



Marcel Stechert

studiert im Masterstudiengang M.Sc. Economics an der Freien Universität Berlin. Seine an der Hochschule für Wirtschaft und Recht Berlin verfasste Bachelorarbeit „Eine kritische Analyse ausgewählter Effekte unter der Einführung des gesetzlichen Mindestlohns in Deutschland“ wurde im Herbst 2017 mit dem Förderpreis des Statistischen Bundesamtes in der Kategorie „Master-/Bachelorarbeiten“ ausgezeichnet.

EINE KRITISCHE ANALYSE AUSGEWÄHLTER EFFEKTE UNTER DER EINFÜHRUNG DES GESETZLICHEN MINDESTLOHNS IN DEUTSCHLAND

Marcel Stechert

➤ **Schlüsselwörter:** Mindestlohn – Beschäftigungswachstum – Mindestlohn-betroffenheit – regionale Variation – Jugendbeschäftigung

ZUSAMMENFASSUNG

Die diesem Beitrag zugrundeliegende Bachelorarbeit analysiert Beschäftigungswirkungen nach Einführung des gesetzlichen Mindestlohns in Deutschland. Mithilfe kleinräumiger Daten der Bundesagentur für Arbeit und einem Regressionsmodell nach Garloff (2016) wird der Zusammenhang zwischen regionaler Mindestlohn-betroffenheit und dem Beschäftigungswachstum untersucht. Während die Ergebnisse für erwachsene Beschäftigte im Einklang zu bisherigen Studien stehen, divergieren sie für Jugendliche. Arbeitnehmer ab 25 Jahren profitieren im Durchschnitt vom Mindestlohn, der für diese im Zusammenhang mit einem Aufbau von regulären sozialversicherungs-pflichtigen Beschäftigungsverhältnissen und einem Abbau von geringfügigen Stellen steht. Für jugendliche Beschäftigte unter 25 Jahren ist der Effekt des Mindestlohns dagegen netto negativ.

➤ **Keywords:** minimum wage – employment growth – minimum wage relevance – regional variations – youth employment

ABSTRACT

The Bachelor's thesis presented in this article focuses on the employment effects following the introduction of a statutory minimum wage in Germany. Using small-area data of the Federal Employment Agency and employing a Garloff regression model (2016), the relationship between the regional relevance of the minimum wage and employment growth is studied. While the results of adult employment are in line with the findings of previous studies, those of youth employment differ. On average, employees aged 25 years and over have profited from the introduction of the minimum wage as, for them, it is related, on the one hand, to an increase in regular employment subject to social insurance contributions and, on the other, to a decrease in marginal employment. However, the analysis reveals a negative impact of the minimum wage on the employment of young people under 25 years.

1

Einleitung

Die Einführung eines gesetzlichen Mindestlohns von 8,50 Euro¹ zum 1. Januar 2015 war die bedeutendste Arbeitsmarktreform der vergangenen Dekade. Der flächendeckende Mindestlohn resultierte aus einem kontinuierlichen Rückgang der Zahl von Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern, deren Beschäftigung durch Tarifverträge abgedeckt war, sowie aus einer steigenden Lohnungleichheit im Niedriglohnssektor.

Das Mindestlohngesetz wurde im Jahr 2014 verabschiedet und umfasst mit sozialversicherungspflichtigen und geringfügig Beschäftigten alle abhängigen Beschäftigungsverhältnisse (Spielberger und Schilling, 2014). Analog zum Gros der europäischen Mindestlohnregelungen enthält auch das Mindestlohngesetz Ausnahmen.² Diese bilden Jugendliche unter 18 Jahre, Auszubildende, Praktikantinnen und Praktikanten, zuvor Langzeitarbeitslose in den ersten sechs Monaten einer Beschäftigung sowie ehrenamtliche Tätigkeiten. Zudem wurden für bestimmte Branchen Übergangsphasen vereinbart, die bis Ende 2017 abweichende Stundenlöhne ermöglichen. Damit sollte in vermeintlichen Risikobranchen die Stundenlohnerhöhung vorsichtig an das neue Niveau herangeführt werden.

Die Erwartungen an das neue Mindestlohngesetz waren hoch, da neben der Eindämmung von Lohnspreizungen das Ziel einer möglichst hohen Beschäftigung nicht gefährdet werden sollte. Im Vorfeld sahen insbesondere Ökonomen in der Einführung einer flächendeckenden Lohnuntergrenze ein potenzielles Risiko für negative Beschäftigungseffekte (Knabe und andere, 2014). Erste deskriptive Analysen zeigten jedoch trotz Mindestlohn eine anhaltend gute gesamtwirtschaftliche Arbeitsmarktentwicklung.

Diese Situation nahm die gleichzeitig von der Bundesregierung eingerichtete Mindestlohnkommission, welche zweijährlich über Anpassungen verhandelt, zum Anlass, um eine Mindestlohnerhöhung zum 1. Januar 2017 auf 8,84 Euro anzuraten (Mindestlohnkommission, 2016a).

1 Brutto, je geleistete Arbeitsstunde.

2 Für eine Übersicht zu den unterschiedlichen Mindestlohnsystemen in der Europäischen Union siehe Rumscheidt (2014).

In einem ausführlichen Bericht analysierte die Kommission zudem deskriptiv erste Auswirkungen der Mindestlohneinführung (Mindestlohnkommission, 2016b).³ Aufgrund der bislang unzureichenden Datenlage, insbesondere durch das Fehlen geeigneter Mikrodaten zur Lohn- und Beschäftigungsstruktur in Deutschland, ist eine umfassende Evaluation des Mindestlohngesetzes erst im Jahr 2020 vorgesehen. Die diesem Beitrag zugrundeliegende Bachelorarbeit leistete frühzeitig einen ersten Beitrag zur Ex-post-Evaluation des Mindestlohns und damit zur zeitnahen Mindestlohnbegleitforschung.⁴

Der Fokus liegt auf der Analyse ausgewählter Beschäftigungseffekte. Hierfür wird ökonometrisch eine regionale Variation in der Mindestlohn Betroffenheit unter Verwendung kleinräumiger Daten der Bundesagentur für Arbeit genutzt (Garloff, 2017, 2016, 2015; Schmitz, 2017). Somit kann der Zusammenhang zwischen regionaler Mindestlohn Betroffenheit und Beschäftigungswachstum analysiert werden. Beschäftigungseffekte werden sowohl für Erwachsene als auch für Jugendliche berücksichtigt, die eine potenzielle Risikogruppe des Mindestlohns darstellen. Bislang blieben solche Risikogruppen in der Mindestlohnforschung für Deutschland weitgehend unberücksichtigt.

2

Literaturübersicht

Im Vorfeld der Mindestlohneinführung war die ökonomische Debatte in Deutschland durch Erkenntnisse aus theoretischen Modellen und empirischen Ergebnissen aus anderen Ländern gekennzeichnet.

3 Die Evaluationsergebnisse der Mindestlohnkommission sowie Erkenntnisse aus extern vergebenen Forschungsaufträgen werden ebenfalls alle zwei Jahre in einem umfassenden Bericht offengelegt.

4 Neben der Mindestlohnkommission evaluieren insbesondere das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) sowie das Deutsche Institut für Wirtschaftsforschung (DIW Berlin) intensiv die Mindestlohneinführung. Das IAB veröffentlichte bereits den fünften Bericht zum Forschungsprojekt „Arbeitsmarktspiegel: Entwicklungen nach Einführung des Mindestlohns“ (vom Berge und andere, 2018). Die Infrastruktureinheit „Sozio-ökonomisches Panel“ (SOEP) am DIW Berlin begleitet die Mindestlohneinführung mit dem Projekt „EVA-MIN“ auf Basis der SOEP-Mikrodaten (Burauel und andere, 2017; Schupp/Wagner, 2015).

