

# Effekte des gesetzlichen Mindestlohns auf die Haushaltsnettoeinkommen und den Bezug bedarfsgeprüfter Transferleistungen

Die Diskussion über den Mindestlohn ist stets auch mit der Frage verbunden, ob damit ein existenzsichernder Lebensstandard ermöglicht wird. Inwiefern sich die Einkommensverhältnisse von Geringverdiener\*innen durch den gesetzlichen Mindestlohn aber tatsächlich verbessert haben, ist bislang weitgehend ungeklärt. Im Folgenden präsentieren wir Belege für deutliche Einkommenseffekte des Mindestlohns in Arbeitnehmer\*innenhaushalten, die zum unteren Viertel der Nettoeinkommensverteilung zählen. Darüber hinaus ist seit der Einführung des Mindestlohns die Anzahl der Beschäftigten stark rückläufig, die zuzüglich zu einem (geringen) Erwerbseinkommen bedarfsgeprüfte sozialstaatliche Leistungen beziehen.

TORALF PUSCH, VERENA TOBSCH, TANJA SCHMIDT, CHIARA SANTORO

## 1 Einleitung

Nach der Finanzkrise nahm die Zahl der Beschäftigten in Deutschland Jahr für Jahr zu. Dieser Trend dauerte bis unmittelbar vor Beginn der Corona-Pandemie an. Zu dieser durchweg positiven Entwicklung am Arbeitsmarkt passt es, dass sich auch die Bruttomonatslöhne von Arbeitnehmer\*innen mit geringen Verdiensten im vergangenen Jahrzehnt positiv entwickelt haben (Herzog-Stein et al. 2020). Nach bisher vorliegenden Untersuchungen hat der gesetzliche Mindestlohn hierzu wesentlich beigetragen (Bossler/Schank 2020; Dustmann et al. 2020a). Somit gingen die Mindestlohneffekte über die Steigerung von Stundenlöhnen hinaus.

Ein wesentlicher Beweggrund für die Einführung des gesetzlichen Mindestlohns war es, neben der Einführung einer Untergrenze für den Stundenlohn auch eine Steigerung der Einkommen von Geringverdiener\*innen zu erzielen. Da durch den Mindestlohn allerdings auch Arbeitszeitverkürzungen ausgelöst wurden (Bonin et al. 2018; Pusch et al. 2020), stiegen die Bruttomonatsverdienste von Geringverdiener\*innen weniger stark an als die Stundenverdienste. Die Arbeitszeitverkürzungen fielen insbesondere bei Minijobber\*innen stärker aus (Koch et al. 2018; Pusch et al. 2020). Doch trotz der durchaus vorhandenen Arbeitszeitverkürzungen reichen die durch

den Mindestlohn ausgelösten Steigerungen der Monatslöhne etwa bis zum 40%-Punkt der Bruttomonatslohnverteilung, wie vorliegende Untersuchungen zeigen (Bossler/Schank 2020).

Im vorliegenden Beitrag erweitern wir den Blickwinkel über die Monatslöhne hinaus auf die Verteilung von Haushaltsnettoeinkommen. Die Frage, wie sich der Mindestlohn auf die Einkommenssituation von Beschäftigten auswirkt, ist für die Diskussion über die angemessene Höhe des Mindestlohns bedeutsam. In der gesellschaftspolitischen Debatte geht es dabei vor allem um die Höhe eines existenzsichernden Mindestlohns (bei Vollzeitätigkeit), der vielfach auch als *living wage* bezeichnet wird (Schulten/Müller 2017). Wenn sich ein Einfluss des Mindestlohns auf relevante Teile der Einkommensverteilung zeigen ließe, so wäre dies für die *living wage*-Diskussion eine wichtige Information.

Neben der Wirkung des Mindestlohns auf die Einkommenssituation interessieren wir uns auch für die damit in Verbindung stehenden Effekte auf den Bezug von bedarfsgeprüften Sozialtransferleistungen, die im Allgemeinen mit zunehmendem Erwerbseinkommen zurückgehen (wenn Freibetragsgrenzen überschritten werden). Unter anderem aus diesem Grund sind ca. ein Drittel der arbeitenden Empfänger\*innen bedarfsgeprüfter Transferleistungen nur geringfügig beschäftigt (PASS [IAB-Panel Arbeitsmarkt und soziale Sicherung], eigene Berechnungen). Wegen der Wechselwirkung steigender Erwerbseinkommen

kommen mit den sozialstaatlichen Transfers ist es daher möglich, dass die Effekte des Mindestlohns auf die Haushaltsnettoeinkommen am unteren Rand der Verteilung vergleichsweise gering ausfallen. Andererseits nehmen längst nicht alle Beschäftigten mit Anrecht auf sozialstaatliche Unterstützung diese auch wahr. So kann nach Schätzungen davon ausgegangen werden, dass auf zwei Beschäftigte, die neben einem (geringfügigen) Erwerbseinkommen aufstockende Transferleistungen beziehen (sog. „Aufstocker“), etwa drei verdeckt arme Beschäftigte kommen, die staatliche Hilfen nicht in Anspruch nehmen.<sup>1</sup> Am Ende könnte der Einfluss des Mindestlohns am unteren Ende der Verteilung deswegen sogar besonders stark ausgeprägt sein, weil der Transferentzug für die verdeckt Armen keine Bedeutung hat.

Forschungsergebnisse zu den Auswirkungen des Mindestlohns auf die verfügbaren Einkommen liegen für Deutschland bisher nur eingeschränkt vor und beziehen sich häufig auf die Auswirkungen des Mindestlohns auf den Bezug von Arbeitslosengeld (ALG) II bei den sogenannten Aufstockern und die Armutsgefährdung. Zu nennen ist eine Studie von Bruckmeier/Becker (2018), die einen leichten Rückgang der Armutsgefährdung von Beschäftigten in Branchen mit hoher Mindestlohninzidenz vor allem in Ostdeutschland feststellen konnten. Allerdings sind die gemessenen Effekte nicht über alle Spezifikationen robust und signifikant. Auch für die Anzahl der Aufstocker\*innen, die Hartz IV-Leistungen beziehen und einer Beschäftigung nachgehen, fanden Bruckmeier/Becker (2018) kaum Effekte. Auf geringe Effekte deutet auch die für die Zeit unmittelbar nach Einführung des Mindestlohns von Bruckmeier/Wiemers (2016) dokumentierte marginale Abnahme der Aufstockerzahl um nur 23 000 hin, von denen allerdings ein Teil auf Abgänge aus Beschäftigung zurückzuführen ist. In eine ähnliche Richtung gehen die Ergebnisse von vom Berge et al. (2017), die mit Daten des Arbeitsmarktspiegels eine Reduktion des ALG-II-Bezugs bei Beschäftigten an der Jahreswende 2014/15 feststellen konnten. Auch Schmitz (2017) konnte eine durch den Mindestlohn ausgelöste leichte Absenkung der Anzahl von Aufstocker\*innen bestätigen. Dieser Befund zeigte sich bei Frauen ausgeprägter als bei Männern.

Anders als die oben genannten Autoren fanden Backhaus/Müller (2019) mit einer Mikrosimulationsstudie keine Hinweise darauf, dass der Rückgang der aufstockenden Leistungen nach SGB II im Jahr 2015 auf den Mindestlohn zurückzuführen sei. Auch wichtige Ungleichheitsmaße wie der Atkinson-Index und die Rate der Armutsgefährdung werden nach ihrer Einschätzung durch den Mindestlohn nicht beeinflusst. Himmelreicher (2017) und Bruckmeier/Bruttel (2020) beschäftigen sich ebenfalls explizit mit möglichen Auswirkungen des Mindestlohns sowohl auf die Armutsgefährdung von Haushalten als auch auf den Bezug von Transferleistungen. Beide Untersuchungen kommen gleichfalls zu dem Ergebnis, dass der Mindestlohn weder die Anzahl der Aufstocker\*in-

nen noch die Einkommensarmut wesentlich beeinflusst.

