Endbericht zum Forschungsvorhaben

Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit

Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission

Marco Caliendo (Evaluation Office)
Rebecca Olthaus (Evaluation Office)
Nico Pestel (Maastricht University)

Projektvergabe durch die Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin (BAuA), Vergabe-Nr. 556149

Evaluation Office Caliendo & Partner
Nikolsburger Platz 2
10717 Berlin

Berlin, 31. Januar 2025

Projektdurchführung:

Evaluation Office Caliendo & Partner
Nikolsburger Platz 2
10717 Berlin
Telefon: +49(0)30-86390364
Website: www.evaluation-office.de

Projektleitung:

Marco Caliendo
Telefon: +49(0)30-86390364
E-Mail: mc@evaluation-office.de

Stellvertretende Projektleitung:

Nico Pestel
E-Mail: n.pestel@maastrichtuniversity.nl

Inhaltsverzeichnis

Tabellenverzeichnis II
Abbildungsverzeichnis III
Executive Summary IV
1 Einleitung 1
2 Neuere empirische Evidenz zu Mindestlöhnen und der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung 5
2.1 Neuere empirische Evidenz zu Mindestlöhnen 5
2.2 Gesamtwirtschaftliche Entwicklung 9
3 Methodisches Vorgehen, Datengrundlagen und erste deskriptive Analysen 13
3.1 Methodisches Vorgehen – Fortschreibung bisheriger Ergebnisse bis in das Jahr 2024 13
3.2 Methodisches Vorgehen – Separate Analyse der Mindestlohnerhöhungen im Jahr 2022 16
3.3 Datengrundlagen und Deskriptionen 18
3.3.1 Verdienststrukturerhebung 2014 und 2018 und Verdiensterhebung 2022 und 2023 19
3.3.2 Regionaldaten der Statistik der Bundesagentur für Arbeit 33
3.3.3 Zusätzliche Datenquellen 36
4 Auswirkungen des Mindestlohns – Fortschreibung der bisherigen Ergebnisse bis in das Jahr 2024 40
4.1 Empirische Spezifikation 40
4.2 Auswirkungen auf regionale Beschäftigung und Arbeitslosigkeit 44
4.3 Auswirkungen differenziert nach Geschlecht, Alter und Anforderungsniveau 51
4.4 Auswirkungen differenziert nach Wirtschaftszweigen und regionalen Charakteristika 55
4.5 Auswirkungen differenziert nach Wachstumsdynamik 57
4.6 Auswirkungen der Mindestlohnerhöhungen 60
4.7 Robustheitsanalyse mit alternativen Schätzern 68
5 Auswirkungen der Mindestlohnerhöhungen im Jahr 2022 71
5.1 Empirische Spezifikation 71
5.2 Auswirkungen auf die abhängige Beschäftigung 76
5.3 Heterogenitätsanalysen 81
5.4 Robustheitsanalysen 83
6 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen 87
7 Ausblick 91
8 Literaturverzeichnis 94
9 Anhang 99

Tabellenverzeichnis

Tabelle 2.1: Entwicklung der Höhe des Mindestlohns 12

Tabelle 3.1: Eigenschaften von Arbeitsmarktregionen vor Einführung bzw. Erhöhung des Mindestlohns 25

Tabelle 3.2: Korrelationen der Maße für die Mindestlohnbetroffenheit 27

Tabelle 3.3: Zugehörigkeit zur Treatment- und Kontrollgruppe 2014, 2018 und 2022 28

Tabelle 3.4: Eigenschaften von Arbeitsmarktregionen nach Mindestlohnbetroffenheit (Treatment Status) in den Jahren 2014, 2018 und 2022 30

Tabelle 4.1: Auswirkungen der Mindestlohneinführung auf die regionale Beschäftigung 47

Tabelle 4.2: Auswirkungen der Mindestlohneinführung auf die regionale Arbeitslosigkeit und Erwerbspersonen 49

Tabelle 4.3: Auswirkungen der Mindestlohneinführung auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit nach Geschlecht und Alter 53

Tabelle 4.4: Auswirkungen der Mindestlohneinführung auf Beschäftigung nach Anforderungsniveau 54

Tabelle 4.5: Auswirkungen der Mindestlohneinführung auf Beschäftigung nach Wirtschaftszweigen 56

Tabelle 4.6: Auswirkungen der Mindestlohneinführung auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit nach AMR-Typen 57

Tabelle 4.7: Auswirkungen der Mindestlohneinführung nach Wachstumsdynamik 2010–2013, 2015–2018 und 2018-2021 60

Tabelle 4.8: Auswirkungen der Mindestlohnerhöhungen auf regionale Beschäftigung 62

Tabelle 4.9: Auswirkungen der Mindestlohnerhöhungen auf regionale Arbeitslosigkeit 65

Tabelle 4.10: Auswirkungen der Mindestlohneinführung und -erhöhungen auf regionale Beschäftigung für verschiedene Treatmentgruppen 67

Tabelle 5.1: Auswirkungen der Mindestlohneinführung auf Beschäftigung: Heterogenitätsanalysen 82

Tabelle 5.2: Auswirkungen der Mindestlohneinführung auf die abhängige Beschäftigung: Robustheits-analysen 86

Tabelle 9.1: Auswirkungen der Mindestlohneinführung nach Wachstumsdynamik 2010-2013 102

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 2.1: Wachstum des Bruttoinlandsprodukts in Deutschland (2010–2024) 10

Abbildung 2.2: Verbraucherpreisindex in Deutschland (2010-2024) 11

Abbildung 3.1: Lohnlücke in Arbeitsmarktregionen (VSE 2014) 23

Abbildung 3.2: Lohnlücken 2014, 2018 und 2022 sowie Differenz der Lohnlücken (in Euro) 26

Abbildung 3.3: Vergleich der Mindestlohnbetroffenheit (Treatment-Status) in den Jahren 2014, 2018 und 2022 29

Abbildung 3.4: Stundenlohnverteilung in der VE 2022 und der VE 2023 zwischen 6 Euro und 18 Euro 32

Abbildung 3.5: Aggregierte Beschäftigung, Arbeitslosigkeit, Kurzarbeit und Erwerbspersonen (2013–2023 bzw. 2024) 38

Abbildung 3.6: Wachstum des Bruttoinlandsprodukts in Arbeitsmarktregionen (2010–2013, 2015–2018 bzw. 2018-2021) 39

Abbildung 4.1: Auswirkungen der Mindestlohneinführung auf die abhängige Beschäftigung 48

Abbildung 4.2: Auswirkungen der Mindestlohneinführung auf die Arbeitslosigkeit und Erwerbspersonen 50

Abbildung 4.3: Auswirkungen der Mindestlohneinführung und der Mindestlohnerhöhungen zum 1. Januar 2019 und 1. Juli bzw. 1. Oktober 2022 auf regionale Beschäftigung und Arbeitslosigkeit 66

Abbildung 4.4: Auswirkungen der Mindestlohneinführung und der Mindestlohnerhöhungen regionale Beschäftigung und Arbeitslosigkeit mit einem gestaffelten Treatment-Beginn 70

Abbildung 5.1: Regionale Lohneffekte 77

Abbildung 5.2: Auswirkungen der Mindestlohnerhöhung auf 12 Euro auf die abhängige Beschäftigung entlang der Stundenlohnverteilung 79

Abbildung 9.1: Mindestlohnbetroffenheit in VSE 2014, VSE 2018 und VE 2022 99

Abbildung 9.2: Aggregierte ausschließliche und nebenberufliche geringfügige Beschäftigung (2013-2023) 100

Abbildung 9.3: Mindestlohnbetroffenheit 2014, 2018 bzw. 2022 und BIP-Wachstum (2010–2013, 2015–2018 bzw. 2018-2021) 101

Executive Summary

Das Forschungsprojekt „Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit“ im Auftrag der Mindestlohnkommission besteht im Wesentlichen aus zwei Teilen. Zum einen werden die Auswirkungen der Einführung des gesetzlichen Mindestlohns zum 1. Januar 2015 sowie der Anhebungen zwischen dem 1. Januar 2017 und dem 1. Januar 2024 auf die Zielgrößen „Beschäftigung“ und „Arbeitslosigkeit“ bis Mitte des Jahres 2024 analysiert. Als Datenbasis dienen hierfür aggregierte amtliche Daten auf regionaler Ebene, die mit Indikatoren zur Mindestlohnbetroffenheit verknüpft werden. Dies erlaubt die Anwendung ökonometrischer Methoden, die einem Experimentalstandard möglichst nahekommen, sodass die erzielten Ergebnisse eine Interpretation im Sinne von Ursache-Wirkungs-Relationen erlauben. Dazu werden verschiedene Varianten des so genannten Differenz-in-Differenzen-Ansatzes verwendet. Des Weiteren wird ein besonderer Fokus auf die Untersuchung von Beschäftigungseffekten der Erhöhung des Mindestlohns auf 12 Euro im Jahr 2022 gelegt. Die Datengrundlage bilden detaillierte Daten zu Verdiensten und Arbeitszeiten, die es ermöglichen, Veränderungen in den regionalen Verteilungen von Stundenlöhnen über die Zeit zu untersuchen. Hierzu wird ein sogenannter „Bunching“-Ansatz verwendet, der es erlaubt, Veränderungen entlang der Verteilung der Stundenlöhne zu betrachten, und somit einen Fokus auf Beschäftigungsveränderungen im Bereich um den neuen Mindestlohn herum ermöglicht.

Die wesentlichen Erkenntnisse lassen sich wie folgt zusammenfassen:

- Die Betroffenheit vom Mindestlohn in Bezug auf die Lohnlücke hat im Jahr 2022 gegenüber dem Jahr 2018 in allen Regionen und im Vergleich zum Jahr 2014 in den meisten Regionen zugenommen. Dabei ist auch festzustellen, dass die Mindestlohnbetroffenheit über die Jahre hinweg variiert und nicht immer nur die gleichen Regionen besonders stark vom Mindestlohn betroffen sind. Dies äußert sich in Korrelationskoeffizienten der regionalspezifischen Lohnlücken auf geringem Niveau zwischen 0,295 (2014 und 2018) und 0,352 (2018 und 2022).
- Die kausalen Schätzungen zeigen, dass die Mindestlohneinführung im Zeitraum vom Jahr 2015 bis einschließlich des ersten Quartals 2024 die gesamte abhängige Beschäftigung in stark vom Mindestlohn betroffenen Regionen im Vergleich zu schwach betroffenen Regionen um ca. 0,6 Prozent reduziert hat.

- Dieses Resultat ist hauptsächlich auf den Rückgang der ausschließlich geringfügigen Beschäftigung zurückzuführen, wobei sich die negativen Effekte für diese Beschäftigungsform tendenziell im Zeitverlauf noch etwas verstärkt haben. Für die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung insgesamt können hingegen keine Effekte gefunden werden.
- Der negative Effekt auf die geringfügige Beschäftigung ist für Männer etwas stärker ausgeprägt als für Frauen, für jüngere Beschäftigte stärker als für ältere Beschäftigte und für Helfer:innen und Fachkräfte stärker als für Expert:innen und Spezialist:innen. Außerdem deuten die Ergebnisse darauf hin, dass sich der Rückgang der geringfügigen Beschäftigung vor allem auf die Wirtschaftszweige Verkehr und Lagerung, Land- und Forstwirtschaft und Fischerei, Erziehung und Unterricht sowie der Erbringung sonstiger wirtschaftlicher Dienstleistungen zurückführen lässt.
- Während die meisten Analysen zur sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung auf keine Mindestlohneffekte hinweisen, ergeben sich für einige Wirtschaftszweige negative (Verarbeitendes Gewerbe; Bergbau, Energie- und Wasserversorgung, Entsorgungswirtschaft) und für andere Bereiche sogar positive Effekte (Helfer:innen; Kunst, Unterhaltung und Erholung).
- Es gibt große Effektunterschiede zwischen Regionen, die durch unterschiedliche Wirtschaftsdynamiken gekennzeichnet sind. In Regionen mit einem relativ geringen Wirtschaftswachstum vor der Einführung des Mindestlohns bzw. vor dessen Erhöhungen in den Jahren 2019 und 2022, geht sowohl die gesamte abhängige als auch die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung zurück. Der negative Effekt auf die geringfügige Beschäftigung ist in diesen Regionen auch deutlicher ausgeprägt.
- Die Analyse der Mindestlohnerhöhungen zeigt, dass insbesondere die Erhöhungen zum 1. Januar 2019 und zum 1. Juli bzw. 1. Oktober 2022, in geringerem Maß auch die anderen Erhöhungen, zusätzliche negative Effekte auf die Gesamtbeschäftigung entfaltet haben. Diese sind wiederum hauptsächlich von der geringfügigen Beschäftigung getrieben.
- Während der Gesamteffekt auf die Arbeitslosigkeit nicht signifikant ist, deuten die Ergebnisse darauf hin, dass zwischen dem zweiten Quartal 2020 und dem ersten Quartal 2021 (erstes Jahr der Corona-Pandemie) sowie ab dem zweiten Quartal 2022 (Beginn des russischen Angriffskrieges gegen die Ukraine) ein signifikanter Rückgang in der Arbeitslosigkeit erfolgte. Dieses Ergebnis ist allerdings schwierig einzuordnen.

- Die Mindestlohneinführung hat auch zu einem leichten Rückgang der Anzahl der Erwerbspersonen von durchschnittlich 0,9 Prozent geführt. Dies könnte darauf hindeuten, dass sich Personen aus dem Arbeitsmarkt zurückgezogen haben oder es zu Migrationsbewegungen von Regionen mit hoher Betroffenheit zu Regionen mit niedriger Betroffenheit gekommen ist.
- Die Analyse ergibt zudem, dass die negativen Beschäftigungseffekte am stärksten für die Regionen sind, die zu allen drei Zeitpunkten in den Jahren 2014, 2018 und 2022 relativ stark von den Mindestlohnerhöhungen betroffen waren. Insbesondere für die geringfügige Beschäftigung zeigt sich, dass Regionen, die in mindestens zwei der drei Jahre relativ stark vom Mindestlohn betroffen waren, tendenziell stärkere negative Effekte aufweisen als Regionen, die nur zu einem Zeitpunkt relativ stark betroffen waren.
- Durch die Analyse der Einführung und Erhöhungen des Mindestlohns, betrachtet als eine Maßnahme mit gestaffeltem Beginn, wird deutlich, dass die klassische Differenz-in-Differenzen-Methode die negativen Auswirkungen des Mindestlohns unterschätzt. Die Anwendung neuerer Schätzmethoden, die die wiederholten und unterschiedlichen Mindestlohnbetroffenheiten berücksichtigt, ergibt insbesondere für die Zielgrößen geringfügige Beschäftigung, Arbeitslosigkeit und die Anzahl der Erwerbspersonen stärker negative Effekte.
- Die Bunching-Analyse zeigt im zweiten Teil des Berichts, dass die Beschäftigung unterhalb des 2022 auf 12 Euro erhöhten Mindestlohns signifikant zurückgegangen ist, während sie bei Stundenlöhnen ab 12 Euro und leicht darüber signifikant gestiegen ist. Der Gesamteffekt auf die Summe der Beschäftigung unterhalb und bis zu 5 Euro oberhalb des neuen Mindestlohns ist negativ (-1,25 Prozent), jedoch nicht statistisch signifikant in der Hauptspezifikation, in der die statistische Unsicherheit sehr konservativ ermittelt wird (Bootstrapping). In einer ergänzenden Analyse werden die Standardfehler stattdessen lediglich geclustert, was in der Regel mit geringerer statistischer Unsicherheit verbunden ist. Dies führt dazu, dass der negative Gesamteffekt auf die Beschäftigung statistisch signifikant ausfällt. Insgesamt kann also von einer negativen Beschäftigungstendenz gesprochen werden.
- Die Analyse entlang der Lohnverteilung separat für verschiedene Beschäftigungsformen und getrennt nach Geschlecht, Altersgruppen, Anforderungsniveau der ausgeübten Tätigkeit und Betriebsgröße kommt ebenfalls zu dem Ergebnis signifikanter Beschäftigungseffekte, sofern die Lohnsegmente unterhalb und oberhalb des Mindestlohns separat betrachtet werden. Der

Gesamteffekt aus der Summe des Beschäftigungsrückgangs unterhalb und des Beschäftigungszuwachses oberhalb des Mindestlohns ist jedoch für keine der untersuchten Gruppen statistisch signifikant.

- Insgesamt deuten die Ergebnisse beider Teile des Berichts auf zusätzliche negative Beschäftigungseffekte in Folge der Erhöhung des Mindestlohns auf 12 Euro hin. Diese scheinen jedoch, wie auch bei der Einführung und früherer Erhöhungen, von eher geringerem Umfang zu sein. Insbesondere gibt es bislang keine deutlichen Anzeichen für Nicht-Linearitäten bzgl. der Stärke der Beschäftigungseffekte.

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass die Einführung des Mindestlohns und dessen nachfolgende Erhöhungen keine stark ausgeprägten Auswirkungen auf die allgemeine Beschäftigung hatten. Allerdings sind für den Bereich der geringfügigen Beschäftigung negative Effekte des Mindestlohns erkennbar, die sich im Laufe der Zeit weiter verstärkt haben. In einigen Branchen wurden ebenfalls negative Effekte auf die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung beobachtet. Andererseits zeigt die Heterogenitätsanalyse jedoch auch positive Entwicklungen in bestimmten Bereichen, etwa für ungelernte Arbeitskräfte.

Der betrachtete Analysezeitraum im ersten Teil dieses Berichts umfasst nun auch einen längeren Zeitraum nach Ende der Corona-Pandemie und nach Beginn des russischen Angriffskrieges gegen die Ukraine, welche beide zu erheblichen Auswirkungen auf die wirtschaftliche Dynamik in Deutschland und weltweit geführt haben. Dennoch deuten die Ergebnisse bis in das Jahr 2024 auf keine nennenswerte Verstärkung der bereits im Vorgängerbericht (Caliendo et al. 2023) identifizierten Heterogenitäten (z.B. zwischen verschiedenen Altersgruppen oder Anforderungsniveaus) in Bezug auf die Effekte des Mindestlohnes hin. Gleichzeitig wurde der Mindestlohn zum 1. Oktober 2022 so stark angehoben wie noch nie. Es zeigen sich signifikante Effekte dieser besonders deutlichen Erhöhung des Mindestlohns (zusätzlich zur Einführung und früheren Erhöhungen) auf die die geringfügige Beschäftigung und je nach Spezifikation auch auf die sozialversicherungspflichtige und die gesamte abhängige Beschäftigung. Hierbei fallen diese zusätzlichen Effekte allerdings nicht oder nur wenig stärker als die der Einführung oder früherer Erhöhungen aus. Die tiefergehende Analyse der Mindestlohnerhöhungen des Jahres 2022 im zweiten Teil dieses Berichts deutet auf leicht negative Auswirkungen auf die abhängige Beschäftigung hin. Für das angewandte Analyseverfahren gemäß Giupponi et al. (2024) gibt es bisher nicht viele Erfahrungswerte dazu, wie die variablen Parameter bestmöglich festzulegen sind (u.a. die Einteilung in Treatment- und Kontrollgruppe). Außerdem ist die vorliegende Analyse durch die limi-

tierte Datenverfügbarkeit beschränkt. Es liegen zurzeit lediglich zwei Zeitpunkte der Verdiensterhebung vor, welche eine Analyse für einen Zeitraum von nur einem Jahr erlauben. Die Analyse im zweiten Teil dieses Berichts sollte vor dem Hintergrund dieser (und weiterer dort diskutierten) Einschränkungen betrachtet werden.

Zusammengenommen deuten diese Ergebnisse darauf hin, dass die bis dato stärkste Erhöhung des Mindestlohns zwar einen zusätzlichen negativen Effekt auf die Beschäftigung hatte, dieser jedoch quantitativ eher gering ausfällt und sich in seinem Umfang nicht substanziell von dem der Mindestlohneinführung oder früherer Erhöhungen unterscheidet.

1 Einleitung

Mit der Verabschiedung des Gesetzes zur Regelung eines allgemeinen Mindestlohns im August 2014 wurde die erstmalige Einführung eines gesetzlichen Mindestlohns zum 1. Januar 2015 in Deutschland beschlossen. Nach einer anfänglichen Höhe von 8,50 Euro brutto je Arbeitsstunde wurde der Mindestlohn seitdem mehrmals erhöht und liegt derzeit bei 12,41 Euro pro Stunde.[1] Die Einführung eines allgemeingültigen Mindestlohns wurde sowohl gesellschaftlich als auch in der Wissenschaft kontrovers diskutiert. Während der Mindestlohn in der Öffentlichkeit auf viel Zustimmung stieß, gab es von Expert:innen – vor allem aus der Volkswirtschaftslehre – vermehrt Warnungen vor Beschäftigungsverlusten und einem Anstieg der Arbeitslosigkeit (siehe z.B. Bruttel et al. 2019 für einen Überblick).

Entgegen diesen Befürchtungen haben sich bisher keine substanziellen Beschäftigungsverluste oder ein auf den Mindestlohn zurückzuführender Anstieg der Arbeitslosigkeit gezeigt. Die empirische Evidenz auf Grundlage kausaler Wirkungsanalysen lassen allenfalls auf moderat negative Effekte des Mindestlohns auf die Gesamtbeschäftigung schließen. Diese sind hierbei hauptsächlich auf einen Rückgang in der geringfügigen Beschäftigten und einer teilweisen Umwandlung dieser in sozialversicherungspflichtige Beschäftigung zurückzuführen (z.B. Garloff 2015, 2019, Mindestlohnkommission 2018, 2020, 2023, Bonin et al. 2018, Caliendo et al. 2018, Pestel et al. 2020; für die aktuellste Literaturübersicht siehe Dütsch et al. 2024). Zu diesem Ergebnis kommt auch der vorangegangene Bericht zu Effekten des Mindestlohns auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit im Auftrag der Mindestlohnkommission (Caliendo et al. 2023).

Die vorliegende, im Auftrag der Mindestlohnkommission erstellte Studie hat zum einen das Ziel, aufbauend auf vorangegangene Studien (Caliendo et al. 2022, 2023), die kausale Analyse der Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit bis in das Jahr 2024 zu erweitern. Zum anderen werden separat die Beschäftigungseffekte der Mindestlohnerhöhung auf 12 Euro entlang der gesamten Lohnverteilung untersucht.

Im Rahmen des ersten Teils dieses Berichts können im Vergleich zum Beobachtungszeitraum von Caliendo et al. (2023) – bis zum 1. Quartal 2022 für Beschäftigung bzw. 3. Quartal 2022 für Arbeitslosig-

[1] Dabei gehen die Erhöhungsschritte zum 1. Januar 2017 (8,84 Euro), 1. Januar 2019 (9,19 Euro), 1. Januar 2020 (9,35 Euro), 1. Januar 2021 (9,50 Euro), 1. Juli 2021 (9,60 Euro), 1. Januar 2022 (9,82 Euro), 1. Juli 2022 (10,45 Euro) und 1. Januar 2024 (12,41 Euro) jeweils auf Empfehlungen der unabhängigen Mindestlohnkommission zurück, während die Erhöhung auf 12,00 Euro zum 1. Oktober 2022 durch die Koalitionsmehrheit von SPD, BÜNDNIS 90/DIE GRÜNEN und FDP im Deutschen Bundestag beschlossen wurde.

keit – zwei weitere Jahre hinzugefügt werden. Damit trägt der vorliegende Bericht dazu bei, die längerfristigen Auswirkungen der Einführung sowie der Erhöhungen des gesetzlichen Mindestlohns in Deutschland zu untersuchen und den Forschungsstand diesbezüglich zu erweitern. Im Hinblick auf Methodik und Modellspezifikationen gleicht das Vorgehen weitestgehend dem früherer Berichte (Caliendo et al. 2022, 2023). Das bedeutet u.a., dass die Verdienststrukturerhebungen 2014 und 2018 erneut verwendet werden, um die Mindestlohnbetroffenheit nicht nur zeitnah zur Einführung des Mindestlohns zu bestimmen, sondern auch zeitnah zur Erhöhung des Mindestlohns am 1. Januar 2019. Mit der Verdiensterhebung 2022 besteht nun allerdings auch die Möglichkeit zu einem dritten Zeitpunkt – und insbesondere vor der Erhöhung auf 12 Euro – die Mindestlohnbetroffenheit zu messen. Dies ist vor allem im Hinblick auf die Analyse der (zusätzlichen) Effekte der Mindestlohnerhöhungen von Bedeutung.[2] Die Analyse der Auswirkungen auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit wird dabei differenziert nach Formen der abhängigen Beschäftigung (sozialversicherungspflichtige Beschäftigung in Voll-/Teilzeit und geringfügige Beschäftigung) sowie sozio-demografischen Charakteristika (Geschlecht, Altersgruppen, Anforderungsniveau) durchgeführt.

Zusätzlich dient eine umfassende Heterogenitätsanalyse dazu, die Auswirkungen des Mindestlohns auf verschiedene Bereiche der Volkswirtschaft genauer zu untersuchen. Dabei werden sowohl regionale Merkmale (städtische oder ländliche Gebiete) als auch sektorale Unterschiede (Wirtschaftszweige) und Differenzen im Wirtschaftswachstum berücksichtigt. Letzteres ist insbesondere vor dem Hintergrund der seit Beginn des Jahres 2020 durch die Corona-Krise abgeschwächten Konjunktur von besonderem Interesse. Seit Februar des Jahres 2022 kamen weitere wirtschaftliche Verwerfungen hinzu, die durch den russischen Angriffskrieg auf die Ukraine ausgelöst wurden. Die Auswirkungen des Krieges in der Ukraine auf die wirtschaftliche Situation in Deutschland werden im Rahmen der Beschreibung der wirtschaftlichen Rahmenbedingungen in Abschnitt 2.2 thematisiert. Eine empirische Untersuchung der Effekte ist im Rahmen dieses Projekts jedoch nicht möglich.

Zur Beantwortung der oben genannten Fragestellungen des ersten Teils dieses Berichts kommen verschiedene Spezifikationen des Differenz-in-Differenzen-Ansatzes zum Einsatz. Diese Methodik ist in der empirischen Wirtschaftsforschung zu Mindestlohneffekten stark verbreitet. Die zentrale Idee ist, die jeweilige Zielgröße für Regionen, Betriebe oder einzelne Personen, die in unterschiedlichem Aus-

[2] Erkenntnisse zu mittel- und längerfristigen Auswirkungen von Mindestlohnerhöhungen in den USA zeigen, dass sich diese auf Grund von Anpassungen innerhalb von Sektoren durchaus von den kurzfristigen Effekten unterscheiden können (siehe Sorkin 2015 und Aaronson et al. 2018).

maß vom Mindestlohn betroffen sind, vor und nach der Mindestlohnreform miteinander zu vergleichen. Die zentrale Annahme ist, dass die Entwicklung der Zielgröße bei den vom Mindestlohn nicht oder nur geringfügig betroffenen Untersuchungseinheiten eine geeignete Referenz für die Entwicklung bei den (stärker) betroffenen Untersuchungseinheiten darstellt, die ohne Mindestlohn eingetreten wäre. Diese sogenannte Annahme paralleler Trends muss bei der praktischen Anwendung des Differenz-in-Differenzen-Ansatzes stets plausibilisiert werden, um eine kausale Interpretation der Ergebnisse zu rechtfertigen. In der vorliegenden Studie wird dieser methodische Ansatz auf regionale Arbeitsmarktdaten angewendet. Zusätzlich zu den klassischeren DiD-Spezifikationen werden in einer Robustheitsanalyse neuere Verfahren verwendet, die auch bei einem Treatment, dass für verschiedene Gruppen von Regionen zu unterschiedlichen Zeitpunkten beginnt, und heterogenen Treatmenteffekten unverzerrt sind. Grundlage der Analysen sind Daten der Statistik der Bundesagentur für Arbeit, die auf Ebene von Arbeitsmarktregionen in Deutschland aggregiert sind und aus verschiedenen Datenquellen angereichert werden.

Der zweite Teil dieses Berichts hat zum Ziel, die Beschäftigungseffekte der Mindestlohnerhöhung auf 12 Euro entlang der Lohnverteilung zu untersuchen. Hierfür wird der methodische Ansatz von Giupponi et al. (2024) angewandt. Dieser geht von der Grundidee her auf die „Bunching"-Literatur[3] zurück, in der Diskontinuitäten („kinks" oder „notches") in der Häufigkeitsverteilung einer interessierenden Variable genutzt werden, um Effekte von z.B. Gesetzesänderungen zu analysieren. Giupponi et al. (2024) passen zunächst die Stundenlohnverteilung jeder Region um regionenspezifische Lohneffekte an und teilen sie dann in enge Intervalle ein. Anschließend vergleichen sie, wie sich die Beschäftigung in diesen Abschnitten in den Regionen mit niedrigeren Lohnaufschlägen (Treatmentgruppe) im Vergleich zu denen mit den höchsten Lohnaufschlägen (Kontrollgruppe) entwickeln. Dieses Vorgehen erlaubt es sowohl Beschäftigungseffekte in einzelnen Abschnitten der Stundenlohnverteilung als auch einen Gesamteffekt zu schätzen. Die zentrale Annahme hierbei ist, dass sich die Beschäftigung in den eng gefassten Lohnabschnitten in den Kontroll-Regionen parallel zu der in den entsprechenden Lohnabschnitten in den Treatment-Regionen entwickelt hätten, wenn es die Mindestlohnerhöhung nicht gegeben hätte. Als Datengrundlage dienen die Verdiensterhebungen 2022 und 2023, welche eine detaillierte Analyse der Beschäftigungsveränderungen entlang der Stundenlohnverteilung für die gesamte Beschäftigung als auch getrennt für sozialversicherungspflichtige und geringfügige Beschäftigung

[3] Siehe hier vor allem Saez (2010), Chetty et al. (2011) und Kleven und Waseem (2013) für die Ursprünge des Bunching-Ansatzes und Kleven (2016) für einen Überblick über die Methode.

ermöglichen. Auch in diesem zweiten Teil der Analyse können einige Heterogenitätsanalysen wie z.B. nach Geschlecht und Alter vorgenommen werden.

Der vorliegende Bericht ist im Weiteren wie folgt strukturiert. Zunächst gibt Kapitel 2 einen Überblick über die neuere empirische Evidenz zu den Auswirkungen von Mindestlöhnen auf die Zielgrößen Beschäftigung und Arbeitslosigkeit. Darüber hinaus wird in diesem Kapitel auch kurz auf die durch die Corona-Pandemie ausgelösten Verwerfungen am deutschen Arbeitsmarkt sowie die wirtschaftlichen Auswirkungen des russischen Angriffskrieges auf die Ukraine eingegangen. Anschließend führt Kapitel 3 in das methodische Vorgehen ein, stellt die den vorgenommenen empirischen Untersuchungen zu Grunde liegenden Datenquellen vor und präsentiert erste Deskriptionen der relevanten Ziel- und Erklärungsgrößen. Kapitel 4 umfasst, aufbauend auf vorangegangene Studien (Caliendo et al., 2022, 2023), die Analyse der längerfristigen Auswirkungen des Mindestlohns auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit. Dabei wird zunächst die konkrete empirische Spezifikation vorgestellt, die für die Ermittlung der Effekte verwendet wird. Nach der Präsentation der Gesamtergebnisse folgen Heterogenitätsanalysen und separate Analysen für die Erhöhungsschritte. Weitere Robustheits- und Sensitivitätsanalysen runden das Kapitel ab. Kapitel 5 beinhaltet den zweiten Teil der empirischen Kausalanalyse mit einem Fokus auf die Beschäftigungseffekte der Erhöhungen im Jahr 2022. Auch hier wird zunächst die konkrete empirische Spezifikation beschrieben, bevor sowohl Gesamtergebnisse als auch Heterogenitäts- und Sensitivitätsanalysen vorgestellt werden. Kapitel 6 fasst die wesentlichen Ergebnisse der Studie zusammen und diskutiert die Implikationen. Der Bericht schließt in Kapitel 7 mit einem Ausblick auf weiteren Forschungsbedarf zu den Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf den Arbeitsmarkt in Deutschland im Hinblick auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit.

