen pro Jahr enthält. Die sich daraus ergebende SIAB-Stichprobe ist weiterhin mit aggregierten Daten der Bundesagentur für Arbeit vergleichbar. Im Durchschnitt entspricht der ausgewählte und endgültig verwendete Datensatz einer 1,7-Prozent-Stichprobe. Wenn man diese SIAB-Daten auf das Niveau der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung hochrechnet, weicht die SIAB-Zeitreihe nur unwesentlich von der BA-Zeitreihe ab.

<Tabelle 4>

Die ausgewählten Beschäftigten ordnen wir in Gruppen (Zellen) nach den folgenden 40 Merkmalen:¹⁷

- a) Geschlecht (2): Männer und Frauen,
- b) Arbeitsort (2): neue und alte Länder,

¹⁶ Bisher sind die SIAB-Daten nur bis einschließlich 2014 verfügbar, Stand August 2017.

¹⁷ Um die Robustheit dieser Aussage zu überprüfen, unterteilen wir die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung zusätzlich in Teil- und Vollzeit. Von potenziell 80 Gruppen sind 60 im streng ausgeglichenen Paneldatensatz besetzt. Zusätzlich unterteilen wir die beschriebenen Gruppen nach vier Bildungsniveaus. Diese stärker gegliederte Variante der Analyse ergibt ein ähnliches Bild.

c) Alter (10): Fünf-Jahres-Intervalle während der Erwerbsfähigkeit im Alter von 15 bis 65 Jahren.

Die sich daraus ergebenden Zellen können als Teilarbeitsmärkte betrachtet werden. Wir summieren alle enthaltenen Beschäftigten und die dazu gehörende Lohnverteilung der 37 besetzten Gruppen zum Stichtag in jedem Jahr.¹⁸ Im Durchschnitt enthalten die verbleibenden 37 SIAB-Aggregate jeweils 12.487,4 Individualbeobachtungen pro Jahr. Besonders interessieren uns die mittleren Bruttotagesentgelte sowie das 25. und 75. Perzentil der jeweiligen Lohnverteilung jeder Gruppe und jeden Jahres. Hier ist anzumerken, dass die SIAB-Daten jenseits der Beitragsbemessungsgrenze für Sozialabgaben nicht zugänglich sind, so dass höhere Perzentile und vor allem der Durchschnittslohn ohne weitere Annahmen nicht direkt ermittelbar sind.

In der SIAB fehlen allerdings wesentliche Auskünfte zur geleisteten Arbeitszeit, da der Datensatz lediglich die Unterteilung in sozialversicherungspflichtige Teil- und Vollzeit enthält. Als jährlich erhobene Wiederholungsbefragung von deutschen Haushalten umfasst das sozioökonomische Panel (SOEP) hingegen unter anderem die vereinbarte und die tatsächlich geleistete Arbeitszeit in Stunden sowie weitere benötigte soziodemographische Merkmale. Für das SOEP werden Minderheiten wie Migranten oder Ostdeutsche absichtlich häufiger befragt, um auch für diese Personen eine tiefe Analyse zu ermöglichen. Repräsentative Wochenarbeitszeiten erhalten wir, indem wir die vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) erstellten SOEP-Gewichte verwenden. Auch im SOEP betrachten wir sozialversicherungspflichtige Teil- und Vollzeitbeschäftigte nach denselben Kriterien wie zuvor für das SIAB beschrieben.

¹⁸ Da die Beschäftigung von über 60-Jährigen Anfang der neunziger Jahre recht niedrig ist, sind die Zellen der über 60-jährigen, ostdeutschen Männer sowie der über 60-jährigen Frauen in Ost- und Westdeutschland im streng ausbalancierten Panel nicht besetzt.

Im ausgewählten SOEP-Personendatensatz bleiben jährlich mehr als 7.300 Beobachtungen erhalten, wie Tabelle 4 zeigt. Der Vergleich der durchschnittlichen SOEP-Wochenarbeitszeit aller Vollzeitkräfte mit der jährlich erhobenen IAB-Arbeitszeitrechnung zeigt keine großen Unterschiede zwischen den beiden aggregierten Datensätzen. Anschließend aggregieren wir noch die SOEP-Daten in Gruppen nach den Merkmalen a) bis c) und nutzen dabei die erwähnten Gewichte. Im Durchschnitt enthält jede dann der genannten 37 Gruppen 198,9 Individualbeobachtungen pro Jahr.

2.2 Befund: Mittlerer Lohn und seine Verteilung

Als nächstes verknüpfen wir die nominalen Median-Bruttotagesentgelte der SIAB mit den durchschnittlichen Wochenarbeitszeiten des SOEP und berechnen nach Formel (6) die nominalen Median-Stundenlöhne für die 37 Gruppen. Um die Median-Stundenlöhne über die Zeit vergleichen zu können, nutzen wir den Index der Konsumentenpreise vom Bundesamt für Statistik zur Preisbereinigung. In Tabelle 5 zeigt sich ein Trendumbruch hin zu sinkenden realen Stundenlöhnen parallel zu den Hartz-Reformen. Von 2011 bis 2014 steigerten alle Gruppen die realen Median-Stundenlöhne.

<Tabelle 5>

Abbildung 4 zeigt die Entwicklung der realen Stundenlöhne, hier definiert als Verhältnis des realen Stundenentgelts zum Stundenentgelt im Basisjahr 1993, an drei Stellen der Entgeltverteilung, also ein Maß, das mit anderen Studien zur deutschen Lohnentwicklung vergleichbar ist.¹⁹ In der Breite aller Gruppen von

¹⁹ Vgl. Dustmann et al. 2014 für einen Tageslohnindex von Vollzeitbeschäftigte in Westdeutschland.

sozialversicherungspflichtiger Teil- und Vollzeitarbeitnehmern sind entlang der gesamten Lohnverteilung von 2003 bis 2011 reale Rückgänge der Stundenlöhne zu erkennen. Besonders das untere Lohnsegment und die Teilzeitbeschäftigten erfuhren starke Lohnrückgänge. Am aktuellen Rand stellen wir eine Erholung der Reallöhne der sozialversicherungspflichtigen Teil- und Vollzeitbeschäftigten in Ost- und Westdeutschland fest; sie können jedoch nur teilweise die Verluste seit 2003 auffangen.²⁰

<Abbildung 4>

2.3 Folgen für die Einkommensungleichheit

Die im vorausgegangenen Abschnitt dokumentierte Lohnspreizung ist in Deutschland seit einigen Jahren Gegenstand der öffentlichen Diskussion. Die tatsächlich messbaren Konsequenzen für die Verteilung von verfügbaren Haushaltseinkommen bleiben dabei allerdings meistens außen vor. Wie die meisten EU-Länder verfügt Deutschland über ein weitreichendes Steuer-Transfer-System, das für eine erhebliche Umverteilung der Arbeitseinkommen sorgt. Seit den Hartz-Reformen haben Erwerbstätige mit Einkünften unterhalb des Existenzminimums die Möglichkeit, vom Sozialstaat zusätzliche Zuwendungen zu erhalten. Feld und Schmidt (2016) betonen, dass die Aufnahme von Arbeit, auch wenn gering bezahlt, mit einer Minderung der Einkommensungleichheit vor Steuern und Transfers einhergehen kann. Sie weisen darauf hin, dass seit 2005 die Streuung der Nettohaushaltseinkommen nach Steuern und Transfers relativ stabil im Vergleich zu den neunziger Jahren ist. Tabelle 6 zeigt diese Entwicklung mit Gini-Koeffizienten im internationalen OECD-

²⁰ Unsere Ergebnisse bestätigen Möller (2016), der von einem Wendepunkt der Reallöhne im Mittelwert und Varianz seit 2010 berichtet.

Vergleich und bestätigt damit die Erkenntnisse von Feld und Schmidt (2016) sowie des Sachverständigenrats (2014): Das Steuer-und-Transfer-System wirkt kräftig gegen die Zunahme der Ungleichheit der Markteinkommen in Deutschland. Seit 2004 ist die Umverteilung sogar stärker als in den meisten anderen europäischen Ländern.

<Tabelle 6>

3 Die Deutung des Wunders: Mögliche Ursachen

Auch die nüchterne Statistik es etwas entzaubert hat, gilt es den tiefer liegenden Ursachen des deutschen Arbeitsmarktwunders nachzugehen und die Wirkungsmechanismen zu verstehen. Drei Erklärungsansätze bzw. Narrative kommen in der wissenschaftlichen Literatur am häufigsten vor.²¹ Erstens habe sich die Nachfrage nach deutschen Gütern und Dienstleistungen seit 2005 deutlich günstiger entwickelt als anderswo. Zweitens nennen Wirtschaftsforscher und Politiker die verbesserte Wettbewerbsfähigkeit, welche die Tarifparteien durch Lohnzurückhaltung und marktkonforme Lohnsetzung ermöglicht hätten. Drittens hätten entscheidende Arbeitsmarktreformen wie die Einführung des Rechts auf Teilzeitarbeit und die Hartz-Gesetze die Anreize zur Arbeitsaufnahme verstärkt. Wichtig ist anzumerken, dass sich die drei Ursachen und Wirkungsmechanismen nicht gegenseitig ausschließen; vielmehr können sie einander bedingen und sogar verstärken.

²¹ Hier ist es wichtig, Ansätze zur Erklärung der Überwindung der Großen Rezession am Arbeitsmarkt (beispielsweise Möller 2010, Burda und Hunt 2011, Rinne und Zimmermann 2012, Krause und Uhlig 2013 sowie Hoffmann und Lemieux 2016) zu unterscheiden von anderen Ansätzen, welche die nachhaltige Zurückführung der Arbeitslosigkeit in Deutschland seit Mitte der zweitausender Jahre erklären sollen (beispielsweise Rinne und Zimmermann 2013, Dustmann et al. 2014 sowie Thimann 2015). In diesem Aufsatz widmen wir uns vor allem der zweiten Frage.

3.1 Weltwirtschaftliche Entwicklung und gesamtwirtschaftliche Nachfrage

Die positive Außenhandelsposition Deutschlands auch nach der Wirtschaftskrise 2008–09 gilt häufig als potenzieller Indikator dafür, dass Nachfragefaktoren für die günstige Entwicklung der Beschäftigung ursächlich sind. Eine robuste Auslandsnachfrage nach deutscher Wertschöpfung – beispielsweise nach Erzeugnissen aus der Automobil-, Maschinenbau- und Chemieindustrie – hat sich nach diesem Narrativ auf die einheimische Wirtschaft wie ein positiver Terms-of-Trade-Shock ausgewirkt. Somit steigerte sich die Nachfrage nach Exportprodukten, und infolge dessen auch die Nachfrage nach jenen Arbeitskräften, die intensiv bei der Erstellung dieser Güter verwendet werden.²² Hoffmann und Lemieux (2016) bescheinigen Deutschland neben Australien das höchste Wachstum nach 2007 relativ zum Trendwachstum der Jahre 2000–07. Allerdings hat damit die deutsche Wirtschaft lediglich den vorübergehend verlassenen Trend des bisherigen Wirtschaftswachstums wieder erreicht – wie in der Abbildung 1 d) gezeigt – und befindet sich bis Ende 2016 somit im typischen Aufschwung. Verglichen mit der französischen Entwicklung ist der deutsche Wachstumspfad trotz eindeutig positiver Beschäftigungsentwicklung eher unauffällig.

Die hohe Beschäftigungsintensität des eher bescheidenen Wachstums in Deutschland seit der Finanz- und Wirtschaftskrise ist an einer gestörten Verbindung zwischen Wachstum und Beschäftigung ersichtlich. Erkennbar ist vor allem die Abweichung seit der Finanzkrise vom typischen „Okunschen Gesetz“, dem in Industrieländern beobachteten negativen Zusammenhang zwischen Wachstum des

²² Bornhorst und Mody (2013) betonen die Rolle der starken Nachfrage nach deutschen Exporten aus den Schwellenländern ab 2010, dennoch sind reine Terms-of-Trade-Effekte im mittelfristigen Sinne kaum in den Daten ersichtlich (vgl. Nierhaus 2016).

Bruttoinlandsprodukts und Veränderung der Erwerbslosenquote.²³ Abbildung 5 zeigt diese Relation in der Zeit unmittelbar nach der Krise für jene Länder, die Hoffmann und Lemieux (2016) heranzogen.²⁴ Als empirische Regelmäßigkeit gilt das Okunsche Gesetz für Länder und in Perioden, in denen vorwiegend konjunkturelle Schwankungen vorherrschen; die Vermutung liegt nahe, dass diese Annahme gerade für Deutschland und die Vereinigten Staaten verletzt wird. Wenn man diese beiden Länder aus der Stichprobe ausschließt, ergibt sich ein stärkerer Zusammenhang zwischen Erwerbslosigkeit und Wachstum mit einem Okunschen Koeffizienten von beinahe 3, also jenem Wert, den Okun (1962) ursprünglich mit amerikanischen Daten der Nachkriegsjahre postulierte. In Zeiten starken Strukturwandels wie in den Vereinigten Staaten mit ihren schrumpfenden Bau- und Finanzbranchen oder in Deutschland im Zuge der Wiedervereinigung und nach den Hartz-Reformen verliert das Okunsche Gesetz offenbar seine Gültigkeit – und das ist nichts anderes als ein Beleg für die Lucas-Kritik.²⁵ Das zeigt auch, dass das Wirtschaftswachstum in Deutschland seit 2005 besonders „erwerbslosenintensiv“ war, also durch einen besonderen Abbau der Erwerbslosigkeit gekennzeichnet.

<Abbildung 5>

3.2 Lohnflexibilisierung und Wettbewerbsfähigkeit

Ein zweiter Ansatz zur Erklärung der deutschen Arbeitsmarktentwicklung beruht auf der Auswirkung der in Kapitel 2 belegten Ausdifferenzierung der

²³ Vgl. Burda und Hunt (2011), Elsby et al. (2011), Caliendo und Hogenacker (2012) sowie Hoffman und Lemieux (2015).

²⁴ Hoffmann und Lemieux (2015) betrachten Abweichungen bei Quartals-BIP-Daten vom Trend 1970–2007. Die Anwendung dieses alternativen, jedoch von Okun (1962) abweichenden Verfahrens hat in unseren Jahresdaten ähnliche Ergebnisse erzeugt.

²⁵ Lucas (1976) stellte in einem berühmten Aufsatz die Gültigkeit von ökonometrisch geschätzten Relationen bei tiefgreifenden Veränderungen der Wirtschaftspolitik in Frage.

Arbeitnehmerentgelte. Nach dieser Erklärung hat die Lohnspreizung bei zunehmend unterschiedlichen (Grenz-)Produktivitäten der Erwerbspersonen neue Arbeitsplätze zu niedrigeren Löhnen geschaffen. Thimann (2015), Dustmann et al. (2014), Card et al. (2013), Fitzenberger (2012), Antonczyk et al. (2011) und andere weisen eine zunehmende Spreizung der Lohnverteilung seit Mitte der neunziger Jahre in Deutschland nach. Fitzenberger (2012), Card et al. (2013) und Antonczyk et al. (2011) betrachten eine zunehmende Bedeutung von Firmen- und Arbeitnehmerunterschieden als Treiber der Ungleichheit. Während Fitzenberger (2012) nur eine untergeordnete Rolle für die Lohnmoderation sieht, da sich die Lohnungleichheit auch innerhalb der Tarifbindung erhöht habe, erklären Brändle et al. (2011), Dustmann et al. (2014) sowie Biewen und Seckler (2017) die Lohnzurückhaltung der Tarifparteien für entscheidend. Thimann (2015) belegt diese These damit, dass gerade in den Vorkrisen Jahren die Lohnstückkosten in der europäischen Peripherie vom Jahr 2000 an nominal kräftig angezogen haben. Diese Entwicklung sei mit einem Währungsverbund schwer zu vereinbaren und habe viele Arbeitsplätze dort unrentabel gemacht.