Begründet werden die in der Literatur überwiegend festgestellten geringen Effekte auf die Armutsgefährdung u. a. damit, dass Beschäftigte im Mindestlohnbereich nicht unbedingt in armutsgefährdeten Haushalten leben, da oftmals ein weiteres und relativ hohes Einkommen im Haushalt erzielt wird. In einer jüngst erschienenen Studie kommen Schröder et al. (2020) hingegen auf Grundlage des Sozioökonomischen Panels (SOEP) zu dem Ergebnis, dass vom Mindestlohn betroffene Beschäftigte häufig in Haushalten mit einem niedrigen Nettoeinkommen leben, da die Betroffenen entweder Alleinverdiener\*in sind oder der/die Haushaltspartner\*in ebenfalls gering verdient. In ihren Analysen zeigen sie einen signifikanten und robusten Effekt des Mindestlohns auf das Wachstum des Nettohaushaltseinkommens von betroffenen Haushalten von 4,3 % zwischen 2014 und 2016.

Zusammenfassend lässt sich anmerken, dass eine Reihe der oben genannten Studien zu den Einkommenseffekten sich vornehmlich mit dem Mindestlohneffekt auf den zusätzlichen ALG-II-Bezug, ergänzend zu einem geringen Einkommen aus Erwerbsarbeit, bezieht. Hier sind aber aufgrund der geringen Verbreitung von Vollzeitbeschäftigung (nur 18 % der abhängig beschäftigten Aufstocker im Jahr 2014<sup>2</sup>) und der hohen Transferentzugsrate (bis zu 90 %) auch die geringsten Einkommenseffekte des Mindestlohns zu erwarten. Wir beziehen in unsere Untersuchung daher auch andere bedarfsgeprüfte Sozialtransfers wie den Kinderzuschlag, Wohngeld etc. mit ein.

Auch die unterschiedliche Wirkungen des Mindestlohns auf die Einkommenssituation bei Frauen und Männern wurden bisher nur selten betrachtet, während vergleichende Untersuchungen in Bezug auf Stundenlöhne mehrfach vorliegen (vgl. z. B. Bruttel et al. 2017; Ohlert 2018; Dütsch/Himmelreicher 2019). Für den deutschen Kontext könnte es einerseits bedeutsam sein, dass Frauen häufiger als Männer in einem Minijob tätig sind, was die Einkommenssteigerungen bei Frauen im Vergleich zu Männern dämpfen könnte. Andererseits hat der Mindestlohn vor allem in Ostdeutschland eine größere Reichweite und dort haben Minijobs generell eine geringere Bedeutung als in Westdeutschland.

Unser Beitrag ist wie folgt gegliedert: In Abschnitt 2 beschreiben wir die für die empirischen Analysen verwendeten Daten, die Abgrenzung der zu untersuchenden Stichprobe, Operationalisierungen sowie die empirischen

1 Becker/Hauser (2005) führten hierzu eine Modellrechnung durch, deren EVS-basierte Zahlen hier für die Untergruppe der Erwerbstätigen kombiniert wurden. Zwar sind dies nicht die neuesten Ergebnisse, es kann aber davon ausgegangen werden, dass sich am Verhalten der Arbeitnehmer nichts Wesentliches geändert hat.

2 Siehe BA (2015), Tabelle Arbeitsmarkt in Zahlen, Statistik der Grundsicherung für Arbeitsuchende.

Methoden unserer Analysen. Abschnitt 3 gibt einen deskriptiven Überblick über die Entwicklung der bedarfsgewichteten Haushaltsnettoeinkommen im unteren Einkommensbereich, wobei wir einen Vergleich der Entwicklungen bei Frauen und Männern sowie in Ost- und Westdeutschland vornehmen. Anschließend betrachten wir die Entwicklung der Übergänge aus Beschäftigung mit bedarfsgeprüftem Transfer in Beschäftigung ohne Transferbezug (4). Die Befunde unserer kausalanalytischen Analysen sind in den Abschnitten 5 (Haushaltsnettoeinkommen) und 6 (Bezug bedarfsgeprüfter Transferleistungen) dargelegt, um die Effekte des Mindestlohns mit Methoden aus der schließenden Statistik abzusichern. Abschließend reflektieren wir unsere Ergebnisse im Lichte der gesellschaftspolitischen Debatte (6).

## 2 Daten, Abgrenzungen und Methoden

Als Basis für die Untersuchung des Mindestlohneffektes auf die bedarfsgewichteten Haushaltsnettoeinkommen (nach neuer OECD-Skala) und den Bezug von Sozialtransfers verwenden wir den Scientific Use File des PASS-Datensatzes (Welle 12).<sup>3</sup> Der PASS-Datensatz wird zur Evaluation des Leistungsbezugs und der Arbeitsmarktpolitik im SGB-II-Bereich als Haushalts- und Personenbefragung durch das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) erhoben. Mitglieder von SGB-II-Bedarfsgemeinschaften stellen dabei die Hälfte der Befragten (BA-Stichprobe). Die andere Hälfte sind Haushalte aus der restlichen Bevölkerung (Microm-Stichprobe), was eine repräsentative Erweiterung des Datensatzes auf die erwerbsfähige Bevölkerung erlaubt. Die Menge der realisierten Interviews betrug in der 12. Erhebungswelle (2018) insgesamt 9211 Haushaltsinterviews und 13 273 Personeninterviews, was in etwa den Fallzahlen vorheriger Wellen entspricht.

Die hier verwendete Stichprobe liegt im jährlichen Format vor und setzt sich aus den umgewandelten Informationen der Spelldaten sowie jährlich erhobenen Informationen zusammen. Um die Spelldaten, die Informationen über mehrere Befragungszeiträume hinweg beinhalten können, an das jährliche Befragungsformat anzupassen, wurden alle Spells auf die Jahresebene transformiert. Dabei können Überlappungen verschiedener Ereignisse, wie beispielsweise gleichzeitige Arbeitslosigkeit und Erwerbstätigkeit, auftreten. Dieser Fall liegt vor, wenn die Befragten sich fehlerhaft erinnern oder tatsächlich mehrere Formen des Erwerbsstatus angeben. Bei der vorliegenden Stichprobe „siegt“ bei Doppelungen in einem Jahr jeweils ein Spell mit Informationen zur Erwerbstätigkeit mit Einkommen über evtl. vorhandene andere Spelldaten. Die

verbleibenden Lücken für die untersuchten Jahre 2011 bis 2018 werden, sofern verfügbar, im nächsten Schritt durch Informationen zu Erwerbstätigkeit und Einkommen aus den Jahresdaten gefüllt.

Die in PASS erhobenen Fragen umfassen neben der materiellen Einkommenssituation und soziodemografischen Merkmalen eine Fülle von Fragen zur gesellschaftlichen Teilhabe (Deprivation), zur Teilnahme an Maßnahmen der Arbeitsmarktpolitik und zur Erwerbssituation. Was den PASS-Datensatz für Untersuchungen von Effekten des Mindestlohns besonders interessant macht, ist der potenziell hohe Anteil von Aufstocker\*innen in der BA-Stichprobe, die neben einem (geringen) Gehalt noch SGB-II-Hilfen zum Lebensunterhalt erhalten. Daneben finden sich auch in der Microm-Stichprobe von PASS noch viele Fälle von Personen, die ebenfalls geringe Stundenlöhne aufweisen.

Da der Mindestlohn für Schüler unter 18 Jahren nicht gilt und in dieser Altersgruppe die meisten unter die genannte Kategorie fallen dürften, werden für unsere Analysen Beschäftigte ab 18 Jahren in Betracht gezogen. Ferner berücksichtigen wir nur Arbeitnehmer\*innen, die im Zeitraum von 2011 bis 2018 einer sozialversicherungspflichtigen Erwerbstätigkeit mit einem Verdienst oberhalb der Minijobgrenze nachgingen, sowie Beschäftigte, die in diesem Zeitraum ausschließlich einen Minijob hatten. Nicht betrachtet werden Selbstständige im Haupterwerbsstatus, deren Einkommen lediglich indirekt durch die Einführung des Mindestlohns betroffen sein können. Darüber hinaus ausgeschlossen werden Beschäftigte mit Beamtenstatus, da deren Besoldungstabellen deutlich über der Mindestlohngrenze liegen und ein Spillover-Effekt aufgrund der Tarifbindung zumindest kurzfristig nicht zu erwarten ist. Da für Auszubildende und Ein-Euro-Jobber der Mindestlohn nicht gilt, werden sie ebenfalls nicht berücksichtigt.<sup>4</sup>

Die Analysen erfolgen auf Beschäftigenebene und nicht auf Basis der Beschäftigungsverhältnisse. Für Personen, die einer sozialversicherungspflichtigen Tätigkeit im Haupterwerb nachgehen und einen Minijob als Zweit- bzw. Nebenjob ausüben, werden die Informationen zum Minijob nicht berücksichtigt, da hier eine Vermischung von unterschiedlichen Stundenlöhnen und Arbeitszeiten vorliegt und die Frage, ob der Mindestlohn sich auf die Haupterwerbstätigkeit oder auf den Minijob auswirkt, nicht zu beantworten ist. In der untersuchten Stichprobe werden daher nicht alle Minijobs betrachtet, da diese nur für Personen mit einem ausschließlichen Minijob (z. B.