2 Neuere empirische Evidenz zu Mindestlöhnen und der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung

2.1 Neuere empirische Evidenz zu Mindestlöhnen

Die theoretischen Vorhersagen zu den Auswirkungen von Mindestlöhnen auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit sind nicht eindeutig (vgl. Pestel et al. 2020 für eine ausführliche Diskussion). Diese werden sowohl von der relativen Höhe des Mindestlohns im Vergleich zum Lohnniveau als auch von den spezifischen Rahmenbedingungen auf Angebots- und Nachfrageseite der betroffenen Arbeitsmärkte beeinflusst. Daher können belastbare Aussagen zu den tatsächlichen Effekten von Mindestlöhnen nur empirisch und im Hinblick auf konkrete Anwendungsfälle getroffen werden (Arni et al. 2014). Aus verschiedenen Metastudien geht jedoch hervor, dass sowohl die relative Höhe der Mindestlöhne als auch die institutionellen Rahmenbedingungen eine zentrale Rolle für das Ausmaß der durch gesetzliche Lohnuntergrenzen ausgelösten Arbeitsmarkteffekte spielen (Boockmann 2010, De Linde Leonard et al. 2014, Chletsos und Giotis 2015). Ein Großteil der einschlägigen empirischen Studien zum Thema Beschäftigungswirkungen von Mindestlöhnen bezieht sich auf die Vereinigten Staaten und in geringerem Umfang auch auf Großbritannien und Frankreich (siehe Pestel et al. 2020 für eine ausführliche Analyse und Zusammenfassung).

Mit der Einführung des gesetzlichen Mindestlohns in Deutschland wurde auch eine umfangreiche Verpflichtung zur Evaluation seiner Effekte durch die Mindestlohnkommission festgelegt. Dadurch liegt mittlerweile auch für Deutschland eine umfangreiche kausalanalytische Literatur vor. Neben den bereits seit längerem verfügbaren Forschungsergebnissen zu den früher eingeführten branchenspezifischen Mindestlöhnen (vgl. Bosch und Weinkopf 2012, Möller 2012, Doerr und Fitzenberger 2015) sind insbesondere im Kontext der Berichte der Mindestlohnkommission zu den Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns (2018, 2020, 2023) zahlreiche Studien entstanden. Darüber hinaus besteht eine Vielzahl an Untersuchungen, die sich insbesondere mit den Effekten auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit befassen. Die kausale Evidenz für den deutschen Mindestlohn, die bis einschließlich Anfang des Jahres 2023 veröffentlicht wurde, ist in Caliendo et al. (2022, 2023) sowie in den bereits erwähnten Berichten der Mindestlohnkommission (2018, 2020, 2023) ausführlich zusammengefasst und diskutiert worden. Darüber hinaus geben Dütsch et al. (2024) eine aktuelle systematische Übersicht über die Evidenz zum Mindestlohn in Deutschland.

Das Ziel dieses Abschnitts ist es zunächst, die Haupterkenntnisse des aktuellen, vierten Berichts der Mindestlohnkommission (2023) zu den Beschäftigungseffekten des Mindestlohns zusammenzufassen und anschließend einen Fokus auf die neueste nationale, aber auch internationale Evidenz zu legen.

Die Mindestlohnkommission legt in ihrem Bericht aus dem Jahr 2023 dar, dass die kausale Evidenz nahezu einstimmig einen negativen Effekt auf die ausschließliche geringfügige Beschäftigung zeigt, sowohl in der kurzen als auch in der mittleren bis längeren Frist. Im Gegensatz dazu ist die Evidenz nicht eindeutig bzgl. der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung in der kurzen Frist. Hier werden sowohl signifikante (wenn auch kleine) positive wie negative Effekte als auch insignifikante Ergebnisse dokumentiert. In der mittleren Frist bis maximal zum Jahr 2022 finden sich hingegen durchweg keine signifikanten Effekte mehr. Dementsprechend ergeben sich gemischte Ergebnisse auch für die Gesamtbeschäftigung. Für die kurze Frist gibt es auch hier sowohl signifikante positive wie auch negative Effekte und insignifikante Ergebnisse. In der mittleren Frist sind neben einigen insignifikanten Effekten überwiegend negative Effekte zu sehen, die auch die ausschließliche geringfügige Beschäftigung zurückzuführen sind. Für die Zielgröße Arbeitslosigkeit finden regionale Analysen keine signifikanten Effekte. Die Ergebnisse auf individueller Ebene weisen auf einen positiven (negativen) Effekt vom Übergang aus der Arbeitslosigkeit in sozialversicherungspflichtige (geringfügige) Beschäftigung und auf keinen signifikanten Effekt auf die Übergangswahrscheinlichkeit von sozialversicherungspflichtiger Beschäftigung in Arbeitslosigkeit hin.

Über den Bericht der Mindestlohnkommission (2023) hinaus zeigen Caliendo et al. (2024), dass der negative Effekt auf die geringfügige Beschäftigung in Regionen mit geringer wirtschaftlicher Dynamik vor Einführung des Mindestlohns besonders stark ausgeprägt ist. Außerdem verdeutlichen die Analysen, dass die Erhöhungen des Mindestlohns zusätzliche negative Effekte auf die geringfügige Beschäftigung hatten und Regionen, die sowohl in den Jahren 2014 als auch 2018 relativ stark vom Mindestlohnbetroffen waren, durch stärkere negative Beschäftigungseffekte gekennzeichnet sind. Des Weiteren kommen Caliendo et al. (2024) durch die Verwendung verschiedener neuer Schätzmethoden zu dem Fazit, dass der signifikante und negative Effekt auf die geringfügige Beschäftigung bei Verwendung eines klassischen Differenz-in-Differenzen-Ansatzes unterschätzt wird.

Bossler und Schank (2023) legen den Fokus auf die Entwicklung der Lohnungleichheit (bezogen auf Monatslöhne) in Deutschland nach Einführung des Mindestlohns, untersuchen dabei aber auch mögliche Beschäftigungseffekte. Die Ergebnisse zeigen, dass die Lohnungleichheit in Deutschland durch die Einführung des Mindestlohns gesunken ist. Die gemessenen Beschäftigungseffekte sind sehr gering bei

gleichzeitig deutlichen Lohnzuwächsen. Des Weiteren wurden keine signifikanten Effekte auf die Zahl offener Stellen oder das Einstellungsverhalten von Unternehmen gemessen. Bossler et al. (2024a) untersuchen die Mindestlohneffekte auf Arbeitsstunden und geringfügige Beschäftigungsverhältnisse (Minijobs) und finden zunächst ebenfalls, dass der Mindestlohn die Ungleichheit in der Verteilung von Stunden- und Monatslöhnen verringerte. Der Effekt auf die durchschnittliche Zahl der Arbeitsstunden aller Beschäftigten ist insignifikant, für die Gruppe der geringfügig Beschäftigten jedoch signifikant negativ. Die Autoren führen dies auf den institutionellen Kontext der Minijobs zurück, für die das maximale Monatseinkommen begrenzt ist. Darüber hinaus ergeben sich keine signifikanten Effekte auf die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung, wohl aber auf die geringfügige Beschäftigung. Dieses Ergebnis ist sowohl auf Übergänge in sozialversicherungspflichtige Beschäftigung als auch in Erwerbslosigkeit zurückzuführen.

Die erste kausale Evidenz zu den Effekten der Mindestlohnerhöhung auf 12 Euro im Jahr 2022 liefern Bossler et al. (2024b). Die Autoren analysieren die Auswirkungen auf Stundenlöhne, Monatslöhne, Beschäftigung und Arbeitsstunden und verwenden als Datengrundlage die neue monatliche Verdiensterhebung 2022.[4] Die Ergebnisse zeigen einen signifikant positiven Effekt sowohl auf Stunden- als auch auf Monatslöhne. Für die Arbeitsstunden hingegen verzeichnen die Autoren einen Rückgang, der besonders auf die geringfügige Beschäftigung zurückzuführen ist. Darüber hinaus gibt es keine signifikanten Effekte auf das Andauern der individuellen Beschäftigung und auf regionale Beschäftigung.

Die Evidenz sowohl aus Deutschland, aber auch aus anderen Ländern, deutet meist auf keine oder nur geringe Beschäftigungsrückgänge als Folge von Mindestlöhnen hin. Dies rückt die Frage nach anderen Anpassungskanälen von Unternehmen in den Vordergrund. So untersucht Link (2024) die Reaktion von Unternehmen auf die Mindestlohneinführung in Deutschland für die Dimensionen Beschäftigung und Produktpreise. Er kommt zu dem Ergebnis, dass viele Firmen ihre Preise erhöht haben, ohne ihre Beschäftigung zu senken. Weiterführende Analysen verdeutlichen, dass Unternehmen, die ihre Preise deutlicher erhöht haben, gleichzeitig geringere Beschäftigungsrückgänge verzeichneten. Das genaue Verhältnis dieser beider Dimensionen wird u.a. von der Wettbewerbssituation und der spezifischen wirtschaftlichen Lage bestimmt.

[4] Bossler et al. (2024b) verwenden die monatlichen Daten der Verdiensterhebung 2022 für alle Monate des Jahres 2022, welche allerdings (nach aktuellem Stand) nicht für die breitere wissenschaftliche Forschung über die Forschungsdatenzentren des Statistischen Bundesamtes und der statistischen Landesämter zur Verfügung stehen. Aus diesem Grund kann für den vorliegenden Bericht lediglich die Verdiensterhebung aus dem April der Jahre 2022 und 2023 verwendet werden.

In einer weiteren aktuellen Studie zeigen Azar et al. (2024) für die USA, dass höher konzentrierte Arbeitsmärkte, in denen wenige Arbeitgeber:innen dominieren und somit eine hohe Marktmacht gegenüber Arbeitnehmer:innen besitzen, positivere Beschäftigungseffekte durch Mindestlöhne aufweisen. In den am meisten konzentrierten Arbeitsmärkten steigt demnach die Beschäftigung durch einen Mindestlohn sogar an. Diese Ergebnisse können durch ein Modell oligopolistischen Wettbewerbs erklärt werden und bieten somit Evidenz für monopsonistische Lohnsetzung als Erklärung für Beschäftigungseffekte nahe Null aus früheren Studien. Popp (2024) kommt zu sehr ähnlichen Ergebnissen bei der Untersuchung von Beschäftigungseffekten branchenspezifischer Mindestlöhne in Deutschland unter Berücksichtigung der jeweiligen Arbeitsmarktkonzentration. Die untersuchten Mindestlöhne führen zu negativen Beschäftigungseffekten in schwächer konzentrierten Arbeitsmärkten. Mit zunehmender Konzentration sind diese Effekte weniger stark ausgeprägt und für Märkte mit der höchsten Konzentration sogar positiv.

Eine wichtige Entwicklung der letzten Jahre in der (internationalen) Forschung zu den Beschäftigungseffekten von Mindestlöhnen ist die Verwendung und Weiterentwicklung des sogenannten „Bunching"-Ansatzes, der ursprünglich aus der Forschung zu Verhaltensanpassungen durch Anreize des Steuer- und Transfersystems stammt (siehe hierzu v.a. Saez 2010, Chetty et al. 2011, Kleven und Waseem 2013).[5] Cengiz et al. (2019) haben diesen Ansatz als erste für den institutionellen Kontext der USA angewandt, wo die Höhe der Mindestlöhne von Bundesstaat zu Bundesstaat variiert. Zunächst schätzen die Autoren den Effekt zahlreicher Mindestlohnerhöhungen auf Beschäftigungsveränderungen in diskreten Abschnitten der Stundenlohnverteilung. Dann konzentrieren sie sich auf den unteren Teil der Verteilung und vergleichen zusätzliche Jobs in Höhe des neuen Mindestlohns oder leicht darüber und weggefallene Jobs unterhalb des neuen Mindestlohns, um dadurch den Beschäftigungseffekt zu ermitteln. Ihre Ergebnisse zeigen einen positiven Effekt auf Stundenlöhne, der durch Spill-over Effekte im unteren Teil der Lohnverteilung weiter verstärkt wird. Gleichzeitig blieb die Zahl von Niedriglohnjobs bis zu fünf Jahre nach einer Mindestlohnerhöhung nahezu unverändert, auch für höhere Mindestlöhne in der Stichprobe. Es ergeben sich jedoch Hinweise auf einen Rückgang der Beschäftigung in Sektoren handelbarer Güter. Giupponi et al. (2024) entwickeln den Bunching-Ansatz weiter für einen institutionellen Rahmen mit einem national einheitlichen Mindestlohn und untersuchen anhand dessen die Beschäftigungseffekte des britischen

[5] In Kapitel 3.2 und Kapitel 5 wird der Bunching-Ansatz in der Mindestlohnforschung ausführlicher beschrieben.

Mindestlohns.[6] Auch hier werden mögliche Beschäftigungseffekte entlang der gesamten Verteilung der Stundenlöhne untersucht, mit besonderem Fokus auf den Bereich direkt unter und über dem (neuen) Mindestlohn. Die Ergebnisse von Giupponi et al. (2024) dokumentieren erhebliche Lohnsteigerungen am unteren Ende der Verteilung, jedoch nur einen geringen und insignifikanten negativen Effekt auf die Beschäftigung.

Dube und Zipperer (2024) legen in einem aktuellen Papier einen Fokus auf die Beschäftigungselastizität („Own-Wage-Elasticity") von Mindestlohnerhöhungen. Dazu wurden Elastizitäts-Schätzungen von Studien zusammengetragen, die in begutachteten Fachzeitschriften veröffentlicht sind. Der Median der geschätzten Elastizitäten aus insgesamt 72 Studien liegt bei -0,13. Für Studien, die seit dem Jahr 2010 veröffentlicht wurden, liegt der Wert näher an Null. Die bisherige (hauptsächlich aus den USA stammende) empirische Evidenz deutet also auf überwiegend geringe Beschäftigungselastizitäten hin.

2.2 Gesamtwirtschaftliche Entwicklung

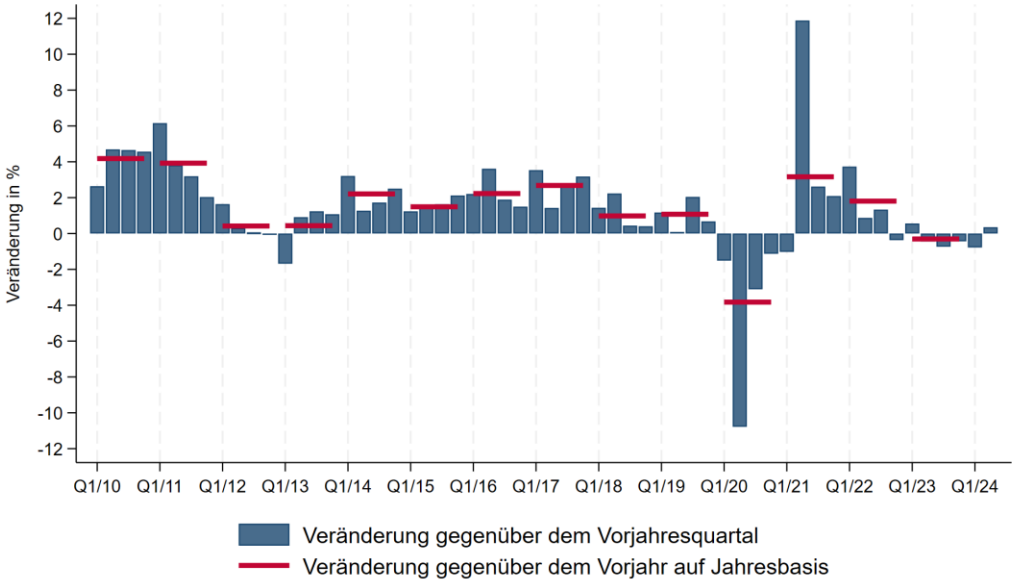
Die Entwicklung der globalen, aber auch der deutschen Wirtschaft, ist in den vergangenen Jahren durch diverse Faktoren beeinflusst worden. Besonders hervorzuheben sind hier insbesondere die Corona-Pandemie, die im Laufe des Jahres 2021 verstärkt einsetzende Inflation, sowie der russische Angriffskrieg auf die Ukraine, dessen Folgen die Inflation noch weiter verstärkt hat. Im Folgenden werden die wesentlichen Entwicklungen der Gesamtwirtschaft, insbesondere seit Beginn der Corona-Pandemie, kurz skizziert.[7]

Abbildung 2.1 zeigt, wie sich das reale Bruttoinlandsprodukt vor und seit Einführung des Mindestlohns entwickelt hat. Bedingt durch die Corona-Pandemie sank das BIP im Jahr 2020 deutlich um 3,8 Prozent (Statistisches Bundesamt 2024a), ähnlich wie im Jahr 2009 während der globalen Finanzkrise (SVR 2020). Im Laufe des Sommers 2021 hat sich die deutsche Wirtschaft (weiter) von den Folgen der Corona-Pandemie erholt. Insgesamt wuchs die deutsche Wirtschaft im Jahr 2021 um 3,2 Prozent (Statistisches Bundesamt 2024a). Nach erneuten Corona-Beschränkungen im Winter 2021/2022 war die deutsche Wirtschaft zu Beginn des Jahres 2022 zunächst auf dem Weg, deren Folgen zu überwinden. Mit dem Beginn des russischen Angriffskrieges auf die Ukraine erlebte dieser positive Trend jedoch erhebliche Dämpfer (siehe hierzu u.a. Gartner et al. 2022, Gartner und Weber 2022, Projektgruppe

[6] Der zweite Teil dieses Berichts basiert methodisch auf Giupponi et al. (2024) und deren Vorgehen wird in Kapitel 3.2 und Kapitel 5 näher beschrieben.
[7] Für einen detaillierteren Überblick über die Entwicklungen auf dem deutschen Arbeitsmarkt während der Corona-Pandemie siehe Caliendo et al. (2023).

Gemeinschaftsdiagnose 2022, Drygalla et al. 2022). Bereits im Laufe des Jahres 2021 hatte die Inflation in Deutschland merklich zugenommen (siehe Abbildung 2.2). Der russische Angriffskrieg und dessen Folgen haben die Inflation weiter stark ansteigen lassen, sodass diese im September und Oktober 2022 den Wert von 8,8 Prozent erreichte (im Vergleich zum Vorjahresmonat; Statistisches Bundesamt 2024b).

Abbildung 2.1: Wachstum des Bruttoinlandsprodukts in Deutschland (2010–2024)

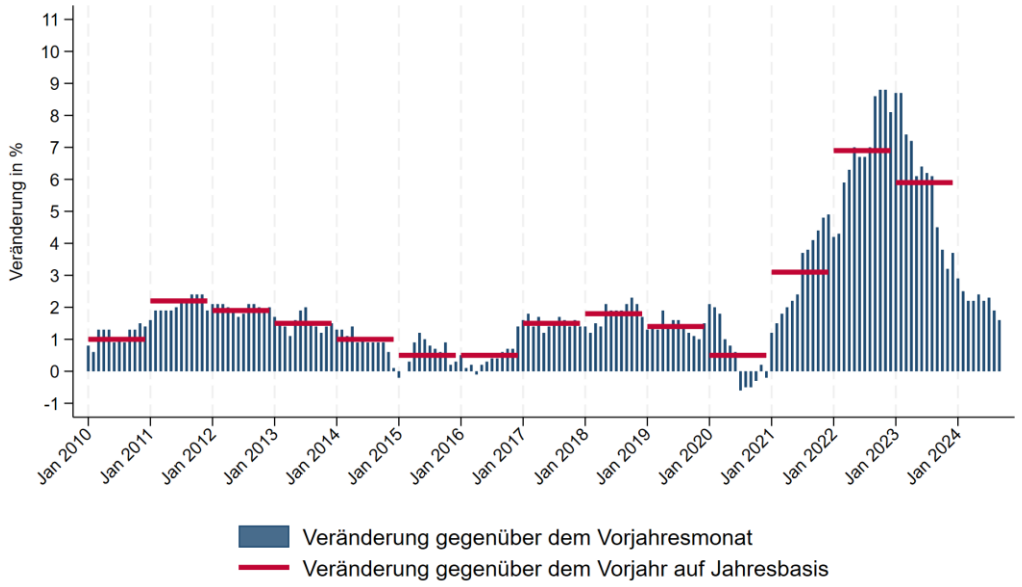


Quelle: Statistisches Bundesamt, unter: https://www.destatis.de/DE/Themen/Wirtschaft/Volkswirtschaftliche-Gesamtrechnungen-Inlandsprodukt/Publikationen/Downloads-Inlandsprodukt/inlandsprodukt-saisonbereinigt-pdf-2180130.html *(Quartalszahlen) bzw.* https://www.destatis.de/DE/Service/Bibliothek/_publikationen-fachserienliste-18.html#152672 *(Jahreszahlen) (letzter Zugriff: 23.10.2024).*

Seit Ende des ersten Quartals 2023 ist die Inflationsrate stetig gesunken auf ein Niveau von zuletzt 1,6 Prozent im September 2024. Zwischen Juli 2022 und September 2023 hatte die EZB ihren Leitzins in mehreren Schritten von 0 Prozent auf 4 Prozent angehoben. Mittlerweile hat die EZB ihren Leitzins in drei Schritten auf aktuell 3,25 Prozent abgesenkt (EZB 2024). Das bedeutet, dass der Leitzins nach wie vor deutlich über dem Niveau von vor 2023 liegt und damit auch die Kreditaufnahme weiterhin relativ teuer ist, was sich potenziell negativ auf die Investitionstätigkeit von Unternehmen und Verbrauchern auswirken kann. Der ifo-Geschäftsklimaindex, der sich aus den Unternehmenserwartungen und einer Beurteilung der Geschäftslage zusammensetzt, ist nach Ausbruch des Krieges eingebrochen und liegt trotz einer teilweisen Erholung weiterhin deutlich unter der neutralen Marke von 100 (ifo Institut 2024).

Nachdem die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung zu Beginn der Corona-Pandemie kurzzeitig zurückgegangen war, hat sich der langjährige Positivtrend der Zahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten fortgesetzt. Im Jahr 2024 waren mit ca. 34,9 Mio. Personen mehr Menschen sozialversicherungspflichtig beschäftigt denn je. Demgegenüber fiel der Anstieg der geringfügigen Beschäftigung, sowohl vor der Corona-Pandemie als auch nach dem kurzzeitigen Rückgang zu Beginn der Pandemie schwächer aus. Dennoch zeigt sich auch hier aktuell ein Langzeit-Hoch, welches auf einen Anstieg der geringfügigen Beschäftigung im Nebenjob zurückzuführen ist, der den Rückgang der ausschließlich geringfügigen Beschäftigung mehr als kompensiert (Bundesagentur für Arbeit 2024a). Die Zahl der arbeitslos gemeldeten Personen hatte zu Beginn der Corona-Pandemie sprunghaft von ca. 2,3 Mio. auf ca. 2,9 Mio. zugenommen, um daraufhin eine Phase des stetigen Rückgangs zu erleben. Diese endete im Mai 2022, wenige Monate nach Beginn des russischen Angriffskrieges auf die Ukraine. Seitdem ist die Arbeitslosenzahl auf ca. 2,8 Mio. im Oktober 2024 angestiegen (Bundesagentur für Arbeit 2024b).

Abbildung 2.2: Verbraucherpreisindex in Deutschland (2010-2024)



Quelle: Statistisches Bundesamt, unter: https://www-genesis.destatis.de/genesis/online?sequenz=tabelleErgebnis&selectionname=61111-0002&startjahr=1991#abreadcrumb (Monatszahlen) bzw. https://www-genesis.destatis.de/genesis/online?sequenz=tabelleErgebnis&selectionname=61111-0001&startjahr=1991#abreadcrumb (Jahreszahlen) (letzter Zugriff: 23.10.2024).

Seit dem Jahr 2012 bis zum Beginn der Corona-Pandemie lag die Zahl der Personen, die konjunkturelles Kurzarbeitergeld bezogen haben, zwischen ca. 13 und 100 Tsd. und damit auf einem sehr niedrigen Niveau. Im März und April 2020 stieg die Zahl stark auf fast 6 Mio. an. Bis zum Frühjahr 2022 gab es noch jeweils zwei Phasen des Anstiegs bzw. Absinkens, wobei die Anzahl den Spitzenwert aus dem

April 2020 nicht mehr erreichte. Im Juli 2022 lag die Zahl der Personen, die konjunkturelles Kurzarbeitergeld bezogen haben wieder bei einem Wert von ca. 100. Tsd. Seitdem hat sich die Zahl wieder allmählich auf ca. 215 Tsd. im April 2024 erhöht (Bundesagentur für Arbeit 2024c). Dies liegt zwar deutlich unter dem Niveau während der Pandemie, aber über dem Vor-Corona Niveau.

Ein weiterer wichtiger Aspekt für die Entwicklung des deutschen Arbeitsmarktes in den vergangenen zwei Jahren war die Erhöhung des Mindestlohns im Jahr 2022 in mehreren Schritten auf 12 Euro. Allein die Erhöhung zum 1. Oktober von 10,45 Euro auf 12 Euro hat ein Plus von ca. 14,8 Prozent bedeutet. Hierbei handelt es sich um die bis dato stärkste Erhöhung des Mindestlohns (siehe Tabelle 2.1), von der mehr Menschen betroffen waren als von der Einführung des Mindestlohns im Jahr 2015. Einerseits stellt dies eine Verteuerung der Lohnkosten für viele Unternehmen dar, insbesondere in Ostdeutschland. Andererseits fällt die reale Erhöhung des Mindestlohnes durch die starke Inflation deutlich geringer aus. Die Preise lagen laut Statistischem Bundesamt im September 2022 ca. 8,6 Prozent über denen des Vorjahresmonats. Insgesamt ist der Mindestlohn seit dem Jahr 2015 nominal um 46 Prozent angehoben worden, während der Verbraucherpreisindex in derselben Zeit um ca. 26 Prozent gestiegen ist (siehe Spalte 5 in Tabelle 2.1), sodass auch real ein relevanter Anstieg des Mindestlohns zu verzeichnen war.

Tabelle 2.1: Entwicklung der Höhe des Mindestlohns

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Datum	**Höhe des Mindestlohns (in €)**	**Anstieg des Mindestlohns relativ zum jeweils vorherigen Zeitpunkt (in %)**	**Kumulierter Anstieg des Mindestlohns relativ zu 8,50€ (in %)**	**Kumulierte Veränderung des Verbraucherpreisindex**
01.01.2015	8,50			100
01.01.2017	8,84	4,00	4,00	102,15
01.01.2019	9,19	3,96	8,12	104,94
01.01.2020	9,35	1,74	10,00	107,20
01.01.2021	9,50	1,60	11,76	108,49
01.07.2021	9,60	1,05	12,94	111,06
01.01.2022	9,82	2,29	15,53	113,00
01.07.2022	10,45	6,42	22,94	118,47
01.10.2022	12,00	14,83	41,18	121,91
01.01.2024	12,41	3,42	46,00	126,32

Quelle: https://www.destatis.de/DE/Themen/Arbeit/Verdienste/Mindestloehne/Tabellen/gesetzlicher-mindestlohn.html (Entwicklung Mindestlohn; letzter Zugriff: 12.11.2024), https://www-genesis.destatis.de/datenbank/online/table/61111-0001/table-toolbar (Verbraucherpresindex; letzter Zugriff: 05.11.2024), eigene Berechnungen. Anmerkungen: Die Tabelle zeigt die Entwicklung der Höhe des Mindestlohns wobei die erste Datenzeile der Mindestlohneinführung entspricht und die darauffolgenden Zeilen jeweils einer Mindestlohnerhöhung entsprechen. Die Spalten geben folgenes an: (1) Datum der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung; (2) die Höhe des Mindestlohns in Euro ab dem in Spalte (1) genannten Datum; (3) den Anstieg des Mindestlohns in Prozent zwischen der jeweiligen Zeile und der vorherigen Zeile; (4) den kumulierten Anstieg des Mindestlohns relativ zur Einführung; (5) die kumulierte Veränderung des Verbraucherpreisindexes, wobei 2015 = 100.

3 Methodisches Vorgehen, Datengrundlagen und erste deskriptive Analysen

3.1 Methodisches Vorgehen – Fortschreibung bisheriger Ergebnisse bis in das Jahr 2024

Die kausale Analyse der Effekte des Mindestlohns auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit basiert im Wesentlichen auf verschiedenen Spezifikationen und Erweiterungen des klassischen Differenz-in-Differenzen-Ansatzes (DiD-Ansatz). Seit den einflussreichen Studien von Card (1992) und Card und Krueger (1994) hat sich dieser Ansatz in der Mindestlohnforschung als Standard etabliert und hat dementsprechend sowohl in den Studien der vorherigen Evaluationsrunden (Bonin et al. 2018, Pestel et al. 2020, Caliendo et al. 2022, Caliendo et al. 2023) als auch in anderen wissenschaftlichen Studien wie Dustmann et al. (2022) zur Schätzung von Mindestlohneffekten in Deutschland Anwendung gefunden.

Die grundlegende Idee des DiD-Ansatzes ist es, Differenzen in der Zielgröße vor und nach Einführung eines zu untersuchenden Treatments (dies kann z.B. ein neues Gesetz oder eine Gesetzesreform sein) für eine Gruppe von Betroffenen (Teilnehmer- oder Treatmentgruppe) und eine Gruppe von Nichtbetroffenen (Kontrollgruppe), die nicht durch das interessierende Treatment beeinflusst ist, miteinander zu vergleichen. Durch den Fokus auf zeitliche Veränderungen der Differenzen zwischen Treatment- und Kontrollgruppe erlaubt der DiD-Ansatz im Gegensatz zu einem simplen Querschnittsvergleich, dass sich Treatment- und Kontrollgruppe zu Beginn der Einführung der Maßnahme, hier also der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung, strukturell unterscheiden. Voraussetzung für einen funktionierenden DiD-Ansatz ist jedoch, dass sich die Ergebnisgröße, also Beschäftigung und Arbeitslosigkeit, in der Vorperiode der Maßnahme vergleichbar entwickelt haben. Im Kontext des Vorhabens besteht die zu untersuchende Maßnahme in der Einführung des Mindestlohns zum 1. Januar 2015 bzw. in den folgenden Erhöhungen.

Die Identifikation kausaler Effekte im Rahmen des DiD-Ansatzes beruht auf verschiedenen Annahmen, die im Folgenden beschrieben und diskutiert werden. Die Hauptannahme des DiD-Ansatzes ist, dass Untersuchungseinheiten der Kontroll- und Treatmentgruppe eine vergleichbare Entwicklung in der interessierenden Zielgröße vollzogen hätten, wäre die Einführung des Mindestlohns ausgeblieben (parallele Trends, im Englischen auch „*common trends*“). Zwar ist diese gemeinsame Entwicklung im Falle der Nicht-Einführung des Mindestlohns nicht beobachtbar, jedoch kann die Validität der Annahme durch den Vergleich der Entwicklung der Zielgröße für beide Gruppen *vor* Einführung der interessie-

renden Maßnahme untersucht werden. Sind parallele Trends vor Einführung des Mindestlohns gegeben, kann davon ausgegangen werden, dass sich die jeweilige Zielgröße in beiden Gruppen ohne die Einführung des Mindestlohns weiterhin gleich entwickelt hätte. Oft besteht ein solcher paralleler Verlauf erst, nachdem zusätzliche beobachtbare Eigenschaften, die über die Zeit variieren und die die zu untersuchende Zielgröße beeinflussen können, als Kontrollvariablen in die Analyse mit einbezogen werden. In diesem Fall wird von einem konditionalen DiD-Schätzer gesprochen.