Modelltheoretische Betrachtungen ermöglichen zwar Ex-ante-Wirkungsanalysen, sind allerdings mit großer Unsicherheit behaftet (Möller, 2014). Denn abseits des einfachen neoklassischen Arbeitsmarktes mit vollständigem Wettbewerb, wo ein Mindestlohn oberhalb des gleichgewichtigen Lohnsatzes Beschäftigungsverluste verursacht, zeigen sich in erweiterten Modellen mit komplexeren Arbeitsmarktstrukturen positive, negative oder neutrale Beschäftigungsreaktionen (Manning, 2003, 2006; Garloff, 2010; Brown, 2014).

Ein Großteil einflussreicher empirischer Studien untersuchte regionale und branchenspezifische Beschäftigungseffekte in den Vereinigten Staaten. Brown und andere (1982) fassten in einer Übersicht erste Forschungswellen zusammen und fanden für die am meisten untersuchte Altersgruppe, Jugendliche unter 19 Jahren, einen negativen Mindestlohneffekt auf die Beschäftigung. Auch für junge Erwachsene zwischen 20 und 24 Jahren fanden sich überwiegend negative Effekte, allerdings in geringerem Ausmaß. Card/Krueger (1994) veröffentlichten eine der bekanntesten und kontroversesten Mindestlohnstudien, als sie Beschäftigungseffekte jugendlicher Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer in Fast-Food-Restaurants untersuchten. Erstaunlicherweise identifizierten sie einen positiven Einfluss des Mindestlohns auf die Beschäftigung. Dieses Ergebnis blieb erwartungsgemäß nicht unumstritten und eine Replikation der Studie von Neumark/Wascher (2000) identifizierte mithilfe administrativer Gehaltsabrechnungen negative Beschäftigungsreaktionen.

Insgesamt zeigten internationale Ergebnisse keine eindeutigen Befunde und variierten nach Region, Branche oder Altersgruppe. Vorrangig wurden negative Beschäftigungseffekte – sofern vorhanden – für Jugendliche und junge Erwachsene identifiziert (Belman, 2015; Laporsek, 2013; Dolton/Rosazza-Bondibene, 2012; Majchrowska/Zólkiewski, 2012; Williams, 2006; Neumark/Wascher, 2004; Dolado und andere, 1996).

Die ersten evidenzbasierten Wirkungsanalysen zum gesetzlichen Mindestlohn in Deutschland stützten sich auf ökonometrische Analysen (Bossler/Gerner, 2016; Bossler, 2016).⁵ Im Rahmen dieser Arbeit sind insbe-

⁵ Zuvor forcierten in Auftrag gegebene Studien des Bundesministeriums für Arbeit und Soziales die deutschen Branchenmindestlöhne. In diesen fanden sich keine eindeutigen Beweise für negative Beschäftigungswirkungen (Fitzenberger/Doerr, 2016; Möller, 2012).

sondere die Studien von Garloff (2017, 2016) hervorzuheben, der administrative Daten der Bundesagentur für Arbeit analysierte. Die Ergebnisse zeigten, dass sich reguläre sozialversicherungspflichtige Beschäftigungsverhältnisse in Regionen mit einer hohen Mindestlohnbetroffenheit dynamischer entwickelten als in weniger stark betroffenen Regionen. Dieser positive Effekt zeigte sich auch bei einer Kombination aus Regionen und Wirtschaftszweigen (Garloff, 2015). Ein umgekehrter Zusammenhang fand sich hingegen für geringfügig Beschäftigte. Zum Einfluss des Mindestlohns auf die Arbeitslosigkeit fanden die Studien keine signifikanten Effekte. Unter Verwendung derselben Datenbasis konnte Schmitz (2017) die positiven Ergebnisse für reguläre Beschäftigte nicht nachweisen, bestätigte jedoch den negativen Mindestlohneinfluss auf geringfügige Beschäftigungsverhältnisse.

3

Datenbasis

Für die Analyse zur Beschäftigungsdynamik nach Mindestlohneinführung wurde analog zu den Studien von Garloff (2017, 2016, 2015) eine regionale Variation genutzt. Aufgrund fehlender Mikrodaten diente als Datengrundlage die administrative Beschäftigungsstatistik der Bundesagentur für Arbeit. Da sich der Bestand auf Grundlage der arbeitgeberseitigen Meldepflicht zur Sozialversicherung ergibt, ist die Datenqualität besonders hoch. Die monatlichen Makrodaten zur Beschäftigungsstruktur in Deutschland können unter anderem regional und soziodemografisch individualisiert werden. Eine solche Disaggregationsmöglichkeit ist essenziell, da die reine Betrachtung gesamtwirtschaftlicher Entwicklungen keine ausreichenden Rückschlüsse von isolierten Mindestlohneffekten auf die Beschäftigung zulässt. So wäre es möglich, dass die Effekte aufgrund überlagernder konjunktureller und anderer makroökonomischer Einflüsse zustande gekommen sind. Die geeignete Disaggregation der verfügbaren Daten bietet einen verwertbaren Ansatz, da Regionen aufgrund unterschiedlicher Lohnstrukturen auch unterschiedlich stark vom Mindestlohn betroffen sind (Card, 1992). Diese regionale Lohnheterogenität bildet die Grundlage für Beschäftigungsanalysen nach der Mindestlohneinführung.

Zusätzlich enthält die Beschäftigungsstatistik auch Informationen zu erzielten Entgelten. Diese sind jeweils im Dezember eines Jahres verfügbar und können analog zur Beschäftigung für eine Vielzahl an Merkmalen individualisiert werden. Mithilfe der Entgeltinformationen kann die segmentspezifische Mindestlohn Betroffenheit ermittelt werden. Diese wird als Eingriffstiefe, dem sogenannten Mindestlohn-Bite, gemessen und ergibt sich aus dem relativen Beschäftigungsanteil mit einem Bruttomonatsentgelt unterhalb einer festgelegten Mindestlohnschwelle (Garnero und andere, 2014; Card, 1992). Im Rahmen dieser Arbeit sind ausschließlich Lohn Daten für sozialversicherungspflichtige Vollzeitbeschäftigte verwertbar, da für andere Beschäftigungsformen keine Angaben über geleistete Arbeitsstunden vorliegen.

Der selbst erstellte Datensatz individualisiert die verfügbaren Makrodaten nach Geschlecht (sex), Alter (age) und Region (region). Man erhält ein Sample, in dem die Beobachtungen durch „sex-age-region“-Zellstrukturen gekennzeichnet sind (siehe Tabelle 1). Neben dem Geschlecht werden fünf Alterskohorten (15 bis 24 Jahre, 25 bis 34 Jahre, 35 bis 44 Jahre, 45 bis 54 Jahre und 55 bis 64 Jahre) gebildet sowie die Regionen in Deutschland nach

Kreisen differenziert.¹⁶ Durch diese Disaggregation entsteht ein Datensatz mit 4 020 Datenzellen. Der Datensatz umfasst reguläre sozialversicherungspflichtige Beschäftigungsverhältnisse (ohne Auszubildende und Praktikantinnen/Praktikanten), marginal (ausschließlich kurzfristig und ausschließlich geringfügig) Beschäftigte sowie die Gesamtbeschäftigung.¹⁷

Für alle Zellen wurde auch die segmentspezifische Mindestlohn Betroffenheit ermittelt. Sie ergibt sich aus dem Anteil der Vollzeitbeschäftigten mit einem Bruttomonatsentgelt unter 1 400 Euro im Verhältnis zu allen Vollzeitbeschäftigten. Damit lässt sich der Zusammenhang zwischen Eingriffstiefe des Mindestlohns und dem zellspezifischen Beschäftigungswachstum untersuchen. Die unterstellte Mindestlohnschwelle von 1 400 Euro resultiert aus einer Wochenarbeitszeit von 38 Stunden (165 Stunden je Monat). Dieser Mindestlohn-Bite ist analog zu Garloff (2016) aus zwei Gründen nur ein Proxy

- 6 Im vorliegenden Datensatz wurden ausschließlich Personen im erwerbsfähigen Alter berücksichtigt. Zu den Kreisen in Deutschland gehören 295 Landkreise und 107 kreisfreie Städte (Stand 2014).
- 7 Zur Vereinfachung werden nachfolgend sozialversicherungspflichtige und marginal Beschäftigte auch als reguläre beziehungsweise geringfügig Beschäftigte bezeichnet. Ausschließlich geringfügig Beschäftigte sind durch ein maximales Arbeitsentgelt von 450 Euro im Monat gekennzeichnet und sind, wie auch kurzfristig Beschäftigte, von der Sozialversicherungspflicht befreit.