3 Für eine kurze Beschreibung des PASS-Datensatzes vgl. Trappmann et al. (2013).

4 Langzeitarbeitslose, die auf Antrag eine Ausnahme erhalten können, belassen wir in der Auswahl, weil von dieser Möglichkeit real kaum Gebrauch gemacht wird (vom Berge et al. 2016).

TABELLE 1

**Arbeitnehmer\*innen in Haushalten mit bedarfsgeprüften Transferleistungen, 2013**

Angaben in absoluten Zahlen und in Prozent

	Fallzahl 2013 gewichtet	Anteil mit Stundenlohn bis 8,50 € <sup>A</sup> in Prozent	Anteil mit Minijob in Prozent
Arbeitslosengeld II	1 126 995	67,0	37,3
Sozialhilfe, Grundsicherung im Alter oder bei Erwerbsminderung	180 027	17,0	9,0
Wohngeld	544 668	39,3	11,4
Kinderzuschlag	375 072	16,4	4,6
BAföG	329 743	65,2	61,5
Alle Arbeitnehmer*innen mit Leistungen	2 360 545	49,0	29,3

A preisbereinigt

WSI Mitteilungen

Quelle: PASS, eigene Berechnungen, hochgerechnet, Differenzen in der Summe aufgrund von Überschneidungen

Nichterwerbstätige, Studierende, Rentner\*innen) berücksichtigt werden. Personen mit einer wöchentlich vereinbarten Arbeitszeit von weniger als einer Stunde, mehr als 48 Stunden vereinbarter oder mehr als 60 Stunden tatsächlicher Arbeitszeit wurden ebenso ausgeschlossen wie Personen mit einem Bruttomonatslohn von null Euro.<sup>5</sup> Beschäftigte mit einem Branchenmindestlohn belassen wir im Datensatz, um Spillover-Effekte des Mindestlohns mit abbilden zu können. Ebenso berücksichtigen wir auch Beschäftigte mit einer vorübergehenden Ausnahme vom gesetzlichen Mindestlohn, weil diese zum Ende unseres Untersuchungszeitraums bereits ausgelaufen waren. Es verbleiben somit 48 520 Personen-Jahre bzw. 8673 Personen in der untersuchten Stichprobe.<sup>6</sup>

### 2.1 Beschäftigte mit bedarfsgeprüften Transferleistungen

Zur Betrachtung der Mindestlohneffekte auf Arbeitnehmer\*innen, die neben einem (häufig geringfügigen) Beschäftigungsverhältnis eine bedarfsgeprüfte staatliche Transferleistung erhalten, ist eine systematische Abgrenzung erforderlich. Für unseren Beitrag ist dabei insbesondere das Fürsorgeprinzip von Bedeutung, das bedarfsgeprüfte Leistungen in der Regel an die Einkommenssituation des ganzen Haushaltes bindet (Althammer/Lampert 2014). Generell liegen bei den bedarfsgeprüften Leistungen hohe Entzugsraten der öffentlichen Leistungen vor, wenn Einkommenssteigerungen durch eine Erwerbstätigkeit erzielt und Freibeträge überschritten werden. Ein bekanntes Beispiel ist das Arbeitslosengeld II, das bereits ab einem monatlichen Verdienst von 100 € einen Transferentzug von 80 % und ab einem Schwellenwert von 1000 € (Kinderlose) einen Transferentzug von 90 % für jeden zusätzlich verdienten Euro vorsieht. Ähnliche Systematiken gelten auch in den anderen Zweigen der bedarfsgeprüften Transfers. Dies betrifft die Grundsicherung im Alter. Auch

das Wohngeld und der Kinderzuschlag stellen bedarfsgeprüfte Leistungen dar, da Einkommen aus Erwerbstätigkeit angerechnet werden. Gleiches gilt für Studierende, die eine Ausbildungsförderung (nach BAföG) erhalten. Hier findet neben einer Bedürftigkeitsprüfung anhand des Einkommens und Vermögens der Student\*innen auch eine Berücksichtigung der Einkommen der Eltern statt. Einen Überblick über die Größe und die relative Mindestlohnverbreitung bei Sozialtransferempfänger\*innen bietet *Tabelle 1*.

### 2.2 Regionale Bedeutung des Mindestlohns

Bei der Modellierung der multivariaten Schätzungen des Mindestlohneffekts verwenden wir verschiedene Maße für die Eingriffstiefe auf Bundeslandebene (*Abbildung 1*). Die zugrunde liegenden Daten stammen aus einer Sonderauswertung der Verdienststrukturerhebung (VSE) 2014 des Statistischen Bundesamtes. Die in den dokumentierten Schätzungen verwendete Maßzahl ist der Anteil der Jobs unter der Mindestlohngrenze von 8,50 € im Verhältnis zu allen Jobs (VSE Bite). Eine weitere Maßzahl ist der stundenlohnbasierten Kaitz-Index (VSE Kaitz), der den Wert

5 Damit sind Personen mit sehr hohen und niedrigen (berechneten) Stundenlöhnen ausgeschlossen. Zusätzlich schließen wir Personen aus, für die ein Stundenlohn auf Basis der tatsächlichen Arbeitszeit (weil keine Information zur vereinbarten Arbeitszeit vorliegt) von mehr als 500 € pro Stunde ermittelt wurde. Dies trifft faktisch anhand der PASS-Daten lediglich auf Beschäftigte mit einer sozialversicherungspflichtigen Haupterwerbstätigkeit zu.

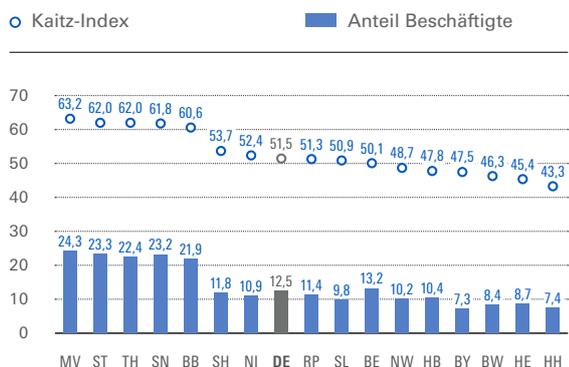
6 Die Hochrechnungsgewichte für die Anzahl der Arbeitnehmer\*innen in einem Jahr normieren wir für eine bessere Vergleichbarkeit zwischen den Jahren auf die durchschnittliche Anzahl der Arbeitnehmer\*innen im Hauptjob (30 Mio.).

des gesetzlichen Mindestlohns ins Verhältnis zum Durchschnittsstundenlohn aller Jobs setzt. Die VSE-Maße beziehen sich auf die Anzahl der Beschäftigungsverhältnisse und nicht auf die Anzahl der Beschäftigten je Bundesland. Bei beiden Indizes wird der Unterschied zwischen Ost- und Westdeutschland deutlich. Die Eingriffstiefe ist in Ostdeutschland generell höher.