Darüber hinaus gibt es weitere potenzielle Verzerrungen des Schätzers, die die Validität der geschätzten Koeffizienten beeinträchtigen können und daher bei der Implementation des DiD-Ansatzes beachtet werden müssen. Zum einen kann es Antizipationseffekte geben, falls die Einführung der Maßnahme für die Treatmentgruppe vorhersehbar sein sollte und bereits vor dem Zeitpunkt der Einführung Verhaltensanpassungen erfolgten. Dies kann den Vorher-Nachher-Vergleich zwischen Treatment- und Kontrollgruppe beeinflussen. Zum anderen muss gesichert sein, dass die Implementation der Maßnahme keine Auswirkungen auf die Zielgröße der Kontrollgruppe hat (Spillover-Effekte). So könnte die Einführung des gesetzlichen Mindestlohns auch die Löhne von Beschäftigten verändert haben, die bereits vor der Einführung einen Lohn in Höhe von (knapp) über 8,50 Euro pro Stunde erhielten, sofern der Mindestlohn die gesamte Lohnstruktur innerhalb von Betrieben (Aretz et al. 2013) oder gar innerhalb der Volkswirtschaft (Autor et al. 2016) beeinflusst hat.

Während die Validität der Annahme paralleler Trends zwischen Treatment- und Kontrollgruppe nicht direkt getestet werden kann, besteht die Möglichkeit die Plausibilität der Annahme zumindest zu stützen. Zu diesem Zweck werden häufig sogenannte Placebo-Tests durchgeführt. Hierzu werden fiktive Maßnahmen in einem Zeitraum analysiert, der vor dem Zeitpunkt der Einführung der untersuchenden Maßnahme liegt, sodass gesichert ist, dass sie die Zielgröße noch nicht beeinflussen konnten. Entsprechend sollte der DiD-Schätzer bei einem Placebo-Test kein signifikantes Ergebnis liefern. Ist dies doch der Fall, liefert dies einen Hinweis darauf, dass die identifizierende Annahme paralleler Trends verletzt ist.

Eine grundlegende Voraussetzung für die Anwendung des DiD-Ansatzes ist die Einteilung der Untersuchungseinheiten in eine Treatment- und eine Kontrollgruppe. Durch die Allgemeingültigkeit des gesetzlichen Mindestlohns in Deutschlands lässt sich allerdings keine geeignete Kontrollgruppe finden, die nicht vom Mindestlohn betroffen ist. Zwar gab es im Zusammenhang mit der Einführung des gesetzlichen Mindestlohns gewisse Ausnahme- und Übergangsregelungen. Die davon betroffenen Beschäftigungsgruppen sind jedoch durch geringe Fallzahlen gekennzeichnet oder mit regulären Beschäftigten schwer vergleichbar (z.B. Auszubildende, Praktikant:innen, Personen unter 18 Jahren). Sie sind

daher zu Vergleichszwecken ungeeignet. Auch Sektoren, die durch tariflich vereinbarte branchenspezifische Mindestlöhne oberhalb des gesetzlichen Mindestlohns gekennzeichnet sind, eignen sich nicht als Kontrollgruppe, da es sich bei diesen Sektoren um ein selektives Segment des Arbeitsmarkts handelt.

Aus den oben genannten Gründen werden im Rahmen dieses Berichts die Regionen anhand des Grades der Mindestlohnbetroffenheit in die Treatment- oder Kontrollgruppe eingeteilt. Die Mindestlohnbetroffenheit ergibt sich dabei aus der Lohnstruktur kurz vor Einführung (bzw. Erhöhung) des gesetzlichen Mindestlohns. Zur Abschätzung der Mindestlohneffekte werden Veränderungen der Zielgrößen nach der Reform von Untersuchungseinheiten mit einer relativ hohen und einer relativ geringen Mindestlohnbetroffenheit miteinander verglichen. Darüber hinaus kann statt einer einfachen binären Einteilung in Treatment- und Kontrollgruppe die der Einteilung zu Grunde liegende kontinuierliche Variation der Mindestlohnbetroffenheit als Treatment-Variable (der so genannte „Biss“ – im Englischen „*bite*“ – des Mindestlohns) ausgenutzt werden. Im Rahmen dieses erweiterten DiD-Verfahrens werden also nicht nur Untersuchungseinheiten miteinander verglichen, für die der gesetzliche Mindestlohn mehr oder weniger relevant ist, sondern es wird ein direkter Effekt der Mindestlohnbetroffenheit – z.B. auf aggregierter Ebene der Anteil der Beschäftigten, die in einer Region vor Einführung des Mindestlohns weniger als 8,50 Euro verdienten – auf die betrachtete Zielgröße gemessen (vgl. u.a. Dolton et al. 2012, 2015, Dube et al. 2010).

Unabhängig davon, ob ein klassischer DiD-Ansatz mit binärer Einteilung in Treatment- und Kontrollgruppe oder ein erweiterter DiD-Ansatz mit kontinuierlicher Mindestlohnbetroffenheit angewendet wird, muss das zu Grunde liegende Maß für die Relevanz des Mindestlohns operationalisiert werden. Ein gängiges Maß ist der Kaitz-Index, der die Höhe des Mindestlohns in Relation zum herrschenden mittleren Lohn – gemessen durch den Median der Lohnverteilung oder das arithmetische Mittel aller Löhne – innerhalb einer aggregierten Untersuchungseinheit in Relation setzt. Ein weiteres Maß ist der Anteil der vom Mindestlohn betroffenen Beschäftigten, die vor Einführung unterhalb der neuen Lohngrenze entlohnt wurden. Ein drittes, in dieser Studie genutztes Maß ist die so genannte „Lohnlücke“ – die durchschnittliche Abweichung des vor Einführung bzw. Erhöhung des Mindestlohns gezahlten Stundenlohnniveaus von der Höhe des Mindestlohns in Euro. Die verschiedenen Konzepte zur Messung der Mindestlohnbetroffenheit sind hochgradig korreliert (und liefern dementsprechend sehr ähnliche Ergebnisse).

Die konkrete Operationalisierung der verschiedenen DiD-Spezifikationen für die Hauptergebnisse sowie die Heterogenitätsanalysen erfolgen in Kapitel 4. Nachfolgend werden zunächst die verwendeten

Datengrundlagen der Zielgrößen, Betroffenheitsmaße und Hintergrundvariablen vorgestellt und erste Deskriptionen präsentiert.

3.2 Methodisches Vorgehen – Separate Analyse der Mindestlohnerhöhungen im Jahr 2022

Für die separate Analyse der Mindestlohnerhöhungen auf 12 Euro im Jahr 2022 greifen wir auf das methodische Vorgehen von Giupponi et al. (2024) zurück, welches wiederum auf Ideen des sogenannten „Bunching"-Ansatzes beruht. Dieser wurde ursprünglich entwickelt, um Verhaltensänderungen in Bezug auf Steuern und Sozialleistungen zu untersuchen (Kleven, 2016) und geht dabei im Wesentlichen auf die Arbeiten von Saez (2010), Chetty et al. (2011) und Kleven und Waseem (2013) zurück. Die grundlegende Idee besteht darin, Diskontinuitäten, genauer gesagt „kinks" (Knicke) und „notches" (Sprünge/Diskontinuitäten), in der Verteilung relevanter Variablen zu nutzen, um Verhaltensanpassungen von Individuen (oder Haushalten etc.) zu untersuchen.

Seitdem sind ähnliche Ansätze auch in anderen Forschungsbereichen angewandt worden. In Bezug auf die Mindestlohnforschung ist hier vor allem die Arbeit von Cengiz et al. (2019) zu nennen. Die Autoren nutzen die Häufigkeitsverteilungen von Stundenlöhnen in US-Bundestaaten mit und ohne Mindestlohnerhöhung und wenden einen DiD-Ansatz an, bei dem sie Beschäftigungsveränderungen in diskreten Abschnitten entlang der gesamten Lohnverteilung in von Mindestlohnerhöhungen betroffenen und nicht betroffenen Bundesstaaten miteinander und über die Zeit vergleichen. Die Idee besteht also darin, dass Gesamteffekte eines Mindestlohns (bzw. einer Mindestlohnerhöhung) auf Beschäftigung und Löhne anhand der Beschäftigungseffekte entlang der Lohnverteilung rund um den Mindestlohn identifiziert werden können. Durch eine Mindestlohneinführung oder -erhöhung sollte in der Lohnverteilung eine Häufung von Beschäftigungsverhältnissen („bunching") unmittelbar oberhalb des Mindestlohns entstehen. Gleichzeitig sollten Beschäftigungsverhältnisse mit einem Lohn unterhalb der neuen Lohnuntergrenze wegfallen. Der gesamte Beschäftigungseffekt kann demnach als Summe aus den zusätzlichen sowie den fehlenden Beschäftigungsverhältnissen direkt ober- bzw. unterhalb des Mindestlohns bestimmt werden. Voraussetzungen für die Validität dieses Ansatzes sind, wie auch beim klassischen DiD-Ansatz, das Vorliegen paralleler (Pre-)Trends sowie die Abwesenheit von Spillover- und Antizipationseffekten.

Das beschriebene Vorgehen ermöglicht eine relativ große Flexibilität in Bezug auf die gewählten Zielgrößen. Mit den geschätzten Koeffizienten können sowohl Effekte in bestimmten Abschnitten der Lohnverteilung und auch ein Gesamteffekt geschätzt werden. Ein weiterer Vorteil besteht in einer erhöhten statistischen Genauigkeit durch die Zerlegung des Gesamteffekts. Darüber hinaus beinhaltet

der Ansatz einen automatischen Robustheitstest, indem er aufzeigt, ob und inwiefern es in höheren Segmenten der Lohnverteilung Effekte auf die Häufigkeitsverteilung der Stundenlöhne gibt, die nicht zwingend aufgrund einer Mindestlohnerhöhung zu erwarten sind.

Das methodische Vorgehen von Cengiz et al. (2019) ist allerdings ausgelegt auf einen institutionellen Kontext mit Mindestlöhnen, die regional variieren, wie dies z.B. in den USA der Fall ist. Aufbauend auf Cengiz et al. (2019) und dem Ansatz regionaler Variation von Card (1992) entwickelten Giupponi et al. (2024) einen methodischen Ansatz, um die Idee des Bunching-Ansatzes auch auf den Fall eines national einheitlich geltenden Mindestlohns anzuwenden. Ihr Ansatz ermöglicht es auch in einem solchen institutionellen Rahmen die Beschäftigungseffekte anhand der gesamten (Häufigkeits-)Verteilung der Stundenlöhne zu schätzen. Die Methodik von Guipponi et al. (2024) bietet dabei die gleichen Vorteile in Bezug auf die statistische Präzision und Flexibilität der Zielgröße.

Guipponi et al. (2024) gehen von der Annahme aus, dass Regionen mit einem relativ hohen allgemeinen (nominalen) Lohnniveau insgesamt weniger stark von einer (nominalen) Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung betroffen sind als Regionen mit einem relativ niedrigen Lohniveau. Daraus folgend können Regionen mit einem besonders hohen Lohnniveau als Kontrollgruppe dienen, während alle anderen Regionen die Treatmentgruppe bilden. Diese Definition von Kontroll- und Treatmentgruppe entspricht der Idee nach der in Kapitel 3.1 vorgenommenen Einteilung anhand der relativen Mindestlohnbetroffenheit. Daraus folgt, dass es sich hierbei um die Schätzung eines relativen Treatmenteffekts handelt und nicht um einen absoluten Effekt, da es streng genommen keine Gruppe bzw. Region gibt, die gar nicht von der Mindestlohnerhöhung betroffen ist.

Das Vorgehen von Giupponi et al. (2024) zur Definition von geeigneten Kontrollgruppen erfolgt in mehreren Schritten. Zunächst werden die beobachteten Stundenlöhne um regionale Lohnaufschläge sowie durchschnittliche Lohnsteigerungen bereinigt. Die Idee hierbei ist, dass Beschäftigte in eng abgesteckten Abschnitten der Verteilung der angepassten Stundenlöhne über Regionen hinweg vergleichbar sind (Guipponi et al. 2024 bezeichnen diese Abschnitte auch als „skill levels“). Beschäftigte eines solchen Abschnitts in einer Hochlohnregion sind der Annahme nach eine valide Vergleichsgruppe für Beschäftigte des gleichen Lohnabschnitts in einer Region mit allgemein niedrigerem Lohnniveau. Konkret wird nach Anpassung der Stundenlöhne die Beschäftigungsdichte in diskreten Abschnitten berechnet, bevor kontrafaktische Outcomes für alle Lohnabschnitte geschätzt werden. Anschließend werden beobachtete und geschätzte kontrafaktische Outcomes verwendet, um mithilfe einer bevölkerungsgewichteten Regression den durchschnittlichen Treatmenteffekt zu schätzen. Auch hierbei handelt es

sich wieder um einen DiD-Ansatz, da die Zielgrößen über die Zeit und zwischen Kontroll- und Treatmentgruppe verglichen werden. Anhand der geschätzten Regressionskoeffizienten können schlussendlich Beschäftigungseffekte für einzelne Abschnitte oder für die gesamte Verteilung der Stundenlöhne bestimmt werden, indem verglichen wird, wie viel Beschäftigung unterhalb des neuen Mindestlohns verloren gegangen ist und wie viel oberhalb des Mindestlohns dazu gekommen ist.

Die zentrale identifizierende Annahme ist auch hier die der gemeinsamen Trends der Zielgröße. Diese besagt, dass die Beschäftigung in Hoch- und Niedriglohnregionen sich ohne die Mindestlohnerhöhung parallel entwickelt hätte. Diese Annahme kann nicht direkt getestet werden, aber genau wie der Ansatz von Cengiz et al. (2019) beinhaltet die Methodik von Guipponi et al. (2024) einen Robustheitstest, der die Validität der Annahme zumindest stärken kann. Hierzu kann überprüft werden, ob es auch in höheren Segmenten der Stundenlohnverteilung signifikante Beschäftigungseffekte gibt. Ist dies nicht der Fall, dann unterstützt das die Validität der Annahme paralleler Trends. Diesem Test liegt die Annahme zugrunde, dass der Mindestlohn nur Beschäftigungseffekte im unteren Teil der Stundenlohnverteilung haben sollte und Effekte weiter oben in der Verteilung daher durch andere Faktoren, die sich systematisch zwischen Treatment- und Kontrollgruppe unterscheiden, verursacht werden.

3.3 Datengrundlagen und Deskriptionen

Im Folgenden werden die Datengrundlagen für die Implementierung des DiD-Ansatzes zur Abschätzung der Mindestlohnwirkungen beschrieben und erste Deskriptionen für diese präsentiert. Dabei können drei Arten von Variablen unterschieden werden:

- Variablen zur Bestimmung der Mindestlohnbetroffenheit: Stundenlohnsatz vor Einführung bzw. Erhöhung des Mindestlohns, Beschäftigung im Anwendungsbereich des gesetzlichen Mindestlohns;
- Variablen zur Messung der Zielgrößen: Beschäftigungsform (geringfügig, sozialversicherungspflichtig, Vollzeit/Teilzeit), Arbeitslosigkeit (SGB II / SGB III);
- Hintergrundvariablen zur Analyse von Effektheterogenitäten: insbesondere Alter, Geschlecht, Anforderungsniveau, regionale Dynamik.

Als Datenbasis für die vorliegende Analyse dient ein Portfolio aus aggregierten amtlichen Daten auf Regionalebene. Die verwendeten Datengrundlagen für Zielgrößen und Messung der Mindestlohnbetroffenheit werden in den folgenden Abschnitten näher beschrieben.

3.3.1 Verdienststrukturerhebung 2014 und 2018 und Verdiensterhebung 2022 und 2023

Das Statistische Bundesamt erhebt seit dem Jahr 2006 in regelmäßigen Abständen umfangreiche Daten zu Verdiensten von Beschäftigten in Deutschland. Diese Daten enthalten zudem detaillierte Informationen zu den einzelnen Beschäftigungsverhältnissen (z.B. Arbeitsstunden, persönliche Merkmale der Beschäftigten und Wirtschaftszweige). Die Erhebung wurde zwischen den Jahren 2006 und 2018 als „Verdienststrukturerhebung" in einem vierjährigen Rhythmus durchgeführt. Seit dem Jahr 2022 wird die „Verdiensterhebung" monatlich erstellt, wobei (nach aktuellem Stand) nur die Daten für den April eines Jahres als Mikrodaten für die Forschung bereitgestellt werden. Für die Analysen dieses Berichts ist von besonderer Relevanz, dass sowohl im Jahr 2014, also im Jahr vor der Einführung des gesetzlichen Mindestlohns, als auch in den Jahren 2018 und 2022, also in den Jahren vor der Erhöhung des Mindestlohns zum 1. Januar 2019 bzw. unmittelbar vor den Erhöhungen des Mindestlohns zum 1. Juli und 1. Oktober 2022, Daten erhoben wurden.

Verdienststrukturerhebung 2014: Die Verdienststrukturerhebung 2014 (VSE 2014) beinhaltet Informationen zu etwa einer Million Beschäftigungsverhältnissen in rund 71.000 Betrieben mit mindestens einem sozialversicherungspflichtig Beschäftigten. Berichtsmonat ist der April des jeweiligen Jahres. Für eine hohe Repräsentativität erfolgt die Auswahl der Betriebe geschichtet nach Bundesland, Wirtschaftszweig und Betriebsgrößenklasse (FDZ, 2019). Für die teilnehmenden Betriebe besteht eine Auskunftspflicht. Die VSE 2014 wurde bereits in der Evaluationsforschung zum gesetzlichen Mindestlohn eingesetzt (Bruttel et al. 2017, Bonin et al. 2018, Caliendo et al. 2018, Pestel et al. 2020, Caliendo et al. 2022, Caliendo et al. 2023). Sie zeichnet sich gegenüber anderen betriebsbezogenen Datenquellen durch eine Reihe nützlicher Eigenschaften aus. Die präzise Erfassung von Stundenlöhnen auf der Individualebene ermöglicht es, die Eingriffsintensität des Mindestlohns in unterschiedlichen Dimensionen zu erfassen.[8] Die Fallzahlen der VSE 2014 sind auch groß genug, um regionale Berechnungen durchzuführen, z.B. auf Ebene der hier verwendeten 257 Arbeitsmarktregionen, auch wenn darauf hingewiesen werden muss, dass die Ergebnisse unterhalb der Ebene der Bundesländer nicht per se repräsentativ sind (FDZ, 2019).

Verdienststrukturerhebung 2018: Auf die Verwendung der in den Jahren 2015, 2016 und 2017 erfolgten Verdiensterhebungen (VE), deren Teilnahme im Gegensatz zur VSE nicht verpflichtend, sondern

[8] In der VSE (2014 und 2018) werden die Stundenlöhne anhand der Bruttomonatslöhne (ohne Zuschläge, Sonderzahlungen und Überstundenentlohnung) und der Zahl der monatlichen Arbeitsstunden (ohne Überstunden) berechnet (Stundenlohn = (Gesamter Bruttomonatslohn ohne Sonderzahlungen – Überstundenentlohnung – Zuschläge) / (bezahlte monatliche Arbeitsstunden ohne Überstunden)). Im Gegensatz dazu basieren die für diesen Bericht berechneten Stundenlöhne in der Verdiensterhebung (2022 und 2023) auf Bruttomonatslöhnen, die Sonderzahlungen (wie z.B. Prämien) beinhalten.

freiwillig war, wird verzichtet. Dies geschieht zum einen wegen der möglichen Selektionsproblematik, zum anderen aber auch, weil die deutlich kleineren Fallzahlen in Bezug auf die geplanten Heterogenitätsanalysen keinen zusätzlichen Erkenntnisgewinn versprechen. Als zweite Quelle wird stattdessen auf die Verdienststrukturerhebung 2018 abgestellt. Die Verdienststrukturerhebung 2018 (VSE 2018) beinhaltet erneut verknüpfte Informationen über rund 60.000 Betriebe und einer Million Arbeitnehmer:innen, die eine detaillierte Beschreibung der Situation vor der zweiten Erhöhung des Mindestlohns zum 1. Januar 2019 ermöglichen. Die für die VSE 2014 genannten Eigenschaften bietet auch die VSE 2018. Somit ist es mit der VSE 2018 möglich, nahtlos an die bisherige Evaluationsforschung zum Mindestlohn anzuknüpfen und darüber hinaus Entwicklungen zwischen dem Jahr vor der Mindestlohneinführung und dem Jahr vor der zweiten Erhöhung im Jahr 2019 darzustellen.

Verdiensterhebung 2022: Die (neue) Verdiensterhebung April 2022 (VE 2022) beinhaltet Informationen zu etwa 8,8 Millionen Beschäftigungsverhältnissen in rund 64.810 Betrieben mit mindestens einem sozialversicherungspflichtig Beschäftigten. Die Erhebung findet monatlich statt, jedoch werden die Mikrodaten jeweils nur für den April eines Jahres veröffentlicht. Ebenso wird auch nur im April eine Vollimputation von Betrieben mit ausschließlich geringfügig beschäftigten Arbeitnehmer:innen und eine gebundene Hochrechnung vorgenommen (FDZ, 2023b). Für eine hohe Repräsentativität erfolgt die Auswahl der Betriebe geschichtet nach Bundesland, Wirtschaftszweig und Betriebsgrößenklasse (FDZ, 2023a). Für die teilnehmenden Betriebe besteht eine Auskunftspflicht. Die bereits für die Verdienststrukturerhebungen beschriebenen Vorteile bzgl. der präzisen Erfassung von Stundenlöhnen auf der Individualebene und der hohen Fallzahl gilt auch für die Verdiensterhebung. Insbesondere in Bezug auf die Fallzahlen hat sich die Datenlage im Vergleich zu den früheren Verdienststrukturerhebungen sogar noch deutlich verbessert.

Für die Analysen sind die Verdienststrukturerhebungen 2014 und 2018 und die Verdiensterhebung 2022 von zentraler Bedeutung, um die Eingriffsintensität zur Einführung und vor der Erhöhung zum 1. Januar 2019 bzw. zum 1. Juli und 1. Oktober 2022 zu bestimmen und die regionalen Einheiten – wie in Abschnitt 3.1 beschrieben – in Treatment- und Kontrollgruppe einzuteilen. Die binäre Einteilung der 257 Arbeitsmarktregionen erfolgt dabei auf Grundlage der Lohnlücke, die auf Basis der VSE 2014 berechnet wurde. An dieser Stelle werden aber auch die Werte für die VSE 2018 und die VE 2022 ausgewiesen, die zwar nicht für die Bestimmung der „Haupt-Effekte“ relevant sind, aber erlauben, die Veränderung der Eingriffsintensität im Zeitverlauf zu dokumentieren, was dann im weiteren Verlauf für die Diskussion der Effekte der Mindestlohnerhöhungen von Bedeutung ist. Darüber hinaus werden die Daten der VSE 2014 und VSE 2018 auch für die Schätzung regionaler Lohneffekte verwendet, welche

wiederum bei der gesonderten Betrachtung der Mindestlohnerhöhungen im Jahr 2022 mittels des Bunching-Ansatzes Verwendung finden.

Verdiensterhebung 2023: Die Verdiensterhebung April 2023 (VE 2023) beinhaltet Informationen zu etwa 9,4 Millionen Beschäftigungsverhältnissen in rund 68.861 Betrieben mit mindestens einem abhängig Beschäftigten. Alle weiteren beschriebenen Merkmale der VE 2022 treffen auch auf die VE 2023 zu.

Für die gesonderten Analysen der Mindestlohnerhöhungen des Jahres 2022 sind die Verdiensterhebungen 2022 und 2023 von zentraler Bedeutung. Sie werden für die Definition der Zielgrößen – der Beschäftigung in eng abgesteckten Abschnitten entlang der Stundenlohnverteilung – verwendet. Die binäre Einteilung der 257 Arbeitsmarktregionen in Treatment- und Kontrollgruppe erfolgt dabei auf Grundlage der regionalen Lohnniveaus bzw. Lohneffekte, die auf Basis der VSE 2014 und VSE 2018 berechnet werden.

Lohnlücke 2014, 2018 und 2022: Die Lohnlücke bezeichnet die durchschnittliche absolute Differenz des Stundenlohns zum gesetzlichen Mindestlohn von 8,50 Euro für die VSE 2014 (9,19 Euro für die VSE 2018 und 12 Euro für die VE 2022) für Stundenlöhne unterhalb des Mindestlohns, wobei die Differenz den Wert Null für Löhne von mindestens 8,50 Euro (9,19 Euro / 12 Euro) annimmt. Das hier verwendete Konzept der Lohnlücke basiert somit auf der Grundgesamtheit aller Beschäftigten, die nicht vom gesetzlichen Mindestlohn ausgenommen sind, und quantifiziert die Mindestlohnbetroffenheit sowohl im Hinblick auf die Anzahl der Beschäftigten sowie auf die Höhe des Mindestlohns im Vergleich zum Ausgangsniveau der Löhne. Die Fokussierung auf die Lohnlücke als Konzept zur Messung der Mindestlohnbetroffenheit erfolgt, da sie im Gegensatz zu den anderen Maßzahlen den Umfang der durchschnittlichen Anpassung der Entlohnung quantifiziert, der notwendig ist, um den Stundenlohn der Beschäftigten vom April 2014 (April 2018 / April 2022) auf das Niveau der gesetzlichen Lohnuntergrenze von 8,50 Euro nach Einführung des Mindestlohns (9,19 bzw. 12 Euro nach Erhöhung des Mindestlohns) anzuheben. Zudem besteht zwischen den verschiedenen Konzepten zur Erfassung der Mindestlohnbetroffenheit ein starker positiver Zusammenhang (siehe z.B. Bonin et al. 2018, S. 11 ff.).

Gruppeneinteilung 2014, 2018 und 2022: Die Einteilung in Treatment- und Kontrollgruppe orientiert sich am gewichteten Median der Lohnlücke auf Ebene der Arbeitsmarktregionen, der für die VSE 2014 0,143 Euro (relativ zu 8,50 Euro), für die VSE 2018 0,028 Euro (relativ zu 9,19 Euro) und für die VE 2022 0,261 Euro (relativ zu 12 Euro) beträgt. Bei der Interpretation dieser Größe ist zu beachten, dass das

hier verwendete Konzept der Lohnlücke auf Grundlage der Grundgesamtheit aller Beschäftigten berechnet wird. Dies schließt also ausdrücklich Beschäftigte ein, die im April 2014 (April 2018 /April 2022) bereits einen Stundenlohn von mehr als 8,50 Euro (9,19 Euro / 12 Euro) erhalten haben und für die die Differenz zum gesetzlichen Mindestlohn wie oben beschrieben Null beträgt.[9] Insgesamt weisen 113 Regionen für die VSE 2014 eine durchschnittliche Lohnlücke unterhalb oder gleich dieses Werts auf und bilden die Kontrollgruppe, während die übrigen 144 Regionen mit einer Lohnlücke oberhalb des Medians die Treatmentgruppe darstellen. Für die VSE 2018 bilden 104 Regionen die Kontrollgruppe, während 153 Regionen die Treatmentgruppe darstellen und für die VE 2022 bilden 93 Regionen die Kontroll- und 164 Regionen die Treatmentgruppe. Die unterschiedliche Zahl der Arbeitsmarktregionen in der Treatment- und Kontrollgruppe ist auf die Gewichtung mit der Beschäftigtenzahl in den Arbeitsmarktregionen bei der Berechnung des Medians der Lohnlücke zurückzuführen. Diese Gewichtung führt dazu, dass die Zahl der Beschäftigten gleichmäßig auf beide Gruppen verteilt ist.[10] Die Karte auf der linken Seite von Abbildung 3.1 zeigt für die VSE 2014 die geografische Verteilung der Höhe der Lohnlücke über die Arbeitsmarktregionen hinweg, während auf der rechten Seite die darauf basierende binäre Einteilung in Regionen mit einer niedrigen (unterhalb oder gleich des Medians) und hohen (oberhalb des Medians) Lohnlücke dargestellt ist.

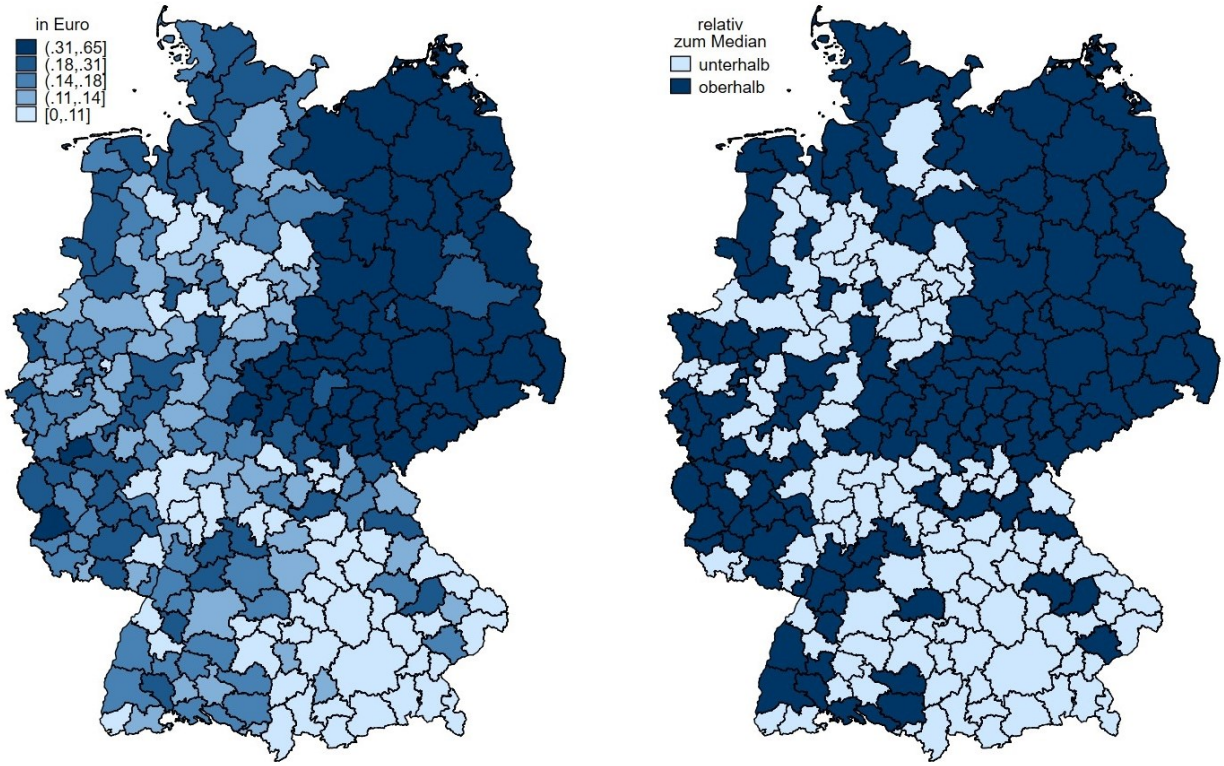
Eigenschaften der Kontroll- und Treatmentgruppe: Die ersten drei Spalten der Tabelle 3.1 beschreiben die Eigenschaften von Arbeitsmarktregionen vor Einführung des Mindestlohns auf Basis der VSE 2014. Neben allen 54 ostdeutschen Arbeitsmarktregionen werden 90 der insgesamt 203 westdeutschen Regionen der Treatmentgruppe zugeordnet. Die Tabelle zeigt, dass die durchschnittliche Lohnlücke in den Arbeitsmarktregionen oberhalb des Medians (0,281 Euro) fast dreimal so hoch ist wie in den Arbeitsmarktregionen unterhalb bzw. gleich des Medians (0,104 Euro). Dünn besiedelte und ländliche Regionen sind im Vergleich zu städtisch geprägten Arbeitsmarktregionen in der Treatmentgruppe deutlich überrepräsentiert. Dagegen sind nur wenige Unterschiede zwischen Treatment- und Kontrollgruppe festzustellen, was die Beschäftigungs- und Bevölkerungsstrukturen der Arbeitsmarktregionen betrifft.