Ein häufig verwendeter Indikator für die Wettbewerbsfähigkeit sind die Lohnstückkosten, definiert als das Verhältnis zwischen Arbeitskosten und Arbeitsproduktivität je geleistete Stunde. Die aggregierten Lohnstückkostenindikatoren sind durch die Branchenstruktur des jeweiligen Landes geprägt und besitzen unterschiedliche Niveaus; sie sind daher eher als Indizes zu verstehen. Für Ländervergleiche betrachtet man in der Regel Veränderungen der Lohnstückkosten, um die temporale Entwicklung der Wettbewerbsfähigkeit relativ zur Vorperiode über Ländergrenzen hinweg zu vergleichen.

Abbildung 6 zeigt die Komponenten der nominalen Arbeitskosten seit 1970: die

nominalen Lohnstückkosten, den nominalen Stundenlohn und die reale Arbeitsproduktivität. Diese drei Indikatoren verdeutlichen die Lohnzurückhaltung, wobei die Seitwärtsbewegung der Lohnstückkosten von 1994–2008 gut sichtbar ist. Die Produktivität wuchs kontinuierlich bis in die zweitausender Jahre; erst während der Großen Rezession kam es zu einem signifikanten Einbruch. Nach dieser langen Stagnationsphase hat sich das Trendwachstum von Produktivität und Stundenlohn jedoch wieder erholt.

<Abbildung 6>

In Abbildung 7 betrachten wir aus zwei verschiedenen Perspektiven die Entwicklung der gesamtwirtschaftlichen Wettbewerbsfähigkeit in Europa. Beide Grafiken vergleichen die Evolution der realen Lohnstückkosten in der Industrie für Frankreich, Italien, Schweden und das Vereinigte Königreich mit Deutschland. Die realen Lohnstückkosten sind das Verhältnis aus den nominalen Arbeitskosten je Stunde und der nominalen Arbeitsproduktivität je Stunde. In einer Volkswirtschaft mit gewinnmaximierenden und preisnehmenden Unternehmen sind die realen Lohnstückkosten gleich dem Grenzbeitrag des Produktionsfaktors Arbeit zur Bruttowertschöpfung.²⁶ Die beiden Grafiken haben allerdings nicht das gleiche Basisjahr: Oben ist die Zeitreihe auf 1980 normiert, unten auf 1995. Abbildung 7 b) findet häufig Verwendung, wenn es darum geht, die interne Abwertung der deutschen Wirtschaft seit der Einführung des Euros zu verdeutlichen. Dass Deutschland jedoch zwischen 1985 und 1995 einen starken Anstieg der Lohnstückkosten erlebte, fällt nur in Abbildung 7 a) auf. Während die Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit seit 1995

²⁶ Ohne weitere Annahmen bezüglich der Produktionsfunktion sind weitere Aussagen über das „richtige“ oder „beschäftigungskonforme“ Lohnkostenniveau nicht möglich. Die schwache Annahme, welche die Veränderung der Lohnstückkosten als Indikator für die Wettbewerbsfähigkeit begründet, ist eine positive Relation zwischen Grenz- und Durchschnittsproduktivität der Arbeitskräfte.

oder selbst nach der Euro-Einführung beeindruckend ist, lässt die langfristige Betrachtung mehr Vorsicht angeraten erscheinen. Denn die Wiedervereinigung hatte nicht nur zu einer signifikanten Aufwertung der D-Mark in den Jahren 1989–93 geführt; es folgten darüber hinaus spürbar höhere Sozialversicherungsbeiträge in ganz Deutschland zur Finanzierung des Wohlfahrtsstaats, der nun auch die neuen Bundesbürger umfasste. Insofern korrigierte die interne Abwertung ab Mitte der neunziger Jahre die Stärke der D-Mark. Abbildungen 6 und 7 lassen schlussfolgern, dass die Reduzierung der Lohnstückkosten nach 1995 eher durch nominale Lohnzurückhaltung als durch Produktivitätsgewinne erzielt wurde. Dennoch waren die Produktivitätsgewinne signifikant. Insgesamt waren die neunziger Jahre von langsamem Wachstum und Restrukturierung sowohl in den neuen als auch in den alten Ländern geprägt (Bachmann und Burda 2008). Diese Restrukturierung führte auch dazu, dass die Streuung der Grenzproduktivität der Arbeit bei unterschiedlichen Verwendungen zunahm und weniger produktive Arbeitsplätze rentabel wurden. Insofern ist die fortgesetzte Kritik am mäßigen Produktivitätswachstum des deutschen Arbeitsmarkterfolgs aus neoklassischer Sicht kaum nachvollziehbar.

<Abbildung 7 >

3.3 Angebotsaktivierende Arbeitsmarktreformen: Teilzeit und Hartz

Das dritte Narrativ zur Erklärung des deutschen „Arbeitsmarktwunders“ bezieht sich auf die Reformen zur Aktivierung des Arbeitsangebots wie die Einführung eines Rechts auf Teilzeitarbeit und insbesondere die Hartz-Reformen. Diese Reformen hätten die Rahmenbedingungen für den Zugang zur Erwerbstätigkeit grundlegend geändert. Insbesondere die Hartz-Reformen hätten die Bedingungen der

Arbeitslosigkeit im Vergleich zu einer bezahlten Arbeit verschlechtert. Erklärtes Ziel der Hartz-Reformen sei es dabei nicht nur gewesen, auf das Arbeitsangebot einzuwirken und Erwerbsfähige zu aktivieren, sondern auch die Arbeitsnachfrage durch flexiblere Beschäftigungsformen anzuregen.

Durch das Teilzeit- und Befristungsgesetz (TzBfG, 2000) entstand der grundsätzliche Anspruch jedes Arbeitnehmers auf Reduzierung seiner Arbeitszeit auf Teilzeit.²⁷ Im TzBfG ist die große, vollständig sozialversicherungspflichtige Teilzeit als Abweichung von einer „normalen“ Vollzeitbeschäftigung beschrieben.²⁸ Das TzBfG definiert auch geringfügige Beschäftigung (sogenannte Minijobs) als „kleine“ Teilzeitbeschäftigung. Hingegen weist das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (zum Beispiel im Rahmen der IAB-Arbeitszeitrechnung) lediglich ein gemeinsames Aggregat für große und kleine Teilzeit zusammen aus.

Seit der Verabschiedung des TzBfG ist der Bestand an Teilzeitbeschäftigten in Deutschland gestiegen. Vor der Wiedervereinigung war Teilzeit eine Seltenheit; im Jahr 1991 lag der Anteil der sozialversicherungsbeschäftigten Teilzeitarbeitnehmer bei 18 Prozent.²⁹ Im Jahr 2000 war der Anteil bereits auf 30 Prozent gestiegen, und er hat sich seit 2013 auf 39 Prozent stabilisiert. Beschäftigte in großer Teilzeit mit voller Sozialversicherungspflicht als „prekär“ oder „atypisch“ zu bezeichnen, wie es in der

²⁷ Der Arbeitgeber hat in der Regel dem Wunsch eines mehr als sechs Monate beschäftigten Arbeitnehmers nach einer geminderten Arbeitszeit zu entsprechen, es sei denn, „betriebliche Gründe“ rechtfertigten eine Absage („wenn die Organisation, der Arbeitsablauf oder die Sicherheit im Betrieb wesentlich beeinträchtigt“). Der Anspruch gilt nicht in Betrieben mit weniger als 15 Mitarbeitern. Nach einer Verringerung der Arbeitszeit kann diese nur mit der Zustimmung des Arbeitgebers wieder rückgängig gemacht werden.

²⁸ Das TzBfG vom 21.12.2000 stellt die Umsetzung zweier EU-Richtlinien (97/81/EG für Teilzeitarbeit und 99/70/EG für befristete Arbeitsverträge) in nationales Recht dar; es löste das Beschäftigungsförderungsgesetz von 1966 ab. „Teilzeitbeschäftigt ist ein Arbeitnehmer, (1) dessen regelmäßige Wochenarbeitszeit kürzer ist als die eines vergleichbaren vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmers, (2) teilzeitbeschäftigt ist auch ein Arbeitnehmer, der eine geringfügige Beschäftigung nach § 8 Abs. 1 Nr. 1 des Vierten Buches Sozialgesetzbuch ausübt.“ (TzBfG §2)

²⁹ Zum Vergleich lag der Teilzeitanteil der niederländischen Arbeitnehmer bereits Mitte der neunziger Jahre bei 35 Prozent (Schmid 1997).

öffentlichen Diskussion mitunter geschieht, ist irreführend und steht im Kontrast zu Studien, die belegen, dass ein großer Teil der Teilzeitbeschäftigten mit ihrer Arbeitszeit zufrieden ist.³⁰

Die Hartz-Reformen waren die wichtigsten Arbeitsmarktreformen in Deutschland und zweifelsohne die ersten signifikanten Umbaumaßnahmen der Arbeitsmarktverfassung und des Sozialstaates der Nachkriegszeit. Kasten 2 bietet mehr Details zu den vier Hartz-Gesetzen, die aus der Agenda 2010 hervorgegangen sind. Mit diesen Gesetzen hat die damalige Bundesregierung die Zeitarbeit (Arbeitnehmerüberlassung) dereguliert und die geringfügige Beschäftigung (Mini- und Midijobs) sowie andere im Kasten 2 beschriebene Maßnahmen eingeführt. Mit den als Hartz III und Hartz IV bezeichneten Gesetzen hat sie die Arbeitsverwaltung und Arbeitsvermittlung modernisiert und professionalisiert sowie – als am weitesten reichende aller Reformen – die Bedingungen für den Bezug von Arbeitslosenunterstützung stark geändert. Zum einen verkürzte sich die Dauer des Anspruchs Leistungen aus der Arbeitslosenversicherung im engeren Sinne auf maximal 1,5 Jahre. Zum anderen hat man die Arbeitslosenhilfe effektiv abgeschafft, die fast 50 Jahre als uneingeschränkte, nur von der Bedürftigkeit abhängige Unterstützung für leistungsberechtigte Arbeitnehmer existiert hatte. Sie wurde mit der von der Erwerbsbiografie unabhängigen Sozialhilfe zusammengeführt und mit einer Auflage verknüpft, die dafür sorgen sollte, dass die Arbeitsämter die Arbeitslosen stärker zur Wiedereingliederung in den Arbeitsmarkt heranziehen. Dabei wollte der Gesetzgeber nicht nur durch die Kürzung von Leistungen den Druck auf erwerbsfähige Arbeitslose erhöhen, sondern auch die Palette von Arbeitsoptionen erweitern und

³⁰ Nach einer IG-Metall Beschäftigtenbefragung 2017 ist die Mehrheit der Beschäftigten in der Industrie (eher) zufrieden mit ihrer Arbeitszeit. Das IW Köln berichtete, dass bei einer Auswertung des Deutschen SOEP für 2011 lediglich 16 Prozent der Teilzeitbeschäftigten keine Vollzeitbeschäftigung gefunden hätten; nur dieser Teil sei „also unfreiwillig teilzeitbeschäftigt“ (vgl. IW Köln 2013).

deren Vermittlung verbessern. Die in Abschnitt 1 angesprochenen niedrigen Erwerbsquoten von älteren (Langzeit-)Arbeitslosen und erwerbsfähigen Frauen bot damit einen erleichterten Einstieg in den Arbeitsmarkt an, insbesondere in die große und kleine Teilzeitbeschäftigung.

Auch wenn die Hartz-Reformen die Arbeitsnachfrage stimulierende Elemente enthielten, zielten sie doch primär auf das Arbeitsangebot. Erwerbsfähige Menschen sollten aktive Teilnehmer auf dem Arbeitsmarkt werden. Die Vorgaben aus den Gesetzespaketen Hartz III und vor allem Hartz IV haben umso stärker gewirkt, als Menschen im Alter von mehr als 55 Jahren seit der Abschaffung der vorteilhaften Bedingungen für eine Altersteilzeit nunmehr ein gesteigertes Interesse daran haben müssten, einer Erwerbstätigkeit auch im Alter nachzugehen.

Kasten 2: Die Hartz-Reformen in Kürze

Die Hartz-Reformen – vier „Gesetze für moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt“ (2003–05) – beruhen auf einem Vorschlag einer vom früheren VW-Personalvorstand Peter Hartz geleiteten Kommission, die hierzu einen Auftrag von Bundeskanzler Gerhard Schröder (SPD) erhalten hatte. Im Folgenden stellen wir die Reformen in ihren wesentlichen Elementen vor. Mittlerweile sind allerdings etliche Elemente des Reformpakets abgeschafft bzw. angepasst worden.

Hartz I (vom 23.12.2002, in Kraft seit 01.01.2003) hat die Regulierung der Zeitarbeit (auch „Leiharbeit“) durch das Arbeitnehmerüberlassungsgesetz erheblich gelockert, indem besondere Befristungs-, Synchronisations- und Wiedereinstellungsverbote sowie die Höchstdauer der Arbeitnehmerüberlassung aufgehoben wurden. Der Gleichstellungsgrundsatz („Equal treatment“) lässt sich nur durch abweichende Regelungen in Tarifverträgen umgehen. Bildungsgutscheine wurden eingeführt; über die Bundesagentur für Arbeit entstanden Personal Service Agenturen (PSA) zur Arbeitnehmerüberlassung.

Hartz II (vom 23.12.2002, in Kraft seit 01.01.2003 bzw. 01.01.2004) hat Minijobs (siehe Kasten 1), Midijobs und „Ich-AGs“ eingeführt. Die Ich-AG war ein Versuch, die Selbstständigkeit zu fördern, indem Arbeitslose, die einen Geschäftsplan vorlegten, eine Vorauszahlung des Arbeitslosengelds als Startkapital beantragen konnten.

Hartz III (vom 23.12.2003, in Kraft seit 01.01.2004) hat die Arbeitsweise der Arbeitsämter modernisiert, die zu Arbeitsagenturen umgebaut und als Dienstleister

für die Kundschaft der Arbeitslosen verpflichtet wurden. Hierzu wurde eine neue EDV-Vernetzung unter den Agenturen eingeführt, um den Informationsstand über regionale Jobangebote zu vereinheitlichen und die Job-Beratung zu verbessern.

Hartz IV (vom 24.12.2003, in Kraft seit 01.01.2005) hat die seit 1956 existierende, für Bedürftige und Langzeitarbeitslose konzipierte Arbeitslosenhilfe mit der von den Kommunen geleisteten Sozialhilfe verschmolzen (Arbeitslosengeld II, Grundsicherung für Leistungsberechtigte) und insgesamt auf die Kommunen übertragen. Die Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen durch die klassische Arbeitslosenversicherung („Arbeitslosengeld I“) wurde auf achtzehn Monate bzw. ein Jahr verkürzt. Im Zusammenhang mit dem Arbeitslosengeld II kam es zu einer strengeren Handhabung der Zumutbarkeit von Arbeitsangeboten und der Sanktionen bei wiederholter Ablehnung. Gleichzeitig wurde es zulässig, die Leistung aus dem Arbeitslosengeld II bei geringfügigen Einkünften, die das Existenzminimum nicht überschreiten, teilweise zu behalten („Aufstocken“).