**ABBILDUNG 1**

**Kaitz-Index (VSE Kaitz) und Anteil Beschäftigte mit Stundenlohn unter 8,50 € (VSE Bite)**

Angaben in Prozent



BB = Brandenburg, BE = Berlin, BW = Baden-Württemberg, BY = Bayern, HB = Bremen, HE = Hessen, HH = Hamburg, MV = Mecklenburg-Vorpommern, NI = Niedersachsen, NW = Nordrhein-Westfalen, RP = Rheinland-Pfalz, SH = Schleswig-Holstein, SL = Saarland, SN = Sachsen, ST = Sachsen-Anhalt, TH = Thüringen

Quelle: Bundesagentur für Arbeit: Förderstatistik; eigene Berechnungen WSI Mitteilungen

**2.3 Verwendete Methoden**

In der empirischen Mindestlohnforschung wird eine Vielzahl von Methoden verwendet. Neben weitverbreiteten Differenz-von-Differenzen (DiD)-Schätzungen werden beispielsweise auch herkömmliche Regressionsverfahren, Dekompositionen sowie RIF-Regressionen genutzt. Ähnlich wie Bossler/Schank (2020) verwenden wir eine einfache Differenz-von-Differenzen (DiD)-Schätzung, die wir in eine *Unconditional Quantile Regressions* (UQR) einbetten.<sup>7</sup> Der Grund für die Wahl dieser Methode besteht darin, dass wir uns für die Effekte des Mindestlohns auf die Verteilung der Einkommen von Arbeitnehmer\*innen interessieren. Zudem erscheint die Annahme plausibel, dass sich die Effekte des Mindestlohns entlang der Einkommensverteilung unterscheiden. Für die Untersuchung derartiger nicht linearer Zusammenhänge sind UQR besonders gut geeignet. Darüber hinaus bieten sie eine sehr anschauliche Interpretation für Effekte an den Quantilen der Einkommensverteilung, die in der verteilungspolitischen Debatte eine große Rolle spielen. Ein weiterer Vorteil besteht darin, dass die Einkommen aller Arbeitneh-

mer\*innen in die Ergebnisse einfließen, unabhängig davon, ob sie wiederholt befragt wurden oder nicht, was in der bisherigen Literatur zu den Einkommenseffekten des Mindestlohns nicht immer der Fall ist.<sup>8</sup>

Konkret schätzen wir die folgenden DiD-Regressionen, wobei wir eine kontinuierliche Variable zur Messung des Mindestlohn-Einflusses auf die betrachteten Personen/Regionen verwenden (Ahlfeldt et al. 2018). Hierzu nutzen wir die oben erwähnten Maßzahlen für die regionale Eingriffstiefe des Mindestlohns und interagieren diese mit Jahresdummies für 2014 (als Jahr für eine von Betrieben möglicherweise bereits vor der gesetzlichen Geltung des Mindestlohns vorgenommene Anpassung der Löhne) und 2015 bis 2018. Für einen eventuell vorgelagerten allgemeinen Trend (von 2011 bis 2013) kontrollieren wir mittels eines Interaktionsterms (trend=1 für 2011, trend=2 für 2012, trend=3 für 2013) mit den jeweiligen Maßen für die Eingriffstiefe. Dieser Term kann als sogenannter Placebo-Test angesehen werden. Unsere DiD-Schätzgleichung hat (jeweils für eine Maßzahl der Eingriffstiefe formuliert) die folgende Form:

Die abhängige Variable auf der linken Seite der Regressionsgleichung ist das logarithmierte bedarfsgewichtete Haushaltsnettoeinkommen von Person *i* im Jahr *t*. Auf der rechten Seite der Regressionsgleichung folgen von links nach rechts:

- (1) Die Maßzahl der Eingriffstiefe des Mindestlohns in Region *j* als Haupteffekt,
- (2) ein Zeittrend interagiert mit der regionalen Relevanz des Mindestlohns in Region *j* bis zum Jahr 2013 (für die sogenannten Placebo-Tests),
- (3) Jahreseffekte des Mindestlohns ab dem Jahr 2014 (2014 wird als Jahr mit Vorzieheffekten betrachtet) als Interaktionsterme mit der regionalen Relevanz des Mindestlohns,
- (4) Jahresdummies zur Abbildung von durchschnittlichen jährlichen Einkommenssteigerungen. Zusätzlich kontrollieren wir mit dem Vektor für individuelle und haushaltsbezogene Merkmale (Alter, Bildungsgrad, Geschlecht, Branche, Staatsangehörigkeit, Haushaltstyp) sowie für die bundeslandspezifische Wirtschaftskraft (Bruttoinlandsprodukt verzögert um zwei Jahre, analog zu Caliendo et al. 2017).

7 Die UQR-Methode wurde von Firpo et al. (2009) eingeführt.

8 Caliendo et al. (2017) und Dustmann et al. (2020) berücksichtigen nur Daten von Beschäftigten mit andauernder Beschäftigung. Wir entscheiden uns für unsere Analyse bewusst für die einfachen UQR und verwenden keine fixen Effekte, um die Effekte des Mindestlohns auf fragile Erwerbsverläufe besser abbilden zu können.

### 3 Entwicklung der Haushaltsnettoeinkommen

Die Reichweite des gesetzlichen Mindestlohns war nach dem ersten Bericht der Mindestlohnkommission (2016) vor seiner Einführung bei Beschäftigten in Ostdeutschland mit ca. 20,7 % etwa doppelt so hoch wie in Westdeutschland (9,3 %). Zudem verdienten auch Frauen häufiger geringe Stundenlöhne als Männer. Zwar war der Abstand hier mit 14,2 % bei den Frauen im Vergleich zu 8,4 % bei den Männern nicht ganz so hoch, allerdings stehen Frauen für etwa die Hälfte der Beschäftigten. Beide Beschäftigtengruppen sind daher für eine Betrachtung der Einkommenseffekte des Mindestlohns besonders interessant.

In den Auswertungen für die Entwicklung der bedarfsgewichteten<sup>9</sup> Haushaltsnettoeinkommen von Arbeitnehmer\*innen verwenden wir die Einkommen bis zum 20%-Punkt (Perzentil 20) der Verteilung (im Folgenden: unterer Bereich der Verteilung), da sich dieser Punkt gut für einen Vergleich mit unseren eigenen Ergebnissen aus der Kausalanalyse eignet. Die durchschnittlichen jährlichen Steigerungen der bedarfsgewichteten Haushaltsnettoeinkommen im Zeitraum vor der Mindestlohneinführung (2011–2014) und danach (2014–2018) sind in *Tabelle 2* dargestellt. Insbesondere bei den Frauen ist nach der Mindestlohneinführung ein Anstieg der realen Einkommen erkennbar. Die jährliche Wachstumsrate steigt hier um 1,8 Prozentpunkte im Vergleich zum Zeitraum vor Einführung des Mindestlohns. Auch bei den Männern gibt es nach der Einführung des Mindestlohns einen stärkeren jährlichen Zuwachs, dieser fällt allerdings mit 1,1 Prozentpunkten etwas geringer aus als bei den Frauen. Für beide Gruppen signalisieren nichtparametrische Verteilungstests, dass die Mittelwerte der Einkommen sich zwischen den Perioden unterscheiden.

Die durchschnittlichen Einkommenssteigerungen bei den Frauen im unteren Einkommensbereich blieben allerdings auch nach der Einführung des gesetzlichen Mindestlohns hinter denjenigen der Männer zurück, auch wenn der Abstand der Wachstumsraten leicht abgenommen hat. Der verbleibende Unterschied dürfte vor allem an der höheren Verbreitung von Minijobs und Teilzeit bei Frauen in Haushalten mit Frauen als Alleinverdienerin im Vergleich zu entsprechenden Haushalten mit Männern als Alleinverdiener liegen. Bei Haushalten mit gleichzeitig vorliegendem Einkommen von Frauen und Männern aus abhängiger Beschäftigung fließen beide Einkommen in das gemeinsame Haushaltseinkommen ein und können daher keine unterschiedlichen Einkommenssteigerungen von Frauen und Männern bewirken.