[9] Die durchschnittliche Lohnlücke über alle Beschäftigungsverhältnisse hinweg beträgt für die VSE 2014 0,161 Euro. Dieser Wert ergibt sich aus dem gewichteten Mittel des Abstands zur Mindestlohnschwelle von durchschnittlich 1,41 Euro für die Gruppe der Beschäftigten mit Stundenlohn unter 8,50 Euro, deren Anteil 11,4 Prozent beträgt (1,41 Euro x 0,114 = 0,161 Euro). Für die VSE 2018 beträgt die durchschnittliche Lohnlücke über alle Beschäftigungsverhältnisse hinweg 0,027 Euro (0,39 Euro x 0,069 = 0,027 Euro). Für die VE 2022 beträgt die durchschnittliche Lohnlücke über alle Beschäftigungsverhältnisse hinweg 0,251 Euro (1.56 Euro x 0,162 = 0,251 Euro).

[10] Da Arbeitsmarktregionen mit einer relativ niedrigen Mindestlohnbetroffenheit im Durchschnitt größer sind (siehe Tabelle 3.1) ist ihre absolute Zahl geringer als die Zahl der Arbeitsmarktregionen mit relativ hoher Mindestlohnbetroffenheit.

Die Spalten (4)-(6) in Tabelle 3.1 beschreiben die Eigenschaften von Arbeitsmarktregionen vor der zweiten Erhöhung des Mindestlohns auf 9,19 Euro zum 1. Januar 2019 auf Basis der VSE 2018. Die durchschnittliche Lohnlücke in Arbeitsmarktregionen oberhalb des Medians (0,043) ist zwar immer noch mehr als doppelt so hoch wie in Regionen unterhalb oder gleich des Medians (0,019), aber die absoluten Unterschiede sind deutlich niedriger, weil die durchschnittliche Lohnlücke für beide Gruppen stark zurückgegangen ist. Es fällt auch auf, dass nun acht ostdeutsche Arbeitsmarktregionen nicht mehr der Treatmentgruppe, sondern der Kontrollgruppe zugeordnet werden (und etwa 7,7 Prozent dieser Gruppe ausmachen). Während sich die Beschäftigungsstruktur in den Gruppen kaum verändert hat, sind nun ländliche Regionen mit Verdichtungsansätzen weniger stark betroffen und dünn besiedelte, ländliche Regionen etwas stärker.

Abbildung 3.1: Lohnlücke in Arbeitsmarktregionen (VSE 2014)



Quelle: Verdienststrukturerhebung 2014, eigene Berechnung. Anmerkungen: Lohnlücke in Arbeitsmarktregionen, basierend auf der Verdienststrukturhebung 2014. Links: Darstellung der Lohnlücke über Arbeitsmarktregionen hinweg. Rechts: Darstellung der Lohnlücke relativ zum Median der Lohnlücke (Einteilung in Treatment- und Kontrollgruppe).

Die letzten drei Spalten in Tabelle 3.1 zeigen schließlich die Eigenschaften der Arbeitsmarktregionen vor der Erhöhung des Mindestlohns auf 12 Euro zum 1. Oktober 2022 auf Grundlage der VE 2022. Die Lohnlücke in der relativ stark vom Mindestlohn betroffenen Gruppe beträgt 0,357 und in der relativ wenig betroffenen Gruppe liegt dieser Wert bei 0,215. Damit unterscheiden sich diese beiden Gruppen

zwar deutlich in Bezug auf die Lohnlücke, der Unterschied ist jedoch im Vergleich zum Jahr 2014 gesunken. Die Gruppe mit den relativ hohen Lohnlücken besteht zu 31,1 Prozent aus ostdeutschen Regionen, während es in der Gruppe mit den geringeren Lohnlücken lediglich 3,2 Prozent sind.

Vergleich der Lohnlücken 2014, 2018 und 2022: Die Veränderungen über die Zeit werden in Abbildung 3.2 sehr deutlich, die im oberen Teil die regionalen Lohnlücken in den 257 Arbeitsmarktregionen für die VSE 2014 (links, bezogen auf 8,50 Euro), die VSE 2018 (Mitte, bezogen auf 9,19 Euro) und die VE 2022 (rechts, bezogen auf 12 Euro) zeigt. Während die Lohnlücke 2014 vor allem in Ostdeutschland besonders groß war, waren im Jahr 2018 auch Regionen im Nordwesten und in Rheinland-Pfalz stärker betroffen. Im Jahr 2022 sind neben den meisten ostdeutschen Regionen auch zahlreiche Regionen in Nord- und Westdeutschland relativ stark vom Mindestlohn betroffen. Lediglich in Bayern und Baden-Württemberg gibt es nur wenige stark betroffene Regionen. Während die Lohnlücke im Jahr 2014 im Mittel (gewichtet) 0,18 Euro betrug, lag sie im Jahr 2018 nur noch bei 0,03 Euro, um dann im Jahr 2022 auf 0,28 Euro anzusteigen.[11] Gleichzeitig lag die maximale mittlere regionale Lohnlücke im Jahr 2014 bei 0,65 Euro, im Jahr 2018 nur noch bei 0,10 Euro und im Jahr 2022 war das Maximum mit 0,61 Euro wieder fast auf dem Niveau des Jahres 2014. Ebenfalls interessant ist ein Blick auf das jeweilige Minimum der regionalen Lohnlücke. In den Jahren 2014 und 2018 war dieses mit 0,02 und 0,01 Euro recht gering. Im Jahr 2022 stieg das Minimum dann auf 0,11 Euro und lag damit sogar über dem Maximum aus dem Jahr 2018. Insgesamt kann also festgehalten werden, dass die regionale Lohnlücke im Jahr 2022 weniger weit gestreut ist als im Jahr 2014 und auch die Varianz abgenommen hat. Außerdem ist die Betroffenheit von der Mindestlohnerhöhung im Jahr 2019 insgesamt geringer als die Betroffenheit von der Mindestlohneinführung im Jahr 2015 oder die Betroffenheit von der Erhöhung auf 12 Euro im Jahr 2022. Dies verdeutlichen die Karten im unteren Teil von Abbildung 3.2, die die Differenz zwischen den Lohnlücken in den Jahren 2014/2018 2014/2022 und 2018/2022 je Arbeitsmarktregion darstellt.

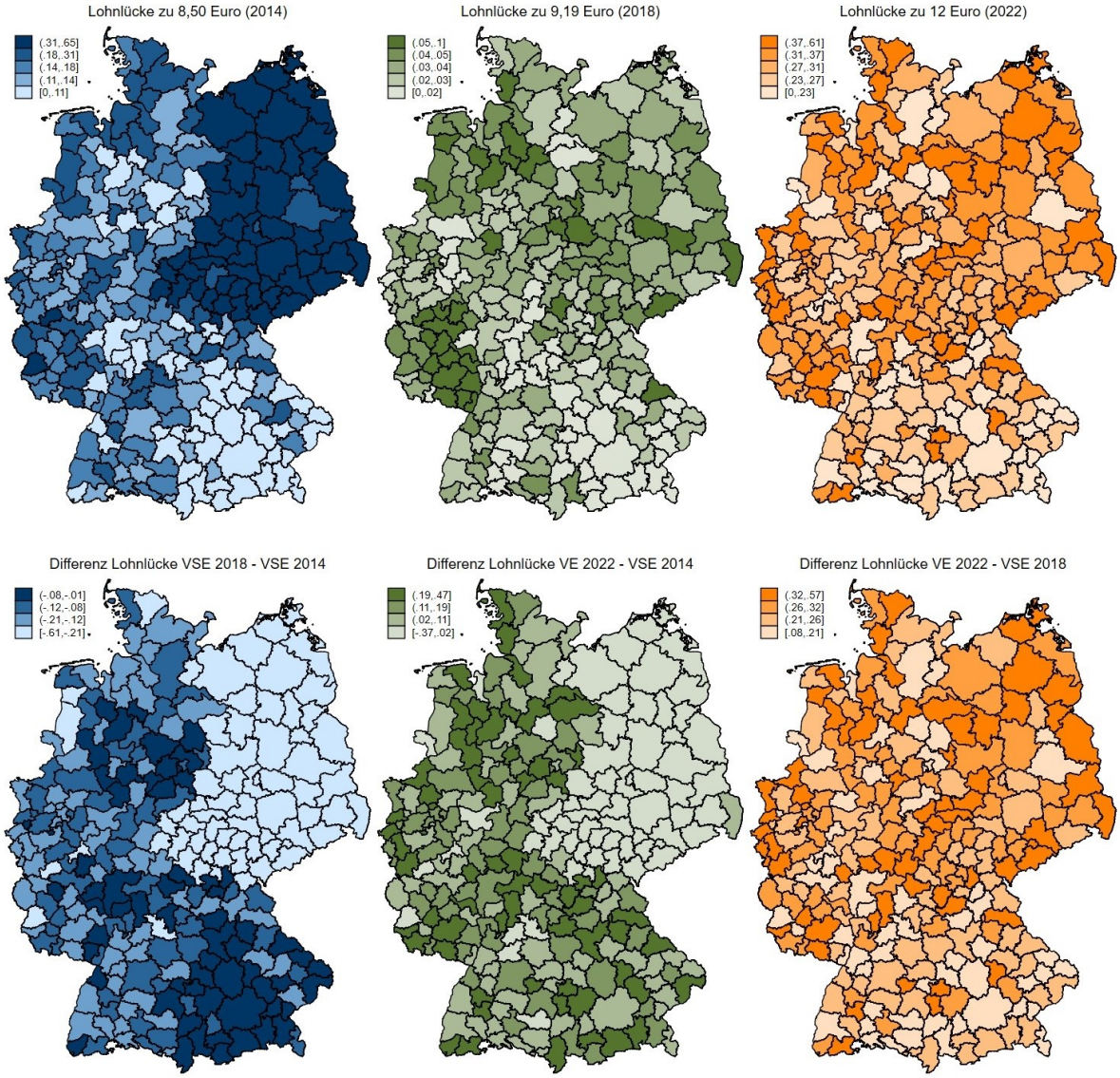
[11] Die durchschnittlichen Werte der Lohnlücke auf Ebene der Arbeitsmarktregionen liegen etwas oberhalb des zuvor genannten Gesamtdurchschnitts (siehe Fußnote 4). Dies ist darauf zurückzuführen, dass in der VSE Beschäftigte des öffentlichen Dienstes keiner Arbeitsmarktregion zugeordnet werden können, da die Angaben dieser Beschäftigten direkt der Personalstandstatistik, einer jährlichen Erhebung über alle Beschäftigten der öffentlichen Arbeitgeber:innen zum 30. Juni 2014, 2018 bzw. 2022, entnommen werden (siehe, z.B., Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder: Metadatenreport. Teil I: Allgemeine und methodische Informationen zur Verdienststrukturerhebung 2018. Version 1. Wiesbaden 2020.). Für diese Gruppe ist der gesetzliche Mindestlohn von sehr geringer Relevanz (2014: 1,4 Prozent unter 8,50 Euro, durchschnittliche Lohnlücke von 0,024 Euro; 2018: 0,53 Prozent unter 9,19 Euro, durchschnittliche Lohnlücke von 0,001 Euro; 2022: 2,32 Prozent unter 12 Euro, durchschnittliche Lohnlücke von 0,018 Euro), daher fallen die regionalspezifischen Auswertungen ohne diese Beschäftigtengruppe etwas höher aus.

Tabelle 3.1: Eigenschaften von Arbeitsmarktregionen vor Einführung bzw. Erhöhung des Mindestlohns

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
		VSE 2014			VSE 2018			VE 2022	
Mindestlohnbetroffenheit (in Relation zum Median der Lohnlücke)	**Gesamt**	**Gering**	**Hoch**	**Gesamt**	**Gering**	**Hoch**	**Gesamt**	**Gering**	**Hoch**
Durchschnittliche Lohnlücke 2014 / 2018 / 2022 (in Euro)	0,203	0,104	0,281	0,034	0,019	0,043	0,306	0,215	0,357
Region in Ostdeutschland (in %)	21	0	37,5	21	7,7	30,1	21	3,2	31,1
Siedlungsstruktur (in %)									
städtisch	44,7	52,2	38,9	44,7	51,9	39,9	44,7	53,8	39,6
ländlich mit Verdichtungsansätzen	24,9	22,1	27,1	24,9	25	24,8	24,9	21,5	26,8
dünn besiedelt, ländlich	30,4	25,7	34	30,4	23,1	35,3	30,4	24,7	33,5
Beschäftigungsstruktur nach Sektoren 2013 (in %)									
Land- und Forstwirtschaft, Fischerei	2,4	2,3	2,5	2,4	2,1	2,6	2,4	2,3	2,5
Dienstleistungen	13,7	13,7	13,7	13,7	13,9	13,5	13,7	13,7	13,7
Produzierendes Gewerbe	29,2	31	27,8	29,2	30,5	28,3	29,2	31,3	28
Öffentlicher Dienst	30,5	28,9	31,7	30,5	29,3	31,2	30,5	28,7	31,5
Handel, Verkehr und Gastgewerbe	24,2	24,1	24,3	24,2	24,2	24,3	24,2	24,1	24,3
Bevölkerungsanteil 18-64 Jahre 2013 (in %)	62,4	62,6	62,2	62,4	62,6	62,2	62,4	62,7	62,2
Wirtschaftswachstum									
BIP-Wachstumsrate 2010-2013 (in %)	9,8	10,2	9,5	9,8	10,3	9,4	9,8	10,5	9,4
Anteil mit BIP-Wachstumsrate 2010-2013 im unteren Quartil (in %)	25,7	30,1	22,2	25,7	25	26,1	25,7	23,7	26,8
BIP Wachstumsrate 2015-2018 (in %)	10,5	11,5	9,8	10,5	11,1	10,1	10,5	11,7	9,8
Anteil mit BIP-Wachstumsrate 2015-2018 im unteren Quartil (in %)	29,2	20,4	36,1	29,2	21,2	34,6	29,2	17,2	36,0
BIP Wachstumsrate 2018-2021 (in %)	7,7	7,1	8,2	7,7	7,0	8,2	7,7	7,2	8,0
Anteil mit BIP-Wachstumsrate 2018-2021 im unteren Quartil (in %)	21,4	24,8	18,8	21,4	26,0	18,3	21,4	24,7	19,5
Anzahl Arbeitsmarktregionen	**257**	**113**	**144**	**257**	**104**	**153**	**257**	**93**	**164**

Quelle: VSE (2014, 2018), VE 2022, Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) und Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen. Anmerkungen: Eine hohe (geringe) Mindestlohnbetroffenheit bedeutet, dass die Lohnlücke oberhalb (unterhalb oder gleich) des Medians ist. Die Einteilung der Arbeitsmarktregionen in siedlungsstrukturelle Typen basiert auf den Angaben des BBSR. Die Beschäftigung nach Sektoren, das Bruttoinlandsprodukt sowie die Bevölkerungsangaben wurden der Regionalstatistik des Statistischen Bundesamts entnommen. Dienstleistungen: Finanz-, Versicherungs-, Unternehmensdienstleistungen, Grundstücks- und Wohnungswesen. Öffentlicher Dienst: öffentliche und sonstige Dienstleistungen, Erziehung und Gesundheit. Handel, Verkehr und Gastgewerbe beinhaltet Informations- und Kommunikationsgewerbe. Alle Angaben sind ungewichtet.

Abbildung 3.2: Lohnlücken 2014, 2018 und 2022 sowie Differenz der Lohnlücken (in Euro)



Quelle: Verdienststrukturerhebung 2014, 2018; Verdiensterhebung 2022; eigene Berechnung. Anmerkungen: Gegenüberstellung der Lohnlücke für die Verdienststrukturerhebungen 2014 und 2018 und die Verdiensterhebung 2022 in den Arbeitsmarktregionen Deutschlands (für 2014 in Bezug auf 8,50 Euro, für 2019 in Bezug auf 9,19 Euro und für 2022 in Bezug auf 12 Euro) sowie Darstellung der regionalen Differenzen in zwischen 2018 und 2014, 2022 und 2014 und zwischen 2022 und 2018 (in Euro).

Die Differenz zwischen den Jahren 2018 und 2014 ist für alle Regionen negativ. Es zeigt sich insbesondere für ostdeutsche Regionen eine starke Verringerung der Mindestlohnbetroffenheit, wohingegen diese Verringerung in südwestlichen Regionen, die vorab eine geringere Lücke aufwiesen, vergleichsweise schwach ausfällt. Zwischen den Jahren 2014 und 2022 hat die Lohnlücke insbesondere in Ostdeutschland abgenommen oder ist nur leicht gestiegen, während sie in vielen westdeutschen Region moderat oder sogar deutlich (bis zu 0,47 Euro) angestiegen ist. Die Differenz zwischen den Jahren 2018

und 2022 fällt überall positiv aus, wobei der Anstieg tendenziell stärker im Osten und Teilen Nord- und Westdeutschlands als im Süden ist.

Zeitliche Variation in der Mindestlohnbetroffenheit: Der grafische Vergleich der Lohnlücken für die Jahre 2014, 2018 und 2022 deutet bereits darauf hin, dass es Variation in der Mindestlohnbetroffenheit über die Jahre hinweg gibt. Tabelle 3.2 untersucht diesen statistischen Zusammenhang für verschiedene Betroffenheitsmaße. Dabei wird neben der Lohnlücke auch der Anteil der Beschäftigten berücksichtigt, die in einer Region vor Einführung bzw. Erhöhung des Mindestlohns weniger als 8,50 bzw. 9,19 Euro oder 12 Euro verdienten. Es zeigt sich zunächst in Panel A, dass die beiden Betroffenheitsmaße wie bereits erwähnt in den jeweiligen Jahren untereinander stark korreliert sind mit Korrelationskoeffizienten von 0,95 im Jahr 2014, 0,71 im Jahr 2018 und 0,93 im Jahr 2022. Gleichzeitig wird ersichtlich, dass die Korrelationen der jeweiligen Betroffenheitsmaße über die Zeit zwar immer noch statistisch signifikant, aber deutlich niedriger ausfallen: Der Korrelationskoeffizient zwischen der Lohnlücke im Jahr 2014 und im Jahr 2018 liegt nur bei etwa 0,30, der für den Anteil der Betroffenen bei etwa 0,57. Für die Jahre 2022 und 2014 (2018) liegen diese Werte für die Lohnlücke bei 0,32 (0,35) und für dem Anteil bei 0,49 (0,57). Dies wirft die Frage auf, inwieweit sich die betroffenen Regionen in den Jahren 2014, 2018 und 2022 unterscheiden. Daher gibt Panel B der Tabelle 3.2 die Rangkorrelationen zwischen den Lohnlücken der drei Jahre an. Insgesamt wird deutlich, dass die Rangkorrelation relativ niedrig ausfällt und es Regionen gibt, die von der Mindestlohneinführung sehr stark und von Mindestlohnerhöhung in 2019 bzw. 2022 nur sehr schwach betroffen waren.

Tabelle 3.2: Korrelationen der Maße für die Mindestlohnbetroffenheit

Variablen	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
A. Pearsons Korrelationskoeffizient	**Lohnlücke 2014**	**Anteil 2014**	**Lohnlücke 2018**	**Anteil 2018**	**Lohnlücke 2022**	**Anteil 2022**
(1) Lohnlücke 2014	1,000					
(2) Anteil 2014	0,953***	1,000				
(3) Lohnlücke 2018	0,295***	0,288***	1,000			
(4) Anteil 2018	0,569***	0,597***	0,713***	1,000		
(5) Lohnlücke 2022	0,315***	0,360***	0,352***	0,482***	1,000	
(6) Anteil 2022	0,442***	0,494***	0,365***	0,565***	0,925***	1,000
B. Spearmans Rangkorrelationskoeffizient	**Rang Lohnlücke 2014**	**Rang Lohnlücke 2018**	**Rang Lohnlücke 2022**			
(1) Rang Lohnlücke 2014	1,000					
(2) Rang Lohnlücke 2018	0,4082***	1,000				
(2) Rang Lohnlücke 2022	0,3606***	0,3811***	1,000			

*Quelle: Verdienststrukturerhebung 2014, 2018; Verdiensterhebung 2022; eigene Berechnung. Anmerkungen: Paarweise Korrelationen der Mindestlohnbetroffenheit anhand von Lohnlücke und Anteil an Beschäftigten mit Lohn unter Mindestlohn. Lohnlücke und Anteil beziehen sich für 2014 auf den Mindestlohn von 8,50 Euro, für 2018 auf den Mindestlohn von 9,19 Euro und für 2022 auf den Mindestlohn von 12 Euro. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.*

Deskription der verschiedenen Gruppen: Um dies näher zu untersuchen, präsentiert Tabelle 3.3 die Anzahl der Regionen, die zwischen den Jahren 2014, 2018 und 2022 den (binären) Treatment-Status behalten oder gewechselt haben. Es zeigt sich, dass 85 Regionen (33,1 Prozent) in allen drei Jahren eine Lohnlücke über dem (gewichteten) Median der Regionen hatten, während 40 Regionen (15,6 Prozent) dauerhaft zur Gruppe mit einer Lohnlücke unterhalb des Medians gehören. Im Umkehrschluss bedeutet dies, dass 132 Regionen (51,4 Prozent) mindestens einmal den (binären) Treatment-Status gewechselt haben. Zwischen den Jahren 2014 und 2018 haben 81 Regionen (31,5 Prozent) gewechselt, zwischen den Jahren 2018 und 2022 93 Regionen (36,2 Prozent) und im Vergleich zum Jahr 2014 haben im Jahr 2022 90 Regionen (35,0 Prozent) ihren (binären) Treatment-Status gewechselt.

Tabelle 3.3: Zugehörigkeit zur Treatment- und Kontrollgruppe 2014, 2018 und 2022

VSE 2014 – Lohnlücke zu 8,50 Euro über dem Median	VSE 2018 – Lohnlücke zu 9,19 Euro über dem Median	VE 2022 – Lohnlücke zu 12 Euro über dem Median	N Arbeitsmarktregionen
Ja	Ja	Ja	85
Ja	Nein	Nein	12
Ja	Ja	Nein	23
Ja	Nein	Ja	24
Nein	Ja	Nein	18
Nein	Nein	Ja	28
Nein	Ja	Ja	27
Nein	Nein	Nein	40
			Σ 257

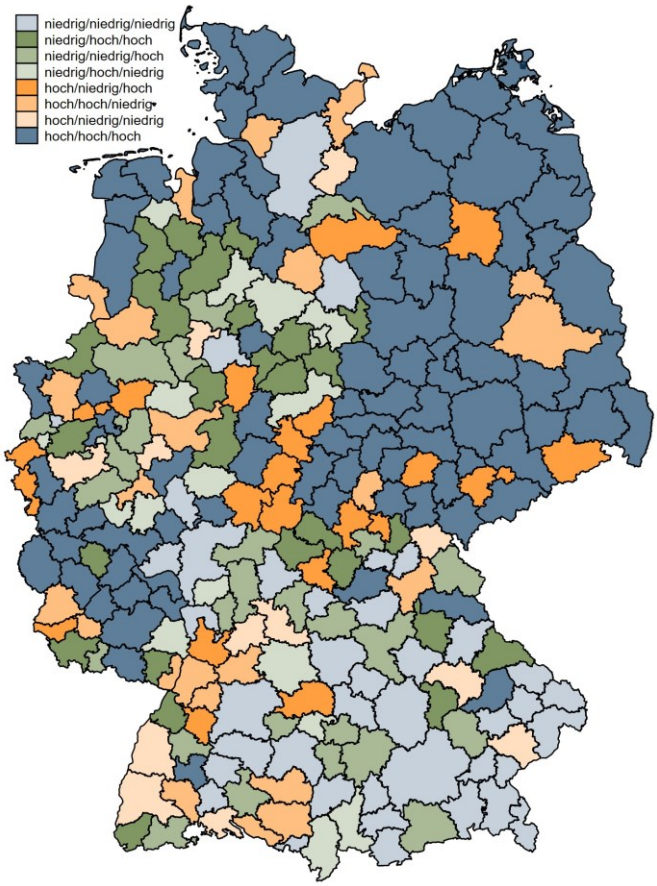
Quelle: Verdienststrukturerhebung 2014, 2018; Verdiensterhebung 2022; eigene Berechnung.

Abbildung 3.3 veranschaulicht die regionale Verteilung dieser acht Gruppen. Es wird deutlich, dass die meisten Regionen in Ostdeutschland und einige Regionen insbesondere in Schleswig-Holstein, im Norden Niedersachsens und in Rheinland-Pfalz zu allen drei Zeitpunkten zu den stark vom Mindestlohn betroffenen Regionen gehörten, während viele Regionen Bayerns jeweils wenig betroffen waren. Regionen, die von der Kontrollgruppe im Jahr 2014 zur Treatmentgruppe im Jahr 2018 gewechselt und dort auch im Jahr 2022 geblieben sind, befinden sich gehäuft im Nordwesten und in einem Streifen von Nordwest- bis Südniedersachsen. Eine weitere leichte regionale Häufung zeigt sich in Baden-Württemberg, wo es relativ viele Regionen gibt, die im Jahr 2014 eine relativ hohe Lohnlücke hatten und entweder im Jahr 2018 oder Im Jahr 2022 in die Gruppe mit einer relativ geringen Lohnlücke gewechselt sind.

Tabelle 3.4 rundet das Bild ab und beschreibt die Eigenschaften der Arbeitsmarktregionen in den acht Gruppen. In den Spalten (1) und (8) sind die Arbeitsmarktregionen enthalten, die in allen drei Jahren ihren Status in der Treatment- (1) und Kontrollgruppe (8) behalten haben, während die Spalten (2) bis

(7) die verschiedenen Gruppen der Wechsler beschreiben. An dieser Stelle sollen einige interessante Aspekte aus Tabelle 3.4 erwähnt werden. Während im Jahr 2014 die durchschnittlichen Lohnlücken der relativ stark betroffenen Gruppen (in den Spalten (1)-(4)) mitunter deutlich variieren (die Bandbreite geht von 0,195 bis 0,319), nähern sich die stark betroffenen Gruppen in den Jahren 2018 und 2022 deutlich an. Während dies für das Jahr 2018 nicht überraschend ist, da das gesamte Niveau der Lohnlücke viel geringer ist, ist dies für das Jahr 2022 bemerkenswerter. Die Bandbreite der Lohnlücken der stark betroffenen Gruppen liegt nun nur noch bei 0,322 bis 0,369. Die durchschnittlichen Lohnlücken für die weniger stark betroffenen Regionen liegen in allen drei Jahren relativ dicht beieinander. Weitere Auffälligkeiten sind ein besonders geringer Anteil städtischer Regionen in Gruppe 1 der immer stark betroffenen Regionen sowie ein relativ geringer (großer) Anteil Beschäftigter im produzierenden Gewerbe in immer stark (gering) betroffenen Regionen. In letzterer Gruppe zeigt sich zwischen den Jahren 2014 und 2022 auch das geringste Wachstum des durchschnittlichen Stundenlohns mit 33 Prozent, während der Anstieg in Gruppe (2) mit 45,1 Prozent am stärksten ausfiel.

Abbildung 3.3: Vergleich der Mindestlohnbetroffenheit (Treatment-Status) in den Jahren 2014, 2018 und 2022



Quelle: Verdienststrukturerhebung 2014, 2018; Verdiensterhebung 2022; eigene Berechnung. Anmerkungen: Gegenüberstellung der Zugehörigkeit zu den Gruppen mit hoher Mindestlohnbetroffenheit für die Verdienststrukturerhebung 2014 und 2018 in den Arbeitsmarktregionen Deutschlands (für 2014 in Bezug auf 8,50 Euro und für 2018 in Bezug auf 9,19 Euro).