Tabelle 1
Mindestlohn Betroffenheit der sozialversicherungspflichtig Vollzeitbeschäftigten 2014

	N (Anzahl im Datensatz)	Beschäftigung		Mindestlohn-Bite in %			Kaitz-Index
		insgesamt	Mindestlohn- betroffen- heit ¹	mean	min	max	
Alter (age)							
15 bis 24 Jahre	804	1 458 859	299 915	20,56	4,95	52,40	0,68
25 bis 34 Jahre	804	4 991 040	332 544	6,66	1,43	31,39	0,51
35 bis 44 Jahre	804	4 547 395	248 838	5,47	0,78	32,25	0,44
45 bis 54 Jahre	804	6 089 386	291 495	4,79	0,53	27,26	0,42
55 bis 64 Jahre	804	3 548 507	185 659	5,23	0,61	30,07	0,43
Geschlecht (sex)							
Männer	2 010	13 679 940	583 808	4,27	0,61	52,40	0,43
Frauen	2 010	6 955 247	774 643	11,14	3,20	50,80	0,52
Region (region)							
West	3 250	16 780 563	923 356	5,50	0,52	50,11	0,45
Ost	770	3 854 624	435 095	11,29	3,70	52,40	0,60
Insgesamt	4 020	20 635 187	1 358 451	6,58	0,52	52,40	0,47

Angaben zum Mindestlohn-Bite in Prozent. Separate Berechnung für den Kaitz-Index, da nicht in Datensatz enthalten, keine Prozentangabe.
 Quelle: Beschäftigungsstatistik der Bundesagentur für Arbeit, eigene Berechnungen

1 Unterstellte Mindestlohnschwelle: Bruttomonatsentgelt einer vollzeitbeschäftigten Person liegt unter 1 400 EUR.

für die tatsächliche Betroffenheit. Zum einen muss die Mindestlohnschwelle geschätzt werden, da keine detaillierten Informationen zu geleisteten Arbeitsstunden vorliegen. Die Eingriffstiefe kann daher nur für Vollzeitbeschäftigte berechnet werden.⁸ Zum anderen approximiert der verwendete Bite die Mindestlohnbetroffenheit in nachfolgenden ökonometrischen Analysen dann für reguläre, aber auch geringfügig Beschäftigte.

↘ **Tabelle 1** zeigt die Mindestlohnbetroffenheit im Jahr vor der Mindestlohneinführung. Demnach waren 1,36 Millionen (6,58%) sozialversicherungspflichtige Vollzeitbeschäftigte im erwerbsfähigen Alter direkt vom Mindestlohn betroffen. Die Daten unterschätzen zwar die tatsächliche Eingriffstiefe, da ein Großteil der vom Mindestlohn betroffenen Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer vermutlich in marginalen Beschäftigungsverhältnissen angestellt ist, bilden jedoch eine gute Approximation für die Relation in der unterschiedlichen Mindestlohnbetroffenheit zwischen den Personengruppen. So zeigten die neuen Bundesländer gegenüber den alten eine nahezu doppelt so hohe Mindestlohnbetroffenheit. ↘ **Grafik 1** visualisiert die Eingriffstiefe auf Kreisebene und bestätigt die regionalen Unterschiede.

Gleichzeitig lässt sich im vorliegenden Datensatz die Eingriffstiefe für das Geschlecht und verschiedene Altersgruppen separat bestimmen. Besonders fällt die extreme Betroffenheit von jugendlichen Beschäftigten zwischen 15 und 24 Jahren auf. Während in den Altersgruppen über 24 Jahren die durchschnittliche Eingriffstiefe zwischen 5,2% und 6,7% liegt, übertrifft die Mindestlohnbetroffenheit von Jugendlichen und jungen Erwachsenen diese um das Zwei- bis Dreifache (20,6%). Eine mögliche Erklärung ist, dass junge Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer aufgrund geringerer Berufserfahrung über eine niedrigere Produktivität verfügen (Möller, 2014). Damit werden die Löhne selbst bei Vollzeitbeschäftigung unter dem Lohnniveau erwachsener Beschäftigter liegen. Aggregiert man im vorliegenden Sample den Mindestlohn-Bite über alle Dimensionen, dann waren ostdeutsche Frauen im Alter zwischen 15 bis 24 Jahren die am stärksten von der Mindestlohneinführung betroffene Arbeitnehmergruppe. Mit einer

durchschnittlichen Eingriffstiefe von 36,34% verdiente jede dritte junge Vollzeitbeschäftigte in Ostdeutschland unter 1 400 Euro brutto im Monat.

Im Weiteren bestätigt ein von Kaitz (1974) entwickelter Indikator, der das Verhältnis zwischen Mindestlohn und Medianeinkommen misst, einen massiven Eingriff in die Lohnverteilung von Jugendlichen (siehe Tabelle 1). Für bestehende Lohnuntergrenzen in Europa scheint ein Konsens ungefähr auf halber Höhe des Medianeinkommens⁹ zu existieren (Arpaia und andere, 2017; Arni und andere, 2014). Nach Daten der Bundesagentur für Arbeit lag der Kaitz-Index für Erwachsene unterhalb dieses vermeintlichen 50%-Konsens, wohingegen er diesen für Jugendliche deutlich übersteigt.

Das Risiko für negative Beschäftigungseffekte ist dort am höchsten, wo viele Personen von der Mindestlohneinführung betroffen sind, und wo gleichzeitig das Mindestlohnverhältnis zum Marktlohn besonders ausgeprägt ist (Möller, 2014). Beide Argumente vereinen sich in Deutschland bei Beschäftigten unter 24 Jahren, wodurch Jugendliche als potenzielle Risikogruppe des Mindestlohns identifiziert wurden.

4

Methodik und Ergebnisse

4.1 Methodik

Zur Analyse des Zusammenhangs zwischen der Beschäftigungsentwicklung und Mindestlohnbetroffenheit nutzt das ökonometrische Modell eine regionale Variation. Die Kombination aus Beschäftigungsdaten und Entgeltinformationen ermöglicht Analysen zur monatlichen Beschäftigungsdynamik in Zellen mit einer unterschiedlichen Mindestlohnbetroffenheit. Ausgangspunkt waren die Studien von Garloff (2017, 2016, 2015).