Zur Betrachtung der Einkommenssteigerungen in Ostdeutschland ziehen wir die Anteilswerte ostdeutscher Arbeitnehmer\*innen am unteren Einkommensbereich

heran, da dies einen besseren Vergleich mit den Regressionsergebnissen in Abschnitt 5 ermöglicht (die Regressionen messen implizit eine Tendenz zum Verlassen der Quantile in stärker vom Mindestlohn erfassten Regionen wie Ostdeutschland). Zudem lassen die Daten in *Tabelle 3* erkennen, dass der Anteil ostdeutscher Beschäftigter an den unteren 20 % der Einkommensverteilung im Vergleich zum Anteil der ostdeutschen Beschäftigten am gesamtdeutschen Arbeitsmarkt (knapp 20 %) überdurchschnittlich hoch ist (mit Ausnahme des Jahres 2013<sup>10</sup>) und über die Zeit abgenommen hat. Ab dem Jahr 2016 und verstärkt mit dem Übergang zum Jahr 2017 setzt ein kontinuierlicher Rückgang des Anteils der ostdeutschen Arbeitnehmer\*innen an den Beschäftigten mit einem geringen Haushaltseinkommen ein, was zeitlich gut mit den gemessenen Einkommenseffekten des Mindestlohns in den Regressionsergebnissen von Abschnitt 5 zusammenpasst. Eine Auswertung der Einkommenssteigerungen ostdeutscher Beschäftigter nach der Systematik von *Tabelle 2* könnte daher zu einer Verzerrung der für Ostdeutschland gemessenen Wachstumsraten im unteren Einkommensbereich führen (gleiches gilt nicht für die Frauen, deren Anteil an den Beschäftigten im unteren Einkommensbereich etwa konstant geblieben ist).

TABELLE 2

#### Reale Einkommenssteigerungen bei Frauen und Männern im unteren Einkommensbereich (bis P20 der Verteilung)

Angaben in Prozent

	Deutschland	Frauen	Männer
2011–2014	1,2	0,5	1,9
2014–2016	2,7	2,3	3,0
Verteilungstests (Einkommen in 2 Perioden):			
Mann-Whitney-Test (p)	0,00	0,00	0,00
Median-Test (p)	0,00	0,00	0,00

Quelle: PASS, eigene Berechnungen, hochgerechnet

WSI Mitteilungen

<sup>9</sup> In den PASS-Daten wird die Bedarfsgewichtung mit der neuen OECD-Skala vorgenommen.

<sup>10</sup> Im Jahr 2013 liegt ein Ausreißer bei den Daten vor, den wir nicht erklären können. Auch eine Rückfrage beim IAB ergab keine Hinweise, woran das Problem liegen könnte.

TABELLE 3

**Unterer Einkommensbereich: Anteilswerte ostdeutscher Arbeitnehmer\*innen**

Angaben in Prozent

	Anteil ostdeutscher Beschäftigter	
	am Arbeitsmarkt	an P20 der Einkommensverteilung
2011	19,0	25,4
2012	19,3	24,2
2013	19,1	20,8
2014	18,8	24,5
2015	18,6	25,4
2016	19,0	24,2
2017	18,5	22,7
2018	18,4	21,6

WSI Mitteilungen

Quelle: PASS, eigene Berechnungen, hochgerechnet

TABELLE 4

**Übergänge von Beschäftigung im Niedriglohnbereich<sup>A</sup> mit Transfer in Beschäftigung ohne Transfer**

Angaben in Prozent

	insgesamt	Frauen	Männer	Ostdeutschland	Westdeutschland
2011–2012	21,4	20,2	23,0	28,0	18,3
2012–2013	16,0	15,6	16,6	22,2	12,5
2013–2014	11,8	11,7	11,9	13,0	11,3
2014–2015	23,2	19,6	27,6	26,4	22,2
2015–2016	21,8	23,6	19,0	29,8	18,3
2016–2017	13,6	11,7	16,3	17,3	12,1
2017–2018	15,4	13,5	17,9	25,0	12,1

Anmerkung: Prozentzahlen der Übergänge in Beschäftigung ohne Transfer im Folgejahr mit Längsschnittgewichten berechnet  
 A unter P20 des Stundenlohns

WSI Mitteilungen

Quelle: PASS, eigene Berechnungen, hochgerechnet

## 4 Entwicklung der Übergänge in eine Beschäftigung ohne Transferbezug

Wenn bei Arbeitnehmer\*innen im unteren Bereich der Einkommensverteilung deutliche Haushaltsnettoeinkommenseffekte des Mindestlohns zu verzeichnen sind, ist auch die Fragestellung interessant, ob dies eine Auswirkung auf den Transferbezug neben einem niedrigen Erwerbseinkommen hat. Deskriptiv betrachten wir hierzu die jährlichen Übergänge von Arbeitnehmer\*innen im Niedriglohnbereich (hier definiert als Stundenverdienst unter Perzentil 20 der Stundenlohnverteilung) mit Transferbezug in eine abhängige Beschäftigung ohne gleichzeitigen Transferbezug. Betrachtet werden für jedes Jahr die Übergangsraten in Beschäftigung ohne Transfer im darauffolgenden Jahr.

Auffällige Anstiege der Übergangsraten aus einer Beschäftigung mit Transferbezug in eine Beschäftigung ohne Transferbezug im Folgejahr finden sich nach den Daten in *Tabelle 4* insbesondere beim Übergang vom Jahr 2014 ins Jahr 2015. Die Übergangsraten steigen teils deutlich über 20 %. Zeitlich fällt dies mit der Einführung des Mindestlohns zusammen und tritt bei abhängig beschäftigten Frauen und Männern sowohl in Ost- und Westdeutsch-

land auf. Der Anstieg hält teilweise noch bis ins Folgejahr an (Jahresvergleich 2015–16).<sup>11</sup> Die Entwicklung der Übergangsraten für Ostdeutschland weist verglichen mit den anderen Beschäftigtengruppen höhere Schwankungen auf, was auf die geringeren Fallzahlen bei den ostdeutschen Empfänger\*innen von bedarfsgeprüften Transferleistungen im PASS-Datensatz zurückzuführen sein dürfte.

## 5 Effekte des Mindestlohns auf die Einkommen von Arbeitnehmer\*innen

Für die Untersuchung der Mindestlohneffekte auf das Haushaltsnettoeinkommen von abhängig Beschäftigten verwenden wir das bedarfsgewichtete preisbereinigte Haushaltsnettoeinkommen in logarithmierter Form. In *Tabelle 5* sind die Ergebnisse der Quantilsregressionen für die Verteilung der preisbereinigten Haushaltsnettoeinkommen bis zum 30igsten Perzentil dargestellt. Geschätzte Koeffizienten lassen sich dabei als prozentualer Einfluss auf die Steigerung der Haushaltseinkommen interpretieren. Dabei stehen die sogenannten DiD-Terme für den Mindestlohn-Effekt.<sup>12</sup> Bei einem durchschnittlichen Min-

11 Gekreuzte Auswertungen Frauen/Ost, Frauen/West, Männer/Ost, Männer/West ergeben keine wesentlich anderen Befunde.

12 Bei Schätzung von Interaktionstermen wie den DiD-Termen werden im Allgemeinen immer auch die Haupteffekte mit geschätzt, da sonst die Interaktionsterme nicht interpretiert

werden können. Es gibt hier aufgrund des Zusammenhangs zwischen dem Anteil niedriger Stundenlöhne und der Höhe der Monatslöhne und daraus folgend mit den Haushaltsnettoeinkommen in der Region eine mögliche Endogenität, die zu Verzerrungen von geschätzten Effekten führen kann. Allerdings scheint der genannte Zusammenhang bei einer Betrachtung des bivariaten Korrelationskoeffizienten der

destlohn-Anteil in der Region von 12,5 % (entsprechend dem deutschlandweiten Durchschnittswert des VSE Bites in *Abbildung 1*) würde der geschätzte Koeffizient von ca. 1,3 in der Zeile DiD 2017 am 20 % Perzentil bedeuten, dass geringe Einkommen – hier beim 20%-Quantil der Gesamtverteilung – um ca. 16 % gestiegen sind (Effekt ergibt sich aus  $12,5\% \cdot 1,3$ ). Die Größenordnung der geschätzten Werte für 2017 und 2018 liegt nicht weit entfernt von den von Bossler und Schank (2020) für 2017 geschätzten Effekten bei den Monatslöhnen am 20%-Quantil (+24 %) und am 30%-Quantil (+14 %); in unserer Schätzung geben sie allerdings den Effekt des Mindestlohns auf die verfügbaren Haushaltseinkommen von Arbeitnehmer\*innen an.