Tabelle 3.4: Eigenschaften von Arbeitsmarktregionen nach Mindestlohnbetroffenheit (Treatment Status) in den Jahren 2014, 2018 und 2022

Mindestlohnbetroffenheit in 2014 / 2018 / 2022 (in Relation zum Median der Lohnlücke)	**(1) Hoch / Hoch / Hoch**	**(2) Hoch / Gering / Gering**	**(3) Hoch / Hoch / Gering**	**(4) Hoch / Gering / Hoch**	**(5) Gering / Hoch / Gering**	**(6) Gering / Gering / Hoch**	**(7) Gering / Hoch / Hoch**	**(8) Gering / Gering / Gering**
Durchschnittliche Lohnlücke 2014 (in Euro)	0,319	0,195	0,209	0,254	0,114	0,104	0,112	0,095
Durchschnittliche Lohnlücke 2018 (in Euro)	0,045	0,018	0,039	0,022	0,038	0,02	0,044	0,018
Durchschnittliche Lohnlücke 2022 (in Euro)	0,369	0,22	0,22	0,348	0,222	0,322	0,364	0,208
Region in Ostdeutschland (in %)	50,6	0	13	33,3	0	0	0	0
Siedlungsstruktur 2015 (in %)								
städtisch	28,2	50	56,5	54,2	72,2	60,7	40,7	45
ländlich mit Verdichtungsansätzen	32,9	33,3	13	16,7	11,1	25	18,5	27,5
dünn besiedelt, ländlich	38,8	16,7	30,4	29,2	16,7	14,3	40,7	27,5
Beschäftigungsstruktur nach Sektoren 2013 (in %)								
Land- und Forstwirtschaft, Fischerei	2,8	2	2,2	1,9	2,1	1,9	2,8	2,4
Dienstleistungen	13,6	13,3	13,5	14,5	14,3	14,2	12,8	13,6
Produzierendes Gewerbe	26,9	29,8	30,9	27,1	30	30,6	29,6	32,6
Öffentlicher Dienst	32,5	30,3	29,2	32	29,3	29	30,4	27,6
Handel, Verkehr und Gastgewerbe	24,3	24,6	24,3	24,5	24,2	24,2	24,4	23,8
Bevölkerungsanteil 18-64 Jahre 2013 (in %)	62	62,8	62,6	62,2	62,3	62,6	62,3	62,8
Wirtschaftswachstum								
BIP-Wachstumsrate 2010-2013 (in %)	9,6	10,6	8,9	9,3	9,8	9,2	9,1	11,7
Anteil mit BIP-Wachstumsrate 2010-2013 im unteren Quartil (in %)	22,4	8,3	21,7	29,2	44,4	35,7	29,6	20
BIP-Wachstumsrate 2015-2018 (in %)	9,3	10,6	11	9,6	12,6	11,3	10,1	12,1
Anteil mit BIP-Wachstumsrate 2015-2018 im unteren Quartil (in %)	42,4	16,7	26,1	33,3	16,7	25	29,6	12,5
BIP-Wachstumsrate 2018-2021 (in %)	9,3	7,1	6,7	6,2	7,1	6,5	6,8	7,7
Anteil mit BIP-Wachstumsrate 2018-2021 im unteren Quartil (in %)	12,9	16,7	34,8	25	16,7	32,1	22,2	25

Fortsetzung auf nächster Seite

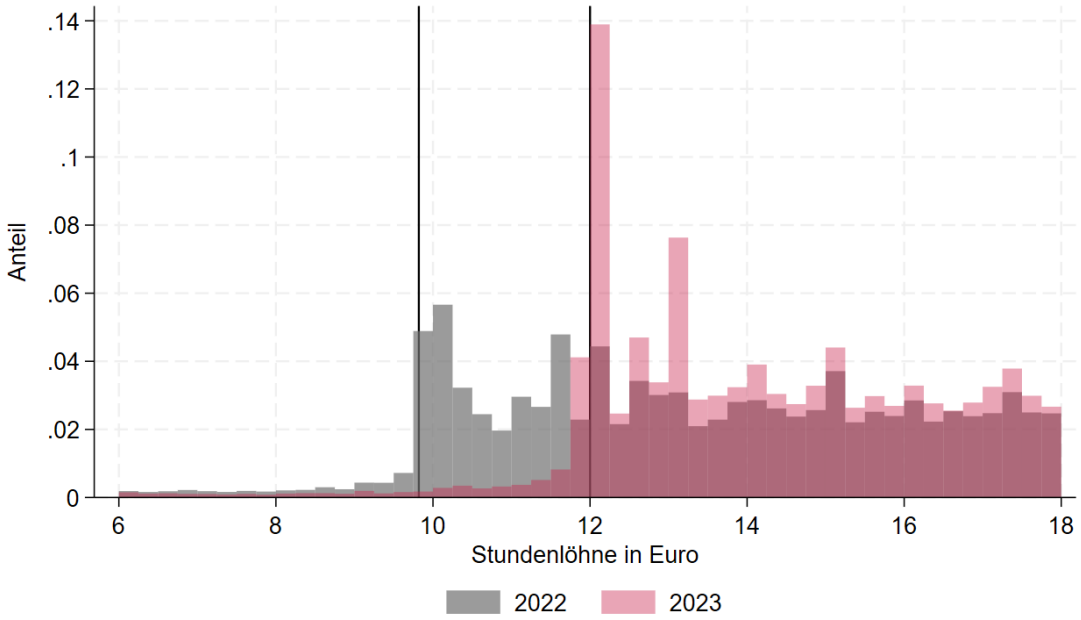
Fortsetzung von letzter Seite

Mindestlohnbetroffenheit in 2014 / 2018 / 2022 (in Relation zum Median der Lohnlücke)	**Hoch / Hoch / Hoch**	**Hoch / Gering / Gering**	**Hoch / Hoch / Gering**	**Hoch / Gering / Hoch**	**Gering / Hoch / Gering**	**Gering / Gering / Hoch**	**Gering / Hoch / Hoch**	**Gering / Gering / Gering**
Stundenlohn								
Durchschnittlicher Stundenlohn 2014 (in Euro)	13,7	15,5	15,9	14,6	16,7	16,5	15,6	17,2
Durchschnittlicher Stundenlohn 2018 (in Euro)	15,5	18,2	17,8	17,2	17,9	18,4	16,8	18,9
Durchschnittlicher Stundenlohn 2022 (in Euro)	19,6	22,5	22,8	20,9	23,5	22,9	20,7	24,1
Prozentuale Differenz 2018-2014	13,7	18,0	12,7	18,7	7,8	12,0	8,2	9,6
Prozentuale Differenz 2022-2014	43,2	45,1	43,4	44,2	40,0	38,6	33,0	39,7
Anzahl Arbeitsmarktregionen	85	12	23	24	18	28	27	40

Quelle: Verdienststrukturerhebung 2014, 2018; Verdiensterhebung 2022; Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) und Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen. Anmerkungen: Eine hohe (geringe) Mindestlohnbetroffenheit bedeutet, dass die Lohnlücke oberhalb (unterhalb oder gleich) des Medians ist. Die Einteilung der Arbeitsmarktregionen in siedlungsstrukturelle Typen basiert auf den Angaben des BBSR. Die Beschäftigung nach Sektoren, das Bruttoinlandsprodukt sowie die Bevölkerungsangaben wurden der Regionalstatistik des Statistischen Bundesamts entnommen. Dienstleistungen: Finanz-, Versicherungs-, Unternehmensdienstleistungen, Grundstücks- und Wohnungswesen. Öffentlicher Dienst: öffentliche und sonstige Dienstleistungen, Erziehung und Gesundheit. Handel, Verkehr und Gastgewerbe beinhaltet Informations- und Kommunikationsgewerbe. Alle Angaben sind ungewichtet.

Stundenlohnverteilung in der VE 2022 und der VE 2023: Abbildung 3.4 zeigt die (gewichteten) Stundenlohnverteilungen in der VE 2022 (graue Balken) und der VE 2023 (rote Balken) in Abschnitten von 0,25 Euro und bis zu einer Höhe von 18 Euro, zusätzlich sind die Werte 9,82 Euro und 12 Euro (Mindestlohnerhöhungen zum 1. Januar 2022 bzw. 1. Oktober 2022) mit vertikalen Linien markiert.[12] Es wird deutlich, dass es im April 2022 eine Häufung von Beschäftigungsverhältnissen mit einem Stundenlohn im Intervall zwischen 9,75 Euro und 10,25 Euro gab, was den zum damaligen Zeitpunkt geltenden Mindestlohn von 9,82 Euro einschließt. Oberhalb dieses Intervalls fällt die Dichte an Beschäftigungsverhältnissen deutlich ab und bleibt überwiegend auf einem niedrigeren Niveau. Im Vergleich dazu hat im April 2023 der Anteil der Beschäftigungsverhältnisse unterhalb von 12 Euro erwartungsgemäß stark abgenommen. Gleichzeitig hat sich der Anteil Beschäftigter mit einem Stundenlohn zwischen 12 Euro und 12,25 Euro mehr als verdreifacht. Darüber hinaus zeigen sich Anstiege in höheren Abschnitten der Lohnverteilung, wobei ein besonders starker Anstieg im Abschnitt zwischen 13 und 13,25 Euro zu verzeichnen ist.

Abbildung 3.4: Stundenlohnverteilung in der VE 2022 und der VE 2023 zwischen 6 Euro und 18 Euro



Quelle: Verdiensterhebung 2022, 2023; eigene Berechnung. Anmerkungen: Das Histogramm stellt die Verteilung der Stundenlöhne in der VE 2022 (grau) und der VE 2023 (rot) in diskreten Abschnitten von 0,25 Euro für Stundenlöhne zwischen sechs und 18 Euro dar. Jeder Balken gibt hierbei den Anteil aller Stundenlöhne zwischen Sechs und 18 Euro an, der in dem betreffenden Abschnitt liegt. Die eingezeichneten senkrechten schwarzen Linien markieren die Höhe der Mindestlohnerhöhungen zum 1. Januar 2022 auf 9,82 Euro und zum 1. Oktober 2022 auf 12 Euro.

[12] Die hier gezeigten Werte schließen alle Beschäftigten in der VE mit ein, auch diejenigen, für die keine Informationen zur Arbeitsmarktregion verfügbar sind und demnach nicht in die spätere Kausalanalyse einbezogen werden können. Dies betrifft ausschließlich Beschäftigte des öffentlichen Dienstes bzw. Beamte. In dieser Gruppe ist der Anteil Beschäftigter im Niedriglohnsektor sehr gering (so verdienten im April 2022 z.B. nur ca. 2,3 Prozent dieser Gruppe weniger als 12 Euro die Stunde), sodass die hier gezeigte Verteilung sich kaum von der ohne den öffentlichen Dienst unterscheiden dürfte.

Diese Zuwächse in der Stundenlohnverteilung weiter oberhalb des Mindestlohns könnten neben einem allgemeinen Lohnwachstum zwischen den Jahren 2022 und 2023 auch Spillover-Effekte des Mindestlohns entlang der Stundenlohnverteilung zuzuschreiben sein. Insgesamt ist deskriptiv eine Verschiebung in der Verteilung der Stundenlöhne zu beobachten, die sich eindeutig an der Veränderung der Höhe des Mindestlohns orientiert. Ob dies jedoch lediglich eine Verschiebung der Beschäftigung ist oder auch ein Beschäftigungsabbau damit einhergeht, wird mithilfe der Kausalanalyse der Mindestlohnerhöhung auf 12 Euro in Abschnitt 5 untersucht.

3.3.2 Regionaldaten der Statistik der Bundesagentur für Arbeit

Die Statistik der Bundesagentur für Arbeit (BA-Statistik) veröffentlicht die Zahl der sozialversicherungspflichtig und geringfügig Beschäftigten sowie die Anzahl der Arbeitslosen im Monats- bzw. Quartalsrhythmus auf regionaler Ebene. Die Statistiken basieren auf den Prozessdaten der Bundesagentur für Arbeit sowie der Rentenversicherung und sind daher generell als sehr verlässlich einzustufen.

Regionaldaten der BA-Statistik zu Beschäftigung und Arbeitslosigkeit liegen auf Ebene der Landkreise und kreisfreien Städte vor und lassen sich zu Arbeitsmarktregionen aggregieren.[13] Dies erlaubt die Verknüpfung mit einer Reihe von Kontrollvariablen, die ebenfalls auf der Ebene der Kreise oder Arbeitsmarktregionen gemessen werden, wie etwa regionale Kennzahlen zu Bevölkerung, Wirtschaftsstruktur und Wirtschaftskraft des Statistischen Bundesamts oder anhand der VSE 2014/2018 und der VE 2022 berechnete Kennziffern zur Mindestlohnbetroffenheit. Die BA-Statistik liefert zudem regionale Arbeitsmarktgrößen für differenzierte Zielgruppen (u.a. Geschlecht, Altersgruppen, Anforderungsniveau der ausgeübten Tätigkeit). Somit lassen sich auf regionaler Ebene heterogene Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit analysieren.

Die laufenden Aktualisierungen der administrativ erhobenen, von der BA-Statistik publizierten Daten erlauben eine Analyse der regionalen Beschäftigung für den Zeitraum vom ersten Quartal 2013 bis einschließlich zum ersten Quartal 2024 sowie der registrierten Arbeitslosigkeit bis zum dritten Quartal

[13] Bei den Arbeitsmarktregionen handelt es sich um eine kreisscharfe Raumabgrenzung durch das Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR). Grundlage für die Abgrenzung der Arbeitsmarktregionen sind die Berufspendleranteile zwischen Kreisen unter Beachtung verschiedener Nebenbedingungen. Siehe dazu: https://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/forschung/raumbeobachtung/Raumabgrenzungen/deutschland/regionen/arbeitsmarktregionen/Arbeitsmarktregionen.html (letzter Zugriff: 23.05.2024). Siehe auch die Auswertung des Statistischen Bundesamts „Relative Höhe des Mindestlohns nach Arbeitsmarktregionen“ (https://www.destatis.de/DE/Themen/Arbeit/Verdienste/Mindestloehne/karte-mindestloehne.html#:~:text=W%C3%BCrde%20der%20mittlere%20Bruttostundenverdienst%2024,genau%20der%20Mindestlohn%20verdient%20werden, letzter Zugriff: 23.05.2024). Das BBSR weist zum Stand 31.12.2015 insgesamt 258 Arbeitsmarktregionen aus. Die Angaben der BA-Statistik auf Kreisebene wurden für den Stand 31.12.2016 definiert. Auf Grund der Fusion der Landkreise Göttingen und Osterode am Harz zum neuen Landkreis Göttingen ab dem 01.11.2016 wurden für die Aggregation der BA-Statistik die Arbeitsmarktregionen Göttingen und Osterode (jeweils bestehend aus den gleichnamigen Kreisen) entsprechend zusammengelegt. Die Untersuchung umfasst somit 257 Arbeitsmarktregionen.

2024. Die BA-Statistik umfasst regionalspezifische Angaben zur sozialversicherungspflichtigen sowie zur geringfügigen Beschäftigung, getrennt nach ausschließlich geringfügig Beschäftigten sowie geringfügig Beschäftigten im Nebenjob. Darauf basierend wird die Gesamtzahl der abhängig Beschäftigten als Summe aus sozialversicherungspflichtig und ausschließlich geringfügig Beschäftigten berechnet. Die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung wird wiederum getrennt nach Vollzeit- und Teilzeitbeschäftigung ausgewiesen.[14]

Abbildung 3.5 zeigt die Trends von aggregierter Beschäftigung, Arbeitslosigkeit, Kurzarbeit und Erwerbspersonen für Regionen mit hoher und niedriger Mindestlohnbetroffenheit für den Zeitraum vom ersten Quartal 2013 bis zum ersten bzw. dritten Quartal 2024. Über den Beobachtungszeitraum hinweg nimmt die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung allgemein zu, wobei sie leichten saisonalen Schwankungen unterliegt (Höchststand jeweils im dritten Quartal, danach Absinken im vierten Quartal, gefolgt von einem erneuten Anstieg im ersten und zweiten Quartal bis zum nächsten Höchststand im dritten Quartal). Ein zwischenzeitliches Hoch wurde im dritten Quartal 2019 mit insgesamt 33,55 Mio. sozialversicherungspflichtigen Beschäftigungsverhältnissen erreicht. Danach fiel die Zahl etwas und schwankte leicht von Quartal zu Quartal, bevor sie ab der zweiten Jahreshälfte 2021 wieder deutlicher angestiegen ist und ihren bisherigen Höchststand im dritten Quartal 2023 mit insgesamt 34,52 Mio. erreichte (davon 17,24 Mio. in Regionen mit hoher und 17,29 Mio. in Regionen mit niedriger Mindestlohnbetroffenheit). Die Zahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten ist dabei in Regionen mit einer niedrigen Lohnlücke etwas stärker gestiegen und ist seit dem Jahr 2018 in beiden Gruppen etwa auf dem gleichen Niveau. Im Jahr 2023 zeichnet sich schließlich ein leicht positiverer Trend in der Gruppe mit den niedrigeren Lohnlücken ab.

Gleichzeitig ist die Zahl der Arbeitslosen stetig gesunken. Sie erreichte im vierten Quartal 2018 einen Tiefstand von 2,21 Mio., um sich dann bis zum ersten Quartal 2020 auf ein Niveau von etwa 2,3 Mio. einzupendeln. Dies reflektiert den allgemeinen Aufschwung am deutschen Arbeitsmarkt seit Ende der Finanzkrise, der mit Beginn der Corona-Pandemie allerdings zum Stillstand gekommen ist. Denn anders als in den Jahren zuvor ist die Beschäftigung in den ersten beiden Quartalen 2020 nicht gestiegen, sondern um 640.000 auf 36,12 Mio. gesunken und es kam zu einem starken Anstieg der Arbeitslosigkeit im zweiten Quartal 2020 um 637.000 Personen gegenüber dem Vorjahresquartal. In etwa auf diesem Niveau blieb die Zahl der Arbeitslosen, bevor sie zwischen dem zweiten und dem vierten Quartal 2021

[14] Hierbei ist allerdings zu beachten, dass es insbesondere bis einschließlich des Jahres 2014 Abweichungen zwischen der Summe aus Voll- und Teilzeitbeschäftigung und der gesamten sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung gibt, die im Durchschnitt der Arbeitsmarktregionen mitunter vierstellig sind.

wieder sank, aber weiter etwas über dem Niveau der Vorjahre blieb. Während der Anstieg Anfang des Jahres 2020 sowohl bei Arbeitslosen gemäß des SGB II als auch des SGB III zu beobachten ist, betrifft das Absinken ab dem Jahr 2021 vor allem Arbeitslosigkeit gemäß SGB III. Ab dem ersten Quartal 2022 stieg die Zahl der Arbeitslosen wieder, was vor allem auf die Arbeitslosigkeit im Rechtskreis des SGB II zurückzuführen ist. Insgesamt kann festgehalten werden, dass die Trends in Treatment- und Kontrollgruppe in Bezug auf Erwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit auch zu Zeiten der Corona-Pandemie und des russischen Angriffskrieges gegen die Ukraine (und den dadurch mitverursachten wirtschaftlichen Turbulenzen) deskriptiv weitgehend parallel verlaufen sind.

Dabei ist zusätzlich zu berücksichtigen, dass auch die Zahl der Personen in Kurzarbeit[15] in den ersten beiden Quartalen des Jahres 2020 sprunghaft angestiegen ist. Während diese von Beginn des Beobachtungszeitraums bis zum vierten Quartal 2019 konstant auf einem sehr niedrigen Niveau lag (zwischen 19.000 und 247.000), stieg sie im zweiten Quartal 2020 stark auf 4,46 Mio. an, wobei die Gesamtzahl in Regionen mit niedriger Mindestlohnbetroffenheit höher war als in Regionen mit hoher Betroffenheit. Setzt man die Anzahl der Kurzarbeiter:innen ins Verhältnis zu den sozialversicherungspflichtigen Beschäftigungsverhältnissen, ergibt sich für Regionen mit niedriger Mindestlohnbetroffenheit im zweiten Quartal 2020 ein Anteil von 15,03 Prozent, während der Anteil in Regionen mit hoher Mindestlohnbetroffenheit bei etwa 12,52 Prozent lag. Vom dritten Quartal 2020 bis zum Ende des Beobachtungszeitraums im ersten Quartal 2024 ergeben sich durchschnittlich 2,96 Prozent (hoch) und 3,15 Prozent (niedrig).

Die gesamte geringfügige Beschäftigung blieb im Beobachtungszeitraum bis Ende des Jahres 2019 in Regionen mit niedriger Lohnlücke relativ konstant, während sie in den Arbeitsmarktregionen der Treatmentgruppe nach Einführung des Mindestlohns abnahm.[16] Dies deutet bereits darauf hin, dass die Einführung des gesetzlichen Mindestlohns in den hoch betroffenen Regionen zu einem Rückgang der geringfügigen Beschäftigung geführt hat. Der Abstand zwischen den Gruppen wird im Zeitverlauf etwas

[15] Die BA-Statistik weist die Anzahl der Personen in Kurzarbeit für die Untergruppen Saison-Kurzarbeitergeld, Transfer-Kurzarbeitergeld und konjunkturelles Kurzarbeitergeld sowie die Gesamtzahl auf Kreisebene aus. Die Zahlen zu den Personen in Kurzarbeit in diesem Bericht basieren zunächst einmal auf den durch die BA ausgegeben Angaben zur Gesamtzahl der Personen in Kurzarbeit für den Zeitraum vom ersten Quartal 2013 bis zum ersten Quartal 2024. Diese Angaben fehlen jedoch für einige Kreis-Quartals-Beobachtungen. Der Grund hierfür sind geringe Fallzahlen für eine oder mehrere Untergruppen, die daher aus Geheimhaltungsgründen nicht ausgegeben werden können. In einigen Fällen können als Folge dessen auch die Gesamtzahlen nicht angegeben werden. In diesen Fällen wurde stattdessen die Summe aus den verfügbaren Zahlen der Untergruppen verwendet. Dies bedeutet, dass es für zahlreiche Kreis-Quartals-Beobachtungen nur Näherungswerte gibt, allerdings dürften diese sehr nah an den tatsächlichen Zahlen liegen, da nur Zahlenwerte kleiner drei aus Geheimhaltungsgründen anonymisiert werden und somit nicht in die Gesamtzahl einfließen.

[16] Abbildung 9.2 im Anhang zeigt die Entwicklung getrennt für ausschließlich und im Nebenjob geringfügig Beschäftigte. Es wird deutlich, dass die ausschließlich geringfügige Beschäftigung für Regionen mit relativ hoher Mindestlohnbetroffenheit stärker gesunken ist. Die geringfügige Beschäftigung im Nebenjob ist für beide Gruppen parallel gestiegen.

größer und stagniert ab etwa Anfang des Jahres 2019. Im Zuge der Corona-Krise nimmt die Zahl der geringfügig Beschäftigten in beiden Gruppen deutlich ab. Die Differenz zwischen beiden Gruppen bleibt dabei zunächst nahezu unverändert und steigt dann im Laufe des Jahres 2021 wieder leicht an.

Um abschätzen zu können, ob sich insgesamt die Zahl der dem Arbeitsmarkt (offiziell) zur Verfügung stehenden Personen im Zuge der Mindestlohneinführung und gerade auch während der Corona-Pandemie verändert hat, wird als zusätzliche Ergebnisgröße die Anzahl der Erwerbspersonen in die Betrachtung mit aufgenommen. Die Erwerbspersonen ergeben sich in dieser Studie aus der Summe von abhängig Beschäftigten (sozialversicherungspflichtig und ausschließlich geringfügig) und Arbeitslosen (SGB II und SGB III).[17] Beamte und Selbständige können auf Grund der Datenlage nicht berücksichtigt werden. Es zeigt sich, dass es in Regionen mit hoher Mindestlohnbetroffenheit mehr Erwerbspersonen gibt, der Unterschied zu Regionen mit niedriger Mindestlohnbetroffenheit im Zeitverlauf aber tendenziell abnimmt. Für beide Gruppen nimmt die Zahl der Erwerbspersonen über die Zeit zu (mit saisonalen Schwankungen) und der Höchststand wurde im dritten Quartal 2023 mit insgesamt 40,15 Mio. Erwerbspersonen erreicht (davon 20,26 Mio. in Regionen mit hoher und 19,89 Mio. in Regionen mit niedriger Mindestlohnbetroffenheit).

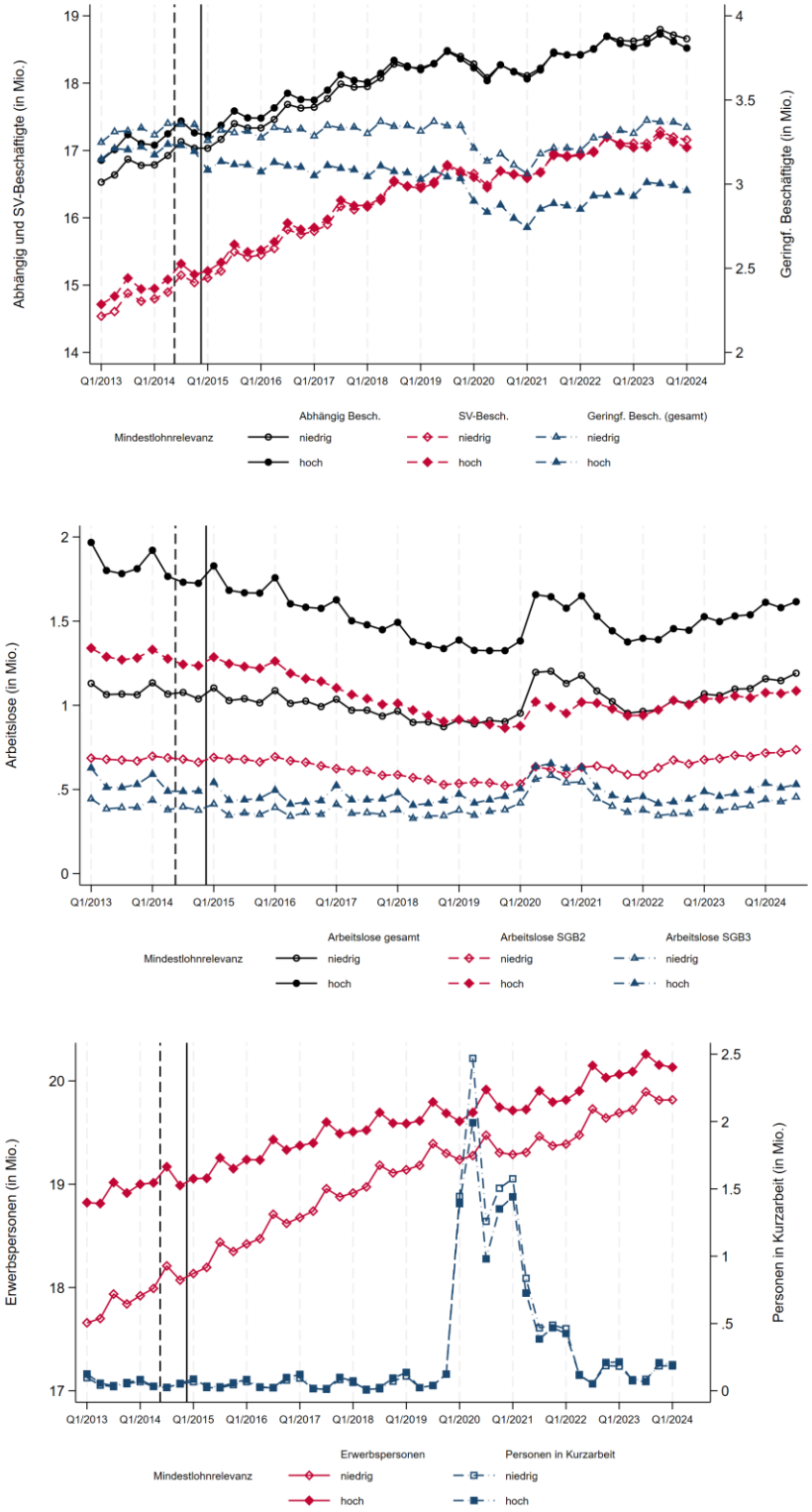
3.3.3 Zusätzliche Datenquellen

Um die regionale wirtschaftliche Entwicklung und Situation abzubilden, werden regionale volkswirtschaftliche und demografische Indikatoren (auf Ebene von Kreisen oder Arbeitsmarktregionen) aus der Regionalstatistik des Statistischen Bundesamts (z.B. Bruttoinlandsprodukt, Bevölkerung nach Altersgruppen) mit einbezogen. Darüber hinaus werden regionale Informationen zur Siedlungsstruktur (z.B. Klassifikation in ländliche und städtische Regionen) vom Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR) genutzt. In Abschnitt 4.5 werden die Auswirkungen der Mindestlohneinführung bzw. -erhöhung nach der regionalen Wachstumsdynamik differenziert. Die Unterteilung der Regionen erfolgt dabei anhand der im Zeitraum vor der Einführung des Mindestlohns bzw. in den Zeiträumen vor der Erhöhung zum 1. Januar 2019 und den Erhöhungen im Jahr 2022 beobachteten Konjunkturlage. Dafür werden die Daten der BA-Statistik auf Ebene der Arbeitsmarktregionen mit Daten des Statistischen Bundesamts zu den regionalen Wachstumsraten des Bruttoinlandsprodukts (BIP) für den Vierjahreszeitraum von 2010 bis 2013 (bzw. 2015–2018 und 2018-2021) verknüpft. Dabei wird das BIP für

[17] Dabei muss berücksichtigt werden, dass Arbeitslose sich bis zu 15 Stunden pro Kalenderwoche in einem Mini-Job betätigen dürfen, ohne sich von der Arbeitslosigkeit abmelden zu müssen (§138(3), SGB III). Nach einer Auswertung von Körner et al. (2013) waren im Jahr 2011 etwa 10 Prozent aller ausschließlich geringfügig Beschäftigten bei einer Arbeitsagentur oder einem Jobcenter arbeitslos gemeldet. Die vorliegenden Daten zur geringfügigen Beschäftigung erlauben keine Differenzierung nach (paralleler) Arbeitslosigkeit, sodass es bei der Berechnung zu Überschneidungen kommen kann.

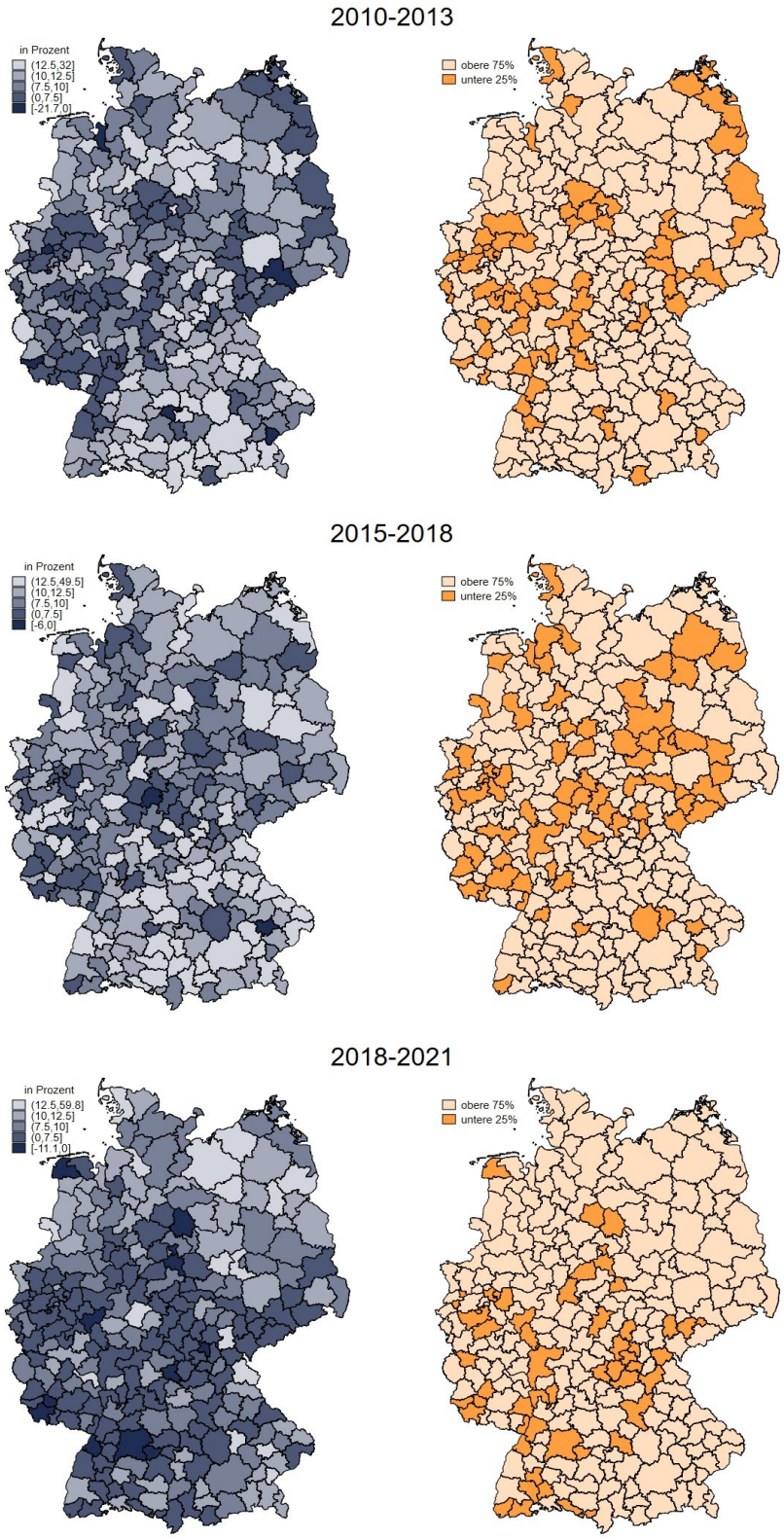
den Zeitraum 2010 bis 2013 für die Analyse des Gesamteffektes der Mindestlohneinführung verwendet und um Daten für die Zeiträume 2015 bis 2018 und 2018 bis 2021 ergänzt, um die Auswirkungen der Mindestlohnerhöhungen der Jahre 2019 und 2022 näher zu untersuchen. Tabelle 3.1 zeigt, dass die durchschnittliche BIP-Wachstumsrate zwischen den Jahren 2010 und 2013 etwa 9,8 Prozent betrug. Das Durchschnittswachstum unterschied sich dabei nicht wesentlich zwischen Regionen mit relativ niedriger und relativ hoher Mindestlohnbetroffenheit (10,2 zu 9,5 Prozent). In den Jahren 2015 bis 2018 stieg das BIP um durchschnittlich 10,5 Prozent, wobei der Unterschied zwischen Regionen mit relativ niedriger und relativ hoher Mindestlohnbetroffenheit zugenommen hat (11,5 Prozent zu 9,8 Prozent). Im Zeitraum der Jahre 2018 bis 2021 hat sich die Differenz schließlich umgekehrt und das Wachstum lag in Regionen mit einer niedrigen Lohnlücke im Jahr 2014 mit 7,1 Prozent unter dem mit einer hohen Lohnlücke mit 8,2 Prozent (gesamt: 7,7 Prozent). Für die weitere Analyse wird eine Unterscheidung von Arbeitsmarktregionen mit relativ geringem und relativ hohem Wachstum über den Zeitraum der Jahre 2010 bis 2013 vorgenommen. Regionen mit relativ geringem Wachstum sind diejenigen Regionen, die eine Wachstumsrate im unteren Quartil (untere 25 Prozent) aufweisen, während die oberen 75 Prozent der Verteilung über ein relativ hohes Wachstum verfügen. Für die Jahre 2015 bis 2018 bzw. 2018 bis 2021 erfolgt die Einteilung nach dem gleichen Prinzip. Die Karten in Abbildung 3.5 veranschaulichen, wie sich die Wachstumsraten sowie die darauf basierende Einteilung in eine Gruppe mit hohem und eine Gruppe mit niedrigem Wachstum über die Arbeitsmarktregionen in beiden Perioden verteilen. Abbildung 9.3 im Anhang macht deutlich, dass das regionale BIP-Wachstum sowie die Mindestlohnbetroffenheit kaum miteinander korrelieren, weder für das BIP-Wachstum der Jahre 2010 bis 2013 und die Lohnlücke zu 8,50 Euro im Jahr 2014, noch für das BIP-Wachstum der Jahre 2015 bis 2018 und die Lohnlücke zu 9,19 Euro im Jahr 2018 oder für das BIP-Wachstum der Jahre 2018 bis 2021 und die Lohnlücke zu 12 Euro im Jahr 2022. Auch Tabelle 3.1 zeigt, dass Arbeitsmarktregionen mit relativ geringem Wachstum sowohl in der Treatmentgruppe wie auch in der Kontrollgruppe (mit relativ geringer Lohnlücke) vertreten sind, sodass ausreichend Variation verbleiben sollte, um einen Interaktionseffekt mit Indikatoren für relativ geringes BIP-Wachstum zu schätzen.