4 Die Hauptrolle auf dem deutschen Arbeitsmarkt: Angebot, Nachfrage oder Flexibilisierung?

Im vorausgegangenen Abschnitt haben wir drei Narrative bzw. Erklärungsansätze zum deutschen Beschäftigungserfolg vorgestellt: Nachfrage, Flexibilisierung der Entlohnungsstruktur und Arbeitsangebotsverhalten. In diesem Abschnitt stellen wir ein Arbeitsmarktmodell vor, das einen Einblick liefern kann, welchem der drei vorgestellten Erklärungsansätze die Hauptrolle zuzuschreiben ist. Im Abschnitt 4.3 überprüfen wir die daraus resultierenden Hypothesen empirisch. Basierend auf Annahmen nach Marshall (1920) und Pigou (1933) sieht unser Arbeitsmarktmodell von dynamischen Aspekten ab, berücksichtigt also weder Bruttoströmungen und Zustandswechsel noch die damit verbundenen Arbeitsmarktfriktionen. Wir sehen außerdem von Monopsonmacht der Arbeitgeber ab. Es handelt sich um ein Modell, das vor allem dazu geeignet ist, mittel- bis langfristige Entwicklungen zu analysieren.³¹ Zum Abschluss dieses Kapitels gehen

³¹ Im Sinne von Pissarides (2000) ist auch eine Erweiterung des Modells mit dem Ergebnis möglich, dass Arbeitslosigkeit durch das erschwerte Zusammenführen von Arbeitsangebot (Arbeitssuchenden)

wir kurz auf Grenzen und Ergänzungen der empirischen Analyse ein (vgl. ausführlicher Burda und Seele 2016).

4.1 Arbeitsmarktmodell: Marshall vs. Pigou

Unsere theoretische Analyse beginnt mit dem Arbeitsmarktmodell mit Markträumung nach Alfred Marshall. Auf dem Arbeitsmarkt werden Arbeitsstunden gehandelt, die Unternehmen in der Produktion einsetzen, um ihren Gewinn zu maximieren. Auf der Angebotsseite stehen Menschen, die diese Arbeitsstunden in der Produktion leisten. Die Arbeitsnachfrage $L^D(W, X)$ und das Arbeitsangebot $L^S(W, Z, \bar{L})$ seien stetige Funktionen mit den üblichen Standardeigenschaften. Das Arbeitsangebot (L^S) nimmt mit steigendem Lohn zu; die Arbeitsnachfrage (L^D) sinkt mit steigendem Lohn.³² Im Gleichgewicht ist der Lohn markträumend, so dass die beobachtete Menge an Arbeitsstunden (L) sowohl gleich der Nachfrage als auch gleich dem Angebot ist ($L = L^S = L^D$).

Neben dem Lohn W beeinflussen Faktoren die Arbeitsnachfrage, die mit der Grenzwertproduktivität von Arbeit zusammenhängen; wir kennzeichnen diese Faktoren mit X . Dies sind zum Beispiel die Technologie, Terms of Trade, die Produktnachfrage sowie im Allgemeinen der Außenhandel. Was das Arbeitsangebot angeht, unterscheiden wir zwei exogene Einflüsse auf das Angebot von Arbeitsstunden durch Erwerbspersonen. $\bar{L}$ erfasst das

und Arbeitsnachfrage (Stellenangebot, offene Stellen) entsteht. Die Ergebnisse bleiben weitgehend unberührt. Stops (2015), Klinger und Rothe (2012), Fahr und Sunde (2009) sowie Jacobi und Kluve (2007) betonen, dass seit den deutschen Arbeitsmarktreformen das Zusammenführen von Arbeitsangebot und -nachfrage erleichtert wurde.

³² $L^D_W < 0$, $L^D_X > 0$, $L^S_W > 0$, $L^S_Z > 0$. Bei rückwärtsgeneigten Angebotskurven verliert die folgende Analyse ihre Gültigkeit.

Gesamtpotenzial an Arbeitsstunden durch erwerbsfähige Personen; hier gehen auch Einflüsse wie die Demographie, die Einwanderung und physiologische Beschränkungen mit ein. Zweitens beschreibt Z jene Faktoren, die das Arbeitsangebot zu einem gegebenen Lohn und zu einer gegebenen Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter, $\bar{L}$, bestimmen. Die Interpretation des Arbeitsmarkts nach Marshall bei Markträumung findet sich in Abbildung 7a).

<Abbildung 7a und b>

Log-linearisiert ergibt sich aus der Gleichgewichtsbedingung im Modell nach Marshall das folgende Nachfrage-Angebot-Gleichungssystem in den Veränderungen der Beschäftigung ($\Delta \ell$) und des Lohns (Δw), wobei kleine Buchstaben natürliche Logarithmen kennzeichnen:

$$\text{Nachfrage:} \quad \Delta \ell^D = \Delta \bar{\ell}^D - \eta \Delta w \quad (7)$$

$$\text{Angebot:} \quad \Delta \ell^S = \Delta \bar{\ell} + \Delta \bar{\ell}^S + \varepsilon \Delta w \quad (8)$$

$$\text{Gleichgewicht:} \quad \Delta \ell = \Delta \ell^D = \Delta \ell^S \quad (9)$$

Die Elastizitäten der Nachfrage η und des Angebots ε beziehen sich auf Lohnänderungen. Ferner ist $\Delta \bar{\ell}^D \equiv \varepsilon_x \Delta x$ die exogene Verschiebung (Schock) der Arbeitsnachfrage, $\Delta \bar{\ell}$ die Verschiebung der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter und $\Delta \bar{\ell}^S \equiv \varepsilon_z \Delta z$ die Verschiebung des Arbeitsangebots bei konstanter erwerbsfähiger Bevölkerung.

Bei Markträumung nach Marshall gilt das folgende Gleichgewicht für die

beiden endogenen Variablen Beschäftigung und Lohn:

$$\Delta \ell = \frac{\varepsilon \Delta \bar{\ell}^D + \eta (\Delta \bar{\ell}^S + \Delta \bar{\ell})}{\eta + \varepsilon} \quad (10)$$

$$\Delta w = \frac{\Delta \bar{\ell}^D - \Delta \bar{\ell}^S - \Delta \bar{\ell}}{\eta + \varepsilon}, \quad (11)$$

so dass bei isolierten Verschiebungen des Arbeitsangebots ($\Delta \bar{\ell}$ oder $\Delta \bar{\ell}^S$) bzw. der Nachfrage ($\Delta \bar{\ell}^D$) eindeutige Aussagen zu den Folgen für die Lohnänderung Δw und die Beschäftigungsänderung $\Delta \ell$ im Gleichgewicht möglich sind. Je größer die Nachfrage- und Angebotselastizitäten, desto geringer ist der Einfluss einer Angebots- oder Nachfrageverschiebung auf die Entlohnung und umso stärker auf die Beschäftigung.

Nun betrachten wir die Folgen von exogenen Änderungen von Variablen (Schocks) für die Erwerbs- und die Erwerbstätigenquote. Bei gleichbleibender Aktivierung der Erwerbsbevölkerung ($\Delta \bar{\ell}^S \equiv \varepsilon_z \Delta z = 0$) gilt für die Veränderung der Erwerbstätigenquote:³³

$$\Delta e \equiv \Delta \ell - \bar{\ell} = \varepsilon \Delta w - \Delta \bar{\ell}^D \quad (12)$$

Bei Markträumung und konstantem Arbeitsangebotsverhalten (also konstantem Anteil der erwerbsfähigen Bevölkerung, die zum Lohnsatz w arbeiten möchte) sind Veränderungen der Erwerbstätigenquote und der Löhne über Individuen oder Gruppen von Individuen in Teilarbeitsmärkten hinweg

³³ Bei Verwendung von (6) gilt: $\Delta e \approx \Delta \ell - \Delta \bar{\ell} = \Delta \bar{\ell}^S + \varepsilon \Delta w$.

positiv korreliert. Erwerbslosigkeit ist freiwillig und dient als Rechtfertigung für die bekannte negative Beziehung zwischen Lohn und Arbeitslosigkeit („Wage curve“), die Blanchflower und Oswald (1994) empirisch festgestellt haben. Verschiebungen der Aktivierung (Z) können allerdings die Korrelation umkehren. Dann wird die positive Korrelation zwischen Lohnveränderungen und Veränderungen der Erwerbstätigenquote möglicherweise abgeschwächt oder sogar umgekehrt.

Bei Markträumung gilt, dass die Veränderung der Erwerbsquote gleich der Veränderung der Erwerbstätigenquote ist ($\Delta p = \Delta e$), da Arbeitslosigkeit hier als „freiwillig“ auszulegen ist. Zusammengefasst impliziert das Modell bei Markträumung:

$$\Delta w = \frac{\Delta \bar{\ell}^D - \Delta \bar{\ell}^S - \Delta \bar{\ell}}{\eta + \varepsilon} \quad (13)$$

$$\Delta e = \Delta p = \frac{\eta \Delta \bar{\ell}^S - \varepsilon \Delta \bar{\ell} + \varepsilon \Delta \bar{\ell}^D}{\eta + \varepsilon}. \quad (14)$$

Bei konstantem Erwerbsverhalten über die beobachteten Teilarbeitsmärkte in einer gegebenen Stichprobe lässt sich bereits aus (13) und (14) ein positiver Zusammenhang zwischen Lohnänderungen Δw und Änderungen der Erwerbstätigenquote Δe ableiten: Ist $\text{var}(\Delta \bar{\ell}^S) \approx 0$, dann $\rho(\Delta e, \Delta w) > 0$, wobei ρ den einfachen Korrelationskoeffizienten bezeichnet. Ebenso erwarten wir bei einem stabilen Angebotsverhalten $\rho(\Delta p, \Delta w) > 0$.³⁴

³⁴ Allgemeiner formuliert: Seien $\Delta \bar{\ell}^D, \Delta \bar{\ell}^S, \Delta \bar{\ell}$ unabhängig verteilt mit Varianzen $\sigma_{\bar{\ell}^D}^2, \sigma_{\bar{\ell}^S}^2, \sigma_{\bar{\ell}}^2$, so

Gemäß der Vision vom Arbeitsmarkt nach Pigou herrscht hingegen bei Lohnstarrheit keine Markträumung, wie in Abbildung 7b) mit einem Lohn $\bar{w}$ über dem Markträumungsniveau dargestellt. Somit bestimmt die Nachfrageseite als „kürzere Seite“ des Arbeitsmarktes die Beschäftigung und es entsteht unfreiwillige Arbeitslosigkeit. Um die Rigidität der Lohnsetzung zuzulassen, modellieren wir die *beobachtete* Lohnänderung Δw als lineare Kombination aus dem kontrafaktischen Lohn bei Markträumung (13) und einer exogen vorgegebenen Veränderung des „rigiden Lohns,“ $\Delta \bar{w}$. Der Parameter $\phi \in [0,1]$ bringt das Gewicht des Markträumungslohns und den Grad an Lohnflexibilität zum Ausdruck. $\phi=0$ kennzeichnet vollkommene Lohnstarrheit, während $\phi=1$ den vollkommen flexiblen Lohn kennzeichnet. Demzufolge ist die Gleichheit von Angebot und Nachfrage nicht mehr gegeben, sobald $\phi < 1$ ist. In diesem Fall entsteht unfreiwillige Arbeitslosigkeit, und die Erwerbslosenquote nach OECD/ILO-Definition, u^{ILO} , sei $(L^S - L^D)/L^S$ bzw. annäherungsweise $\ell^S - \ell^D$ mit Veränderung $\Delta \ell^S - \Delta \ell^D$.³⁵ Im Gegensatz ist die Erwerbstätigenquote $L/\bar{L}$ und deren Veränderung näherungsweise $\Delta \ell^D - \Delta \bar{\ell}$. Damit sind Änderungen erster Ordnung der logarithmierten Löhne sowie der logarithmierten Beschäftigung bei einem starren Arbeitsmarkt ($\phi < 1$) wie folgt:

ergibt sich: $\text{cov}(\Delta w, \Delta e) = \text{cov}(\Delta w, \Delta p) = \frac{\varepsilon(\sigma_{\ell^D}^2 + \sigma_{\ell}^2) - \eta\sigma_{\ell^S}^2}{(\eta + \varepsilon)^2}$, welche ein positives (bzw. negatives) Vorzeichen hat, wenn $\frac{\varepsilon}{\eta} > \frac{\sigma_{\ell^S}^2}{\sigma_{\ell^D}^2 + \sigma_{\ell}^2}$ (bzw. $\frac{\varepsilon}{\eta} < \frac{\sigma_{\ell^S}^2}{\sigma_{\ell^D}^2 + \sigma_{\ell}^2}$). Die gleiche Aussage gilt auch dem Vorzeichen der Korrelationskoeffizienten, die wir im Abschnitt 4 untersuchen.

³⁵ Hinweis: $u^{ILO} = (L^S - L^D)/L^S = 1 - L^D/L^S$ und damit $\ln(L^D/L^S) = \ln(1 - u^{ILO}) \approx -u^{ILO}$, sowie $\ln(L^D/L^S) = \ell^D - \ell^S$ und daher $u^{ILO} \approx \ell^S - \ell^D$.

$$\Delta w = \frac{\phi}{\eta + \varepsilon} \Delta \bar{\ell}^D - \frac{\phi}{\eta + \varepsilon} \Delta \bar{\ell}^S - \frac{\phi}{\eta + \varepsilon} \Delta \bar{\ell} + (1 - \phi) \Delta \bar{w} \quad (14)$$

$$\Delta \ell = \Delta \ell^D = \left(1 - \frac{\eta \phi}{\eta + \varepsilon}\right) \Delta \bar{\ell}^D + \frac{\eta \phi}{\eta + \varepsilon} \Delta \bar{\ell}^S + \frac{\eta \phi}{\eta + \varepsilon} \Delta \bar{\ell} - \eta(1 - \phi) \Delta \bar{w} \quad (15)$$

Die OECD/ILO-Erwerbslosenquote und die Erwerbstätigenquote ändern sich wie folgt:

$$\Delta u^{ILO} = \Delta \ell^S - \Delta \ell^D = (1 - \phi) \left(\Delta \bar{\ell} + \Delta \bar{\ell}^S - \Delta \bar{\ell}^D + (\eta + \varepsilon) \Delta \bar{w} \right) \quad (16)$$

$$\Delta e \approx \Delta \ell^D - \Delta \bar{\ell} = \left(1 - \frac{\eta \phi}{\eta + \varepsilon}\right) \Delta \bar{\ell}^D + \frac{\eta \phi}{\eta + \varepsilon} \Delta \bar{\ell}^S - \eta(1 - \phi) \Delta \bar{w} - \Delta \bar{\ell}. \quad (17)$$

Wenn Markträumung herrscht ($\phi \neq 1$), sind auch die unfreiwillige Arbeitslosigkeit und ihre Veränderungen gleich Null. Bei vollkommener Lohnstarrheit ($\phi = 0$) ist die Änderung der Erwerbstätigenquote und der Erwerbslosenquote laut OECD/ILO-Definition gleich der Summe der exogenen Verschiebungen von Arbeitsnachfrage, Arbeitsangebot und Lohnrigidität.