Ähnlich wie von Bossler und Schank (2020) für die Monatslöhne geschätzt, bauen sich die Effekte auf die verfügbaren Haushaltseinkommen über die Zeit auf. Im Jahr 2014 erscheint zum ersten Mal ein signifikanter Unterschied, den wir allerdings eher als einmaligen Effekt im Zusammenhang mit der Anhebung der Minijob-Verdienstgrenze ansehen, die sich im Osten Deutschlands erst im Jahr 2014 bemerkbar gemacht hat (darauf deuten Befunde der Mindestlohnkommission (2018, S. 50) hin).<sup>13</sup> In den Jahren 2016 und 2017 liegt ein Mindestlohneffekt bis zum 20. Perzentil vor (DiD-Terme). Im Jahr 2018 zeigt sich schließlich ein Mindestlohneffekt bis zum 25%-Punkt der Verteilung. Auch mit weiteren Maßzahlen der Eingriffstiefe des Mindestlohns durchgeführte Regressionen zeigen qualitativ ähnliche Ergebnisse.<sup>14</sup>

Zusätzlich durchgeführte getrennte Analysen für die Einkommenseffekte bei Frauen und Männern zeigten nur wenige Unterschiede, was diese Befunde betrifft.<sup>15</sup> Allerdings fallen die Effekte bei den Frauen bis zum 15%-Punkt der Verteilung etwas deutlicher aus als bei den Männern, was an der größeren Verbreitung niedriger Stundenlöhne bei in Teilzeit arbeitenden Frauen in Alleinverdienerhaushalten liegen könnte. Statistisch signifikante Effekte des Mindestlohns finden sich bei den Männern beim 5%-Punkt, 15%-Punkt und beim 20%-Punkt der Verteilung. Bei den Frauen treten signifikante Effekte bis zum 15%-Punkt der Verteilung auf. Da die Einkommen insbesondere bis zum 10%-Punkt unter oder in der Nähe der Grenze der Armutsgefährdung liegen, deuten die Befunde auf eine Verringerung der Armutsintensität durch den Mindestlohn hin.

TABELLE 5

### Quantilsregressionen (UQR) für die Verteilung der bedarfsgewichteten Haushaltsnettoeinkommen (VSE-Bite) – alle Arbeitnehmer\*innen

	P5	P10	P15	P20	P25	P30
Bite	-1,89**	-2,14***	-2,51***	-2,59***	-1,85***	-1,88***
Trend*Bite	0,35	0,46	0,36	0,36	0,15	0,10
Dummy 2012	-0,07	-0,11**	-0,11**	-0,07*	-0,06*	-0,02
Dummy 2013	-0,11	-0,12	-0,12*	-0,08	-0,05	-0,02
Dummy 2014	-0,13	-0,13*	-0,08	-0,01	0,01	0,01
Dummy 2015	0,02	-0,02	0,02	0,02	0,02	0,04
Dummy 2016	-0,13	-0,06	0,00	0,01	0,04	0,07
Dummy 2017	-0,23**	-0,08	-0,01	0,00	0,02	0,03
Dummy 2018	-0,14	-0,06	-0,02	0,00	0,03	0,04
DiD 2014	1,50*	1,68*	1,15*	0,82	0,24	0,27
DiD 2015	0,80	1,15	0,77	0,91	0,42	0,38
DiD 2016	1,60*	1,43*	1,01	1,06*	0,53	0,34
DiD 2017	2,31***	1,62**	1,22*	1,30*	0,65	0,66
DiD 2018	1,81**	1,68**	1,56**	1,55**	0,87*	0,72***
Konstante	6,46***	6,74***	7,23***	7,36***	7,33***	7,42***
Fallzahl	48 016					
Adj. R2	0,06	0,10	0,12	0,14	0,16	0,18

Anmerkungen: OLS-UQR des logarithmierten bedarfsgewichteten Haushaltsnettoeinkommen (preisbereinigt), rifreg mit Querschnittsgewichtung, robuste Standardfehler (Cluster Bundesland)  
Geschätzte Koeffizienten: \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ ; kontrolliert um Alter, Geschlecht, Berufsabschluss, Branche, Haushaltstyp, Staatsangehörigkeit, Wirtschaftskraft der Region mit lag 2

WSI Mitteilungen

Quelle: PASS SUF 2011–2018, eigene Berechnungen

## 6 Effekte des Mindestlohns auf die Wahrscheinlichkeit des Bezugs bedarfsgeprüfter Leistungen

Für die Untersuchung der Effekte des Mindestlohns auf die Wahrscheinlichkeit des gemeinsamen Bezugs von Arbeitseinkommen und bedarfsgeprüften Sozialtransfers verwenden wir gängige Regressionsmodelle für Längsschnittdaten (Giesselmann/Windzio 2012): Gepoolte Logit-Schätzung, Random Effects- und Fixed Effects-Schätzungen (xtlogit).<sup>16</sup> Hierbei eröffnet die gepoolte Schätzung die Möglichkeit, generelle Zusammenhänge und Unterschiede zwischen den Jahren aufzuzeigen, allerdings ohne die Vorteile eines Panelmodells – also unbeobachtete He-

Eingriffstiefe und der Haushaltsnettoeinkommen nicht besonders stark durch: Dieser hat einen Wert von nur  $-0,08$  für den VSE Bite und ist somit sehr klein. Gleiches gilt für die übrigen Maßzahlen der Eingriffstiefe.

14 Regressionsergebnisse sind auf Anfrage erhältlich.

15 Aus Platzgründen hier nicht dokumentiert, auf Anfrage erhältlich.

13 Da die regionale Eingriffstiefe in Ostdeutschland sich in der DiD-Spezifikation stark auswirkt, könnte der gemessene Effekt des Jahres 2014 darauf zurückzuführen sein.

16 Für die Abgrenzung der Stichprobe wählen wir ein bilanciertes Panel, d. h. es werden nur Arbeitnehmer\*innen betrachtet, die im gesamten Zeitraum von 2011 bis 2018 an

TABELLE 6

### Logit-Schätzung für die Wahrscheinlichkeit des Sozialtransferbezugs (VSE-Bite) – alle Arbeitnehmer\*innen

	pooled	RE	FE
Bite	15,34**	38,19***	75,08***
Trend*Bite	-3,51*	-5,96***	-4,57***
Dummy 2012	0,78*	1,10***	0,28***
Dummy 2013	1,18	1,46***	0,10***
Dummy 2014	0,92	1,54***	0,16***
Dummy 2015	1,09*	1,12***	-0,51***
Dummy 2016	0,85	0,96***	-1,26***
Dummy 2017	0,87	0,49***	-2,82***
Dummy 2018	0,69	1,22***	-2,81***
DiD 2014	-10,54*	-19,35***	-15,91***
DiD 2015	-12,80**	-22,64***	-21,29***
DiD 2016	-12,24**	-23,39***	-22,11***
DiD 2017	-13,14**	-21,94***	-16,77***
DiD 2018	-11,20*	-25,30***	-17,78***
Konstante	-4,73	-14,69***	
Fallzahl	14 744	14 744	3870
Adj. R2	0,12	—	0,25
Wald Chi2	—	8,77 · 10 <sup>6</sup> ***	8,98 · 10 <sup>6</sup> ***
InSig2U	—	2,37***	—
Sigma U	—	3,27**	—
Rho	—	0,76***	—
LL	-16 495 581	-77 669 153	-13 596 573

Anmerkungen: Robuste Standardfehler (cluster Personen)

Geschätzte Koeffizienten: \* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001; kontrolliert um Alter, Geschlecht, Berufsabschluss, Branche, Haushaltstyp, Staatsangehörigkeit, Wirtschaftskraft der Region mit lag 2

WSI Mitteilungen

Quelle: PASS SUF 2011–2018, eigene Berechnungen

terogenität der Individuen sowie die zeitliche Ordnung der Einzelbeobachtungen – zu berücksichtigen. Im Random-Effects- (RE) und Fixed-Effects-Modell (FE) wird jeweils die zeitliche Abfolge (der Veränderungen der abhängigen und unabhängigen Variablen) der beobachteten Individuen mit berücksichtigt. Dadurch können Aussagen hinsichtlich der Kausalität getroffen werden. Im Random-Effects-Modell wird die unbeobachtete Heterogenität als zufällig erachtet, daher bilden die Kausaleffekte eher den Unterschied zwischen den Individuen (*between*) ab. Im Fixed-Effects-Modell hingegen sind die Kausaleffekte nur

innerhalb der Individuen (*within*) zu interpretieren. Die Ergebnisse der Regressionen sind in *Tabelle 6* dargestellt.