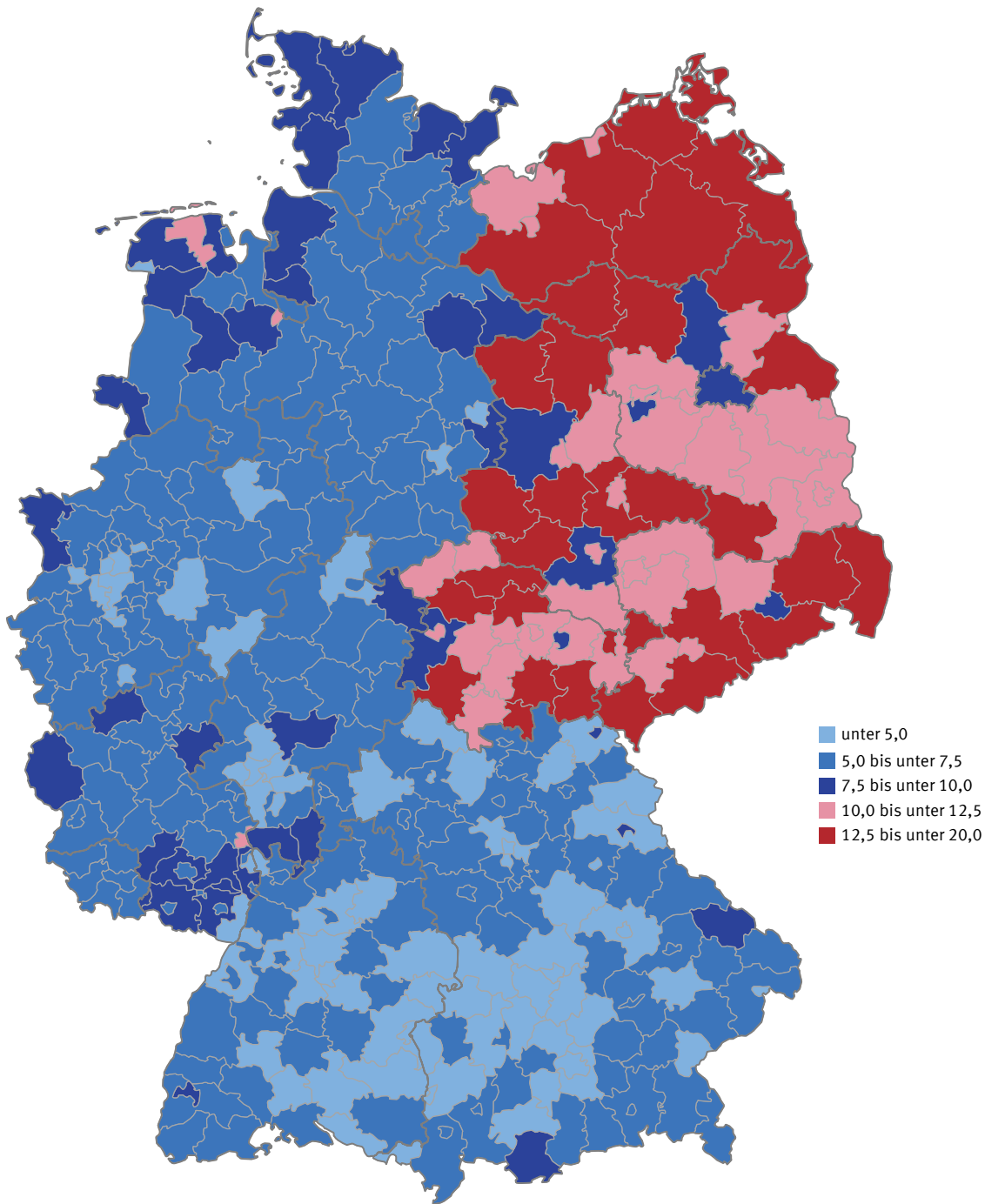
Folgt man klassischen Argumenten ökonomischer Theorien, sollte sich das Beschäftigungswachstum nach der Mindestlohneinführung in Regionen mit einer hohen Mindestlohnbetroffenheit schlechter entwickeln als in

⁸ Der Begriff Vollzeit bezieht sich auf die im Betrieb übliche Wochenarbeitszeit. Die Anzahl der vertraglich geregelten Arbeitsstunden kann für Vollzeitbeschäftigte daher je nach Betriebsvereinbarung variieren.

⁹ Ein Wert des Kaitz-Index auf halber Höhe des Medianeinkommens entspricht 0,5 beziehungsweise 50%.

Grafik 1

Mindestlohnbetreffenheit der sozialversicherungspflichtig Vollzeitbeschäftigten auf Kreisebene 2014
in %



Unterstellte Mindestlohnschwelle: Bruttomonatsentgelt einer vollzeitbeschäftigten Person liegt unter 1 400 EUR.

Quelle: Beschäftigungsstatistik der Bundesagentur für Arbeit, eigene Berechnungen.

© GeoBasis-DE/BKG 2016

2018 - 01 - 0459

Zellen mit einer niedrigen Eingriffstiefe. Zudem könnten negative Beschäftigungseffekte insbesondere bei jungen Beschäftigten auftreten, weshalb Mindestlohneffekte auf diese Altersgruppe mitberücksichtigt werden sollten.

Aufgrund der unterschiedlichen Größe der Datenzellen kommt als Variable für die Beschäftigungsentwicklung nur die Wachstumsrate infrage. Der Vergleich erfolgt zwischen den Beobachtungen, da analysiert wird, ob die Beschäftigung in Zellen mit einer hohen Eingriffstiefe nach Einführung des Mindestlohns schneller oder langsamer wächst als in Zellen mit einer niedrigen Betroffenheit.

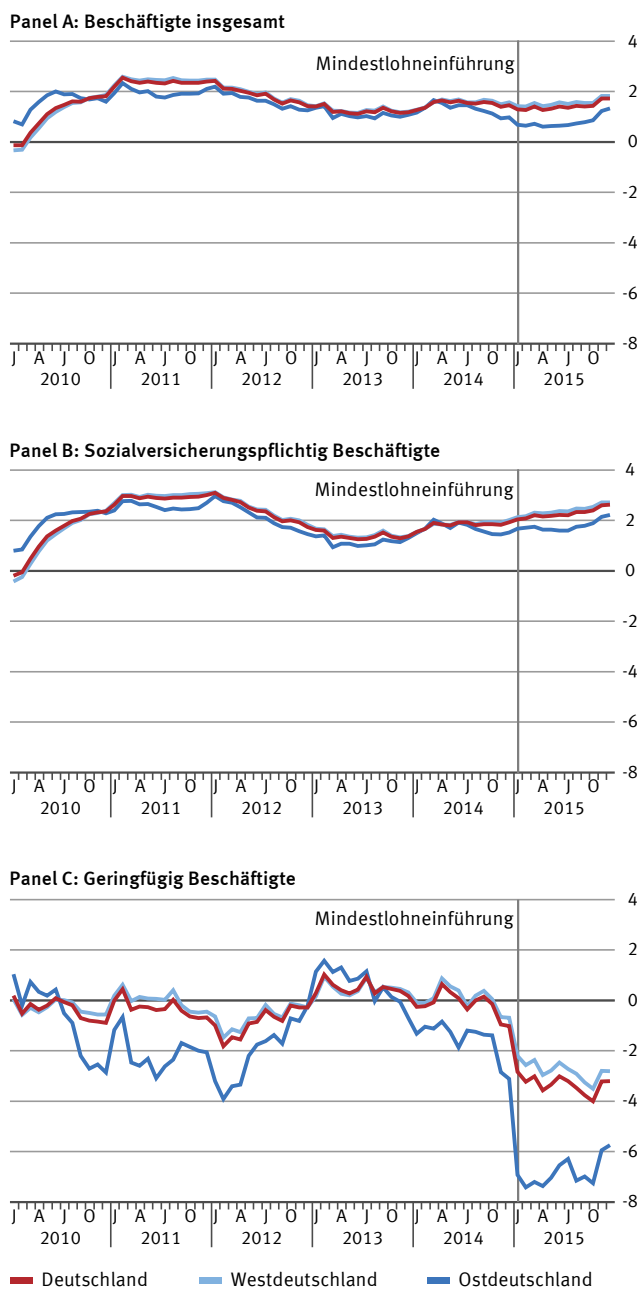
↳ **Grafik 2** zeigt, dass sich die Wachstumsraten der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung auch nach der Mindestlohneinführung weiterhin positiv entwickelten. Diese Entwicklung fiel in Ostdeutschland verhaltenener aus. Die Wachstumsraten für marginal Beschäftigte verlangsamten sich zwar bereits vor der Mindestlohneinführung, brachen zum Einführungszeitpunkt jedoch abermals ein. Dieser Rückgang war in Ostdeutschland stärker ausgeprägt. Bereits hier fällt eine zeitliche Koinzidenz zur Mindestlohneinführung auf.