Da das Arbeitsangebot mit $L^S(W, Z, \bar{L})$ und die logarithmierten Veränderungen des Arbeitsangebots mit $\Delta \ell^S = \Delta \bar{\ell}^S + \Delta \bar{\ell} + \varepsilon \Delta w$ beschrieben sind, lässt sich die Veränderung der Erwerbsquote abschließend herleiten als:

$$\begin{aligned} \Delta p \approx \Delta \ln p &= \Delta \ell^S - \Delta \bar{\ell} \\ &= \frac{\eta + (1 - \phi)\varepsilon}{\eta + \varepsilon} \Delta \bar{\ell}^S + \frac{\varepsilon \phi}{\eta + \varepsilon} \Delta \bar{\ell}^D - \frac{\varepsilon \phi}{\eta + \varepsilon} \Delta \bar{\ell} + (1 - \phi) \varepsilon \Delta \bar{w}. \end{aligned} \quad (18)$$

Wenn keine Markträumung vorliegt ($\phi < 1$), erhöht sich die Erwerbsquote

bei positivem Schock auf die Arbeitsnachfrage ($\Delta \bar{\ell}^D > 0$) oder bei einem Angebotsaktivierungsschock ($\Delta \bar{\ell}^S > 0$). Sie sinkt jedoch bei einer Zunahme der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter ($\Delta \bar{\ell} > 0$) oder bei einem Schock auf das starre Lohnniveau ($\Delta \bar{w} > 0$). Wenn sich die Lohnflexibilität erhöht (ϕ steigt), nähert sich der Arbeitsmarkt der Markträumung, bis schließlich die Veränderungen der Erwerbsquoten mit den Veränderungen der Erwerbstätigenquoten übereinstimmen.

Bei unabhängigen Schocks $\Delta \bar{\ell}^D, \Delta \bar{\ell}^S, \Delta \bar{\ell}, \Delta \bar{w}$ lassen sich die Kovarianzen zwischen den Lohnveränderungen Δw und Veränderungen der Erwerbstätigenquoten Δe oder der Erwerbsquoten Δp herleiten:

$$\text{cov}(\Delta w, \Delta e) = \frac{\varepsilon + (1-\phi)\eta}{\eta + \varepsilon} \phi \sigma_{\bar{\ell}^D}^2 - \frac{\eta \phi^2}{(\eta + \varepsilon)^2} \sigma_{\bar{\ell}^S}^2 + \frac{\varepsilon \phi}{(\eta + \varepsilon)} \sigma_{\bar{\ell}}^2 - (1-\phi)^2 \eta \sigma_w^2 \quad (19)$$

$$\text{cov}(\Delta w, \Delta p) = \frac{\varepsilon \phi^2}{(\eta + \varepsilon)^2} \sigma_{\bar{\ell}^D}^2 - \frac{\varepsilon + (1-\phi)\eta}{\eta + \varepsilon} \frac{\phi}{\eta + \varepsilon} \sigma_{\bar{\ell}^S}^2 + \frac{\varepsilon \phi^2}{(\eta + \varepsilon)} \sigma_{\bar{\ell}}^2 + (1-\phi)^2 \varepsilon \sigma_w^2. \quad (20)$$

Zunächst einmal ist festzustellen, dass die Vorzeichen der Kovarianzen zwischen Lohn und Erwerbstätigenquote beziehungsweise Erwerbsquoten *unbestimmt* sind. Sie haben das gleiche Vorzeichen nur, wenn Markträumung vorherrscht. Ist hingegen ein wichtiger Anteil der Varianz durch Variabilität der Lohnrigidität bestimmt, ist zu erwarten, dass die Kovarianzen *entgegengesetzte* Vorzeichen haben.

Zusammengefasst folgt eine positive Korrelation zwischen Lohn und Erwerbstätigenquoten beziehungsweise Erwerbsbeteiligungsquoten, wenn

Nachfrageschocks oder Schocks zur Erwerbsbeteiligung vorherrschen ($\sigma_{\ell^D}^2 \gg 0, \sigma_{\ell}^2 \gg 0$, mit $\sigma_{\ell^S}^2 \approx 0, \sigma_w^2 \approx 0$). Im Gegensatz dazu ruft eine Dominanz der Aktivierungsschocks ($\sigma_{\ell^S}^2 \gg 0$ mit $\sigma_{\ell^D}^2 \approx 0, \sigma_{\ell}^2 \approx 0, \sigma_w^2 \approx 0$) in der betrachteten Stichprobe eine negative Korrelation zwischen Veränderungen der Löhne und beider Indikatoren hervor. Auf dominante Schocks der Lohnfindung ($\sigma_w^2 \gg 0$ mit $\sigma_{\ell^D}^2 \approx 0, \sigma_{\ell}^2 \approx 0, \sigma_{\ell^S}^2 \approx 0$) bei nicht geräumten Arbeitsmärkten folgt auch eine negative Kovarianz zwischen Löhnen und Erwerbstätigenquoten, aber ein *positiver* Zusammenhang zwischen Lohnänderungen und Erwerbsquoten.

4.2 Hypothesen: Zusammenhang zwischen Lohn- und Erwerbsindikatoren

Abbildung 8 stellt beide Visionen des Arbeitsmarkts dar, wenn sich die nachgefragte Menge an Arbeitskräften entlang der Nachfragekurve bewegt. In Diagramm 8a) ist ein positiver Aktivierungsschock des Arbeitsangebots, $\Delta \ell^S > 0$, bei gegebener Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter zu sehen, verursacht zum Beispiel durch die Einführung des Rechts auf Teilzeitarbeit und die Hartz-Reformen. Im Gegensatz dazu zeigt Diagramm 8b) eine erhöhte Lohnflexibilität bei einem negativen Schock auf die Lohnrigidität $\bar{\Delta w} < 0$, beispielsweise in Deutschland seit Mitte der neunziger Jahre als Lohnzurückhaltung der Tarifparteien erkennbar. Weil der Lohn in diesem Fall höher ist als bei Markträumung, bestimmt die Arbeitsnachfrage die Beschäftigung am Arbeitsmarkt. Ein exogener Rückgang der Lohnrigidität $\bar{\Delta w} < 0$ würde die Erwerbsbeteiligung reduzieren, ceteris paribus.

<Abbildung 8>

Wie in Tabelle 7 gezeigt, können wir aus den Modellen nach Marshall und Pigou vier unterscheidbare Zustandsänderungen des Arbeitsmarktes ableiten. Die vier Fälle sind jedoch nur bei tatsächlich signifikanten Kovarianzen der Lohnveränderungen mit den Änderungen der Erwerbsindikatoren zu unterscheiden. Zudem gilt dies nur unter der Annahme der vollständigen Substituierbarkeit mehrerer Typen von Arbeit. Weitere Einschränkungen hat das Arbeitsmarktmodell, sobald Arbeitgeber über Verhandlungsmacht verfügen. Darüber hinaus beinhalten die Modelle keinerlei Arbeitsmarktdynamiken.

<Tabelle 6>

4.3 Empirische Evidenz: Hauptrolle Aktivierung des Arbeitsangebots

Aus Tabelle 7 erhalten wir bei Markträumung und Angebotsschock zwei Hypothesen, die wir anschließend empirisch überprüfen:

- 1) Bei negativer Korrelation zwischen Lohnveränderungen und Veränderungen der *Erwerbstätigenquote* bewegt sich die beobachtete Menge an Arbeitskräften entlang der Nachfragekurve. Ursächlich kann entweder eine Abnahme der Lohnrigidität ($\bar{\Delta w} < 0$) bei nichtgeräumten Märkten oder ein Aktivierungsschock (eine exogen erhöhte Erwerbsbeteiligung) bei Markträumung vorliegen.
- 2) Bei gleichzeitig negativer Korrelation zwischen Lohnveränderungen und Veränderungen der *Erwerbsquote* liegt ein positiver Erwerbsbeteiligungsschock ($\bar{\Delta \ell}^s > 0$) bei Markträumung vor.

Bei der ersten Hypothese geht es darum, ob eine stabile Nachfrage in bestimmten Teilarbeitsmärkten und Zeitintervallen vorliegt beziehungsweise nicht abgelehnt werden kann. Dieser Test geht ursprünglich auf Katz und Murphy (1992) zurück.³⁶ Sinngemäß fassten Katz und Murphy die Hypothese wie folgt zusammen: Wenn eine negative Korrelation von Lohnänderung und Beschäftigungsänderung nicht abgelehnt werden kann, ist die Lage auf dem Arbeitsmarkt ausschließlich durch das Angebot zu erklären. Allerdings nutzen wir als Beschäftigungsindikatoren Erwerbstätigen- und Erwerbsquoten anstelle von reinen Beschäftigungsveränderungen, wie sie Katz und Murphy verwenden. Vorteil dieser Erweiterung ist, dass wir die Demographie berücksichtigen und der Aktivierung der Erwerbsfähigen Rechnung tragen können.

Ziel ist es, die Korrelationen bereinigt von konjunkturellen Schwankungen und allgemeinen Arbeitsmarkttrends über die zuvor in Abschnitt 2.1 beschriebenen Teilarbeitsmärkte zu betrachten. Zum einen nutzen wir die berechneten Medianstundenentgelte w_{it} von sozialversicherungspflichtigen Teilzeit- und Vollzeitbeschäftigten, um den jeweils relativen gewichteten Lohn für jeden Teilarbeitsmarkt zu erhalten:

$$\omega_{it} = w_{it} / \sum_{i=1}^N \left(\frac{\gamma_{it} * w_{it}}{N} \right), \quad (21)$$

³⁶ Katz und Murphy (1992) analysierten die Entwicklung der Ungleichheit auf dem amerikanischen Arbeitsmarkt bis in die achtziger Jahre. Sie unterschieden nicht zwischen Arbeitsangebotsschocks, die an der extensiven Marge entstehen (beispielsweise im Hinblick auf die erwerbsfähige Bevölkerung), und solchen, die an der intensiven Marge entstehen (beispielsweise im Hinblick auf die Erwerbspartizipation bzw. „Aktivierung“). Zur Überprüfung der Quelle der Lohnungleichheit in den Vereinigten Staaten legen die Autoren ein Modell zu Grunde, das Substituierbarkeit der verschiedenen Arbeitstypen im Rahmen einer neoklassischen Produktionsfunktion zulässt, die hier jedoch ausgeschlossen ist (vgl. Burda und Seele 2016).

wobei mit der relativen Beschäftigung gewichtet wird:

$$\gamma_{it} = L_{it} / \sum_{i=1}^N \frac{L_{it}}{N}. \quad (22)$$

Wir setzen den Lohn jedes Teilarbeitsmarktes relativ zum gewichteten Lohn, der im Arbeitsmarkt vorherrscht. Damit bekommen Teilarbeitsmärkte mit hohem Beschäftigungsanteil die entsprechende Bedeutung in der Korrelation. Zudem werden allgemeine Lohnentwicklungen, die alle Gruppen betreffen, relativiert bzw. abgeschwächt.

Um konjunkturelle Einflüsse zu mindern, bilden wir Periodendurchschnitte von relativen Löhnen und Erwerbstätigen- bzw. Erwerbsbeteiligungsquoten für folgende Zeitintervalle:

1995: 1993–98 **2000:** 1999–02 **2005:** 2003–08 **2010:** 2009–14

Von den Periodendurchschnitten der drei Variablen (relative Löhne, Erwerbstätigenquoten, Erwerbsquoten) bilden wir jeweils die erste Differenz zwischen den Intervallen. Zusammenfassend korrelieren wir folgende Variablen: i) Einfache Differenzen der Indikatoren Erwerbstätigenquoten und Erwerbsquoten sowie ii) Einfache Differenzen der relativen Stundenentgelte, gewichtet mit einem durchschnittlichen Beschäftigungsanteil der Gruppe.

Tabelle 8 zeigt links die Korrelationen für Hypothese 1) und rechts für Hypothese 2). Erste Erkenntnis ist, dass der deutsche Arbeitsmarkt eher dem Markträumungsmodell von Marshall entspricht als dem Modell von Pigou, da die korrespondierenden Korrelationen der Tabellen rechts und links meist das gleiche Vorzeichen aufweisen. Ab der Veränderung von 2000 auf 2005 zeigen sich beide Korrelationen stark negativ für Gesamtdeutschland, was wir als angebotsgetriebenen

Arbeitsmarkt mit erhöhter Aktivierung als Folge der Arbeitsmarktreformen interpretieren. Wenn wir nach Regionen in Ost und West sowie nach Geschlecht unterteilen, zeigt sich teilweise die Heterogenität des deutschen Arbeitsmarktes, insbesondere vor den Hartz-Reformen. Der westdeutsche Arbeitsmarkt wechselt von nachfragedominiert hin zu angebotsdominiert, wobei der Aktivierungsschub bei den westdeutschen Männern etwas früher einsetzt als bei den westdeutschen Frauen. Der ostdeutsche Arbeitsmarkt für Männer ist seit der Wiedervereinigung primär angebotsgetrieben und von Erwerbsbeteiligungsschocks gekennzeichnet. Der Arbeitsmarkt der ostdeutschen Frauen ist bereits vor den Arbeitsmarktreformen angebotsdominiert.

<Tabelle 8>

5 Offene Fragen: Mindestlohn und Zeitarbeit

Die Erwerbstätigkeit in Deutschland hat sich seit Mitte der zweitausender Jahre kräftig ausgebaut, trotz relativ bescheidenen Wachstums des Bruttoinlandsprodukts und trotz stabilen Volumens der Arbeitsstunden. Die Erwerbstätigkeit wurde durch eine erhebliche Umverteilung von Arbeitsstunden auf mehr Erwerbstätige erweitert. Vielen Menschen hat der kräftige Ausbau der Teilzeit die Rückkehr ins Erwerbsleben ermöglicht. Der Preis dafür waren ein starker Ausbau der Beschäftigung im unteren Lohnsegment und eine starke Zunahme der Lohnungleichheit. Die Rückgänge des Stundenentgelts in der Zeitspanne 2003–11 sind in unseren Daten für Teilzeitbeschäftigte noch stärker ausgefallen als für Vollzeitbeschäftigte. Seit 2011 steigen die Stundenlöhne entlang der gesamten Lohnverteilung für alle Teilarbeitsmärkte wieder.

Der empirische Befund deutet darauf hin, dass der deutsche Arbeitsmarkt in den Jahren 2003–2011 vorwiegend von Arbeitsangebotsschocks bei gleicher Erwerbsbevölkerung betroffen war, und dass er sich in diesen Jahren am besten wie ein Marshallisches Gleichgewicht beschreiben lässt, das sich entlang einer stabilen Nachfragekurve bewegt. Folglich ist das Arbeitsangebot der entscheidende Treiber des deutschen „Arbeitsmarktwunders“. Somit identifizieren wir einen positiven Erwerbsbeteiligungsschock – einen Arbeitsangebotsschock bei konstanter Erwerbsbevölkerung, in der Periode 2003–2011 – für den wir die Hartz-Reformen als ursächlich sehen. Die Lohnzurückhaltung, die von mehreren Forschern hervorgehoben wurde, erscheint nach unseren Einsichten als eine notwendige, aber nicht hinreichende Bedingung für den massiven Ausbau der Beschäftigung. Plakativ ausgedrückt: Die Lohnspreizung allein bringt nicht mehr Menschen in Beschäftigung. Die Erwerbsfähigen müssen auch bereit und verfügbar sein, für einen niedrigeren Lohn zu arbeiten.