Abbildung 3.5: Aggregierte Beschäftigung, Arbeitslosigkeit, Kurzarbeit und Erwerbspersonen (2013–2023 bzw. 2024)



Quelle: BA-Statistik, eigene Berechnungen. Die vertikalen Linien geben die Zeitpunkte der Verabschiedung des Mindestlohngesetzes (August 2014) sowie der Einführung (1. Januar 2015) des Mindestlohns an.

Abbildung 3.6: Wachstum des Bruttoinlandsprodukts in Arbeitsmarktregionen (2010–2013, 2015–2018 bzw. 2018-2021)



Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnung

4 Auswirkungen des Mindestlohns – Fortschreibung der bisherigen Ergebnisse bis in das Jahr 2024

Das folgende Kapitel behandelt die geschätzten Effekte des gesetzlichen Mindestlohns auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit auf der Ebene von Arbeitsmarktregionen. Zunächst beschreibt Abschnitt 4.1 die spezifische Umsetzung des DiD-Ansatzes. Anschließend erörtert Abschnitt 4.2 die Schätzergebnisse im Hinblick auf die aggregierte Beschäftigung und Arbeitslosigkeit in den Regionen. Daran schließen sich verschiedene Heterogenitätsanalysen an, wobei Abschnitt 4.3 zunächst mögliche Wirkungsunterschiede nach Geschlecht, Alter oder Anforderungsniveau der Erwerbspersonen bzw. der Tätigkeit untersucht. In Abschnitt 4.4 werden Unterschiede in regionalen Charakteristika und für Wirtschaftszweige analysiert, bevor in Abschnitt 4.5 untersucht wird, ob die Wachstumsdynamik im regionalen Arbeitsmarkt die geschätzten Wirkungen des Mindestlohns systematisch beeinflusst. Abschnitt 4.6 geht dann auf die (zusätzlichen) Wirkungen der Erhöhungen des gesetzlichen Mindestlohns ein, bevor in Abschnitt 4.7 eine Robustheitsanalyse mit alternativen Schätzmethoden das Kapitel abschließt.

4.1 Empirische Spezifikation

Die empirische Analyse der Mindestlohneffekte auf regionaler Ebene basiert auf folgender Schätzgleichung:

$$Log(Y_{it}) = \beta(Lohnlücke_{i,2014}^{hoch} \times I_{t>Q2/2014}) + X_{it}\gamma + \theta_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Hierbei bezeichnet $Log(Y_{it})$ die logarithmierte Zielgröße (z.B. Beschäftigung oder Arbeitslosigkeit) in der Arbeitsmarktregion *i* im Quartal *t*. Das Logarithmieren macht die Zielgrößen der unterschiedlich großen Arbeitsmarktregionen besser vergleichbar und die Ergebnisse weniger anfällig für Ausreißer. Zudem lassen sich die geschätzten Effekte als prozentuale Veränderungen der Zielgröße interpretieren. Der Ausdruck θ_i kennzeichnet die fixen Effekte für jede einzelne Arbeitsmarktregion, die für jegliche, über die Zeit konstante Eigenschaften einer Region kontrollieren (z.B. geografische Lage). Fixe Effekte für jedes Quartal θ_t absorbieren überregionale quartalsspezifische Effekte, wie etwa die gesamtwirtschaftliche konjunkturelle Entwicklung. Der betrachtete Untersuchungszeitraum umfasst alle Quartale vom ersten Quartal 2013 bis einschließlich zum ersten Quartal 2024 für Beschäftigungsgrößen und bis einschließlich zum dritten Quartal 2024 für die Angaben zur regionalen Arbeitslosigkeit.

Der Ausdruck $Lohnlücke_{i,2014}^{hoch} \times I_{t>Q2/2014}$ reflektiert den Treatment-Indikator der Analyse. Dabei handelt es sich um die Interaktion einer binären Variablen für Arbeitsmarktregionen mit einer relativ

hohen Lohnlücke (oberhalb des Medians) mit einem binären Indikator für Quartale nach Beschlussfassung und Einführung des Mindestlohns – also die Beobachtungszeitpunkte nach dem zweiten Quartal 2014. Während der gesetzliche Mindestlohn zum 1. Januar 2015 in Kraft trat, wurde das zu Grunde liegende Gesetz bereits im Juli 2014 verabschiedet. Es erscheint folglich denkbar, dass sich die Akteure am Arbeitsmarkt bereits vor dem eigentlichen Einführungsdatum an den künftig zu zahlenden Mindestlohn angepasst und etwa ihr Verhalten in Bezug auf Einstellungen und Kündigungen vorsorglich verändert haben. Die hier gewählte empirische Spezifikation lässt darum zu, dass die realisierten Zielgrößen bereits im dritten und vierten Quartal 2014 durch den Mindestlohn beeinflusst gewesen sein könnten. Der Koeffizient β misst den durchschnittlichen Treatment-Effekt einer relativ hohen Lohnlücke (oberhalb des Medians) auf die jeweilige Zielgröße.

Der Ausdruck X_{it} ist ein Vektor von Kontrollvariablen, die zwischen Arbeitsmarktregionen und über die Zeit variieren können (z.B. unterschiedliche Trends für städtische und ländliche Regionen). Um zu bestimmen, ob die interessierenden Effekte statistisch signifikant von Null verschieden sind, werden Standardfehler berechnet, die auf Ebene der Arbeitsmarktregionen gruppiert sind. Damit wird berücksichtigt, dass sich unbeobachtete Merkmale einer Arbeitsmarktregion über die Zeit nicht unabhängig entwickeln. Zudem werden bei der Schätzung der Regressionsgleichung die Beobachtungen mit der Beschäftigtenzahl der Arbeitsmarktregionen zum April 2014 gewichtet, sodass die Ergebnisse nicht von Arbeitsmarktregionen von vergleichsweise geringer Größe getrieben sind.

Der in Gleichung (1) dargestellte klassische Differenz-in-Differenzen-Ansatz beruht auf dem einfachen Vorher-Nachher-Vergleich zwischen Treatment- und Kontrollgruppe. Er quantifiziert somit einen kumulativen Effekt über den betrachteten Zeitraum. Eine Erweiterung dieses Ansatzes erlaubt es dagegen, für jedes einzelne Quartal einen gesonderten Effekt des Mindestlohns zu bestimmen und somit die dynamische Entfaltung von Mindestlohnwirkungen über die Zeit hinweg zu analysieren. Das erweiterte Modell zeichnet sich dadurch aus, dass für jeden Beobachtungszeitpunkt ein Parameter geschätzt wird, der erfasst, wie die zum jeweiligen Zeitpunkt auf der Ebene der einzelnen Arbeitsmarktregion gemessene Mindestlohnbetroffenheit auf die untersuchte Zielgröße wirkt.

Formal lässt sich der erweiterte Differenz-in-Differenzen-Ansatz wie folgt formulieren:

$$Log(Y_{it}) = \sum_{\tau=Q1/2013,\tau\neq Q2/2014}^{Q3/2024} \beta_\tau (Lohnlücke_{i,2014}^{hoch} \times I_{t=\tau}) + X_{it}\gamma + \theta_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \qquad (2)$$

Dabei gilt Gleichung (2) explizit für die Analysen zur regionalen Arbeitslosigkeit. Für die Analysen zur regionalen Beschäftigung liegen Daten bis zum 1. Quartal 2024 vor, weshalb hierfür die Summe in (2) entsprechend bis Q1/2024 zu betrachten ist.

Die Indikator-Variable für eine relativ hohe Mindestlohnbetroffenheit $Lohnlücke_{i,2014}^{hoch}$ wird nun mit Indikator-Variablen für alle Beobachtungszeitpunkte $I_{t=\tau,t\neq Q2/2014}$ interagiert. Somit gibt der Koeffizientenvektor β_τ den geschätzten Treatment-Effekt für jeden Zeitpunkt (vor und nach der Verabschiedung des Mindestlohngesetzes) relativ zum letzten Zeitpunkt vor der Verabschiedung des Gesetzes zur Einführung des Mindestlohns (zweites Quartal 2014) an. So quantifiziert beispielsweise der geschätzte Koeffizient für das vierte Quartal 2016 $\beta_{\tau=Q4/2016}$ die Veränderung des Unterschieds zwischen Treatment- und Kontrollgruppe in der Zielgröße relativ zum zweiten Quartal 2014, die auf die höhere Mindestlohnbetroffenheit zurückzuführen ist.

Insignifikante Schätzergebnisse für Koeffizienten β_τ vor diesem Referenz-Zeitpunkt können als Validierung der identifizierenden Annahme paralleler Trends angesehen werden. Bei einer adäquaten Modellspezifikation sollten die geschätzten Koeffizienten für den Zeitraum vor der Reform nicht systematisch von Null verschieden sein. Im Beobachtungszeitraum nach der Reform zeigen die Parameter dann an, ob die Einführung des gesetzlichen Mindestlohns die Zielgröße zu den jeweiligen Beobachtungszeitpunkten beeinflusst hat.

Für die Schätzungen der Effekte in den Untergruppen, die Berücksichtigung der Betroffenheit in den Jahren 2018 und 2022 bzw. für die Schätzung der (zusätzlichen) Effekte der Mindestlohnerhöhungen kann die Schätzgleichung (1) folgendermaßen angepasst werden.

Zunächst wird Gleichung (1) insofern erweitert, als dass die Schätzungen der Effekte auf bestimmte Untergruppen g, wie beispielsweise Männer oder Frauen, beschränkt werden:

$$Log(Y_{it}^{g}) = \beta(Lohnlücke_{i,2014}^{hoch} \times I_{t>Q2/2014}) + X_{it}\gamma + \theta_i + \theta_t + \varepsilon_{it}^{g} \tag{3}$$

Dabei bezeichnet $Log(Y_{it}^{g})$ die logarithmierte Zielgröße in Arbeitsmarktregion *i* im Quartal *t* für die Untergruppe g.

Des Weiteren werden anhand der folgenden Erweiterung die zusätzlichen Effekte der Mindestlohnerhöhungen bestimmt:

$$\begin{aligned} Log(Y_{it}) = {} & \beta\left(Lohnluecke_{i,2014}^{hoch} \times I_{t>Q2/2014}\right) \\ & + \sum_{\tau=2016,\tau\neq 2017,2022}^{2023} \delta_\tau\left(Lohnluecke_{i,2014}^{hoch} \times I_{t>Q4/\tau}\right) \\ & + \alpha\left(Lohnluecke_{i,2014}^{hoch} \times I_{t>Q2/2022}\right) + X_{it}\gamma + \theta_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \tag{4}$$

Hierbei wird zur Erfassung der zusätzlichen Effekte der ersten Mindestlohnerhöhung (2017) weiterhin die VSE 2014 verwendet, wohingegen für die Bestimmung der zusätzlichen Effekte der Mindestlohnerhöhung zum jeweils 1. Januar der Jahre 2019, 2020, 2021 und 2022 zusätzlich die Betroffenheit basierend auf der VSE 2018 und für die Erhöhungen auf 12 Euro im Jahr 2022 und auf 12,41 Euro zum 1. Januar 2024 die VE 2022 genutzt wird.

Des Weiteren werden separate Beschäftigungseffekte für verschiedene Gruppen von Regionen bestimmt, die nach ihrem jeweiligen binären Treatment-Status in den Jahren 2014, 2018 bzw. 2022 eingeteilt werden (wie dies auch schon in Abschnitt 3.3.1 der Fall ist). Gleichung (5) zeigt diese Spezifikation mit acht Gruppen (wovon diejenige mit einer geringen Lohnlücke in allen drei Jahren die Kontrollgruppe ist):

$$\begin{aligned} Log(Y_{it}) = \beta_1\left(Lohnluecke^{g,h,h}_{i,14,18,22} \times I_{t>Q2/2014}\right) \\ + \beta_2\left(Lohnluecke^{g,g,h}_{i,14,18,22} \times I_{t>Q2/2014}\right) + \beta_3\left(Lohnluecke^{g,h,g}_{i,14,18,22} \times I_{t>Q2/2014}\right) \\ + \beta_4\left(Lohnluecke^{h,g,h}_{i,14,18,22} \times I_{t>Q2/2014}\right) + \beta_5\left(Lohnluecke^{h,h,g}_{i,14,18,22} \times I_{t>Q2/2014}\right) \\ + \beta_6\left(Lohnluecke^{h,g,g}_{i,14,18,22} \times I_{t>Q2/2014}\right) + \beta_7\left(Lohnluecke^{h,h,h}_{i,14,18,22} \times I_{t>Q2/2014}\right) \\ + X_{it}\gamma + \theta_i + \theta_t + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \tag{5}$$

wobei *g* und *h* für eine geringe respektive hohe Lohnlücke stehen und die Zahlen im Subskript die abgekürzten Jahreszahlen 2014, 2018 und 2022 sind.

In einer weiteren Spezifikation ist das Treatment einer relativ hohen Mindestlohnlücke so definiert, dass es gestaffelt zu verschiedenen Zeitpunkten für verschiedene Regionen beginnt. Konkret bedeutet dies, dass Regionen mit einer Lohnlücke über dem Median im Jahr 2014 zu Beginn des Untersuchungszeitraums zur Treatmentgruppe gehören, während Regionen, die im Jahr 2014 noch eine Lohnlücke unterhalb des Medians aufweisen, im Jahr 2018 jedoch oberhalb des Medians liegen, mit der zweiten Mindestlohnerhöhung im Jahr 2019 zu einem späteren Zeitpunkt der Treatmentgruppe zugerechnet werden. Regionen die sowohl im Jahr 2014 als auch im Jahr 2018 eine relativ geringe Lohnlücke haben, jedoch im Jahr 2022 eine Lohnlücke über dem Median aufweisen, beginnen in der zweiten Hälfte des Jahres 2022 das Treatment. Regionen, die zu keinem der drei Zeitpunkten eine relativ niedrige Lohnlücke haben, bilden die Gruppe derjenigen die nie Teil der Treatmentgruppe werden („never treated“). Während dieser Ansatz nicht explizit die Effekte von Einführung und Erhöhung des Mindestlohns separat schätzt, werden doch beide berücksichtigt. Die Ergebnisse von Caliendo et al. (2024) – unter Verwendung neuerer Schätzer (Borusyak et al. 2021, Sun and Abraham 2021, De Chaisemartin and d’Haultfoeuille 2022, Callaway and Sant’Anna 2021) – legen nahe, dass der klassische DiD-Schätzer den

Effekt dieses zeitversetzt beginnenden Treatments unterschätzt. Die Relevanz dieser jüngsten Innovationen in der methodischen Literatur zu DiD-Verfahren für die Analyse der kausalen Auswirkungen des Mindestlohns auf dem deutschen Arbeitsmarkt werden im Rahmen von Abschnitt 4.7 weiter untersucht. Gleichung (6) zeigt die Spezifikation für einen gestaffelten Beginn der Treatments:

$$Log(Y_{it}) = \beta(Lohnluecke_{i,Jahr}^{hoch} \times I_{t \geq F}) + X_{it}\gamma + \theta_i + \theta_t + \varepsilon_{it}, \qquad (6)$$

wobei *F* den Zeitpunkt des Treatment-Beginns angibt (Q3/2014, Q1/2019 oder Q3/2022) und das *Jahr* den Zeitpunkt meint, zu dem die Mindestlohnbetroffenheit gemessen wurde (2014, 2018 oder 2022).

Weitere Ausführungen und Informationen zu den jeweiligen Implementationen folgen in den jeweiligen Kapiteln.

4.2 Auswirkungen auf regionale Beschäftigung und Arbeitslosigkeit

In diesem Kapitel werden die bisher vorliegenden kurz- und mittelfristigen Erkenntnisse über die Effekte der Einführung (und der Erhöhungen) des Mindestlohns bis ins Jahr 2024 erweitert. Dabei wird zunächst von jedweden Heterogenitäten abstrahiert und es wird auf die Ermittlung der Gesamteffekte auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit, die später als Benchmark für alle weiteren Untersuchungen dienen, fokussiert. Dieses Kapitel wird auch genutzt, um die empirische Implementation der Schätzungen ausführlich zu dokumentieren, sodass später darauf referenziert werden kann. Tabelle 4.1 enthält die Ergebnisse der Regressionsanalyse auf Grundlage des einfachen Differenz-in-Differenzen-Ansatzes aus Gleichung (1) für die Zielgröße Beschäftigung in sieben Ausprägungen. Neben der abhängigen Beschäftigung als Summe von sozialversicherungspflichtiger und ausschließlich geringfügiger Beschäftigung in Panel A, werden die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung (Panel B), zusätzlich differenziert nach Vollzeit (Panel B.1) und Teilzeit (Panel B.2), sowie die gesamte geringfügige Beschäftigung (Panel C), die ausschließlich geringfügige Beschäftigung (Panel C.1) und die geringfügige Beschäftigung im Nebenjob (Panel C.2) untersucht. Betrachtet wird jeweils die Beschäftigung für die Altersgruppe von 15 bis unter 65 Jahren.[18]

Die Spalten (1) bis (3) stellen jeweils unterschiedliche Spezifikationen des Regressionsmodells aus Gleichung (1) dar und geben den Schätzwert für den Koeffizienten β an, also den durchschnittlichen Treatment-Effekt über den gesamten Zeitraum nach Einführung des Mindestlohns vom dritten Quartal

[18] Der Mindestlohn ist zwar für Beschäftigte im Alter von unter 18 Jahren nicht bindend, allerdings erlaubt die Einteilung der Alterskategorien in der BA-Statistik keinen Ausschluss von Personen unter 18 Jahren, da die jüngste Kategorie je nach Zeitpunkt als „unter 25 Jahre“ oder „15 bis unter 25 Jahre“ angegeben wird. Die Heterogenitätsanalyse nach Altersgruppen in Abschnitt 4.3 geht daher noch explizit auf die Beschäftigten unter 25 Jahre ein.

2014 bis einschließlich zum ersten Quartal 2024 für Beschäftigungsgrößen und bis einschließlich zum dritten Quartal 2024 für die Arbeitslosigkeit. Alle Spezifikationen beinhalten fixe Effekte für Arbeitsmarktregionen (AMR FE) und Quartale (Quartal FE). Zu der Basis-Spezifikation in Spalte (1) werden dann in der Spalte (2) zeitveränderliche Kontrollvariablen hinzugefügt. Die Hinzunahme dieser regionalen Kontrollvariablen ist für die ökonometrische Analyse der Auswirkungen des Mindestlohns von besonderer Bedeutung, da es sich bei der Einteilung der Regionen in Treatment- und Kontrollgruppe schließlich nicht um eine zufällige Auswahl handelt, sondern die Mindestlohnbetroffenheit hochgradig mit regionalen Indikatoren korreliert ist und ohne Kontrollvariablen die Annahme paralleler Trends verletzt ist. Durch Aufnahme dieser Faktoren in das Regressionsmodell kann sichergestellt werden, dass die verbliebene Variation der Mindestlohnbetroffenheit die genuinen Auswirkungen des Mindestlohns widerspiegelt und nicht auf Unterschiede in längerfristigen Trends insbesondere zwischen West- und Ostdeutschland oder zwischen Stadt und Land zurückzuführen ist.

Um dies sicherzustellen, werden Interaktionen der Quartalsindikatoren mit einem Indikator für ostdeutsche Arbeitsmarktregionen sowie mit dem Anteil der Bevölkerung im Alter von 18 bis 64 Jahren im Jahr 2013 eingeführt, sodass für spezifische demografische Trends in West- und Ostdeutschland und Saisonalität kontrolliert wird. Außerdem wird das Modell um Interaktionen der Quartalsindikatoren mit den drei Indikatoren für die Siedlungsstruktur (städtisch, verdichtet, ländlich) erweitert (AMR-Typ FE), um auf Unterschiede in längerfristigen Trends und unterjähriger Saisonalität zwischen Stadt und Land zu konditionieren. Lineare Zeittrends, die mit der sektoralen Beschäftigungsstruktur im Jahr 2013 interagiert sind, stellen sicher, dass der geschätzte Mindestlohneffekt nicht von sektorspezifischen Entwicklungen verzerrt ist. Schließlich wird auch eine Interaktion des BIP pro Kopf im Jahr 2013 mit Quartalsindikatoren hinzugefügt, um für unterschiedliche Niveaus in der regionalen Wirtschaftsleistung pro Kopf vor Einführung des Mindestlohns und deren Trend zu kontrollieren. Als erste Robustheitsprüfung – eine weitere folgt in Abschnitt 4.7 – wird in Spalte (3) auf diejenigen Arbeitsmarktregionen fokussiert, deren Lohnlücke nicht zu den geringsten oder höchsten zehn Prozent der Verteilung gehören. So kann geprüft werden, ob die geschätzten Mindestlohneffekte lediglich auf Regionen mit extrem hoher oder niedriger Mindestlohnbetroffenheit zurückzuführen sind.

Ein Blick auf die Schätzergebnisse in Tabelle 4.1 verdeutlicht zunächst, dass die Berücksichtigung der regionalen Kontrollvariablen von Bedeutung ist. Während die Größe der Koeffizienten im Vergleich zu der Basis-Spezifikation in Spalte (1) in der Spezifikation mit allen Kontrollvariablen in Spalte (2) zum Teil deutlich abnimmt, hat die Beschränkung des Samples auf die mittleren 80 Prozent in Spalte (3) hingegen deutlich weniger Auswirkungen. Daher beschränkt sich die Interpretation der Ergebnisse

nachfolgend auf die volle Spezifikation in Spalte (2). Panel A macht dabei deutlich, dass die Mindestlohneinführung im Zeitraum bis zum ersten Quartal 2024 statistisch (marginal) signifikante negative Auswirkungen auf die abhängige Beschäftigung hatte. Der Treatment-Effekt in Spalte (2) fällt jedoch mit einer um 0,6 Prozent geringeren Beschäftigung in Regionen mit hoher Mindestlohnbetroffenheit in Relation zu Regionen mit geringer Betroffenheit quantitativ relativ gering aus und hat sich im Vergleich zum Bericht von Caliendo et al. (2023) ganz leicht um 0,1 Prozentpunkte verringert.

Die Schätzergebnisse in Panel B zeigen, dass der Mindestlohn im gesamten Zeitraum nach seiner Einführung keine Auswirkungen auf die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung hatte. Dies gilt sowohl für die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung als Ganzes als auch für die Unterteilung nach Voll- und Teilzeit. Die geschätzten Koeffizienten sind durchgängig im Zahlenwert sehr klein und statistisch nicht signifikant verschieden von Null. Der Ursprung des negativen Gesamteffekts wird dann in Panel C deutlich. Für die geringfügige Beschäftigung (gesamt) ergeben sich für alle Spezifikationen statistisch signifikante und negative Treatment-Effekte. Der geschätzte Koeffizient von -0,028 in Panel C in Spalte (2) bedeutet, dass nach Einführung des Mindestlohns die geringfügige Beschäftigung in Regionen mit relativ hoher Mindestlohnbetroffenheit im Durchschnitt 2,8 Prozent niedriger war als in Regionen mit relativ geringer Betroffenheit. Die weiteren Schätzergebnisse zeigen dann, dass dieses Resultat vollständig auf die ausschließlich geringfügige Beschäftigung zurückzuführen ist, für die sich in Panel C.1 mit -0,031 ein signifikanter Koeffizient ergibt, der dem in Panel C ähnlich ist, während die Mindestlohneinführung keine statistisch signifikanten Auswirkungen auf die geringfügige Beschäftigung im Nebenjob hatte (Panel C.2). Im Vergleich zu den bisherigen Ergebnissen bis ins erste Quartal 2022 (Caliendo et al. 2023) kann somit festgehalten werden, dass sich der Trend in den Effekten bezüglich des Abbaus der geringfügigen Beschäftigung weiter bestätigt und um etwa 0,5 Prozentpunkte für die gesamte bzw. 0,8 Prozentpunkte für die ausschließlich geringfügige Beschäftigung verstärkt hat.

Die Ergebnisse des erweiterten Differenz-in-Differenzen-Modells aus Gleichung (2) für die Auswirkungen der Einführung des Mindestlohns auf die Zielgrößen abhängige, sozialversicherungspflichtige und gesamte geringfügige Beschäftigung finden sich in Abbildung 4.1. In diesen Abbildungen sind die Entwicklung der Koeffizienten (Punkte) sowie die jeweils zugehörigen Konfidenzintervalle (graue Schattierung) über die Zeit dargestellt. Die Spezifikationen entsprechen der Spezifikation in Spalte (2) von Tabelle 4.1, beinhalten also alle zeitveränderlichen Kontrollvariablen. Da es sich hierbei um empirische Schätzergebnisse handelt, müssen diese stets gegenüber ihrer statistischen Unsicherheit bewertet werden. Schließt ein Konfidenzintervall die Null-Linie nicht mit ein, gilt ein geschätzter Wert als von

Null statistisch verschieden bzw. als statistisch signifikant. Die Schätzergebnisse stützen die Annahme (konditionaler) paralleler Trends, da die Schätzergebnisse für Zeitpunkte vor dem zweiten Quartal 2014

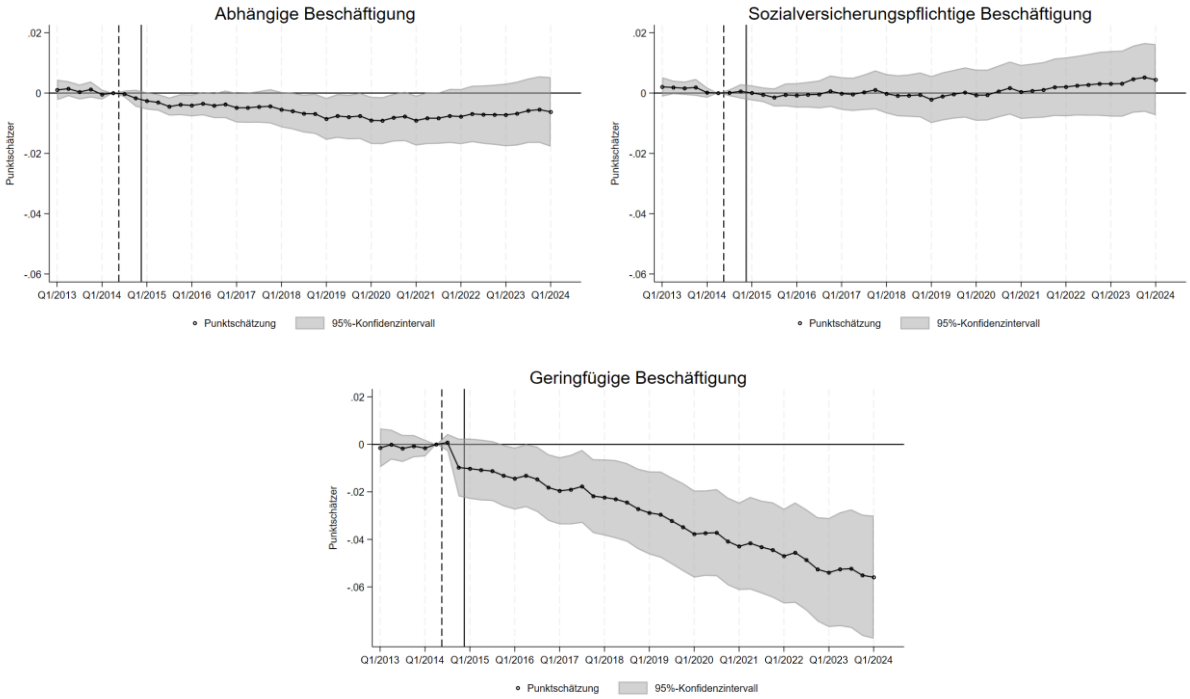
Tabelle 4.1: Auswirkungen der Mindestlohneinführung auf die regionale Beschäftigung

	(1)	(2)	(3)
A. Abhängig Beschäftigte			
Treatment	-0,017*	-0,006*	-0,005
	(0,009)	(0,003)	(0,004)
R^2 (within)	0,018	0,515	0,498
B. Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte			
Treatment	-0,011	-0,001	0,000
	(0,009)	(0,004)	(0,004)
R^2 (within)	0,008	0,484	0,484
B.1 Vollzeit			
Treatment	-0,016*	0,000	0,000
	(0,008)	(0,004)	(0,004)
R^2 (within)	0,012	0,465	0,465
B.2 Teilzeit			
Treatment	0,003	0,004	0,005
	(0,008)	(0,005)	(0,005)
R^2 (within)	0,001	0,263	0,285
C. Geringfügig Beschäftigte (gesamt)			
Treatment	-0,064***	-0,028***	-0,023***
	(0,010)	(0,008)	(0,009)
R^2 (within)	0,087	0,285	0,235
C.1 Ausschließlich			
Treatment	-0,069***	-0,031***	-0,026**
	(0,011)	(0,010)	(0,010)
R^2 (within)	0,078	0,259	0,235
C.2 Im Nebenjob			
Treatment	0,009	-0,007	-0,004
	(0,010)	(0,006)	(0,007)
R^2 (within)	0,002	0,142	0,163
Beobachtungen	11565	11565	9270
AMR FE	X	X	X
Quartal FE	X	X	X
Ost/West x Quartal x Bevölkerung 18-64		X	X
Ost/West x Quartal x AMR-Typ FE		X	X
Industrie-Trends		X	X
BIP pro Kopf in 2013 x Quartal		X	X
Sample Q10/Q90 Lohnlücke			X

*Quelle: BA-Statistik und VSE (2014), eigene Berechnungen. Anmerkungen: Der Treatment-Effekt gibt die Schätzung für den Koeffizienten β in Gleichung (1) an. Standardfehler (in Klammern) sind auf der Ebene der Arbeitsmarktregionen gruppiert. Konfidenzniveau: *p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.*

in der Regel nicht oder nur geringfügig signifikant verschieden von Null sind. Wie im einfachen Differenz-in-Differenzen-Modell zeigen die Ergebnisse einen fast durchgängig statistisch signifikanten Rückgang der abhängigen Beschäftigung, der in der zweiten Hälfte des Jahres 2021 jedoch an Signifikanz verliert. Dabei ist hervorzuheben, dass dieser negative Effekt ausschließlich auf die geringfügige Beschäftigung zurückzuführen ist, für die sich der negative Trend im Zeitverlauf noch deutlich verstärkt hat. Für die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung lassen sich keine statistisch signifikanten Auswirkungen feststellen, auch wenn der Trend in den letzten Untersuchungsquartalen eher positiv (aber nicht signifikant) war.