Um solche Entwicklungen präziser auf den Mindestlohn zurückzuführen wurde das folgende lineare Schätzmodell auf die Daten angepasst:

$$\Delta L_{i,j,k}^{(t)} = \alpha_{i,j,k}^{(t)} + \beta_1^{(t)} bite_{i,j,k} + \beta_2^{(t)} (bite_{i,j,k} \cdot dage_{k=1}) + \gamma^{(t)} \chi_{i,j,k} + \varepsilon_{i,j,k}^{(t)}$$

Die abhängige Variable ist das Beschäftigungswachstum ($\Delta L_{i,j,k}$) zum Vorjahresmonat in Region $i \in \{1, \dots, 402\}$, Geschlecht $j \in \{1, 2\}$ und Altersgruppe $k \in \{1, \dots, 5\}$ im jeweiligen Monat t . Der zentrale Regressor zur Kontrolle des Zusammenhangs zwischen Beschäftigungsdynamik und Mindestlohn ist dessen Eingriffstiefe im Jahr vor der Einführung ($bite_{i,j,k} \in \{0, \dots, 1\}$). Darüber hinaus enthält $\chi_{i,j,k}$ Dummyvariablen für das Geschlecht, Alter und Region sowie weitere zellspezifische Kontrollvariablen wie den langfristigen Beschäftigungstrend oder die Minijobquote. Ein Interaktionsterm aus der Eingriffstiefe und einem Dummy für Jugendliche ($bite_{i,j,k} \cdot dage_{k=1}$) ermöglicht separate Effekte für junge Beschäftigte (15 bis 24 Jahre) und Erwachsene (25 bis 64 Jahre). Das Modell wird als Querschnittsregression für jeden Monat

Grafik 2
Beschäftigungswachstum gegenüber dem jeweiligen Vorjahresmonat in %



Quelle: Beschäftigungsstatistik der Bundesagentur für Arbeit, eigene Berechnungen.
2018 - 01 - 0460

nach der Mindestlohneinführung separat geschätzt. Der hochgestellte Index t beschreibt die einzelnen Monate zwischen Januar und Dezember 2015; er stellt keinen Exponenten dar.

4.2 Ergebnisse

↳ Grafik 3 zeigt den Einfluss der Mindestlohn Betroffenheit auf das Vorjahresbeschäftigungswachstum mithilfe monatlicher Kleinst-Quadrat-Regressionen. Der Fokus liegt auf dem zentralen Regressor zur Kontrolle des Zusammenhangs zwischen Mindestlohn Betroffenheit und Beschäftigungswachstum, dem Mindestlohn-Bite. Durch Interaktionsterme wurden separate Beschäftigungseffekte für Erwachsene und Jugendliche berücksichtigt. Aus diesem Grund zeigt Grafik 3 bereits die durchschnittlichen marginalen Effekte, also die partielle Ableitung der Schätzfunktion ($\partial L / \partial bite$). Mithilfe marginaler Effekte (hier: average marginal effects) können die Koeffizienten direkt interpretiert werden (Wooldridge, 2010, Kapitel 6.1) und geben die Wirkungsrichtung des Mindestlohns auf das Beschäftigungswachstum an.

Für erwachsene Beschäftigte über 24 Jahre konnten die Ergebnisse von Garloff (2017, 2016, 2015), der ausschließlich Beschäftigte im Haupterwerbalter zwischen 30 bis 54 Jahren untersucht¹⁰ und ebenfalls monatliche Querschnittsregressionen in seinen Robustheitstest verwendet, auch in einem erweiterten Altersintervall sowie über einen längeren Zeitraum bestätigt werden (siehe Grafik 3). Der verbleibende Zusammenhang zwischen dem Beschäftigungswachstum von regulär Beschäftigten und der Mindestlohn Betroffenheit ist positiv und hoch signifikant. Demnach entwickelte sich das sozialversicherungspflichtige Beschäftigungswachstum für Erwachsene in Regionen mit einer hohen Mindestlohn Betroffenheit besser als in Regionen mit einer niedrigeren Eingriffstiefe.

Auch die Effekte für marginal Beschäftigte bestätigten Ergebnisse bisheriger Studien. Der negative Koeffizient zeigt, dass der Einfluss der Mindestlohn Betroffenheit auf das Beschäftigungswachstum der geringfügig Beschäftigten in Regionen mit einer hohen Eingriffstiefe deutlich schwächer war im Vergleich zu weniger stark betroffenen Zellen. Damit lässt sich für Erwachsene festhalten, dass

¹⁰ In einem ersten Schritt konnten die Ergebnisse für sein Altersintervall repliziert werden. Der vorliegende Datensatz kann jedoch mit Personen im erwerbsfähigen Alter eine größere Variation berücksichtigen. Auch bei einer schrittweisen Ausweitung des Altersintervalls auf 25- bis 64-Jährige blieben die Ergebnisse stabil. Lediglich die Aufnahme der Altersgruppe unter 24 Jahren lieferte inkonsistente Ergebnisse und ließ damit vermuten, dass Mindestlohneffekte für junge und erwachsene Beschäftigte unterschiedlich wirken.

der Mindestlohn im Zusammenhang mit einem Aufbau der sozialversicherungspflichtigen und einem Abbau der geringfügigen Beschäftigung steht. Gleichzeitig fanden sich Hinweise für einen positiven, wenngleich schwächeren, Effekt auf das Gesamtbeschäftigungswachstum.

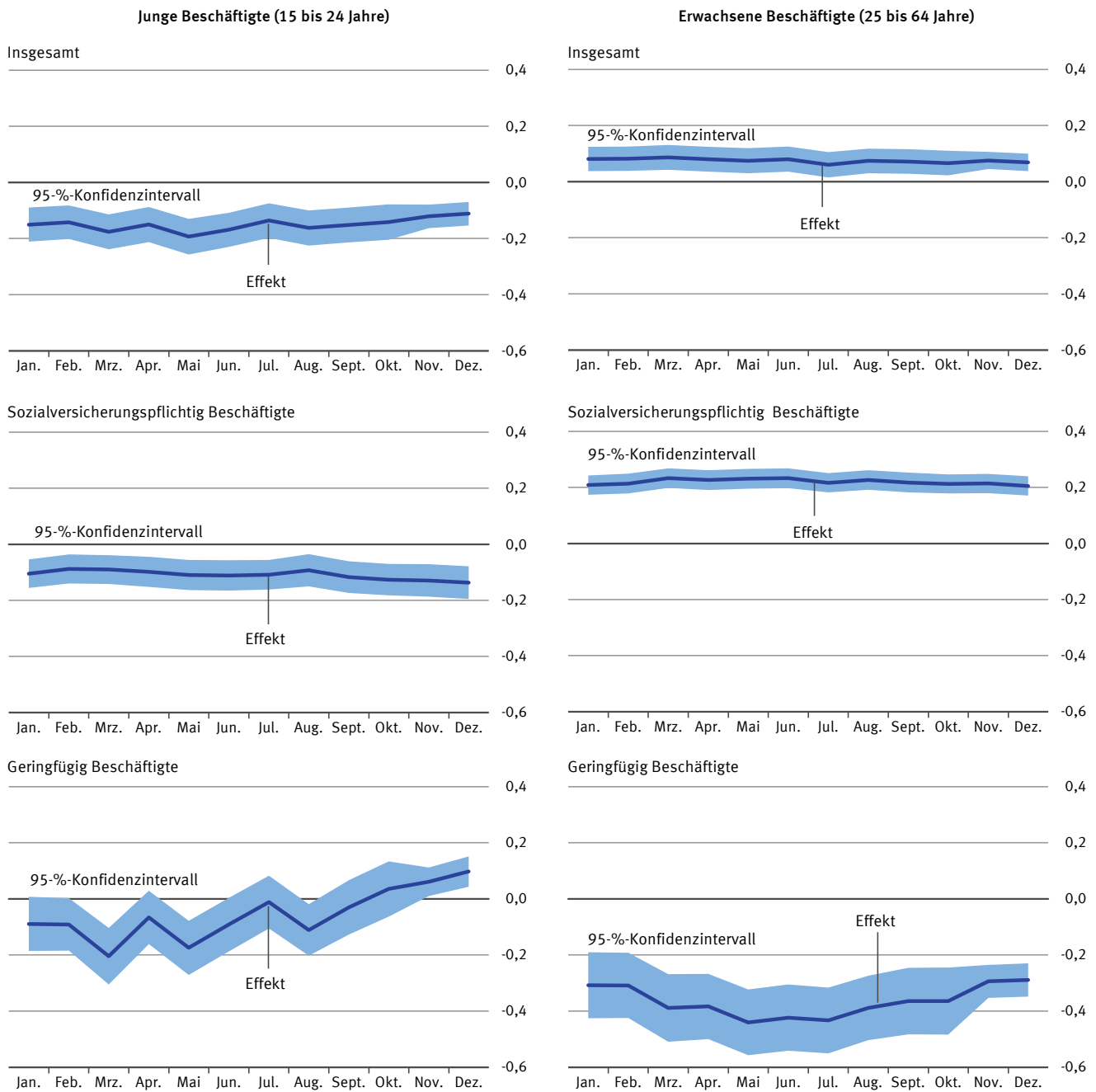
Grafik 1 konnte deskriptiv zeigen, dass sich auch nach Einführung des Mindestlohns die reguläre Beschäftigung weiterhin positiv entwickelte, während sie für geringfügig Beschäftigte rückläufig war. Durch die Regressionsanalyse für erwachsene Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer wurde deutlich, dass dieser Zusammenhang insbesondere für Beschäftigte galt, die stark von der Mindestlohneinführung betroffen waren. Das Negativwachstum bei marginal Beschäftigten und die positive Entwicklung von regulär Beschäftigten zeigten sich insbesondere in stark vom Mindestlohn betroffenen Zellen. Dies könnte als Hinweis auf Substitutionseffekte zwischen beiden Beschäftigungsverhältnissen interpretiert werden. In Regionen mit überdurchschnittlich hohen Eingriffstiefen könnten, ausgelöst durch die Einführung des gesetzlichen Mindestlohns, verstärkt geringfügige in reguläre Arbeitsverhältnisse umgewandelt worden sein.