Wir stellen fest, dass die Hartz-Reformen und die Flexibilisierung des deutschen Arbeitsmarkts keineswegs permanent sind. Sie waren jedoch notwendig, um Deutschland aus strukturellen Problemen auf dem Arbeitsmarkt zu lösen. Mit der Einführung eines gesetzlichen Mindestlohns zum Jahresbeginn 2015 folgte eine weitreichende Neuregulierung des deutschen Arbeitsmarkts, deren Wirkungen noch zu analysieren sind. Wir sehen erheblichen Forschungsbedarf, um die Beschäftigungs- und Lohneffekte der Mindestlohngesetzgebung und der Re-Regulierung der Zeitarbeit zu quantifizieren.

Unsere Erkenntnisse lassen sich nicht direkt auf die in Frankreich und anderen Ländern angekündigten Reformen übertragen, die sich in Bezug auf das institutionelle Gefüge erheblich von Deutschland unterscheiden könnten. Dennoch erwarten wir

nach umfassenden Arbeitsmarktreformen signifikante Auswirkungen auf das Lohngefüge und das Beschäftigungsniveau, die auch diese Länder aus der Stagnation am Arbeitsmarkt herausführen könnten.

Literaturverzeichnis

Antonczyk, D., B. Fitzenberger und K. Sommerfeld (2011), Anstieg der Lohnungleichheit, Rückgang der Tarifbindung und Polarisierung, *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung* 44, S. 15–27.

Bachmann, R. und M.C. Burda (2008), Sectoral transformation, turbulence and labor market dynamics in Germany, *German Economic Review* 11(1), S. 37–59.

Barro, R. (1988), The Persistence of Unemployment, *American Economic Review* 78, S. 32–7.

Biewen, M. und M. Seckler, (2017), Changes in the German wage structure: Unions, internationalization, tasks, firms, and worker characteristics, unveröffentlichtes Manuskript, Januar.

Blanchard, O.J. und L.H. Summers, (1986), Hysteresis and the European unemployment problem, *NBER macroeconomics annual* 1, S. 15–78.

Blanchflower, D. und A. Oswald (1994), *The Wage Curve*, Cambridge, MIT Press.

Bornhorst, F. und A. Mody (2012), Tests of German Resilience, *IMF Working Paper* Nr. 12/239.

Brändle, T., W.D. Heinbach und M.F. Maier (2011), Tarifliche Öffnung in Deutschland: Ausmaß, Determinanten, Auswirkungen. *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung*, 44(1-2), 163-172.

Burda, M.C. (2016), The German Labor Market Miracle: An Assessment, *Arbetsmarknadsekonomiska Rådet*, Underlagsrapport 1/2016.

Burda, M.C. (1988), Wait unemployment in Europe, *Economic Policy* 7, S. 391–416.

Burda, M.C. und J. Hunt (2011), What explains Germany's labor market miracle in the Great Recession?, *Brookings Papers on Economic Activity* 42(1), S. 273–35.

Burda, M.C. und S. Seele (2016), No role for the Hartz reforms? Demand and supply factors in the German labor market, 1993–2014, *SFB 649 Discussion Paper*, 2016–010.

Burda, M.C. und M. Weder (2016), Payroll taxes, social insurance, and business cycles, *Journal of the European Economic Association* 14(2), S. 438–67.

Caliendo, M., und J. Hogenacker (2012), The German labor market after the Great Recession: successful reforms and future challenges. *IZA Journal of European Labor Studies*, 1(1), 3.

Calmfors, L. und J. Driffill (1988), Bargaining structure, corporatism and macroeconomic performance, *Economic Policy* 3, S. 13–61.

Card, D., J. Heining und P. Kline (2013), Workplace heterogeneity and the rise of West German wage inequality, *The Quarterly journal of economics* 128(3), S. 967–1015.

Daveri, F. und G. Tabellini (2000), Unemployment, growth and taxation in industrial countries, *Economic Policy* 15, S. 47–104.

Dustmann, C., B. Fitzenberger, U. Schönberg und A. Spitz-Oener (2014), From sick man of Europe to economic superstar: Germany's resurgent economy, *Journal of Economic Perspectives* 28, S. 167–88.

Elsby, M. W., B. Hobijn, A. Şahin und R.G. Valletta (2011), The labor market in the Great Recession – An update to September 2011, *Brookings Papers on Economic Activity* 2, S. 353–84.

Fahr, R. und U. Sunde (2009), Did the Hartz reforms speed up the matching process? A macro-evaluation using empirical matching functions, *German Economic Review* 12, S. 1–33.

Feld, L. und C.M. Schmidt (2016), Jenseits der schrillen Töne, Elemente für eine rationale Diskussion über die Ungleichheit von Einkommen und Vermögen in Deutschland, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 17(2), S. 188–205.

Fitzenberger, B. (2012), Expertise zur Entwicklung der Lohnungleichheit in Deutschland, Arbeitspapier, Sachverständigenrat zur Begutachtung der Gesamtwirtschaftlichen Entwicklung Nr. 04/2012.

Franz, W. (1990), Hysteresis in economic relationships: An overview, in derselbe (Hrsg.), *Hysteresis Effects in Economic Models*, Heidelberg, Springer, S. 1–17.

Franz, W. und R.J. Gordon (1993), German and American wage and price dynamics: Differences and common themes, *European economic review* 37(4), S. 719–54.

Fuchs-Schündeln, N., D. Krueger und M. Sommer (2010), Inequality trends for Germany in the last two decades: A tale of two countries, *Review of Economic Dynamics* 13(1), S. 103–32.

Gehrke, B., W. Lechthaler, und C. Merkl, (2017), The German labor market during the Great Recession: Shocks and institutions, *FAU Discussion Papers in Economics*, Nr. 09/2017.

Gernandt, J. und F. Pfeiffer (2007), Rising wage inequality in Germany, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 227(4), S. 358–80.

Goldin C. und L. Katz (2009), *The race between education and technology: The evolution of U.S. educational wage differentials, 1890 to 2005*, unveröffentlichtes Manuskript, Harvard University.

Hoffmann, F. und T. Lemieux (2016), Unemployment in the Great Recession: A comparison of Germany, Canada, and the United States, *Journal of Labor Economics* 34(S1), S. S95–S139.

IG Metall (2017), *IG Metall Beschäftigtenbefragung 2017*.

Institut der deutschen Wirtschaft Köln (2013), Teilzeit, *Argumente zu Unternehmensfragen*, November.

Jacobi, L. und J. Kluve (2007), Before and after the Hartz reforms: The performance of active labour market policy in Germany, *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung* 40(1), S. 45–64.

- Katz, L. und K. Murphy (1992), Changes in relative wages, 1963-1987: Supply and demand factors, *Quarterly Journal of Economics* 107, S. 35–78.
- Klinger, S. und T. Rothe (2012), The impact of labour market reforms and economic performance on the matching of the short-term and the long-term unemployed, *Scottish Journal of Political Economy* 59(1), S. 90–114.
- Krause, M. und H. Uhlig (2012), Transitions in the German labor market: Structure and crisis, *Journal of Monetary Economics* 59, S. 64–79.
- Krugman, P. (1994), Past and prospective causes of high unemployment, in: Federal Bank of Kansas City (Hrsg.), *Reducing Unemployment: Current Issues and Policy Options, Proceedings of the Jackson Hole Symposium*, S. 49–80.
- Launov, A. und K. Wälde (2013), Estimating incentive and welfare effects of nonstationary unemployment benefits, *International Economic Review* 54(4), S. 1159–98.
- Launov, A. und K. Wälde (2016), The employment effect of reforming a public employment agency, *European Economic Review* 84, S. 140–64.
- Lindbeck, A. und D. Snower (1986), Wage setting, unemployment, and insider-outsider relations, *American Economic Review* 76(2), S. 235–39.
- Lucas, R.E. Jr (1976), Econometric policy evaluation: A critique, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 1, S. 19–46.
- Marshall, A. (1920), *Principle of Economics*, London, Macmillan.
- Möller, J. (2016), Lohnungleichheit – Gibt es eine Trendwende? *IAB Diskussionspapier* 9/2016.
- Möller, J. (2015), Did the German model survive the labor market reforms? *Journal for Labour Market Research* 48(2), S. 151–68.
- Möller, J. (2010), The German labor market response in the world recession: Demystifying a miracle, *Journal for Labour Market Research* 42(4), S. 325–36.
- Murphy, K. M. und F. Welch (1992), The structure of wages, *The Quarterly Journal of Economics* 107(1), S. 285–326.
- Nierhaus, W. (2016), Realwert des Bruttoinlandsprodukts und Terms-of-Trade: Ergebnisse für 2015, *ifo Schnelldienst* 4/2016, S. 60–64.
- Okun, A. (1962), Potential GNP: Its Measurement and Significance, *Cowles Foundation Discussion Paper* 190, Yale University.
- Rhein, T. (2013), Erwerbseinkommen: Deutsche Geringverdiener im europäischen Vergleich, *IAB-Kurzbericht* Nr. 15/2013.
- Pigou, A.C. (1933), *The Theory of Unemployment*, London, Macmillan.
- Pissarides, C.A. (2000), *Equilibrium Unemployment Theory*, Cambridge, MIT Press.

Rinne, U. und K. Zimmermann (2012), Another economic miracle? The German labor market and the Great Recession, *IZA Journal of Labor Policy* 1, S. 1–21.

Rinne, U. und K. Zimmermann (2013), Is Germany the north star of labor market policy?, *IZA Discussion Paper* 7260.

Rothe, T. und K. Wälde (2017), Where did all the unemployed go? Non-standard work in Germany after the Hartz reforms, *IAB-Diskussionspapier* 1817.

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2014), *Mehr Vertrauen in Marktprozesse, Jahresgutachten 2014/15*, Wiesbaden, Bonifatius.

Schmid, G. (1997), Beschäftigungswunder Niederlande? Ein Vergleich der Beschäftigungssysteme in den Niederlanden und in Deutschland, *Leviathan* 25(3), S. 302–37.

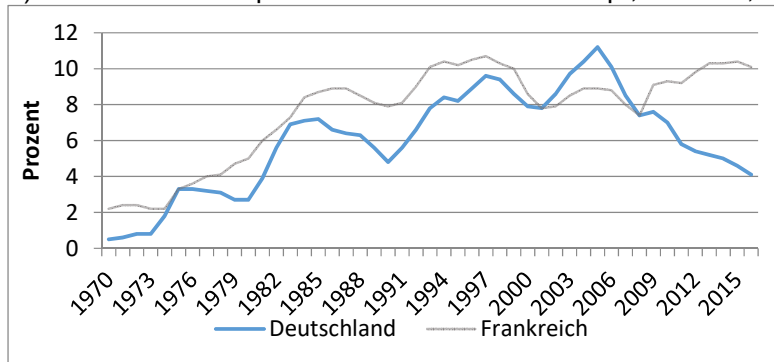
Schneider, H. (2008), Die Veränderung der Lohnersatzleistungen und die Reform der Vermittlungsprozesse im SGB III, *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* 77, S. 20–37.

Stops, M. (2016), Revisiting German labour market reform effects – A panel data analysis for occupational labour markets, *IZA Journal of European Labor Studies* 5(1), S. 1–43.

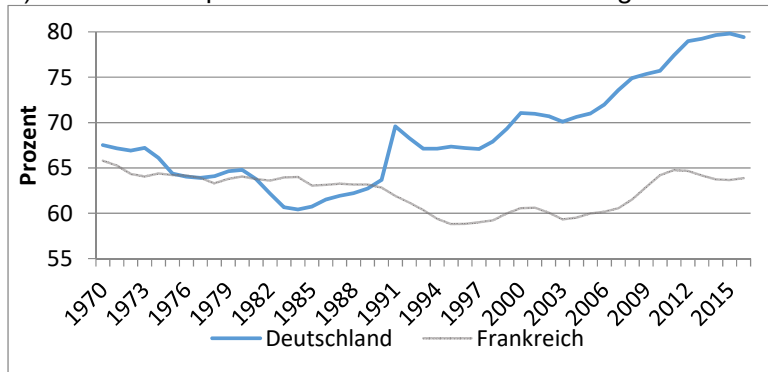
Thimann, C. (2015), The microeconomic dimensions of the Eurozone crisis and why European politics cannot solve them, *Journal of Economic Perspectives* 29, S. 141–64.

ABBILDUNGEN

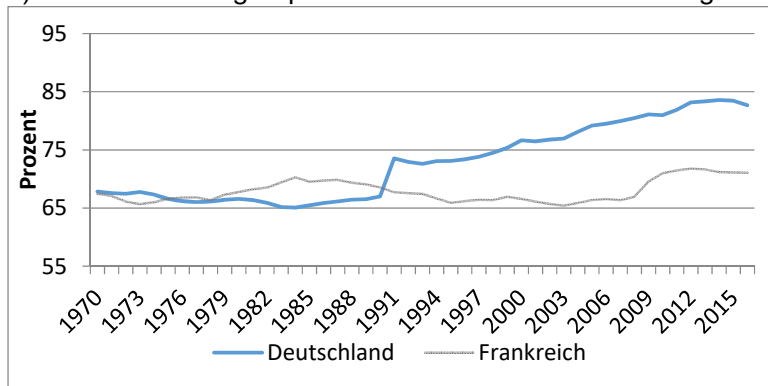
a) Arbeitslosenquote nach OECD/ILO-Konzept, Eurostat, als Erwerbstätigenanteil



b) Erwerbsquote als Anteil an der erwerbsfähigen Bevölkerung



c) Erwerbstätigenquote als Anteil an der erwerbsfähigen Bevölkerung



d) Reales BIP, Millionen Euro in Preisen von 2010 (in natürlichen Logarithmen)

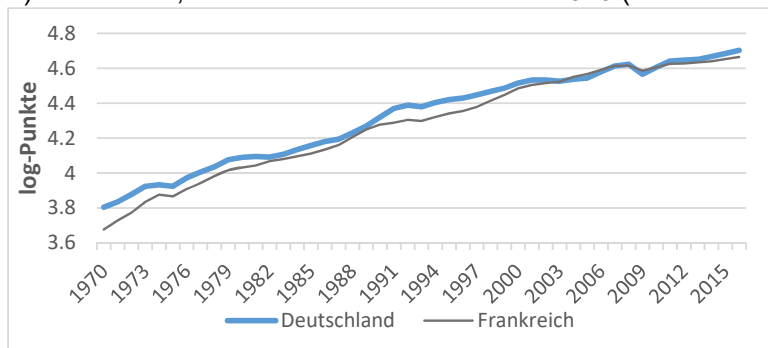
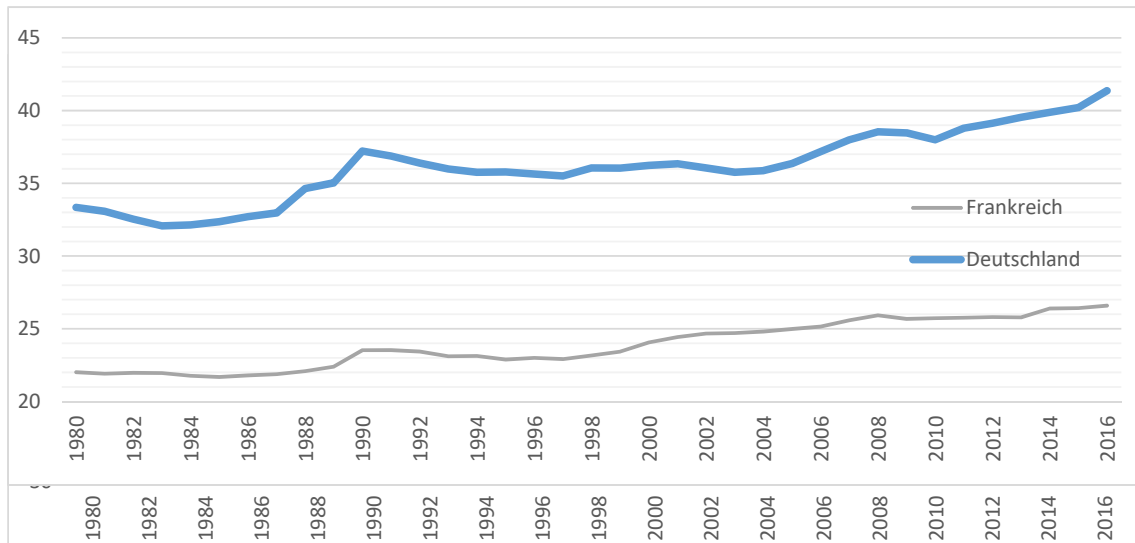