Abbildung 4.1: Auswirkungen der Mindestlohneinführung auf die abhängige Beschäftigung



Quelle: BA-Statistik und VSE (2014), eigene Berechnungen. Anmerkungen: Die vertikalen Linien geben die Zeitpunkte der Verabschiedung des Mindestlohngesetzes (August 2014) sowie der Einführung (1. Januar 2015) des Mindestlohns an. Die Punktschätzungen und Konfidenzintervalle beziehen sich auf den Vektor β in Gleichung (2).

Neben den Auswirkungen auf die Beschäftigung sind auch die Effekte der Mindestlohneinführung auf die Arbeitslosigkeit von Interesse. Die Ergebnisse für diese Zielgröße sind in Tabelle 4.2 dargestellt, die analog zu den Schätzergebnissen für die Beschäftigung aufgebaut ist. Auch hier wird deutlich, dass die Berücksichtigung der zeitveränderlichen Kontrollvariablen von Bedeutung ist. Während sich ohne deren Berücksichtigung in Spalte (1) zunächst signifikante negative Ergebnisse ergeben, zeigt sich in Spalte (2), dass der Treatment-Effekt auf die Arbeitslosigkeit bei Kontrolle von zeitveränderlichen Va-

riablen nicht statistisch signifikant verschieden von Null ist. Dies gilt sowohl für die Zahl der Arbeitslosen insgesamt (Panel A) wie auch für die separate Betrachtung der Arbeitslosigkeit in den Rechtskreisen des SGB II und des SGB III (Panel B und C).

Tabelle 4.2: Auswirkungen der Mindestlohneinführung auf die regionale Arbeitslosigkeit und Erwerbspersonen

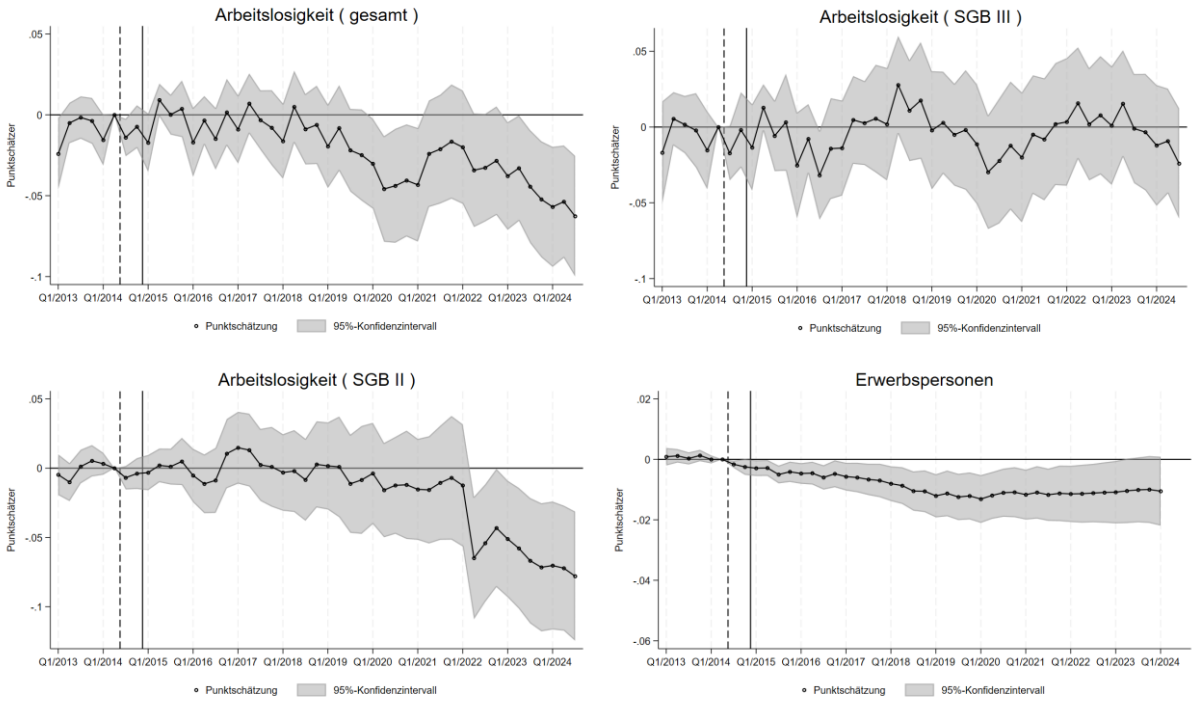
	(1)	(2)	(3)
A. Arbeitslose (gesamt)			
Treatment	-0,11***	-0,012	-0,013
	(0,016)	(0,011)	(0,011)
R^2 (within)	0,051	0,245	0,235
B. Arbeitslose (SGB II)			
Treatment	-0,111***	-0,015	-0,015
	(0,018)	(0,014)	(0,014)
R^2 (within)	0,039	0,179	0,162
C. Arbeitslose (SGB III)			
Treatment	-0,083***	0,001	-0,003
	(0,024)	(0,013)	(0,013)
R^2 (within)	0,022	0,232	0,232
Beobachtungen	12079	12079	9682
D. Erwerbspersonen			
Treatment	-0,03***	-0,009***	-0,008**
	(0,009)	(0,003)	(0,004)
R^2 (within)	0,048	0,546	0,531
Beobachtungen	11565	11565	9270
AMR FE	X	X	X
Quartal FE	X	X	X
Ost/West x Quartal x Bevölkerung 18-64		X	X
Ost/West x Quartal x AMR-Typ FE		X	X
Industrie-Trends		X	X
BIP pro Kopf in 2013 x Quartal		X	X
Sample Q10/Q90 Lohnlücke			X

*Quelle: BA-Statistik und VSE (2014), eigene Berechnungen. Anmerkungen: Der Treatment-Effekt gibt die Schätzung für den Koeffizienten β in Gleichung (1) an. Standardfehler (in Klammern) sind auf der Ebene der Arbeitsmarktregionen gruppiert. Konfidenzniveau: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.*

Ein vergleichbares, aber detaillierteres Ergebnis ergibt sich für die dynamischen Modelle in Abbildung 4.2 für den Zeitraum bis zum ersten Quartal 2020. Ab dem zweiten Quartal 2020 und bis einschließlich des ersten Quartals 2021 sowie ab dem ersten Quartal 2023 hatte der Mindestlohn einen signifikanten

negativen Treatment-Effekt auf die gesamte Arbeitslosigkeit. Während die Effekte auf die Arbeitslosigkeit im Rahmen des SGB III nie signifikant sind, zeigt sich ab dem zweiten Quartal 2022 auch ein signifikanter Rückgang der Arbeitslosigkeit gemäß SGB II, der schwierig zu bewerten ist.[19]

Abbildung 4.2: Auswirkungen der Mindestlohneinführung auf die Arbeitslosigkeit und Erwerbspersonen



Quelle: BA-Statistik und VSE (2014), eigene Berechnungen. Anmerkungen: Die vertikalen Linien geben die Zeitpunkte der Verabschiedung des Mindestlohngesetzes (August 2014) sowie der Einführung (1. Januar 2015) des Mindestlohns an. Die Punktschätzungen und Konfidenzintervalle beziehen sich auf den Vektor β in Gleichung (2).

Da in den dynamischen Modellen ab dem ersten Quartal 2020 sowohl die abhängige Beschäftigung als auch die Arbeitslosigkeit tendenziell zurückgehen, wird zum Abschluss auch der Effekt auf die Anzahl der Erwerbspersonen (Panel D in Tabelle 4.2) untersucht. Hier ergibt sich ein insgesamt statistisch signifikanter negativer Effekt. Dementsprechend fällt nach Einführung des Mindestlohns die Anzahl der Erwerbspersonen in Regionen mit relativ hoher Mindestlohnbetroffenheit im Durchschnitt 0,9 Prozent

[19] Eine mögliche Erklärung für den negativen Effekt auf die Arbeitslosenzahl im Jahr 2020 könnten Interaktionen mit regional variierenden Folgen der Corona-Pandemie bzw. den Eindämmungsmaßnahmen sein. Noch deutlicher fällt der negative Effekt ab dem zweiten Quartal 2022 aus, der bis zum Ende des Beobachtungszeitraums andauert. Besonders auffallend ist hier der plötzliche stark negative Effekt auf die Arbeitslosigkeit gemäß SGB II. Dieser Zeitpunkt legt die Vermutung nahe, dass dieser plötzliche Effekt mit dem Beginn des russischen Angriffskrieges auf die Ukraine und vor allem den daraufhin in größerer Zahl nach Deutschland geflüchteten Ukrainer:innen in Verbindung steht. Die Geflüchteten aus der Ukraine haben sehr schnell Zugang zum deutschen Arbeitsmarkt erhalten und sind deshalb für den Fall, dass sie dem Arbeitsmarkt zur Verfügung stehen, auch recht schnell Teil der Arbeitslosenstatistik geworden. Wenn die Zahl der ukrainischen Geflüchteten in einer Region mit der Mindestlohnbetroffenheit korreliert, könnte dies Auswirkungen auf die Schätzungen der Mindestlohneffekte auf die regionale Arbeitslosigkeit haben. Allerdings bleiben die hier präsentierten Ergebnisse weitgehend unverändert, wenn die Schätzungen um Kontrollvariablen zur Anzahl der (ukrainischen) Geflüchteten ergänzt werden.

niedriger als in Regionen mit relativ geringer Betroffenheit aus. Die dynamische Betrachtung in Abbildung 4.2 macht deutlich, dass dies nicht auf die Corona-Pandemie zurückzuführen ist, da bereits im ersten Quartal 2019 ein negativer Effekt von etwa 1,2 Prozent auf die Anzahl der Erwerbspersonen erreicht wurde. Es gibt mehrere mögliche Erklärungen für diesen Effekt. Zum einen könnte er darauf hindeuten, dass sich Personen aus dem Arbeitsmarkt zurückgezogen (Stille Reserve) oder ihre Tätigkeit in die Schwarzarbeit verlegt haben. Wenn die Einführung des Mindestlohns die Aussichten auf eine Beschäftigung in der Region des aktuellen Wohnorts eintrübt, könnten Personen eher nach Beschäftigung in anderen Regionen Deutschlands suchen und durch Umzug aus der Arbeitslosenstatistik von Regionen mit relativ hoher Mindestlohnbetroffenheit herausfallen (siehe auch Monras 2019). Keiner dieser Mechanismen kann mit den vorliegenden Daten näher untersucht werden, sodass Vorsicht bei der Interpretation angebracht ist. Dies gilt ebenso für die verwendete Ergebnisvariable, da es hier – wie in Abschnitt 3.3.2 bereits angesprochen – zu Ungenauigkeiten kommen kann, da ggf. arbeitslos gemeldete geringfügig Beschäftigte doppelt erfasst werden.

4.3 Auswirkungen differenziert nach Geschlecht, Alter und Anforderungsniveau

Als erste Heterogenitätsanalyse wird nun untersucht, inwieweit hinter den oben behandelten durchschnittlichen Wirkungen der Einführung des gesetzlichen Mindestlohns systematische Unterschiede für verschiedene nach sozio-demografischen Eigenschaften getrennte Personengruppen liegen.

Die Daten der BA-Statistik erlauben hierbei eine Differenzierung nach Geschlecht, Alter und Anforderungsniveau. Die Heterogenitätsanalyse nach Alter folgt der in den Daten der BA-Statistik vorgenommenen Differenzierung nach den Altersgruppen 15 bis 24 Jahre, 25 bis 54 Jahre sowie 55 bis 64 Jahre. Die Qualifikation von Beschäftigten lässt sich nicht nach dem Bildungsgrad einteilen, da dieser über den betrachteten Zeitraum nicht durchgängig ausgewiesen wurde. Stattdessen erfolgt eine Differenzierung nach dem Anforderungsniveau der ausgeübten Tätigkeit gemäß der Klassifikation der Berufe (KldB) 2010 (siehe Paulus und Matthes 2013, S. 9 ff.). Diese unterscheidet zwischen Tätigkeiten von Helfer:innen (keine spezifischen Fachkenntnisse erforderlich), Fachkräften (üblicherweise mindestens zweijährige berufliche Ausbildung) sowie Spezialist:innen (typischerweise Ausbildung zur Meister:in oder Techniker:in bzw. ein gleichwertiger Fach- oder Hochschulabschluss) und Expert:innen (in der Regel mindestens vierjährige Hochschulausbildung).

Die folgende Darstellung der Ergebnisse der Heterogenitätsanalyse basiert auf dem gleichen Treatment wie für die Analyse der Auswirkungen im Aggregat im vorangegangenen Abschnitt 4.2. Die An-

nahme gemeinsamer Trends in den Untergruppen wird zwecks Übersichtlichkeit mit Hilfe der Schätzung eines Placebo-Effekts für die Quartale vor Ankündigung des Mindestlohns überprüft (und nicht mit einzelnen grafischen Darstellungen für jede einzelne Untergruppe). Hierfür wird Schätzgleichung (3) um einen Placebo-Term, der den Zeitraum Q1/2013–Q1/2014 umfasst, erweitert. Signifikante Unterschiede bereits im Vorfeld der Ankündigung des Mindestlohns deuten dann auf eine Verletzung der Annahme paralleler Trends hin.

Tabelle 4.3 fasst die Ergebnisse in den ersten beiden Spalten für Frauen und Männer zusammen. Für die Zielgröße Beschäftigung können keine heterogenen Effekte nach dem Geschlecht festgestellt werden. Für die abhängige Beschäftigung insgesamt ergibt sich ein leicht stärker ausgeprägter Effekt für Männer (-0,7 Prozent), der sich aber nicht signifikant von dem für Frauen (-0,5 Prozent) unterscheidet. In Bezug auf die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung ergeben sich für Männer und Frauen quantitativ sehr geringe und statistisch nicht signifikante Effekte.

Demgegenüber ergeben sich negative Effekte auf die geringfügige Beschäftigung, die wiederum für Männer (-3,4 Prozent) etwas stärker ausgeprägt sind als für Frauen (-2,3 Prozent). Insgesamt findet sich auch hier – wie bereits oben beschrieben – eine Verstärkung des negativen Trends gegenüber den Ergebnissen in Caliendo et al. (2023). In Bezug auf die Arbeitslosigkeit zeigt sich nur für die Männer ein signifikanter negativer Effekt von -2,7 Prozent. Da der Placebo-Koeffizient jedoch auch statistisch signifikant ist, ist dieses Ergebnis nicht kausal interpretierbar. Insgesamt bestätigen diese Ergebnisse die bereits in früheren Untersuchungen gefundenen geringen Effektunterschiede zwischen Männern und Frauen (Pestel et al. 2020, Caliendo et al. 2022, Caliendo et al. 2023).[20]

Tabelle 4.3 verdeutlicht in den letzten drei Spalten außerdem die Ergebnisse für die gesamte abhängige Beschäftigung nach Altersgruppen. Die Effekte sind für alle Altersgruppen tendenziell ähnlich, können aber nur für die jüngste Altersgruppe der unter 25-Jährigen präzise geschätzt werden. Für diese Gruppe beträgt der geschätzte Effekt des Mindestlohns auf die abhängige Beschäftigung -1,5 Prozent.

Die Effekte auf sozialversicherungspflichtige Beschäftigung sind durchgehend nicht statistisch signifikant. Bezüglich der geringfügigen Beschäftigung gibt es stärkere Effekte in der Gruppe der 15–24-jährigen. Hier liegt ein statistisch signifikanter negativer Effekt von etwa -5,8 Prozent vor, während der Effekt in der mittleren Altersgruppe -2,3 Prozent beträgt. Bei der jüngeren Altersgruppe ist zu berücksichtigen, dass diese Gruppe nicht deckungsgleich mit dem Geltungsbereich des Mindestlohns ist, was

[20] Siehe Ohlert (2024) für einen aktuellen Überblick über die bisherige Evidenz zu den Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns in Deutschland auf verschiedene Zielgrößen (u.a. Löhne und Beschäftigung) getrennt für Männer und Frauen.

Tabelle 4.3: Auswirkungen der Mindestlohneinführung auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit nach Geschlecht und Alter

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Gruppe	**Frauen**	**Männer**	**Unter 25 Jahre**	**25-54 Jahre**	**55-64 Jahre**
A. Abhängig Beschäftigte					
Treatment	-0,005*	-0,007*	-0,015*	-0,006	-0,006
	(0,003)	(0,004)	(0,008)	(0,006)	(0,013)
Placebo	0,000	0,002	0,000	-0,003	0,006
	(0,001)	(0,001)	(0,003)	(0,003)	(0,009)
R^2 (within)	0,5	0,445	0,231	0,379	0,176
B. Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte					
Treatment	0,004	-0,002	0,005	-0,002	-0,001
	(0,003)	(0,004)	(0,007)	(0,005)	(0,014)
Placebo	0,000	0,003**	0,005	-0,003	0,007
	(0,001)	(0,001)	(0,003)	(0,003)	(0,009)
R^2 (within)	0,438	0,457	0,282	0,356	0,143
C. Geringfügig Beschäftigte					
Treatment	-0,023***	-0,034***	-0,058***	-0,023***	-0,019
	(0,007)	(0,009)	(0,021)	(0,009)	(0,012)
Placebo	-0,001	-0,001	-0,005	-0,005	0,003
	(0,002)	(0,003)	(0,005)	(0,004)	(0,008)
R^2 (within)	0,226	0,163	0,154	0,294	0,296
Beobachtungen	11565	11565	11565	11565	11565
D. Arbeitslose					
Treatment	-0,013	-0,027**	-0,057**	-0,012	-0,023
	(0,012)	(0,010)	(0,025)	(0,011)	(0,015)
Placebo	-0,002	-0,017**	-0,023	-0,01	-0,008
	(0,006)	(0,008)	(0,014)	(0,007)	(0,007)
R^2 (within)	0,260	0,218	0,120	0,237	0,198
Beobachtungen	12079	12079	12079	12079	12079
AMR FE	X	X	X	X	X
Quartal FE	X	X	X	X	X
Ost/West x Quartal x Bevölkerung 18-64	X	X	X	X	X
Ost/West x Quartal x AMR-Typ FE	X	X	X	X	X
Industrie-Trends	X	X	X	X	X
BIP pro Kopf in 2013 x Quartal	X	X	X	X	X

*Quelle: BA-Statistik und VSE (2014), eigene Berechnungen. Anmerkungen: Der Treatment-Effekt gibt die Schätzung für den Koeffizienten β in Gleichung (3) zuzüglich der Erweiterung um einen Placebo-Term an. Standardfehler (in Klammern) sind auf der Ebene der Arbeitsmarktregionen gruppiert. Konfidenzniveau: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.*

die Aussagekraft der Koeffizienten einschränkt. Auch diese Ergebnisse haben sich im Vergleich zum Bericht von Caliendo et al. (2023) etwas verstärkt. Für die Arbeitslosigkeit findet sich nur für die jüngste Gruppe ein signifikant negativer Effekt von -5,7 Prozent. Dies ist eine recht deutliche Veränderung zu den Ergebnissen von Caliendo et al. (2023), wo der Effekt noch bei -3,8 Prozent lag und insignifikant war.

Bei der Differenzierung nach Anforderungsniveaus (Tabelle 4.4) ergeben sich für die abhängige Beschäftigung keine statistisch signifikanten Effekte. Für die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung zeigt sich nur in der Gruppe der Helfer:innen ein signifikant positiver Effekt von 1,6 Prozent. Dieser positive Effekt könnte auf Umwandlungstendenzen von geringfügigen Beschäftigungsverhältnissen hindeuten, wie sie auch von Dustmann et. al (2022) beschrieben werden. Die geringfügige Beschäftigung sinkt in allen drei Gruppen und die Effekte sind alle (marginal) statistisch signifikant. Mit -1,3 Prozent fällt der Effekt in der Gruppe der Expert:innen und Spezialist:innen am schwächsten und mit -2,8 Prozent in der Gruppe der Helfer:innen am stärksten aus.

Tabelle 4.4: Auswirkungen der Mindestlohneinführung auf Beschäftigung nach Anforderungsniveau

	(1)	(2)	(3)
Gruppe	**Helfer:innen**	**Fachkräfte**	**Expert:innen / Spezialist:innen**
A. Abhängig Beschäftigte			
Treatment	-0,005	-0,003	-0,001
	(0,008)	(0,003)	(0,005)
Placebo	0,000	0,001	0,001
	(0,003)	(0,001)	(0,001)
R^2 (within)	0,144	0,097	0,259
Beobachtungen	11562	11562	11562
B. Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte			
Treatment	0,016*	0,001	-0,001
	(0,009)	(0,003)	(0,005)
Placebo	-0,001	0,002*	0,002
	(0,003)	(0,001)	(0,001)
R^2 (within)	0,176	0,162	0,342
Beobachtungen	11564	11564	11564
C. Geringfügig Beschäftigte			
Treatment	-0,028**	-0,025***	-0,013*
	(0,014)	(0,007)	(0,008)
Placebo	0,000	-0,001	-0,002
	(0,003)	(0,003)	(0,004)
R^2 (within)	0,134	0,165	0,123
Beobachtungen	11563	11563	11563
AMR FE	X	X	X
Quartal FE	X	X	X
Ost/West x Quartal x Bevölkerung 18-64	X	X	X
Ost/West x Quartal x AMR-Typ FE	X	X	X
Industrie-Trends	X	X	X
BIP pro Kopf in 2013 x Quartal	X	X	X

*Quelle: BA-Statistik und VSE (2014), eigene Berechnungen. Anmerkungen: Der Treatment-Effekt gibt die Schätzung für den Koeffizienten β in Gleichung (3) zuzüglich der Erweiterung um einen Placebo-Term an. Standardfehler (in Klammern) sind auf der Ebene der Arbeitsmarktregionen gruppiert. Konfidenzniveau: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.*

4.4 Auswirkungen differenziert nach Wirtschaftszweigen und regionalen Charakteristika

In diesem Abschnitt werden die Auswirkungen des Mindestlohns differenziert nach Wirtschaftszweigen und nach regionalen Charakteristika untersucht. Die regionale Beschäftigungsstatistik der BA weist die Beschäftigung auf Ebene der Wirtschaftsbereiche getrennt nach der sozialversicherungspflichtigen und der gesamten geringfügigen Beschäftigung aus. In Tabelle 4.5 sind die Schätzergebnisse für das Treatment der Mindestlohneinführung und für einen Placebo-Term getrennt für beide Beschäftigungsformen und für jeden Wirtschaftsbereich, sortiert nach der Gesamtzahl der Beschäftigten in den jeweiligen Wirtschaftsbereichen, wiedergegeben. Die meisten der geschätzten Koeffizienten sind nicht statistisch verschieden von Null. Der Übersichtlichkeit halber wird im Folgenden nur auf die signifikanten Punktschätzer eingegangen. Für die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung zeigen sich signifikante Effekte für das verarbeitende Gewerbe von -1,9 Prozent, für die Kunst-, Unterhaltungs- und Erholungsbranche von 1,9 Prozent und für den Bereich Bergbau, Energie, und Wasserversorgung und Entsorgungswirtschaft von -6,5 Prozent. Für die geringfügige Beschäftigung wiederum sind die geschätzten Koeffizienten für insgesamt vier Branchen signifikant: Verkehr und Lagerei (-8,1 Prozent), Land- und Forstwirtschaft und Fischerei (-6 Prozent), Erziehung und Unterricht (-5,2 Prozent) und Erbringung von sonstigen wirtschaftlichen Dienstleistungen (-4,5 Prozent). Somit liegen im Vergleich zum vorherigen Bericht mit einem Beobachtungszeitraum bis einschließlich des ersten Quartals 2022 einige Veränderungen vor. Am interessantesten ist hierbei, dass die negativen Effekte auf die geringfügige und sozialversicherungspflichtige Beschäftigung im Baugewerbe und auf die geringfügige Beschäftigung im Gastgewerbe nicht länger statistisch signifikant sind.

Eine weitere Dimension entlang derer Heterogenitäten in den Effekten existieren könnten, ist die regionale Siedlungsstruktur. Um dies zu untersuchen, wird eine Spezifikation mit zusätzlichen Interaktionstermen des Treatments mit einer ländlichen Struktur mit Verdichtungsansätzen bzw. einer ländlichen Struktur geschätzt. Die Referenzgruppe bilden städtisch geprägte Regionen. Der Haupteffekt allein gibt die Auswirkung des Treatments auf Regionen mit einer Lohnlücke über dem Median an, die eine städtische Siedlungsstruktur aufweisen. Die geschätzten Treatment-Effekte für ländliche Regionen mit oder ohne Verdichtungsansätzen setzt sich aus dem Haupteffekt und dem jeweiligen Interaktionseffekt zusammen.[21]

[21] Wenn nur der Haupteffekt signifikant ist, deutet dies darauf hin, dass der Effekt des Mindestlohns auf die Beschäftigung (bzw. Arbeitslosigkeit) nicht mit der regionalen Siedlungsstruktur variiert. Ist hingegen ausschließlich der Interaktionseffekt signifikant, dann bedeutet dies, dass das Treatment die Zielgröße nur für die Regionen mit der entsprechenden Siedlungsstruktur signifikant beeinflusst hat. Der Fall, dass sowohl der Haupteffekt als auch die Interaktionseffekte signifikant sind,

Tabelle 4.5: Auswirkungen der Mindestlohneinführung auf Beschäftigung nach Wirtschaftszweigen

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Anzahl der Beschäftigten	Sozialversicherungs-pflichtige Beschäftigung		Geringfügige Beschäftigung	
Gesamt	41.882.592	Treatment	Placebo	Treatment	Placebo
C. Verarbeitendes Gewerbe	7.101.024	-0,019*	0,001	-0,018	-0,002
		(0,010)	(0,003)	(0,014)	(0,004)
Q. Gesundheits- und Sozialwesen	6.157.863	0,006	0,000	-0,009	0,004
		(0,005)	(0,002)	(0,008)	(0,004)
G. Handel etc.	5.778.010	0,007	-0,003	-0,03	-0,003
		(0,005)	(0,003)	(0,019)	(0,003)
LM: Erbringung von freiberuflichen, wissen-schaftlichen und techn. Dienstleistungen etc.	3.543.863	-0,022	0,015	-0,021	-0,004
		(0,025)	(0,011)	(0,022)	(0,008)
N. Erbringung von sonstigen wirtschaftlichen Dienstleistungen	3.152.634	0,01	-0,027	-0,045*	-0,004
		(0,023)	(0,021)	(0,026)	(0,015)
H. Verkehr und Lagerei	2.374.636	-0,018	-0,003	-0,081***	-0,018
		(0,013)	(0,006)	(0,026)	(0,013)
F. Baugewerbe	2.286.528	-0,012	-0,001	-0,035	-0,009
		(0,018)	(0,017)	(0,024)	(0,02)
OU. Öffentliche Verwaltung, Verteidigung; etc.	2.191.844	-0,004	0,01***	0,004	-0,008
		(0,007)	(0,003)	(0,018)	(0,008)
I. Gastgewerbe	2.095.602	0,014	-0,004	-0,012	-0,003
		(0,009)	(0,006)	(0,008)	(0,004)
RST. Kunst, Unterhaltung und Erholung; etc.	2.014.035	0,019*	-0,006	-0,007	0,002
		(0,011)	(0,005)	(0,013)	(0,003)
P. Erziehung und Unterricht	1.673.448	-0,003	0,000	-0,052*	-0,011
		(0,017)	(0,003)	(0,030)	(0,01)
J. Information und Kommunikation	1.459.729	0,03	0,023	-0,067	0,024
		(0,031)	(0,02)	(0,088)	(0,039)
K. Erbringung von Finanz- und Versicherungs-dienstleistungen	1.043.789	0,011	0,007	0,014	0,007
		(0,019)	(0,008)	(0,016)	(0,008)
BDE. Bergbau; Energie- und Wasserversor-gung; Entsorgungswirtschaft	638.464	-0,065**	0,023	-0,019	-0,005
		(0,029)	(0,021)	(0,039)	(0,025)
A. Land- und Forstwirtschaft, Fischerei	371.123	-0,026	-0,019	-0,06**	-0,01
		(0,025)	(0,02)	(0,029)	(0,019)
AMR FE		X	X	X	X
Quartal FE		X	X	X	X
Ost/West x Quartal x Bevölkerung 18-64		X	X	X	X
Ost/West x Quartal x AMR-Typ FE		X	X	X	X
BIP pro Kopf in 2013 x Quartal		X	X	X	X

*Quelle: BA-Statistik und VSE (2014), eigene Berechnungen. Anmerkungen: Der Treatment-Effekt gibt die Schätzung für den Koeffizienten β in Gleichung (3) zuzüglich der Erweiterung um einen Placebo-Term an. Standardfehler (in Klammern) sind auf der Ebene der Arbeitsmarktregionen gruppiert. Die Angaben in Spalte (1) beziehen sich auf Q1 2024. Konfidenzniveau: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.*

lässt darauf schließen, dass der Mindestlohn die entsprechende Zielgröße in Regionen jeglicher Siedlungsstruktur signifikant verändert hat, wobei die Stärke des Effekts über die verschiedenen Siedlungsstrukturen hinweg unterschiedlich stark ausgeprägt ist.

Tabelle 4.6 präsentiert die Ergebnisse für diese Spezifikation. Während es keine signifikante Heterogenität für die geringfügige Beschäftigung oder die Zahl der Arbeitslosen gibt, zeigt sich für Regionen mit einer ländlichen Struktur mit Verdichtungsansätzen ein Rückgang in der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung von 1,5 Prozent, der auf dem 10-Prozent-Niveau signifikant ist. Der Koeffizient für den Haupteffekt ist, wie bereits in Tabelle 4.1, insignifikant. Dieser Effekt auf die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung schlägt sich in einem ebenfalls signifikanten Effekt von -1,1 Prozent auf die gesamte abhängige Beschäftigung für Regionen mit einer ländlichen Siedlungsstruktur mit Verdichtungsansätzen nieder. Gleichzeitig ist der Koeffizient für das Haupttreatment nicht länger signifikant (anders als in Tabelle 4.1).