In der Tat wurde zum Jahresbeginn 2015 eine überdurchschnittliche Anzahl marginal Beschäftigter auf eine sozialversicherungspflichtige Stelle gemeldet. Dieser Rückgang der geringfügigen Beschäftigung ließ sich zu 50% aus Übergängen in reguläre Beschäftigungsverhältnisse erklären. Zusätzlich ließen sich 40% der Abgänge als inaktiv mit unbekanntem Ziel erklären und 10% der vormals geringfügig Beschäftigten wurden arbeitslos (vom Berge und andere, 2016).

Bislang blieb mit Beschäftigten unter 24 Jahren eine potenzielle Risikogruppe des Mindestlohns unberücksichtigt. Tatsächlich bestätigte sich der Verdacht auf unterschiedliche Beschäftigungseffekte für diese Altersgruppe. Während erwachsene Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer durchschnittlich vom Mindestlohn profitierten, waren die Koeffizienten der Jugendlichen für regulär und marginal Beschäftigte sowie für das Gesamtbeschäftigungswachstum allesamt negativ (siehe Grafik 3). Vor allem in besonders stark betroffenen Untersuchungseinheiten entwickelte sich damit der Beschäftigungsaufbau gegenüber dem Vorjahr deutlich schwächer als in weniger stark betroffenen Zellen. Dies galt demnach für alle drei untersuchten Beschäftigungsdimensionen.

Grafik 3

Durchschnittliche marginale Effekte vom Mindestlohn-Bite für reguläre und marginale Beschäftigung sowie Gesamtbeschäftigung nach Altersgruppen 2015



Anmerkungen: Durchschnittliche marginale Effekte ($\partial L / \partial \text{bite}$), sogenannte "average marginal effects", mit Standardfehlern nach Delta-Methode. Vorherige Berechnung der Regressionskoeffizienten auf Basis monatlicher Kleinste-Quadrate-Schätzungen mit robusten Standardfehlern. Eingriffstiefe (Mindestlohn-Bite) mit unterstellter Mindestlohnschwelle: Bruttomonatsentgelt einer vollzeitbeschäftigten Person liegt unter 1 400 EUR. Zusätzliche Kontrollvariablen: Geschlecht, Alter, Region (auf Kreisebene), durchschnittliches Beschäftigungswachstum zwischen 2006 bis 2013 und Minijobquote.

Quelle: Beschäftigungsstatistik der Bundesagentur für Arbeit, eigene Berechnungen.

2018 - 01 - 0461

Betrachtet man zunächst den Einfluss der Eingriffstiefe auf das sozialversicherungspflichtige Beschäftigungswachstum, so liegen die geschätzten Koeffizienten zwischen $-0,088$ und $-0,137$. Bei Jugendlichen hat sich damit der Beschäftigungsaufbau nach der Mindestlohneinführung in Regionen mit einer hohen Eingriffstiefe noch einmal deutlich schwächer gegenüber gering betroffenen Zellen entwickelt.

Für marginal Beschäftigte zwischen 15 und 24 Jahren deutete sich ein negativer Zusammenhang lediglich an. Die Koeffizienten sind volatil, teilweise insignifikant, jedoch überwiegend negativ. Zwischen September und Dezember 2015 ist der Koeffizient fast null oder sogar positiv. Eine Vermutung wäre, dass insbesondere am Anfang des Jahres mindestlohninduzierte Beschäftigungsreaktionen bei den Minijobs der Jugendlichen stärker ausfielen. Andererseits könnte es sein, dass die Vollzeitquote dieser Altersgruppe verhältnismäßig niedrig ist. Der verwendete Mindestlohn-Bite verliert in diesem Fall insbesondere für jugendliche geringfügig Beschäftigte an Approximationskraft.

4.3 Zur Robustheit der Ergebnisse

Ein Nachteil der Beschäftigungsstatistik ist die eingeschränkte Verwertbarkeit von Entgeltangaben. Für Vollzeitbeschäftigte existieren keine genauen Informationen zur geleisteten Arbeitszeit, weshalb die Mindestlohnschwelle geschätzt werden muss. Die bisher unterstellten 1400 Euro wurden in einem ersten Robustheitstest auf 1500 Euro (41 Wochenstunden) erhöht. Der Test bestätigte bisherige Ergebnisse dieser Arbeit. Ein zweiter Test kontrollierte die Wahl der verwendeten Altersgruppen. Bisher wurde unterstellt, dass lediglich für Jugendliche unter 24 Jahren negative Beschäftigungseffekte zu erwarten seien. Daraus ergab sich die Annahme, dass die Effekte für Alterskohorten zwischen 25 und 64 Jahren in dieselbe Richtung wirken. Aus diesem Grund wurden anschließend Interaktionseffekte für alle Alterskategorien (15 bis 24 Jahre, 25 bis 34 Jahre, 45 bis 54 Jahre, 55 bis 64 Jahre) separat in das Modell aufgenommen. In dieser Spezifikation war der Koeffizient für Jugendliche als einziger durchgehend statistisch signifikant. Es zeigte sich zudem, dass durch die konsolidierte Betrachtung der Altersgruppen über 24 Jahre keine weiteren negativen Effekte unterschlagen wurden. Damit bestätigte auch dieser Test bisherige Befunde. Für Erwachsene war

ausschließlich der Einfluss der Mindestlohn Betroffenheit auf die Beschäftigungsdynamik für geringfügig Beschäftigte negativ. Eine ausschließlich negative Korrelation verblieb hingegen nur bei Jugendlichen.

Natürlich hängen die Ergebnisse jeder modellgestützten Analyse sowohl von den Daten als auch vom angepassten Modell ab. Daher sollte erwähnt werden, dass Paneldatenmodelle gegenüber Querschnittsregressionen bevorzugt werden sollten. In diesen können über die Zeitdimension auch längerfristige Beschäftigungsveränderungen sowie das typische Zellwachstum kontrolliert werden. Damit erhöht sich die Sicherheit, dass identifizierte Effekte auch tatsächlich auf die Mindestlohneinführung zurückgeführt werden können. Querschnittsregressionen bieten dennoch eine erste, einfache Analysemöglichkeit, mit der sich zusätzlich die zeitliche Struktur der Koeffizienten untersuchen lässt. Für Erwachsene zeigten sich zudem ähnliche Befunde zu bisherigen Forschungsergebnissen und bestätigen diese. Gleichzeitig wiesen die Schätzungen darauf hin, dass Mindestlohnwirkungen für Beschäftigte unter 25 Jahren in eine andere Richtung divergieren können. Weiterführende Analysen sollten das mitberücksichtigen.