Abbildung 1: Indikatoren des deutschen Arbeitsmarkts, 1970-2016

Anmerkung: Realer BIP-Kettenindex, bis 1990 Westdeutschland und danach Gesamtdeutschland.
Erwerbsbeteiligungsquoten entsprechen $e/(1-u)$, mit e =Beschäftigtenquote und u =Arbeitslosenquote.
Quelle: Macroeconomic database AMECO, Europäische Kommission, eigene Darstellung.

a) Erwerbstätige (Millionen Personen)



b) Geleistete Arbeitsstunden insgesamt (Milliarden Stunden)

c) Stundenproduktivität (EUR von 2010 je geleistete Arbeitsstunde)

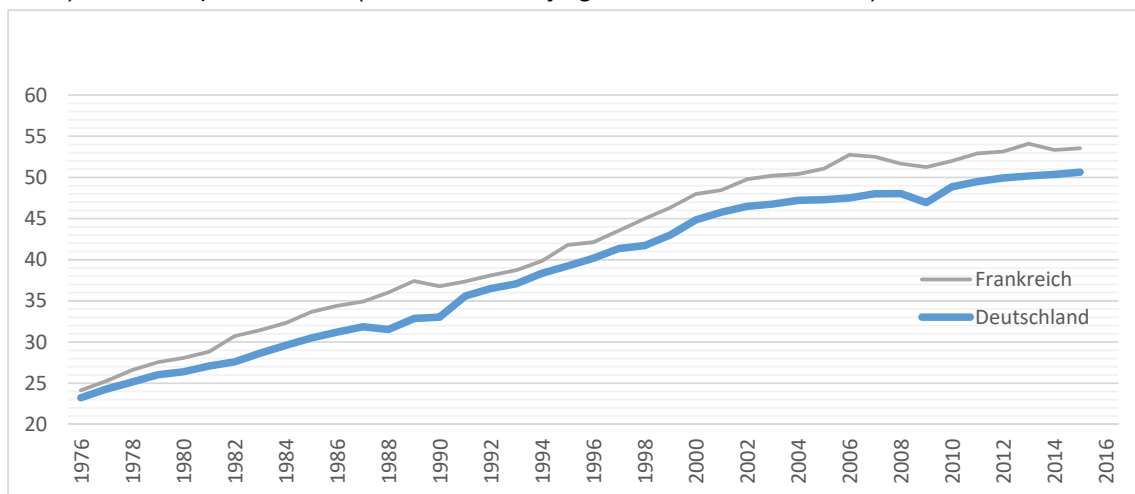


Abbildung 2: Arbeitseinsatz und Produktivität, 1980-2015

Quelle: OECD, INSEE, eigene Darstellung. Zahlen vor 1992 für die Bundesrepublik

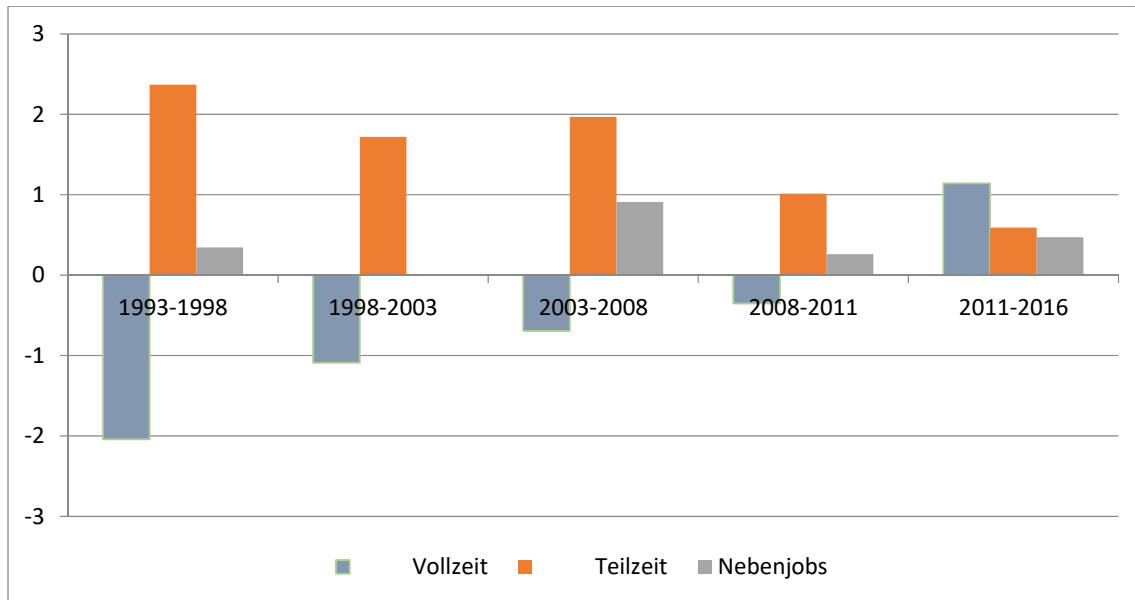


Abbildung 3: Veränderung der abhängig Beschäftigten, in Tausend Personen, 1993-2016.
Anmerkung: Teilzeit umfasst hier sowohl die „große“ sozialversicherungspflichtige Teilzeit als auch die geringfügige Beschäftigung. Nebenjobs sind ausschließlich geringfügige Beschäftigung als zweite Beschäftigung.

Quelle: IAB-Arbeitszeitrechnung, eigene Darstellung.

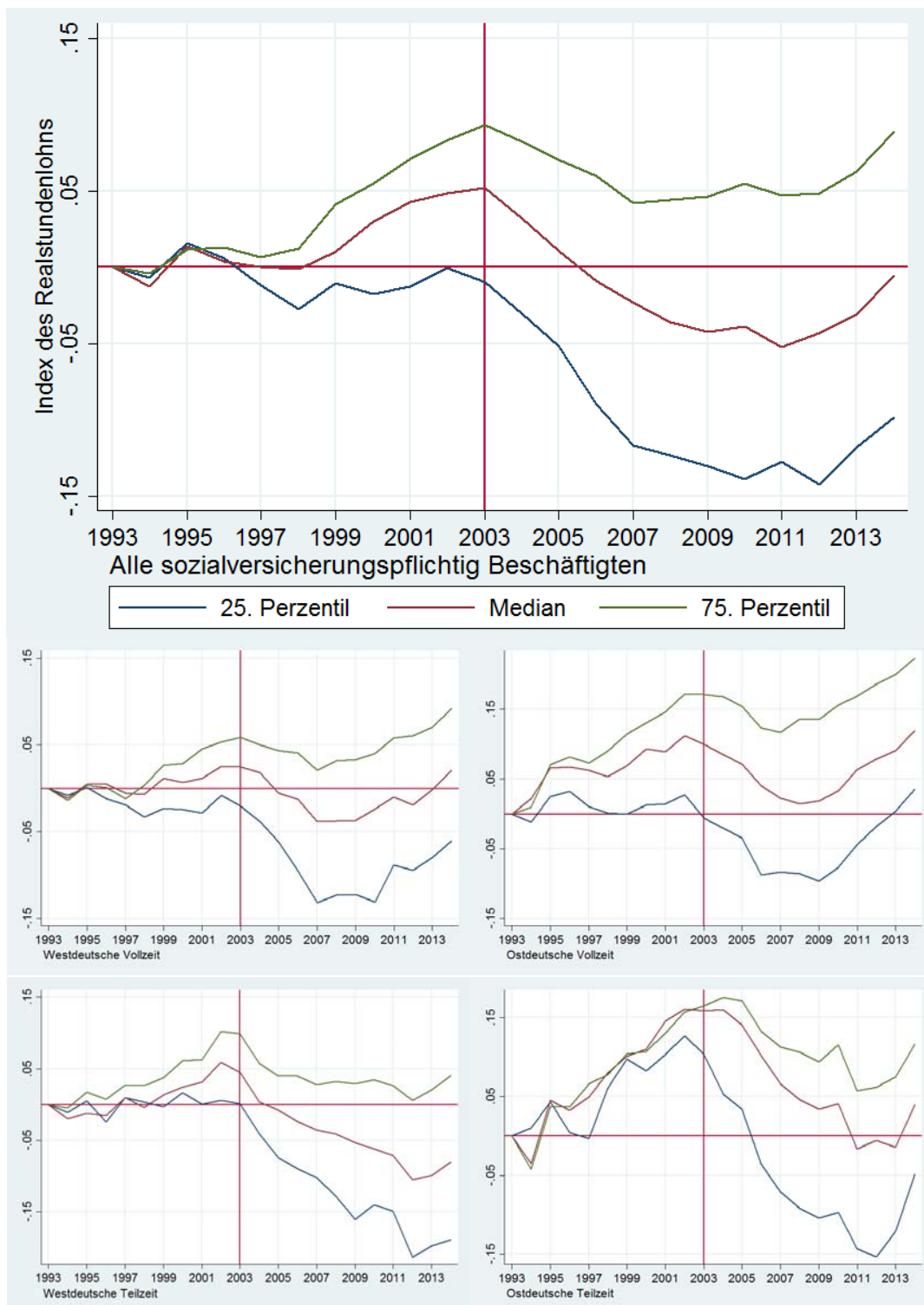


Abbildung 4: Entwicklung der Realstundenlöhne für sozialversicherungspflichtige Beschäftigte, 1993-2014

Anmerkung: Sozialversicherungspflichtige Beschäftigung beinhaltet Teilzeit- und Vollzeitbeschäftigte. Geringfügige Beschäftigung ist nicht enthalten.

Quelle: SIAB und SOEP, eigene Berechnungen.

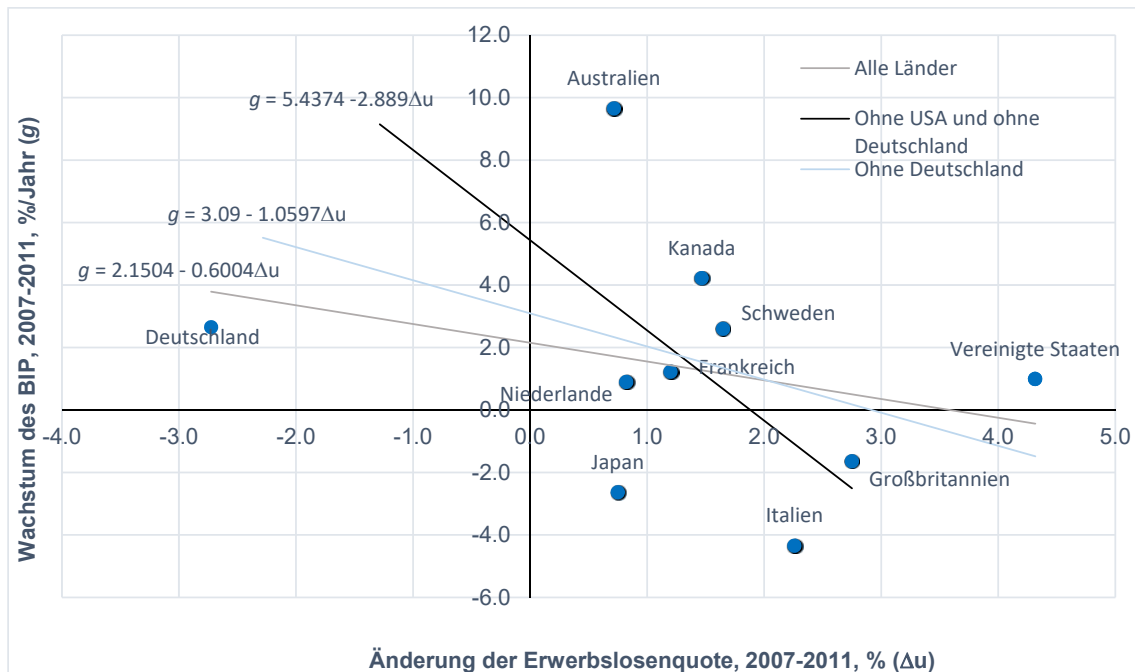
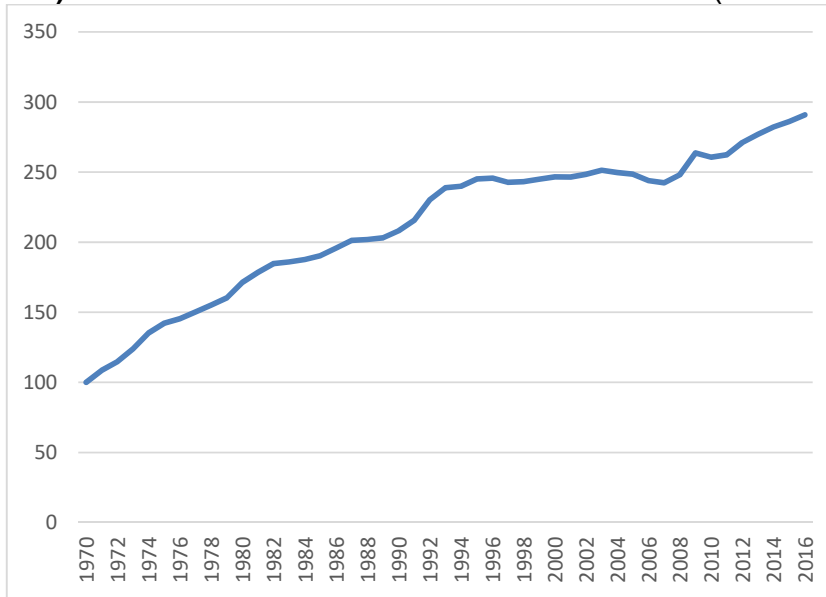


Abbildung 5: Das Okunsche Gesetz, 10 Länder, 2007-2011

Legende: graue Regressionslinie = alle Länder; blaue Regressionslinie = alle Länder ohne Deutschland; dunkle Regressionslinie = alle Länder ohne Deutschland, USA.