Mit zunehmender Eingriffstiefe steigt im gepoolten Modell wie erwartet die Wahrscheinlichkeit, dass zusätzlich zum Erwerbseinkommen Transferzahlungen bezogen werden. Gleichzeitig lässt sich bestätigen, dass die regionale Eingriffstiefe in den Jahren 2014 bis 2018 weniger stark auf die Wahrscheinlichkeit des Transferbezugs wirkt (DiD-Terme), wobei diese Entwicklung bereits vor 2014 begonnen hat (*trend\*bite*). Ein über die regionale Eingriffstiefe bestehender Effekt des Mindestlohns ist in diesem Modell also nicht erkennbar. Im Random- und Fixed-Effects-Modell wird dieser Befund bestätigt: Die Sozialtransferquote ging in Regionen mit einer größeren Bedeutung des Mindestlohns nach dessen Einführung nicht stärker zurück als zuvor.<sup>17</sup>

Allerdings deuten die Ergebnisse auf einen allgemeinen Mindestlohn-Effekt (gemittelt über alle Regionen) ab dem Jahr 2015 hin, da die individuelle Wahrscheinlichkeit des Transferbezugs neben der Arbeit ab diesem Jahr stark abnimmt (FE-Modell, das die Änderungen für die Individuen misst). Die Jahreseffekte kehren ihr Vorzeichen ab diesem Jahr um und gehen stark zurück. Die Befunde passen insofern gut zu den deskriptiven Ergebnissen, die für die Zeit nach der Einführung des gesetzlichen Mindestlohns einen Anstieg der Abgangsraten in Beschäftigung ohne Sozialtransfer auch in Westdeutschland zeigen. Die Sozialtransferquote ging also ab dem Jahr der Mindestlohneinführung deutschlandweit stärker zurück als zuvor. Diese Entwicklung setzt sich bis zum Jahr 2017/18 fort, was gut zu den in Abschnitt 5 dokumentierten über die Jahre zunehmenden Einkommenseffekten passt.

Getrennte Schätzungen für Frauen und Männer<sup>18</sup> zeigen bei den regionalen Effekten keine großen Unterschiede. Bei den Frauen zeigt sich allerdings ein ausgeprägter Rückgang des Transferbezugs ab dem Jahr 2015, was mit den etwas deutlicheren Steigerungen bei den Haushaltsnettoeinkommen von Arbeitnehmerinnen im unteren Einkommensbereich korrespondiert (siehe Abschnitt 4). Das heißt hier konkret: Unabhängig von der Eingriffstiefe bzw. über alle Bundesländer hinweg ist bei abhängig beschäftigten Frauen nach der Einführung des Mindestlohns die Wahrscheinlichkeit, Transferleistungen zu beziehen, deutlich gesunken. Bei den Männern war diese Entwicklung ebenfalls vorhanden, aber nicht ganz so ausgeprägt wie bei den Frauen. Hierbei haben wir nur Übergänge von

der Befragung im PASS teilgenommen haben. Somit können für die Random Effects- (RE) und Fixed Effects-Schätzungen (FE) Längsschnittgewichte verwendet werden, um dem Umstand Rechnung zu tragen, dass die PASS-Daten Personen mit ALG-II-Bezug überproportional abbilden. Für die gepoolte Logit-Schätzung werden adjustierte Querschnittsgewichte mit robusten Standardfehlern verwendet (VCE-Cluster für Personen).

17 Mit einem Hausman-Test konnte die Nullhypothese, dass die Individualeffekte unkorreliert mit den erklärenden Variablen sind, nicht abgelehnt werden, somit sind beide Schätzungen (RE und FE) konsistent. Es ist darauf hinzuweisen, dass der Hausman-Test für lineare Panelschätzungen üblich ist und es sich hier um ein nicht-lineares Modell handelt.

18 Aus Platzgründen hier nicht dokumentiert, auf Anfrage erhältlich.

Beschäftigung mit Transfer in Beschäftigung ohne Transfer betrachtet. Ebenfalls mögliche Übergänge von Beschäftigung mit Transfer in ausschließlichen Bezug von Transferleistungen wurden in der Auswertung bisher nicht berücksichtigt. Die Ergebnisse stehen insofern im Einklang mit dem Rückgang der Aufstockerzahlen insbesondere bei Frauen infolge des Mindestlohns, der auch von Schmitz (2017) festgestellt wurde; sie treten hier aber vermutlich aufgrund der breiteren Auswahl bedarfsgeprüfter Transferleistungen deutlicher hervor, da die Transferentzugsraten infolge von Einkommenssteigerungen bei den zusätzlich betrachteten Transferleistungen geringer sind als bei Arbeitslosengeld II. Zudem sind die in bisher vorliegenden Studien vor allem untersuchten Aufstocker\*innen in der Regel teilzeitbeschäftigt. Beide Faktoren führen vermutlich zu vergleichsweise geringen Effekten des Mindestlohns bei den Aufstocker\*innen. Nicht thematisiert wurden in unserer Studie die Auswirkungen des Mindestlohns auf die verdeckte Armut bei Beschäftigten mit Anrecht auf bedarfsgeprüfte Transfers, die diese aber aus verschiedenen Gründen nicht realisieren.<sup>19</sup> Die Einkommenseffekte für diese Gruppe wären ein interessanter Gegenstand für weitere Untersuchungen.

## 7 Schussfolgerungen und Ausblick

Ein halbes Jahrzehnt nach seiner Einführung wird der gesetzliche Mindestlohn überwiegend positiv bewertet. Eine bis zu Beginn der Corona-Pandemie sehr dynamische Arbeitsmarktentwicklung hat auch dazu geführt, dass Themen wie Verteilungsgerechtigkeit in der gesellschaftspolitischen Debatte wieder einen größeren Stellenwert einnehmen. Daran hat sich auch durch die Corona-Pandemie letztlich wenig geändert, wie die Debatte über systemrelevante Berufe zeigt, die häufig nur gering bezahlt sind (z. B. in Einzelhandel und Logistik). Wie anhand der Analysen in diesem Beitrag deutlich wird, hat der Mindestlohn für viele Beschäftigte zu einer Verbesserung ihrer Einkommenssituation geführt, die zum Ende des Untersuchungszeitraums im Jahr 2018 etwa das untere Viertel der bedarfsgewichteten Haushaltseinkommen erfasste. Die Effekte treten dabei in Ostdeutschland stärker hervor als in Westdeutschland, was nicht überrascht, weil der Bezug von Mindestlöhnen in Ostdeutschland häufiger ist als in Westdeutschland und somit auch eine Erhöhung des Mindestlohns stärkere Auswirkungen zeigt. Sehr ausgeprägte Steigerungen sind auch bei den 10 % der Arbeitnehmer\*innen mit den geringsten verfügbaren Einkommen erkennbar, was darauf hindeutet, dass auch die Armutsintensität durch den Mindestlohn verringert wurde. Das Bild positiver Einkommenseffekte des Mindestlohns wird durch einen verstärkt ab dem Jahr 2015 einsetzenden Rückgang der Zahl der Geringverdiener\*innen mit gleichzeitigem Transferbezug komplettiert, der bei Arbeitnehmer\*innen in Ost- und Westdeutschland gleichermaßen feststellbar ist.