Im verwendeten Datensatz liegen auch kleine Ungenauigkeiten vor. Dies betrifft unter anderem die gewählte Altersstruktur. Gemäß Mindestlohngesetz sind Jugendliche unter 18 Jahren vom Mindestlohn ausgenommen, waren jedoch durch die Wahl der jüngsten Altersgruppe Teil der Grundgesamtheit. Das gleiche Argument gilt für Branchen, die im Jahr 2015 aufgrund der Übergangsregelungen befristet vom Mindestlohn ausgenommen waren. Auch die Verwendung des Mindestlohn-Bite aus dem Jahr 2014 kann ungenaue Ergebnisse hervorrufen. Sollten bereits im Vorfeld der Mindestlohneinführung Antizipationseffekte aufgetreten sein, könnten die Schätzungen verzerrt werden. Die Ähnlichkeit zu den Ergebnissen von Garloff (2017, 2016, 2015), der seine Eingriffstiefe im Dezember 2013 ermittelt, lässt zunächst nicht darauf schließen.

Um die identifizierten Effekte weiter abzusichern, wären zusätzliche Analysen erforderlich. Die Betrachtung einer Branchenvariation wäre hilfreich, um festzustellen, ob stark vom Mindestlohn betroffene Wirtschaftszweige ebenfalls eine bessere oder schlechtere Beschäftigungsentwicklung aufweisen als weniger stark betroffene Sektoren. Für erwachsene Beschäftigte wurde dies bereits

von Garloff (2015) bestätigt, jedoch waren Jugendliche in dieser Betrachtung nicht enthalten. Da Branchen und Unternehmen in Deutschland teilweise regional geclustert sind, fängt die regionale Variation zumindest einen Teil dieser Effekte endogen auf. Des Weiteren wären Zellstrukturen denkbar, die unter anderem das Anforderungs- oder Bildungsniveau berücksichtigen, um Beschäftigungseffekte für weitere Risikogruppen zu analysieren.

Zur Robustheit der Ergebnisse trägt auch die Verwendung unterschiedlicher Maße zur Arbeitsmarktentwicklung oder Mindestlohn Betroffenheit bei. Eine Alternative für die Betroffenheit wäre der Kaitz-Index als Maß für den Mindestlohneingriff in die Lohnverteilung. Zusätzlich könnte auch der Zusammenhang zwischen Mindestlohn Betroffenheit und Arbeitslosigkeit untersucht werden. Insbesondere vor dem Hintergrund der identifizierten negativen Beschäftigungseffekte für Jugendliche wäre das sinnvoll. Sollte sich in stark vom Mindestlohn betroffenen Regionen gleichzeitig ein überdurchschnittlich hohes Wachstum der Arbeitslosenquote für Jugendliche identifizieren lassen, wäre das ein alarmierendes Zeichen.

5


Fazit

Die deutsche Wirtschaft befindet sich bereits seit Jahren in einer anhaltenden Aufschwungphase (Sachverständigenrat, 2014, 2015) und auch der Arbeitsmarkt entwickelte sich aus gesamtwirtschaftlicher Perspektive durchweg positiv. Der gesetzliche Mindestlohn wurde damit in einem expandierenden konjunkturellen Umfeld und scheinbar mit Augenmaß eingeführt. Allerdings wäre es möglich, dass negative Effekte erst in rezessiven Konjunkturphasen auftreten. Zur Analyse langfristiger Mindestlohnauswirkungen sollte daher ein vollständiger Konjunkturzyklus berücksichtigt werden. Stresstests für den gesetzlichen Mindestlohn stehen dementsprechend noch aus.

Zudem wurde angedeutet, dass die Mindestlohneinführung keineswegs beschäftigungsneutral war. Unter Verwendung eines Regressionsmodells auf Basis monatlicher Querschnittsregressionen ließ sich für Erwachsene zeigen, dass der Mindestlohn im Zusammenhang mit

einem Aufbau der regulären und einem Abbau der marginalen Beschäftigung steht. Für Jugendliche unter 24 Jahren, einer ausgewiesenen Risikogruppe des Mindestlohns, war der Effekt hingegen netto negativ. Insbesondere in stark vom Mindestlohn betroffenen Segmenten entwickelte sich der Beschäftigungsaufbau wesentlich schwächer.

Die Identifikation ausschließlich negativer Beschäftigungseffekte für Jugendliche erscheint aus theoretischer Perspektive, aufgrund der geringeren Arbeitsproduktivität gegenüber erfahreneren Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmern und insbesondere aufgrund empirischer Ergebnisse internationaler Mindestlohnstudien durchaus plausibel. Bereits der Sachverständigenrat (2014) befürchtete, dass im Zuge der Mindestlohneinführung Jugendliche aus dem Arbeitsmarkt gedrängt werden könnten.

Die diesem Artikel zugrundeliegende Bachelorarbeit präsentierte frühzeitig einen Beitrag zur evidenzbasierten Ex-post-Evaluation des gesetzlichen Mindestlohns. Im Ergebnis lässt sich festhalten, dass potenzielle Risikogruppen in die Untersuchungen einbezogen werden sollten. 

LITERATURVERZEICHNIS

- Arni, Patrick/Eichhorst, Werner/Pestel, Nico/Spermann, Alexander/Zimmermann, Klaus. *Der gesetzliche Mindestlohn in Deutschland: Einsichten und Handlungsempfehlungen aus der Evaluationsforschung*. In: Schmollers Jahrbuch. Journal of Applied Social Sciences Studies. Jahrgang 134. Ausgabe 2/2014, Seite 149 ff.
- Arpaia, Alfonso/Cardoso, Pedro/Kiss, Aron/Van Herck, Kristine/Vandeplas, Anneleen. *Statutory Minimum Wages in the EU: Institutional Settings and Macroeconomic Implications*. In: IZA Policy Papers. Ausgabe 124/2017.
- Belman, Dale/Wolfson, Paul/Kritkorn, Nawakitphaitoon. *Who is Affected by the Minimum Wage?* In: Industrial Relations. Jahrgang 54. Ausgabe 4/2015, Seite 582 ff.
- Brown, Alessio J. G./Merkl, Christian/Snowder, Dennis J. *The minimum wage from a two-sided perspective*. In: Economics Letters. Band 124. Ausgabe 3/2014, Seite 389 ff.
- Brown, Charles/Gilroy, Curtis/Kohen, Andrew. *The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment*. In: Journal of Economic Literature. Jahrgang 20. Ausgabe 2/1982, Seite 487 ff.
- Burauel, Patrick/Caliendo, Marco/Fedorets, Alexandra/Grabka, Markus M./Schröder, Carsten/Schupp, Jürgen/Wittbrodt, Linda. *Minimum wage not yet for everyone: on the compensation of eligible workers before and after the minimum wage reform from the perspective of employees*. In: DIW Economic Bulletin. Ausgabe 49/2017, Seite 509 ff.
- Bossler, Mario. *Employment expectations and uncertainties ahead of the new German minimum wage*. In: Scottish Journal of Political Economy. Jahrgang 64. Ausgabe 4/2017, Seite 327 ff.
- Bossler, Mario/Gerner, Hans-Dieter. *Employment effects of the new German minimum wage. Evidence from establishment-level micro data*. IAB-Discussion Paper 10/2016.
- Card, David. *Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage*. In: Industrial and Labor Relations Review. Jahrgang 46. Ausgabe 1/1992, Seite 22 ff.
- Card, David/Krueger, Alan B. *Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania*. In: American Economic Review. Jahrgang 84. Ausgabe 4/1994, Seite 772 ff.
- Dolado, Juan/Kramarz, Francis/Machin, Stephen/Manning, Alan/Margolis, David/Teulings, Coen/Saint-Paul, Gilles/Keen, Michael. *The economic impact of minimum wages in Europe*. In: Economic Policy. Jahrgang 11. Ausgabe 23. Oktober 1996, Seite 319 ff.
- Dolton, Peter/Rosazza Bondibene, Chiara. *The International Experience of Minimum Wages in an Economic Downturn*. In: Economic Policy. Jahrgang 27. Ausgabe 69. Januar 2012, Seite 99 ff.
- Fitzenberger, Bernd/Doerr, Annabelle. *Konzeptionelle Lehren aus der ersten Evaluationsrunde der Branchenmindestlöhne in Deutschland*. In: Journal for Labour Market Research. Jahrgang 49. Ausgabe 4/2016, Seite 329 ff.