Quelle: IWF, World Economic Outlook Database, April 2017, eigene Berechnungen.

a) Nominale Lohnstückkosten in Deutschland (1970=100)



b) Nominaler Stundenlohn und nominale Arbeitsproduktivität in Deutschland (1991=100)

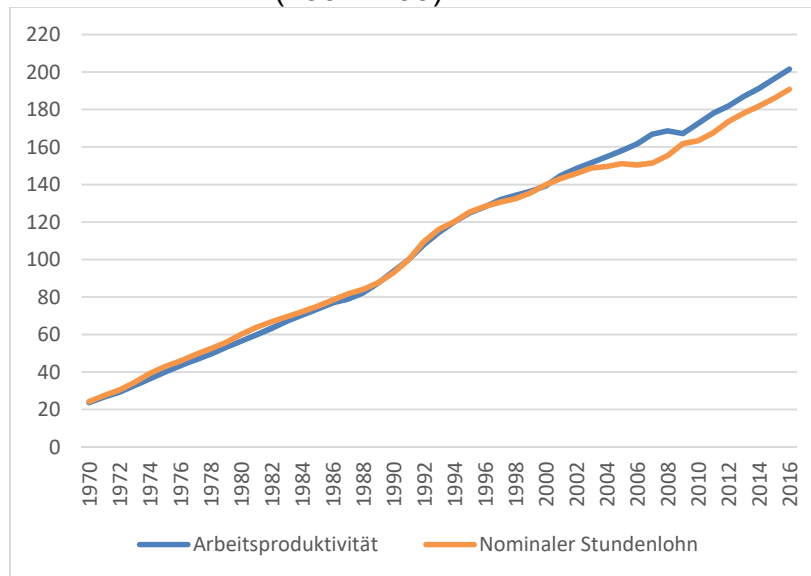
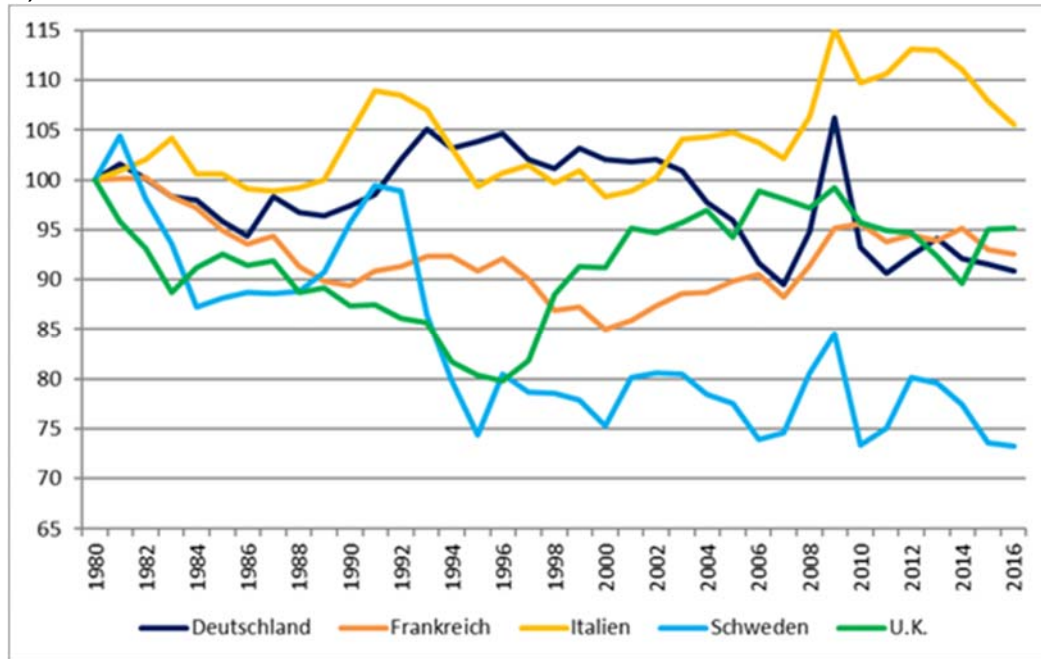


Abbildung 6: Aggregierte Arbeitskosten und Produktivität in Deutschland 1970-2015
 Anmerkung: Westdeutschland bis 1990, wiedervereinigtes Deutschland ab 1991.
 Quelle: Macroeconomic database AMECO, Europäische Kommission, eigene Berechnungen.

a) Index, 1980=100



b) Index, 1995=100

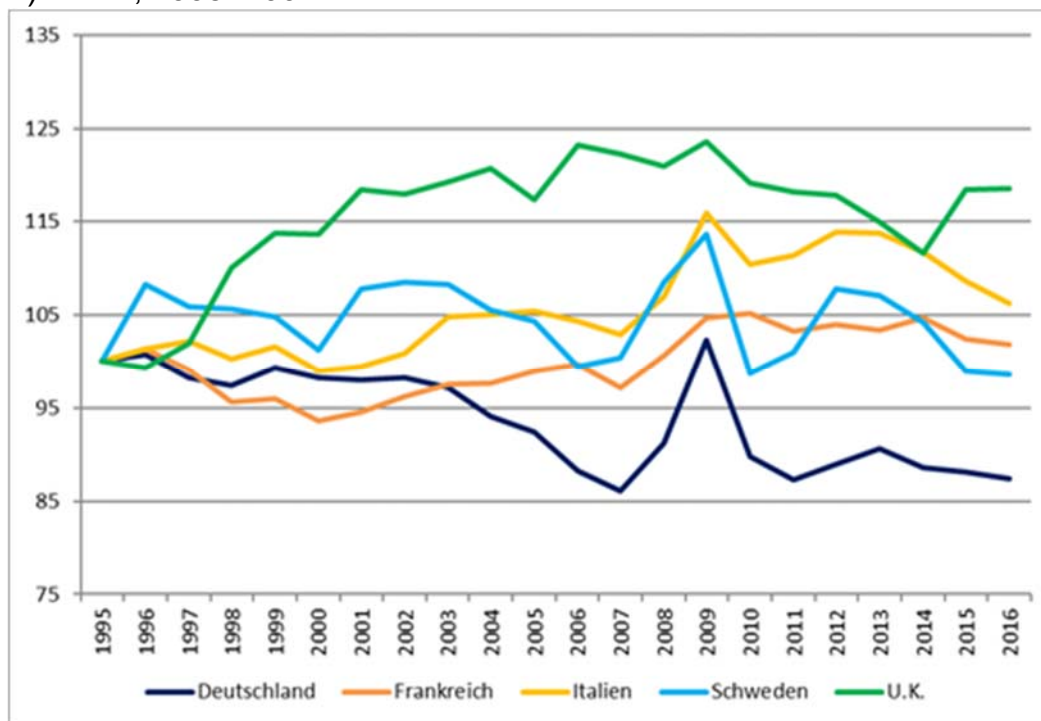


Abbildung 7: Reale Lohnstückkosten der Industrie im Ländervergleich

Quelle: The Conference Board, International Comparisons of Manufacturing Productivity & Unit Labor Cost Trends 2016, eigene Berechnungen.

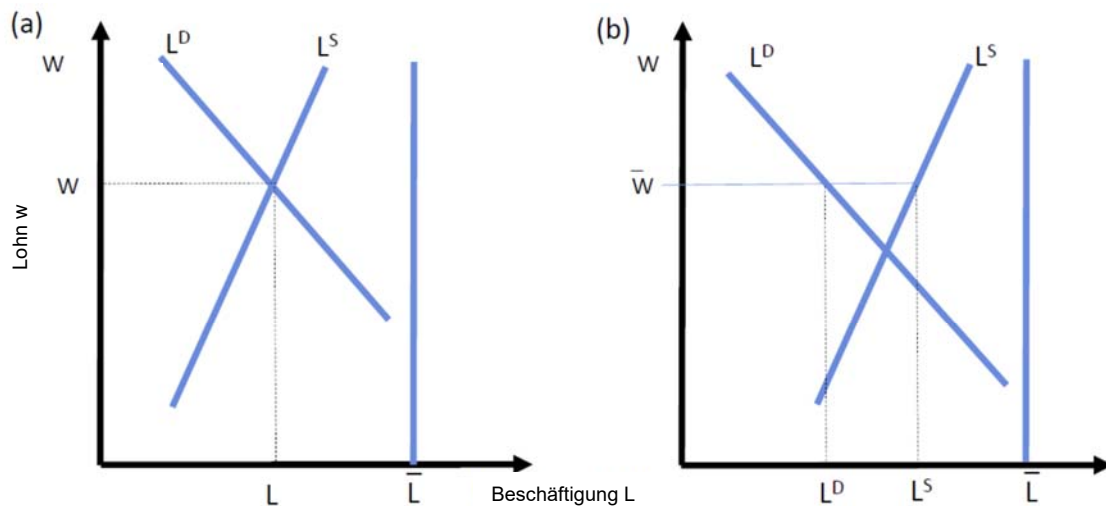


Abbildung 8: Zwei Sichtweisen des Arbeitsmarkts: a) Marshall vs. b) Pigou

Anmerkung: In Diagramm a) führen die Beschäftigung L und der Lohn W zur Markträumung, so dass das Arbeitsangebot (L^S) gleich der Arbeitsnachfrage (L^D) ist. In diesem Fall ist Arbeitslosigkeit ausschließlich freiwillig und umfasst die horizontale Strecke von $\bar{L} - L$. Im zweiten Diagramm b) liegt der Lohn $\bar{W}$ über dem Markträumungslohn, so dass Angebot und Nachfrage nicht gleich sind und unfreiwillige Erwerbslosigkeit (Arbeitslosigkeit) besteht: $L^S - L^D$. Gleichzeitig führen steigende Löhne zu einer höheren Erwerbsbeteiligung L^S , ceteris paribus.

Quelle: Eigene Darstellung.

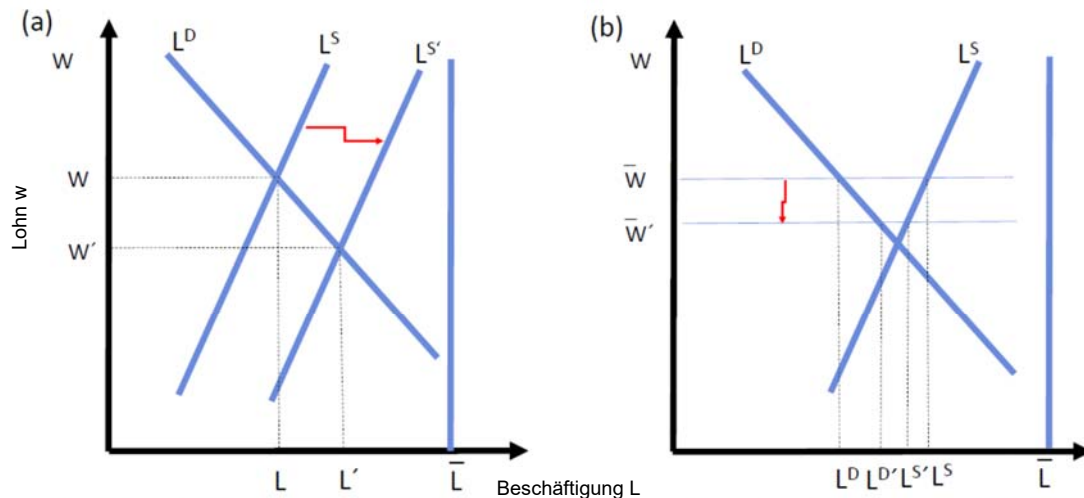


Abbildung 9: Die Folge eines (a) Angebotsschocks vs. (b) Lohnzurückhaltung

Anmerkung: Diagramm (a) stellt eine Arbeitsmarktpolitik bei Markträumung dar, welche zu einer Rechtsverschiebung des Arbeitsangebots bei gegebener Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter führt. Dabei sinkt der Marktlohn, während die Beschäftigung und die Erwerbsbeteiligung (Differenz von L^S und $\bar{L}$) steigen. In Diagramm (b) führt eine abnehmende Lohnstarre zu sinkenden Löhnen bei steigender Beschäftigung sowie einer sinkenden Arbeitslosigkeit, jedoch *sinkender* Erwerbsbeteiligung: $\bar{L} - L^S > \bar{L} - L^{S'}$.

Quelle: Eigene Darstellung.

TABELLEN

Tabelle 1: Das zerlegte deutsche Arbeitsmarktwunder (in log-Punkten), 1993-2016

Zeitintervall Veränderung (Δ)	Jährliche Veränderung, Durchschnitt					Kumulative Veränderung	
	1993-98	1998-03	2003-08	2008-11	2011-16	vor 2003	nach 2003
$\Delta \ln$ (Erwerbsbevölkerung)	0,2	-0,1	-0,5	-0,7	0,4	-0,3	-2,6
+ $\Delta \ln$ (Erwerbsquote)	0,1	0,7	0,8	0,8	0,2	5,2	8,0
+ $\Delta \ln$ (1-Erwerbslosenquote)	-0,5	0,3	0,1	0,5	0,3	-1,5	5,4
+ $\Delta \ln$ (Stunden/Erwerbstätige)	-0,6	-1,1	-0,1	-0,6	-0,4	-7,9	-4,4
= $\Delta \ln$ (Arbeitszeit, insgesamt)	-0,8	-0,3	0,4	0,0	0,5	-4,5	6,4

Anmerkung: Jährliche Veränderung in log-Punkten über eine Periode (1 log Punkt von $x = 100 * \Delta \ln(x) \approx \% \text{ Veränderung}$). Die Gesamtarbeitszeit ist so berechnet, dass sie mit der IAB-Arbeitszeitrechnung (Stunden/Erwerbstätigen) und der destatis-Erwerbstätigenentwicklung übereinstimmt.

Quelle: IAB-Arbeitszeitrechnung, destatis, eigene Berechnungen.

Tabelle 2: Zerlegung der deutschen Erwerbslosenquote, 1993-2016

Zeitintervall: Veränderung (Δ)	1993-2003	2003-2016
$\Delta \ln$ (Erwerbsquote)	+5,2	+8,0
- $\Delta \ln$ (Erwerbstätigenquote)	- 3,7	-14,2
= $-\Delta \ln$ (1-Erwerbslosenquote) $\approx \Delta$ Erwerbslosenquote	+1,5	-5,4

Anmerkung: Die Erwerbslosenquote von destatis entspricht der OECD/ILO-Arbeitslosenquote.

Quelle: destatis; eigene Berechnungen.