Die Ergebnisse unserer Analysen zeigen, dass verteilungspolitisch motivierte Eingriffe auf dem Arbeitsmarkt keineswegs zu schweren Verwerfungen führen müssen. Dies ist auch für die *living wage*-Debatte von In-

teresse, denn momentan ermöglicht der Mindestlohn noch kein existenzsicherndes Einkommen. Aktuell beschlossen ist bereits eine Erhöhung des Mindestlohns auf 10,45 € zum zweiten Halbjahr 2022. Die weitergehende Forderung einer Anhebung auf 12 € steht ebenfalls im Raum und würde ca. 30 % der Beschäftigten erfassen (Schulten/Pusch 2019). Da die damit verbundenen Lohnsteigerungen bedeutsamer wären als diejenigen bei der ursprünglichen Einführung des gesetzlichen Mindestlohns, wäre mit deutlicheren Verteilungseffekten zu rechnen. ■

## LITERATUR

- Ahlfeldt, G. / Roth, D. / Seidel, T. (2018): The Regional Effects of a National Minimum Wage, in: *Economics Letters* 172, S. 127–130
- Althammer, J. W. / Lampert, H. (2014): *Lehrbuch der Sozialpolitik*, Berlin
- Backhaus, T. / Müller, K.-U. (2019): Does the German Minimum Wage benefit low Income Households? Evidence from Observed Outcomes and the Simulation of Potential Effects. Deutsches Institut für Wirtschaftsförderung: DIW Discussion Paper 1805, Berlin
- Becker, I. / Hauser, R. (2005): *Dunkelziffer der Armut*, Düsseldorf
- vom Berge, P. / Kaimer, S. / Copestake, S. / Croxton, D. / Eberle, J. / Klosterhuber, W. (2017): *Arbeitsmarktspiegel. Entwicklungen nach Einführung des Mindestlohns (Ausgabe 3)*, Nürnberg
- vom Berge, P. / Klingert, I. / Becker, S. / Lenhart, J. / Trenkle, S. / Umkehrer, M. (2016): Mindestlohnausnahme für Langzeitarbeitslose : Wenig wirksam und kaum genutzt, IAB-Kurzbericht 3/2016
- Bonin, H. / Isphording, I. / Krause, A. / Lichter, A. / Pestel, N. / Rinne, U. / Caliendo, M. / Obst, C. / Preuss, M. / Schröder, C. / Grabka, M. (2018): Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Beschäftigung, Arbeitszeit und Arbeitslosigkeit: Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission, Bonn
- Bossler, M. / Schank, T. (2020): Wage Inequality in Germany After the Minimum Wage Introduction, Erlangen
- Bruckmeier, K. / Becker, S. (2018): Auswirkung des gesetzlichen Mindestlohns auf die Armutsgefährdung und die Lage von erwerbstätigen Arbeitslosengeld II-Bezieherinnen und -Beziehern. Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission. Endbericht, Nürnberg
- Bruckmeier, K. / Bruttel, O. (2020): Minimum Wage as a Social Policy Instrument: Evidence from Germany, in: *Journal of Social Policy*, S. 1–20, <https://doi.org/10.1017/S0047279420000033>
- Bruckmeier, K. / Wiemers, J. (2016): Entwicklung der Zahl der Aufstocker nach Einführung des Mindestlohns im Jahr 2015, Nürnberg
- Bruttel, O. / Baumann, A. / Himmelreicher, R. (2017): Der gesetzliche Mindestlohn in Deutschland: Struktur, Verbreitung und Auswirkungen auf die Beschäftigung, Düsseldorf
- Caliendo, M. / Fedorets, A. / Preuss, M. / Schröder, C. / Wittbrodt, L. (2017): The Short-Term Distributional Effects of the German Minimum Wage Reform, Berlin
- Dustmann, C. / Lindner, A. / Schönberg, U. / Umkehrer, M. / vom Berge, P. (2020): Reallocation Effects of the Minimum Wage. University College London: CReAM Discussion Paper Series No. 07/2020, London
- Dütsch, M. / Himmelreicher, R. (2019): Characteristics Contributing to Low- and Minimum-Wage Labour in Germany, in: *Journal of Economics and Statistics* 240 (2-3), S. 161–200
- Firpo, S. / Fortin, N. / Lemieux, T. (2009): Unconditional Quantile Regressions, in: *Econometrica* 77 (3), S. 953–973
- Giesselmann, M. / Windzio, M. (2012): Regressionsmodelle zur Analyse von Paneldaten, Wiesbaden
- Herzog-Stein, A. / Lübker, M. / Pusch, T. / Schulten, T. / Watt, A. / Zwiener, R. (2020): Fünf Jahre Mindestlohn – Erfahrungen und Perspektiven. Gemeinsame Stellungnahme von IMK und WSI anlässlich der schriftlichen Anhörung der Mindestlohnkommission 2020
- Himmelreicher, R. (2017): Mindestlohn und Mobilität aus der Armut. Konzeptionelle Überlegungen und erste empirische Befunde, in: Stephan Lessenich (Hrsg.): *Geschlossene Gesellschaften. Verhandlungen des 38. Kongresses der Deutschen Gesellschaft für Soziologie in Bamberg 2016*, S. 1–13
- Koch, A. / Kirchmann, A. / Reiner, M. / Scheu, T. / Boockmann, B. / Bonin, H. (2018): Verhaltensmuster von Betrieben und Beschäftigten im Zuge der Einfüh-

19 Diese Beschäftigtengruppe ist nach den verfügbaren Zahlen vergleichsweise groß; vgl. Becker und Hauser (2005).

zung des gesetzlichen Mindestlohns. Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission. Abschlussbericht, Tübingen

**Mindestlohnkommission** (2016): Erster Bericht zu den Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns: Bericht der Mindestlohnkommission an die Bundesregierung nach § 9 Abs. 4 Mindestlohngesetz, Berlin

**Mindestlohnkommission** (2018): Zweiter Bericht zu den Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns. Bericht der Mindestlohnkommission an die Bundesregierung nach § 9 Abs. 4 Mindestlohngesetz, Berlin

**Ohlert, C.** (2018): Gesetzlicher Mindestlohn und der Gender Pay GAP im Niedriglohnbereich. Ergebnisse der Verdienststrukturerhebung 2014 und der Verdiensterhebung 2015, in: Zeitschrift für amtliche Statistik Berlin Brandenburg 2, S. 26–31

**Pusch, T. / Santoro, C. / Seifert, H.** (2020): Effekte des Mindestlohns auf die Arbeitszeit, in: Wirtschaftsdienst 100 (6), S. 454–460

**Schmitz, S.** (2017): The Effects of Germany's New Minimum Wage on Employment and Welfare Dependency, Berlin

**Schröder, C. / Gröbler K. / Grabka, M. M. / Kolb, C. / Shupe, C. / Caliendo, M. / Tübbicke, S. / Priem, M.** (2020): Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Haushaltseinkommen, Konsum- und Sparverhalten. Endbericht, Berlin

**Schulten, T. / Müller, T.** (2017): Living Wages – normative und ökonomische Gründe für einen angemessenen Mindestlohn, in: WSI-Mitteilungen 70 (7), S. 507–514, [https://www.wsi.de/data/wsimit\\_2017\\_07\\_schulten.pdf](https://www.wsi.de/data/wsimit_2017_07_schulten.pdf)

**Schulten, T. / Pusch, T.** (2019): Auswirkungen und Perspektiven eines Mindestlohns von 12 Euro, in: Wirtschaftsdienst 99 (5), S. 335–339

**Trappmann, M. / Beste, J. / Bethmann, A. / Müller, G.** (2013): The PASS Panel Survey after Six Waves, in: Journal for Labour Market Research 46 (4), S. 275–281

## AUTOR\*INNEN

**TORALF PUSCH**, Dr., Wirtschaftsmathematiker am Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Institut (WSI) der Hans-Böckler-Stiftung. Arbeitsschwerpunkte: Arbeitsmarktforschung, Mindestlohn, Qualität der Arbeit, Verteilung.

@ toralf-pusch@boeckler.de

**VERENA TOBSCH**, Dr., Wirtschaftswissenschaftlerin am Institut für empirische Sozial- und Wirtschaftsforschung (INES Berlin). Arbeitsschwerpunkte: Arbeitszeit und flexible Arbeitsformen, Qualität der Arbeit, Wandel der Arbeitswelt in Europa, Gleichstellung, Personalpolitik.

@ vtobsch@ines-berlin.de

**TANJA SCHMIDT**, Dr., Soziologin am Institut für empirische Sozial- und Wirtschaftsforschung (INES Berlin). Arbeitsschwerpunkte: Arbeitszeit und flexible Arbeitsformen, Erwerbstätigkeit im Lebensverlauf, Capabilities und Teilhabe im Lebensverlauf.

@ tschmidt@ines-berlin.de

**CHIARA SANTORO**, Dipl.-Soz.Arb., Master-Studentin der Soziologie an der Universität Duisburg-Essen.

@ chisantoro@aol.de