LITERATURVERZEICHNIS

Garloff, Alfred Alexander. *Minimum wages, wage dispersion and unemployment in search models. A review*. In: Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung. Jahrgang 43. Ausgabe 2/2010, Seite 145 ff.

Garloff, Alfred. *Mindestlohn: Bisher keine Nebenwirkungen! Erste Erfahrungen mit dem allgemeinen gesetzlichen Mindestlohn in Deutschland*. In: Schlaglichter der Wirtschaftspolitik. Monatsbericht des Bundesministeriums für Wirtschaft und Energie. Ausgabe 12/2015, Seite 10 ff.

Garloff, Alfred. *Side effects of the new German minimum wage on (un-)employment: First evidence from regional data*. IAB-Discussion Paper 31/2016.

Garloff, Alfred. *Side effects of the introduction of the German minimum wage on employment and unemployment: First evidence from regional data – Update*. Diskussionspapier Nr. 4. Bundesministerium für Wirtschaft und Energie 2017.

Garnero, Andrea/Kampelmann, Stephan/Rycx, François. *Sharp Teeth or Empty Mouths? European Institutional Diversity and the Sector-Level Minimum Wage Bite*. In: British Journal of Industrial Relations. Jahrgang 53. Ausgabe 4/2014, Seite 760 ff.

Kaitz, Hyman B. *Experience of the Past: The National Minimum*. In: US Department of Labor Bureau of Labor Statistics (Herausgeber). Youth unemployment and minimum wages. Bulletin 1657/1970, Seite 30 ff.

Knabe, Andreas/Schöb, Ronnie/Thum, Marcel. *Der flächendeckende Mindestlohn*. In: Perspektiven der Wirtschaftspolitik. Band 15. Ausgabe 2/2014, Seite 105 ff.

Majchrowska, Aleksandra/Zótkiewski, Zbigniew. *The impact of minimum wage on employment in Poland*. Investigaciones Regionales. Ausgabe 24/2012. Seite 211 ff.

Manning, Alan. *Monopsony in Motion: Imperfect Competition in Labor Markets*. 1. Auflage. Princeton University Press 2003.

Manning, Alan. *A Generalised Model of Monopsony*. In: The Economic Journal. Jahrgang 116. Nummer 508. Januar 2006, Seite 84 ff.

Mindestlohnkommission. *Beschluss der Mindestlohnkommission nach §9 MiLoG*. Berlin 2016. [Zugriff am 9. Mai 2018]. Verfügbar unter: www.mindestlohn-kommission.de

Mindestlohnkommission. *Erster Bericht zu den Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns*. Berlin 2016. [Zugriff am 9. Mai 2018]. Verfügbar unter: www.mindestlohn-kommission.de

Möller, Joachim. *Minimum wages in German industries: what does the evidence tell us so far?* In: Journal for Labour Market Research. Jahrgang 45. Ausgabe 3/4/2012, Seite 187 ff.

Möller, Joachim. *Werden die Auswirkungen des Mindestlohns überschätzt?* In: Wirtschaftsdienst – Zeitschrift für Wirtschaftspolitik. Jahrgang 94. Ausgabe 6/2014, Seite 387 ff.

LITERATURVERZEICHNIS

Neumark, David/Wascher, William. *Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Comment*. In: American Economic Review. Jahrgang 90. Ausgabe 5/2000, Seite 1362 ff.

Neumark, David/Wascher, William. *Minimum Wages, Labor Market Institutions, and Youth Employment: A Cross-National Analysis*. In: Industrial and Labor Relations Review. Jahrgang 57. Ausgabe 2/2004, Seite 223 ff.

Rumscheidt, Sabine. *Minimum Wage Regimes in the European Union*. In: CESifo DICE Report – Journal for Institutional Comparisons. Jahrgang 13. Ausgabe 2/2015, Seite 67 ff.

Schmitz, Sebastian. *The Effects of Germany's New Minimum Wage on Employment and Welfare Dependency*. In: FU Berlin School of Business & Economics Discussion Paper. Ausgabe 21/2017.

Sachverständigenrat [Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung]. *Gegen eine rückwärtsgewandte Wirtschaftspolitik*. Jahresgutachten 2013/14. Wiesbaden 2013.

Sachverständigenrat [Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung]. *Zukunftsfähigkeit in den Mittelpunkt*. Jahresgutachten 2015/16. Wiesbaden 2015.

Schupp, Jürgen/Wagner, Gert G. *Die Folgen des Mindestlohns als Forschungsaufgabe*. In: Vereinigung der Freunde des DIW Berlin. DIW Quarterly. Jahrgang 20, Ausgabe 1/2015, Seite 8.

Spielberger, Marc Hendrik/Schilling, Angela. *Minimum Wages in Germany – You Might Be Affected, Too: An Overview of the New German Minimum Wage Act*. In: Labor Law Journal. Jahrgang 65. Ausgabe 3/2014, Seite 163 ff.

vom Berge, Philipp/Kaimer, Steffen/Copestake, Silvina/Eberle, Johanna/Klosterhuber, Wolfram/Krüger, Jonas/Trenkle, Simon/Zakrocki, Veronika. *Arbeitsmarktspiegel – Entwicklungen nach Einführung des Mindestlohns (Ausgabe 1)*. IAB-Forschungsbericht. Ausgabe 1/2016.

vom Berge, Philipp/Kaimer, Steffen/Copestake, Silvina/Eberle, Johanna/Klosterhuber, Wolfram. *Arbeitsmarktspiegel – Entwicklungen nach Einführung des Mindestlohns (Ausgabe 5)*. IAB-Forschungsbericht. Ausgabe 1/2018.

Williams, Nicolas. *Regional effects of the minimum wage on teenage employment*. In: Applied Economics. Jahrgang 25. Ausgabe 12/1993, Seite 1517 ff.

Wooldridge, Jeffrey M. *Introductory Econometrics*. 6. Auflage. Boston 2015, hier: Seite 177.

Herausgeber

Statistisches Bundesamt (Destatis), Wiesbaden

Schriftleitung

Dr. Sabine Bechtold
Redaktionsleitung: Juliane Gude
Redaktion: Ellen Römer

Ihr Kontakt zu uns

www.destatis.de/kontakt

Erscheinungsfolge

zweimonatlich, erschienen im Juni 2018
Das Archiv aller Ausgaben ab Januar 2001 finden Sie unter www.destatis.de/publikationen

Print

Einzelpreis: EUR 18,- (zzgl. Versand)
Jahresbezugspreis: EUR 108,- (zzgl. Versand)
Bestellnummer: 1010200-18003-1
ISSN 0043-6143
ISBN 978-3-8246-1070-9

Download (PDF)

Artikelnummer: 1010200-18003-4, ISSN 1619-2907

Vertriebspartner

IBRo Versandservice GmbH
Bereich Statistisches Bundesamt
Kastanienweg 1
D-18184 Roggentin
Telefon: +49 (0) 382 04 / 6 65 43
Telefax: +49 (0) 382 04 / 6 69 19
destatis@ibro.de

Papier: Metapaper Smooth, FSC-zertifiziert, klimaneutral, zu 61% aus regenerativen Energien

© Statistisches Bundesamt (Destatis), 2018

Vervielfältigung und Verbreitung, auch auszugsweise, mit Quellenangabe gestattet.