Tabelle 3: Erwerbs-, Erwerbstätigen- und Erwerbslosenquoten, 1993-2016

	1993-2016	1993-98	1998-03	2003-08	2008-11	2011-16
Erwerbstätigenquote	67,9	64,3	65,0	66,8	70,9	73,4
West	68,4	64,8	65,8	67,6	71,2	73,7
Ost	65,8	62,6	61,8	63,4	69,9	72,7
Männer	74,2	73,2	72,1	72,5	76,0	77,7
Frauen	61,4	55,2	57,8	60,9	65,8	69,0
15-19-Jährige	28,0	29,9	28,6	27,0	27,9	26,3
20-24-Jährige	64,2	66,1	65,0	61,6	64,2	64,0
25-29-Jährige	74,4	73,4	74,1	71,8	75,5	77,6
30-34-Jährige	79,2	77,3	79,3	77,9	79,9	82,0
35-39-Jährige	81,0	78,6	80,4	80,6	82,3	83,6
40-44-Jährige	82,6	80,1	81,2	82,0	84,6	85,9
45-49-Jährige	81,7	78,3	79,8	80,8	83,9	86,1
50-54-Jährige	76,8	72,2	73,6	76,1	80,1	83,1
55-59-Jährige	63,5	52,1	57,1	63,9	70,9	76,2
60-64-Jährige	31,1	18,2	21,0	29,0	39,6	50,3
	1993-2016	1993-98	1998-03	2003-08	2008-11	2011-16
Erwerbsquote	74,0	70,5	72,4	74,4	76,4	77,3
West	73,6	70,7	71,5	73,8	75,7	77,0
Ost	77,5	76,5	76,4	77,0	79,2	79,2
Männer	81,1	80,7	80,1	80,9	82,1	82,1
Frauen	67,3	62,6	64,5	67,7	70,6	72,5
15-19-Jährige	30,3	29,5	31,7	31,0	31,3	28,8
20-24-Jährige	70,5	69,5	72,9	70,9	70,9	69,2
25-29-Jährige	81,1	78,4	82,0	80,9	82,3	82,7
30-34-Jährige	85,0	80,2	86,9	86,2	86,2	86,7
35-39-Jährige	86,6	82,3	88,2	88,3	87,9	87,8
40-44-Jährige	88,5	85,2	89,0	89,8	89,9	89,6
45-49-Jährige	88,0	84,9	87,9	88,9	89,2	89,7
50-54-Jährige	83,8	80,2	82,4	84,7	85,7	86,9
55-59-Jährige	73,3	67,9	69,4	73,5	76,8	80,2
60-64-Jährige	35,9	27,8	23,7	32,6	42,7	53,3
	1993-2016	1993-98	1998-03	2003-08	2008-11	2011-16
Erwerbslosenquote	7,9	8,8	8,8	9,8	7,1	5,1
West	6,4	6,9	6,7	7,9	5,9	4,3
Ost	14,0	16,0	17,0	17,1	11,8	8,2
Männer	7,8	7,9	8,7	10,0	7,4	5,4
Frauen	8,1	10,0	8,9	9,6	6,8	4,8
15-19-Jährige	9,1	7,3	7,9	12,0	10,7	8,6
20-24-Jährige	9,7	9,4	9,5	12,6	9,6	7,4
25-29-Jährige	8,4	8,4	8,3	10,8	8,3	6,2
30-34-Jährige	7,5	8,1	7,6	9,3	7,3	5,4
35-39-Jährige	7,1	8,1	7,7	8,4	6,4	4,8
40-44-Jährige	6,8	7,7	7,8	8,4	5,8	4,1
45-49-Jährige	6,9	7,8	8,1	8,8	6,0	3,9
50-54-Jährige	7,8	9,0	9,3	9,8	6,5	4,3
55-59-Jährige	10,8	14,1	14,4	12,2	7,8	5,0
60-64-Jährige	7,9	7,5	8,6	10,2	7,3	5,8

Quelle: destatis, Mikrozensus, eigene Berechnungen.

Tabelle 4: Übersicht zum synthetischen Datensatz

Quelle	Sozialversicherungspflichtige Beschäftigung	1993–2014	'93–'98	'99–'02	'03–'08	'09–'14
SIAB	Nominale Bruttotagesentgelte (in Euro)					
	75. Perzentil	104,0	88,8	99,5	107,8	118,5
		(12,0)	(3,3)	(3,1)	(2,5)	(4,5)
	50. Perzentil	76,4	68,3	74,8	78,5	83,5
		(6,3)	(2,3)	(2,2)	(0,8)	(3,1)
	25. Perzentil	52,2	49,2	51,8	52,7	55,2
		(2,6)	(1,3)	(1,0)	(0,5)	(2,0)
	Beobachtungen/Jahr	462.033,7	464.023,7	458.465,8	443.373,2	481.083,0
		(18.451,2)	(9.243,8)	(6.742,9)	(9.910,9)	(18.726,5)
SOEP	Geleistete Arbeitszeit (in Stunden)					
		37,8	38,1	37,7	37,7	37,9
		(0,3)	(0,1)	(0,3)	(0,3)	(0,3)
	Beobachtungen/Jahr	7.359,8	5.769,5	8.534,0	8.076,8	7.450,3
		(1.302,5)	(145,7)	(1.767,6)	(467,6)	(496,4)

Anmerkung: Nominale Bruttotagesentgelte in Euro als Durchschnitt des jeweiligen Zeitintervalls, Standardabweichungen in Klammern.

Quelle: SIAB und SOEP, eigene Berechnungen.

Tabelle 5: Veränderung der realen mittleren Stundenentgelte von sozialversicherungspflichtigen Teil- und Vollzeitbeschäftigten, 1993-2014 (%)

	1993–2014	'93–'98	'98–'03	'03–'08	'08–'11	'11–'14
Sozialversicherungs- pflichtige Beschäftigte	-0,6	-0,1	5,5	-8,4	-1,6	4,8
West	-4,8	-2,5	4,7	-8,9	-0,6	3,0
Ost	7,4	3,5	6,8	-8,1	-0,6	6,3
Männer	0,0	0,0	4,8	-7,3	-0,1	3,0
Frauen	-0,4	0,5	6,3	-9,3	-2,8	5,8
15–19-Jährige	-11,2	-13,8	9,6	-14,7	4,6	5,5
20–24-Jährige	-5,7	-6,8	2,6	-7,3	2,0	4,4
25–29-Jährige	-3,7	-1,8	2,0	-10,5	1,0	6,3
30–34-Jährige	-7,8	-1,9	4,5	-10,6	-3,5	4,2
35–39-Jährige	-2,0	3,2	6,1	-7,4	-3,4	-0,0
40–44-Jährige	-4,8	-3,5	7,4	-7,8	-2,2	1,9
45–49-Jährige	-2,5	-2,0	4,0	-5,2	-1,7	2,6
50–54-Jährige	0,5	2,4	3,4	-8,2	-1,0	4,5
55–59-Jährige	-4,7	-4,6	2,8	-8,1	1,7	4,0
60–64-Jährige	-15,8	-1,7	-0,6	-10,6	-6,5	3,0

Anmerkung: Sozialversicherungspflichtig Beschäftigung beinhaltet nur Voll- und Teilzeitbeschäftigte.

Quelle: SIAB, SOEP und destatis (Konsumentenpreisindex), eigene Berechnungen.

Tabelle 6: Gini-Koeffizient von Haushaltseinkommen im Ländervergleich, OECD, 1986-2014

a) Ungleichheit von Markteinkommen

	1986	1996	2004	2008	2010	2013
Dänemark	0,37	0,42	0,42	0,41	0,43	0,44
Deutschland	0,44	0,46	0,50	0,49	0,49	0,51
Frankreich		0,47	0,49	0,48	0,51	0,50
Italien	0,39	0,47	0,51	0,49	0,51	0,52
Schweden		0,44	0,43	0,43	0,43	0,44
USA	0,44	0,48	0,49	0,49	0,51	0,51
Vereinigtes Königreich	0,47	0,51	0,51	0,52	0,52	0,53

b) Ungleichheit nach Steuern und Transfers

	1986	1996	2004	2008	2010	2014
Dänemark	0,22	0,22	0,23	0,24	0,25	0,25
Deutschland	0,25	0,26	0,28	0,29	0,29	0,29
Frankreich		0,28	0,28	0,29	0,30	0,29
Italien	0,31**	0,32*	0,35	0,34	0,32	0,33
Schweden	0,20	0,22	0,24	0,26	0,27	0,28
USA	0,34	0,36	0,36	0,38	0,38	0,39
Vereinigtes Königreich	0,32*	0,33*	0,33	0,34	0,34	0,36

Anmerkung: Die Gini-Koeffizienten basieren auf Haushaltseinkommen a) von Markteinkommen sowie b) nach Steuern und Transfers für die gesamte Bevölkerung des jeweiligen Landes.

* markiert Daten, die ein Jahr älter sind, und ** markiert Daten, die 2 Jahre älter sind.

Quelle: OECD Einkommensverteilung und Armut, 2016, eigene Darstellung.

Tabelle 7: Arbeitsmarkthypothesen bezüglich der Korrelation (ρ) abgeleitet

von Marshall und Pigou

	$\rho(\Delta w, \Delta p) < 0$	$\rho(\Delta w, \Delta p) \approx 0$	$\rho(\Delta w, \Delta p) > 0$
$\rho(\Delta w, \Delta e) < 0$	Markträumung ($\phi \rightarrow 1$); vorwiegend Schocks zur Aktivierung ($\Delta \ell^S$)	keine Aussage möglich	Lohnrigidität ($\phi \rightarrow 0$); vorwiegend Schocks zur Lohnrigidität ($\Delta \bar{w}$)
$\rho(\Delta w, \Delta e) \approx 0$	keine Aussage möglich	keine Aussage möglich	keine Aussage möglich
$\rho(\Delta w, \Delta e) > 0$	Lohnrigidität ($\phi \rightarrow 0$); vorwiegend Schocks zur Nachfrage ($\Delta \ell^D$) bzw. Aktivierung ($\Delta \ell^S$)	keine Aussage möglich	Eher Markträumung ($\phi \rightarrow 1$); vorwiegend Schocks der Nachfrage ($\Delta \ell^D$) bzw. der erwerbsfähigen Bevölkerung ($\Delta \bar{\ell}$)

Quelle: Eigene Darstellung.

Tabelle 8: Korrelationen von Lohnveränderungen mit Veränderungen der Erwerbstätigen- und Erwerbsquoten

Deutsche	1995	2000	2005	2010	Deutsche	1995	2000	2005	2010
Erwerbstätigenquoten	2000		-0,05	-0,37	Erwerbsquoten	2000		-0,13	-0,49
37 Beobachtungen	2005		-0,30	-0,51	37 Beobachtungen	2005		-0,43	-0,60
				-0,63					-0,67
Westdeutsche	1995	2000	2005	2010	Westdeutsche	1995	2000	2005	2010
Erwerbstätigenquoten	2000		0,25	0,34	Erwerbsquoten	2000		0,27	0,36
19 Beobachtungen	2005		0,32	0,38	19 Beobachtungen	2005		0,37	0,37
				-0,37					-0,32
Westdeutsche Männer,	1995	2000	2005	2010	Westdeutsche Männer,	1995	2000	2005	2010
Erwerbstätigenquoten	2000		0,26	0,83	Erwerbsquoten	2000		0,55	0,92
9 Beobachtungen	2005		0,54	-0,85	9 Beobachtungen	2005		0,59	-0,93
				-0,87					-0,93
Westdeutsche Frauen,	1995	2000	2005	2010	Westdeutsche Frauen,	1995	2000	2005	2010
Erwerbstätigenquoten	2000		0,58	0,57	Erwerbsquoten	2000		0,56	0,59
10 Beobachtungen	2005		0,50	0,73	10 Beobachtungen	2005		0,56	0,74
				-0,41					-0,35
Ostdeutsche	1995	2000	2005	2010	Ostdeutsche	1995	2000	2005	2010
Erwerbstätigenquoten	2000		0,04	-0,30	Erwerbsquoten	2000		0,03	-0,43
18 Beobachtungen	2005		-0,57	-0,72	18 Beobachtungen	2005		-0,81	-0,88
				-0,79					-0,88
Ostdeutsche Männer	1995	2000	2005	2010	Ostdeutsche Männer,	1995	2000	2005	2010
Erwerbstätigenquoten	2000		-0,45	-0,58	Erwerbsquoten	2000		-0,36	-0,65
9 Beobachtungen	2005		-0,70	-0,86	9 Beobachtungen	2005		-0,91	-0,98
				-0,95					-0,99
Ostdeutsche Frauen	1995	2000	2005	2010	Ostdeutsche Frauen,	1995	2000	2005	2010
Erwerbstätigenquoten	2000		0,10	-0,14	Erwerbsquoten	2000		0,23	-0,02
9 Beobachtungen	2005		-0,56	-0,74	9 Beobachtungen	2005		-0,88	-0,96
				-0,82					-0,94

Anmerkung: Fünf-Jahres-Intervalle um das genannte

Jahr.

Quelle: SIAB, SOEP und destatis, eigene Berechnungen.

SFB 649 Discussion Paper Series 2017

For a complete list of Discussion Papers published by the SFB 649, please visit <http://sfb649.wiwi.hu-berlin.de>.

- 001 "Fake Alpha" by Marcel Müller, Tobias Rosenberger and Marliese Uhrig-Homburg, January 2017.
- 002 "Estimating location values of agricultural land" by Georg Helbing, Zhiwei Shen, Martin Odening and Matthias Ritter, January 2017.
- 003 "FRM: a Financial Risk Meter based on penalizing tail events occurrence" by Lining Yu, Wolfgang Karl Härdle, Lukas Borke and Thijs Benschop, January 2017.
- 004 "Tail event driven networks of SIFIs" by Cathy Yi-Hsuan Chen, Wolfgang Karl Härdle and Yarema Okhrin, January 2017.
- 005 "Dynamic Valuation of Weather Derivatives under Default Risk" by Wolfgang Karl Härdle and Maria Osipenko, February 2017.
- 006 "RiskAnalytics: an R package for real time processing of Nasdaq and Yahoo finance data and parallelized quantile lasso regression methods" by Lukas Borke, February 2017.
- 007 "Testing Missing at Random using Instrumental Variables" by Christoph Breunig, February 2017.
- 008 "GitHub API based QuantNet Mining infrastructure in R" by Lukas Borke and Wolfgang K. Härdle, February 2017.
- 009 "The Economics of German Unification after Twenty-five Years: Lessons for Korea" by Michael C. Burda and Mark Weder, April 2017.
- 010 "Data Science & Digital Society" by Cathy Yi-Hsuan Chen and Wolfgang Karl Härdle, May 2017.
- 011 "The impact of news on US household inflation expectations" by Shih-Kang Chao, Wolfgang Karl Härdle, Jeffrey Sheen, Stefan Trück and Ben Zhe Wang, May 2017.
- 012 "Industry Interdependency Dynamics in a Network Context" by Ya Qian, Wolfgang Karl Härdle and Cathy Yi-Hsuan Chen, May 2017.
- 013 "Adaptive weights clustering of research papers" by Larisa Adamyan, Kirill Efimov, Cathy Yi-Hsuan Chen, Wolfgang K. Härdle, July 2017.
- 014 "Investing with cryptocurrencies - A liquidity constrained investment approach" by Simon Trimborn, Mingyang Li and Wolfgang Karl Härdle, July 2017.
- 015 "(Un)expected Monetary Policy Shocks and Term Premia" by Martin Kliem and Alexander Meyer-Gohde, July 2017.
- 016 "Conditional moment restrictions and the role of density information in estimated structural models" by Andreas Tryphonides, July 2017.
- 017 "Generalized Entropy and Model Uncertainty" by Alexander Meyer-Gohde, August 2017.
- 018 "Social Security Contributions and the Business Cycle" by Anna Almosova, Michael C. Burda and Simon Voigts, August 2017.
- 019 "Racial/Ethnic Differences In Non-Work At Work" by Daniel S. Hamermesh, Katie R. Genadek and Michael C. Burda, August 2017.
- 020 "Pricing Green Financial Products" by Awdesch Melzer, Wolfgang K. Härdle and Brenda López Cabrera, August 2017.
- 021 "The systemic risk of central SIFIs" by Cathy Yi-Hsuan Chen and Sergey Nasekin, August 2017.
- 022 "Das deutsche Arbeitsmarktwunder: Eine Bilanz" by Michael C. Burda and Stefanie Seele, August 2017.

SFB 649, Spandauer Straße 1, D-10178 Berlin
<http://sfb649.wiwi.hu-berlin.de>

This research was supported by the Deutsche
Forschungsgemeinschaft through the SFB 649 "Economic Risk".