Tabelle 4.6: Auswirkungen der Mindestlohneinführung auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit nach AMR-Typen

	(1)	**(2)**	**(3)**	**(4)**
	Abhängig Beschäftigte	**Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte**	**Geringfügig Beschäftigte**	**Arbeitslose**
Placebo	-0,011	-0,013	0,006	-0,019
	(0,01)	(0,011)	(0,017)	(0,026)
Treatment	-0,003	0,004	-0,029***	-0,02
	(0,004)	(0,004)	(0,010)	(0,013)
Treatment*ländlich mit Verdichtungsansätzen	-0,013*	-0,015*	-0,011	0,017
	(0,007)	(0,008)	(0,015)	(0,025)
Treatment*ländlich	0,001	0,002	-0,001	-0,01
	(0,001)	(0,001)	(0,003)	(0,007)
R^2 (within)	0,516	0,486	0,285	0,245
Beobachtungen	11565	11565	11565	12079
AMR FE	X	X	X	X
Quartal FE	X	X	X	X
Ost/West x Quartal x Bevölkerung 18-64	X	X	X	X
Ost/West x Quartal x AMR-Typ FE	X	X	X	X
Industrie-Trends	X	X	X	X
BIP pro Kopf in 2013 x Quartal	X	X	X	X

*Quelle: BA-Statistik und VSE (2014), eigene Berechnungen. Anmerkungen: Der Treatment-Effekt gibt die Schätzung für den Koeffizienten β in Gleichung (1) an, die um Interaktionsterme des Treatments mit den Regions-Typen und einen Placebo-Term erweitert wurde. Die Referenzkategorie der Regions-Typen ist hierbei die Gruppe der städtischen Arbeitsmarktregionen. Standardfehler (in Klammern) sind auf der Ebene der Arbeitsmarktregionen gruppiert. Konfidenzniveau: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.*

4.5 Auswirkungen differenziert nach Wachstumsdynamik

Dieser Abschnitt widmet sich möglichen heterogenen Mindestlohneffekten zwischen Regionen mit eher starker und eher schwacher Wachstumsdynamik. Die Unterteilung erfolgt dabei anhand der im

Zeitraum vor der Einführung bzw. den Erhöhungen des Mindestlohns in den Jahren 2019 und 2022 beobachteten Konjunkturlage und es wird auf die bereits in Abschnitt 3.3.3 beschriebene Unterscheidung von Arbeitsmarktregionen mit relativ geringem und relativ hohem Wachstum über den Zeitraum der Jahre 2010 bis 2013 (bzw. 2015 bis 2018 und 2018 bis 2021) zurückgegriffen. Hierbei werden Regionen mit einem relativ geringen Wachstum als diejenigen mit einer Wachstumsrate im unteren Quartil (untere 25 Prozent) definiert. Die oberen 75 Prozent der Verteilung verfügen demnach über ein relativ hohes Wirtschaftswachstum in dem entsprechenden Zeitraum.

Das Hauptspezifikation in Gleichung (1) wird erweitert um Interaktionsterme bestehend aus dem Mindestlohn-Treatment und binären Indikatoren für ein relativ geringes BIP-Wachstum in den Zeiträumen 2010 bis 2013, 2015 bis 2018 und 2018 bis 2021. Dabei wird Regionen im jeweiligen unteren Quartil der BIP-Wachstumsraten der Wert Eins zugeordnet und allen anderen Regionen der Wert Null. Die entsprechenden Schätzergebnisse für Beschäftigung und Arbeitslosigkeit sind in Tabelle 4.7 dargestellt. Diese basieren auf der gleichen Spezifikation wie die Spalten (2) in Tabelle 4.1 und Tabelle 4.2, die zeitvariante Kontrollvariablen für strukturelle Unterschiede zwischen Regionen umfasst. Somit werden die Interaktionseffekte des Mindestlohn-Treatments mit den Indikatoren für relativ geringes BIP-Wachstum konditional auf strukturelle Unterschiede geschätzt. Das heißt, dass die geschätzten Interaktionseffekte nicht von unterschiedlichen langfristigen Trends in der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung zwischen Regionen mit unterschiedlicher Wirtschaftsstruktur beeinflusst sind, da für diese bereits kontrolliert wird. Vielmehr zeigen die Schätzergebnisse, ob sich die Beschäftigungseffekte zwischen vergleichbaren Regionen mit ähnlicher Struktur und hoher Mindestlohnbetroffenheit, aber unterschiedlicher konjunktureller Dynamik unterscheiden.

Bei der Interpretation ist zu beachten, dass im Grunde nun mehrere Gruppen verglichen werden und der geschätzte Haupteffekt für das Treatment für Regionen gilt, die in allen drei Perioden ein relativ hohes Wachstum hatten. Die Annahme gemeinsamer Trends wird auch hier mit Hilfe der Schätzung eines Placebo-Effekts für die Quartale vor Ankündigung des Mindestlohns überprüft und kann für alle fünf Zielgrößen bestätigt werden. In Tabelle 4.7 ist zu sehen, dass die geschätzten Haupteffekte (Treatment) für vier der fünf Zielgrößen insignifikant sind, d.h., dass für Regionen mit hoher Dynamik und einer relativ hohen Lohnlücke keine negativen Mindestlohneffekte identifiziert werden. Die einzige Ausnahme hiervon stellt die geringfügige Beschäftigung mit einem schwach signifikanten Effekt von -1,6 Prozent dar. Im Kontrast dazu sind die geschätzten Koeffizienten für die Interaktion von Mindestlohnbetroffenheit (Treatment) und den binären Indikatoren für eine relativ geringe BIP-Wachstumsrate in Bezug auf die Zielgröße Beschäftigung (in den Spalten (1) bis (3)) und Erwerbspersonen (Spalte

(5)) durchgehend statistisch signifikant und negativ. Die quantitativ stärksten Effekte ergeben sich hierbei für die geringfügige Beschäftigung, insbesondere für die Interaktion aus Treatment und geringem Wachstum in den Jahren 2010 bis 2013. Dies bedeutet, dass in Regionen mit hoher Mindestlohnbetroffenheit und geringer Wachstumsdynamik sowohl die Zahl der sozialversicherungspflichtigen als auch der geringfügigen Beschäftigung stärker abnimmt als in Regionen mit hoher Mindestlohnbetroffenheit sowie relativ hoher Wachstumsdynamik. Der Rückgang ist dabei am ausgeprägtesten für Regionen, die zwischen 2010 und 2013 eine geringe Wachstumsdynamik hatten, je nach Zielgröße gefolgt von der Gruppe, die ein geringes Wachstum zwischen den Jahren 2015 und 2018 oder zwischen den Jahren 2018 und 2021 aufwies. Im Vergleich zum Bericht von Caliendo et al. (2023), der den Zeitraum bis einschließlich des ersten bzw. dritten Quartals 2022 abdeckt (und in dem Interaktionen mit einem geringem Wachstum in 2010 bis 2013 und 2015 bis 2018 berücksichtigt werden) haben sich die Koeffizienten für die Beschäftigung nur wenig verändert.

Die beschriebenen Befunde unterstützen die Vermutung, dass die in Abschnitt 4.2 dargestellten Beschäftigungseffekte der Einführung des Mindestlohns substanziell von Regionen mit relativ geringem BIP-Wachstum vor Einführung des Mindestlohns getrieben werden und sich für Regionen verstärken, die auch in den anschließenden Perioden ein geringes BIP-Wachstum verzeichneten.[22]

Für die Zielgröße Arbeitslosigkeit sind die Koeffizienten ebenfalls alle negativ und für die Interaktionen von Treatment und geringem Wachstum in den Jahren 2010 bis 2013 und 2015 bis 2018 auch signifikant.[23] Im Bericht von Caliendo et al. (2023) waren die Koeffizienten zwar noch alle insignifikant, waren jedoch in Bezug auf Richtung und Stärke der Koeffizienten sehr ähnlich. Zusätzlich wird in Spalte (5) auch der Effekt auf die Zahl der Erwerbspersonen untersucht. Während der Koeffizient für das Haupttreatment insignifikant ist, sind alle drei Interaktionen aus Treatment und Wirtschaftswachstum statistisch signifikant und liegen zwischen -0,8 Prozent (Wachstum 2018-2021) und -1,9 Prozent (Wachstum 2010-2013). Dies deutet darauf hin, dass in Regionen mit hoher Mindestlohnbetroffenheit und geringer Wachstumsdynamik weniger Personen dem Arbeitsmarkt zur Verfügung stehen, was entwe-

[22] Dabei ist zu berücksichtigen, dass negative Effekte der Mindestlohneinführung im Jahr 2015 natürlich auch einen direkten Einfluss auf das BIP-Wachstum 2015-2018 bzw. 2018-2021 haben können. Daher wird in Tabelle 9.1 im Anhang auch zusätzlich eine Spezifikation geschätzt, bei der nur auf die Wachstumsdynamik vor Einführung des Mindestlohns konditioniert wird. Während die negativen Effekte auf die geringfügige Beschäftigung in Größe und statistischer Signifikanz bestätigt werden, zeigt sich nun kein signifikanter Koeffizient mehr für die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung (in Tabelle 4.7 ist dieser noch auf dem 10-Prozent-Niveau signifikant).

[23] In Tabelle 9.1 zeigt sich hingegen kein signifikanter Effekt.

der auf geringere Arbeitslosigkeitsmeldungen (Rückzug in die stille Reserve) oder auf Migrationsbewegungen zwischen Arbeitsmarktregionen zurückzuführen sein könnte.

Tabelle 4.7: Auswirkungen der Mindestlohneinführung nach Wachstumsdynamik 2010–2013, 2015–2018 und 2018-2021

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Abhängig Beschäftigte	**Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte**	**Geringfügig Beschäftigte**	**Arbeitslose**	**Erwerbspersonen**
Placebo	0,001	0,002	-0,001	-0,01	0,001
	(0,001)	(0,001)	(0,003)	(0,007)	(0,001)
Treatment	0,000	0,005	-0,016*	-0,012	-0,002
	(0,003)	(0,003)	(0,008)	(0,010)	(0,003)
Treatment x (geringes Wachstum 2010-2013)	-0,015***	-0,011*	-0,039***	-0,019*	-0,019***
	(0,005)	(0,006)	(0,010)	(0,011)	(0,005)
Treatment x (geringes Wachstum 2015-2018)	-0,013***	-0,013***	-0,013***	-0,013***	-0,013***
	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,004)	(0,004)
Treatment x (geringes Wachstum 2018-2021)	-0,009*	-0,01**	-0,015*	-0,001	-0,008*
	(0,005)	(0,005)	(0,009)	(0,014)	(0,004)
R^2 (within)	0,531	0,495	0,315	0,249	0,566
Beobachtungen	11565	11565	11565	12079	11565
AMR FE	X	X	X	X	X
Quartal FE	X	X	X	X	X
Ost/West x Quartal x Bevölkerung 18-64	X	X	X	X	X
Ost/West x Quartal	X	X	X	X	X
Industrie-Trends	X	X	X	X	X
BIP pro Kopf in 2013 x Quartal	X	X	X	X	X

*Quelle: BA-Statistik und VSE (2014), eigene Berechnungen. Anmerkungen: Der Treatment-Effekt gibt die Schätzung für den Koeffizienten β in Gleichung (1) an, die um Interaktionsterme des Treatments mit den Indikatoren für wirtschaftliche Dynamik und einen Placebo-Term erweitert wurde. Standardfehler (in Klammern) sind auf der Ebene der Arbeitsmarktregionen gruppiert. Konfidenzniveau: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.*

4.6 Auswirkungen der Mindestlohnerhöhungen

Das Ziel dieses Abschnittes ist es, den in Kapitel 4.2 geschätzten Gesamteffekt dahingehend genauer zu untersuchen, ob dieser lediglich auf die Einführung des Mindestlohns im Jahr 2015 zurückzuführen ist oder, ob die darauffolgenden Erhöhungen zusätzliche Effekte auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit hatten. Zu diesem Zweck werden Regressionen gemäß Gleichung (4) geschätzt, die neben dem Haupttreatment der Mindestlohneinführung auch Interaktionen zwischen dem Treatmentindikator und

Indikatoren für die Zeiträume nach den jeweiligen Erhöhungen beinhaltet.[24] Die Ergebnisse für die Zielgrößen der Beschäftigung werden in Tabelle 4.8 präsentiert. Spalte (1) weist die Ergebnisse für eine Spezifikation aus, bei der lediglich die Lohnlücke im Jahr 2014 verwendet wird. Dies bedeutet, dass für jede der Mindestlohnerhöhungen die Mindestlohnbetroffenheit im Jahr 2014 herangezogen wird, um deren Effekt auf die Zielgröße zu schätzen. Für die Schätzung der Ergebnisse in Spalte (2) wird für die erste Erhöhung im Jahr 2017 weiterhin die Lohnlücke des Jahres 2014 verwendet. Die Interaktionen für die Erhöhungen zwischen den Jahren 2019 bis einschließlich Januar 2022 beruhen dagegen auf der Lohnlücke aus dem Jahr 2018 und die der letzten Erhöhungen zwischen Juli 2022 und Januar 2024 auf der Lohnlücke aus dem Jahr 2022. Beide Varianten verdeutlichen nach wie vor einen signifikanten Rückgang der gesamten abhängigen Beschäftigung, der mit -0,3 Prozent jedoch geringer ausfällt als der geschätzte Effekt in Abschnitt 4.2. Die erste Erhöhung zum 1. Januar 2017 hat keine signifikanten Effekte entfaltet. Anders sieht dies für die zweite Erhöhung zum 1. Januar 2019 aus. Für diese ist in beiden Spalten der Koeffizient signifikant, in Spalte (2) ist der Effekt jedoch stärker und präziser geschätzt. Unter alleiniger Verwendung der VSE 2014 ergibt sich für keine weitere Erhöhung ein signifikanter Effekt. Wenn hingegen auch die Lohnlücken aus den Jahren 2018 und 2022 einbezogen werden, weist der Koeffizient auf einen Rückgang der abhängigen Beschäftigung von -0,9 Prozent durch die Erhöhungen zum 1. Juli bzw. 1. Oktober 2022 hin.

Für die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung zeigt sich für die Spezifikation mit der VSE 2014 allein (Spalte 1) weiterhin kein signifikanter Effekt, weder für die Einführung noch die Erhöhungen des Mindestlohns. Anders sieht es aus, zumindest für zwei der Mindestlohnerhöhungen, wenn auch die Mindestlohnbetroffenheit der Jahre 2018 und 2022 berücksichtigt wird. Nun ergeben sich für die Erhöhungen zum 1. Januar 2019 und 1. Juli bzw. 1. Oktober 2022 jeweils signifikante Rückgänge von 0,6 Prozent.

Panel C präsentiert die Ergebnisse für die geringfügige Beschäftigung. Der geschätzte Effekt der Mindestlohneinführung ist mit -1,1 Prozent gleich in Spalte (1) und Spalte (2), jedoch schwächer als noch in Abschnitt 4.2. In Bezug auf die Erhöhungen des Mindestlohns werden einige Unterschiede zwischen den beiden Varianten deutlich. Die Koeffizienten für die ersten drei Erhöhungen sind in beiden Fällen

[24] Bis auf zwei Ausnahmen werden alle Mindestlohnerhöhungen mit einem eigenen Interaktionsterm einbezogen. Aufgrund des geringen Umfangs wird die Erhöhung zum 1. Juli 2021 nicht berücksichtigt. Die zweite Ausnahme bezieht sich auf das Jahr 2022, als der Mindestlohn insgesamt dreimal erhöht wurde (zum 1. Januar, 1. Juli und 1. Oktober). Es werden lediglich Interaktionsterme mit dem Zeitraum ab dem 1. Januar bzw. ab dem 1. Juli in die Regression aufgenommen. Letzterer fängt die Effekte der zweiten und dritten Erhöhung des Jahres 2022 gemeinsam ein.

Tabelle 4.8: Auswirkungen der Mindestlohnerhöhungen auf regionale Beschäftigung

	(1)	(2)
	VSE 2014	**VSE 2014, VSE 2018 & VE 2022**
A. Abhängig Beschäftigte		
Placebo	0,001	0,001
	(0,001)	(0,001)
Treatment (VSE 2014)	-0,003**	-0,003**
	(0,001)	(0,001)
Treatment (VSE 2014) x (Jahr > 2016)	-0,002	-0,003
	(0,002)	(0,003)
Treatment (VSE 2014 bzw. 2018) x (Jahr > 2018)	-0,002*	-0,008***
	(0,001)	(0,002)
Treatment (VSE 2014 bzw. 2018) x (Jahr > 2019)	-0,001	0,000
	(0,001)	(0,001)
Treatment (VSE 2014 bzw. 2018) x (Jahr > 2020)	0,000	0,001
	(0,001)	(0,001)
Treatment (VSE 2014 bzw. 2018) x (Jahr > 2021)	0,001	-0,002
	(0,001)	(0,002)
Treatment (VSE 2014 bzw. VE 2022) x (Jahr > 2. Q 2022)	0,001	-0,009***
	(0,001)	(0,003)
Treatment (VSE 2014 bzw. VE 2022) x (Jahr > 2023)	0,000	-0,001
	(0,001)	(0,001)
R^2 (within)	0,516	0,530
B. Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte		
Placebo	0,002	0,002
	(0,001)	(0,001)
Treatment (VSE 2014)	0,000	0,000
	(0,002)	(0,002)
Treatment (VSE 2014) x (Jahr > 2016)	0,000	0,002
	(0,002)	(0,003)
Treatment (VSE 2014 bzw. 2018) x (Jahr > 2018)	-0,001	-0,006***
	(0,001)	(0,002)
Treatment (VSE 2014 bzw. 2018) x (Jahr > 2019)	0,001	0,001
	(0,001)	(0,001)
Treatment (VSE 2014 bzw. 2018) x (Jahr > 2020)	0,001	0,001
	(0,001)	(0,001)
Treatment (VSE 2014 bzw. 2018) x (Jahr > 2021)	0,001	-0,002
	(0,001)	(0,002)
Treatment (VSE 2014 bzw. VE 2022) x (Jahr > 2. Q 2022)	0,001	-0,006**
	(0,001)	(0,003)
Treatment (VSE 2014 bzw. VE 2022) x (Jahr > 2023)	0,001	-0,001
	(0,001)	(0,001)
R^2 (within)	0,485	0,491

Fortsetzung auf nächster Seite

	(1)	(2)
	Fortsetzung von letzter Seite	
C. Geringfügig Beschäftigte		
Placebo	-0,001	-0,001
	(0,002)	(0,002)
Treatment (VSE 2014)	-0,011*	-0,011**
	(0,006)	(0,006)
Treatment (VSE 2014) x (Jahr > 2016)	-0,01***	-0,022***
	(0,004)	(0,006)
Treatment (VSE 2014 bzw. 2018) x (Jahr > 2018)	-0,009***	-0,018***
	(0,003)	(0,005)
Treatment (VSE 2014 bzw. 2018) x (Jahr > 2019)	-0,007***	-0,006***
	(0,002)	(0,002)
Treatment (VSE 2014 bzw. 2018) x (Jahr > 2020)	-0,005**	-0,001
	(0,002)	(0,002)
Treatment (VSE 2014 bzw. 2018) x (Jahr > 2021)	-0,003*	-0,004
	(0,002)	(0,004)
Treatment (VSE 2014 bzw. VE 2022) x (Jahr > 2. Q 2022)	-0,006**	-0,015**
	(0,003)	(0,008)
Treatment (VSE 2014 bzw. VE 2022) x (Jahr > 2023)	-0,003	-0,003
	(0,002)	(0,003)
R^2 (within)	0,317	0,336
Beobachtungen	11565	11565
AMR FE	X	X
Quartal FE	X	X
Ost/West x Quartal x Bevölkerung 18-64	X	X
Ost/West x Quartal x AMR-Typ FE	X	X
Industrie-Trends	X	X
BIP pro Kopf in 2013 x Quartal	X	X

Quelle: BA-Statistik, VSE (2014, 2018) und VE 2022, eigene Berechnungen. Anmerkungen: Der Treatment-Effekt ist angelehnt an Gleichung (5)*, die um einen Placebo-Term erweitert wurde. Standardfehler (in Klammern) sind auf der Ebene der Arbeitsmarktregionen gruppiert. Konfidenzniveau: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.*

signifikant, jedoch für die ersten beiden Erhöhungen ist der Effekt deutlich stärker für die Spezifikation mit der VSE 2018 und der VE 2022 zusätzlich zur VSE 2014. Die geschätzten Effekte der Erhöhungen zum 1. Januar 2021 bzw. 2022 ist lediglich für Variante eins signifikant. Der Koeffizient für die weiteren Erhöhungen im Laufe des Jahres 2022 sind wiederum nur in Spalte (2) signifikant. Wenn man die Koeffizienten für die Mindestlohneinführung und -erhöhungen zusammen betrachtet, ergibt sich ein insgesamt stärkerer negativer Effekt auf die geringfügige Beschäftigung, wenn auch die Mindestlohnbetroffenheit in den Jahren 2018 und 2022 berücksichtigt wird. Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass die geschätzten Interaktionseffekte in Spalte (2) von Tabelle 4.8, häufiger statistisch signifikant

und deutlicher ausgeprägt sind. Daraus ergibt sich die Schlussfolgerung, dass sich die in den Deskriptionen gezeigte Veränderung in der regionalen Mindestlohnbetroffenheit über Zeit durchaus von Relevanz ist und sich in den geschätzten Koeffizienten niederschlägt.

Tabelle 4.9 weist die Ergebnisse der gleichen Spezifikationen für die Zielgröße Arbeitslosigkeit aus. Wie auch schon bei den Hauptergebnissen in Abschnitt 4.2, ist der Koeffizient für die Mindestlohneinführung insignifikant. Der Koeffizient für die erste Erhöhung ist für Variante eins positiv, jedoch sehr klein und insignifikant, während er für Variante zwei deutlich stärker und signifikant negativ ausfällt. Die geschätzten Effekte der Erhöhungen zum 1. Januar 2019 bzw. 2020 sind jeweils signifikant und sehr ähnlich in den Spalten (1) und (2). Unterschiede zeigen sich erneut bei den späteren Erhöhungen. Der geschätzte Effekt der Erhöhungen zum 1. Juli und 1. Oktober 2022 ist nur für Variante zwei signifikant und der für die Erhöhung zum 1. Januar 2024 nur für Variante eins. Insgesamt ist die große Mehrheit der Koeffizienten negativ, darunter all jene die signifikant ausfallen. Damit bestätigen sich die in Abschnitt 4.2 festgestellten mindestlohnbedingten Rückgänge in der Arbeitslosigkeit. Die Ergebnisse aus Tabelle 4.9 deuten allerdings darauf hin, dass diese nicht auf die Einführung des Mindestlohns, sondern auf dessen spätere Erhöhungen zurückzuführen sind.

Abbildung 4.3 zeigt den erweiterten DiD-Ansatz für die Mindestlohneinführung und die Erhöhungen zum 1. Januar 2019 und 1. Juli/1. Oktober 2022.[25] Die in schwarz gezeigten Punktschätzer zeigen die Variante mit ausschließlich der VSE 2014 und die roten Punktschätzer die Variante mit der VSE 2014, VSE 2018 und der VE 2022. Es wird auch hier deutlich, dass durch die zusätzliche Verwendung der Mindestlohnbetroffenheit der Jahre 2018 und 2022 die geschätzten negativen Effekte auf die abhängige Beschäftigung, die geringfügige Beschäftigung und die Arbeitslosigkeit stärker ausfallen und der leicht positive (jedoch insignifikante) Effekt auf die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung negativ wird, jedoch insignifikant bleibt. Die Analyse zeigt, dass der Einführungseffekt des Mindestlohns im Zeitverlauf nachlässt. Gleichzeitig wird deutlich, dass die Erhöhungen des Mindestlohns eigenständige bzw. zusätzliche Effekte haben, die unabhängig von der ursprünglichen Einführung betrachtet werden sollten. Dies unterstreicht die Bedeutung einer differenzierten Betrachtung von Einführung und Erhöhungen, um die Gesamtauswirkungen des Mindestlohns angemessen zu erfassen.

[25] Der erweiterte DiD-Ansatz erlaubt es nur jene Mindestlohnerhöhungen gesondert zu berücksichtigen, für die eine neue Mindestlohnbetroffenheit vorliegt, die mit den Indikatoren für die einzelnen Quartale interagiert werden kann. Eine Berücksichtigung z.B. der ersten Erhöhung zum 1. Januar 2017 ist daher nicht möglich, weil die Interaktion der Mindestlohnbetroffenheit im Jahr 2014 mit dem Zeitraum ab 2017 bereits durch die Interaktionen für die Mindestlohneinführung abgedeckt ist.

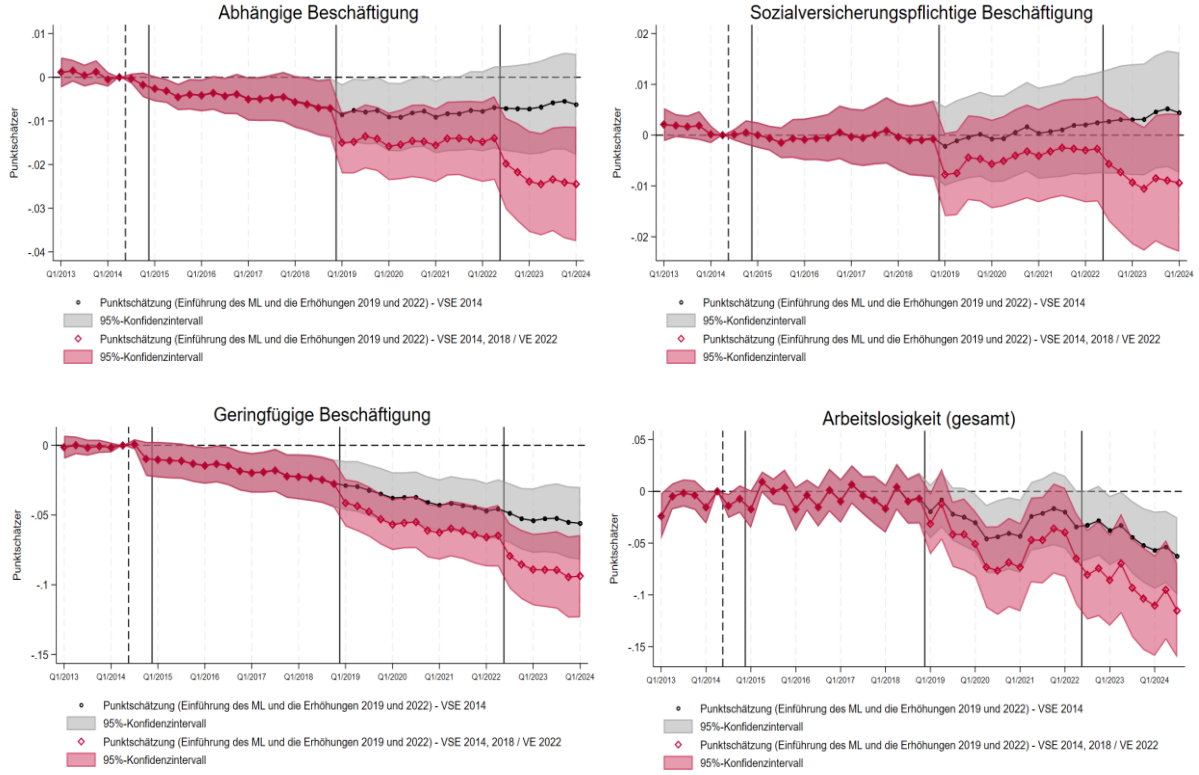
Tabelle 4.9: Auswirkungen der Mindestlohnerhöhungen auf regionale Arbeitslosigkeit

	(1)	(2)
	VSE 2014	**VSE 2014, VSE 2018 & VE 2022**
Arbeitslose (gesamt)		
Placebo	-0,01	-0,01
	(0,007)	(0,007)
Treatment (VSE 2014)	-0,006	-0,006
	(0,006)	(0,006)
Treatment (VSE 2014) x (Jahr > 2016)	0,001	-0,016*
	(0,008)	(0,009)
Treatment (VSE 2014 bzw. 2018) x (Jahr > 2018)	-0,014**	-0,015*
	(0,007)	(0,008)
Treatment (VSE 2014 bzw. 2018) x (Jahr > 2019)	-0,022**	-0,021**
	(0,010)	(0,010)
Treatment (VSE 2014 bzw. 2018) x (Jahr > 2020)	0,014	0,006
	(0,009)	(0,008)
Treatment (VSE 2014 bzw. 2018) x (Jahr > 2021)	-0,001	0,002
	(0,006)	(0,008)
Treatment (VSE 2014 bzw. VE 2022) x (Jahr > 2022 Q2)	-0,011	-0,028***
	(0,010)	(0,010)
Treatment (VSE 2014 bzw. VE 2022) x (Jahr > 2023)	-0,02***	-0,007
	(0,007)	(0,006)
R^2 (within)	0,256	0,266
Beobachtungen	12079	12079
AMR FE	X	X
Quartal FE	X	X
Ost/West x Quartal x Bevölkerung 18-64	X	X
Ost/West x Quartal x AMR-Typ FE	X	X
Industrie-Trends	X	X
BIP pro Kopf in 2013 x Quartal	X	X

Quelle: BA-Statistik VSE (2014, 2018) und VE 2022, eigene Berechnungen. Anmerkungen: Der Treatment-Effekt ist angelehnt an Gleichung (5)*, die um einen Placebo-Term erweitert wurde. Standardfehler (in Klammern) sind auf der Ebene der Arbeitsmarktregionen gruppiert. Konfidenzniveau: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01*

Ein weiterer Ansatz für die Berücksichtigung der Mindestlohnerhöhungen für die Schätzungen der Effekte auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit besteht darin, Treatment-Effekte für mehrere Gruppen zu schätzen. Wie bereits in den Abschnitten 3.3.1 und 4.1 beschrieben, erfolgt die Einteilung der Gruppen anhand der relativen Betroffenheit vom Mindestlohn in den Jahren 2014, 2018 und 2022. Tabelle 3.3 zeigt, welche der Gruppen in welchem Jahr eine relativ hohe oder niedrige Lohnlücke aufwiesen. Eine dieser Gruppen besteht z.B. aus Regionen, die in allen drei Jahren durch eine Lohnlücke über dem Median gekennzeichnet ist und eine weitere Gruppe fasst Regionen zusammen, die in den Jahren 2014

Abbildung 4.3: Auswirkungen der Mindestlohneinführung und der Mindestlohnerhöhungen zum 1. Januar 2019 und 1. Juli bzw. 1. Oktober 2022 auf regionale Beschäftigung und Arbeitslosigkeit



Quelle: BA-Statistik, VSE (2014, 2018) und VE 2022, eigene Berechnungen. Anmerkungen: Die vertikalen Linien geben die Zeitpunkte der Verabschiedung (August 2014), der Einführung (1. Januar 2015) und der Erhöhungen des Mindestlohns zum 1. Januar 2019 bzw. zum 1. Juli 2022 an. Die Punktschätzungen und Konfidenzintervalle sind angelehnt an Gleichung (4).

und 2018, jedoch nicht im Jahr 2022 relativ stark vom Mindestlohn betroffen waren. Zusätzlich weist Tabelle 3.3 auch aus, wie viele Regionen in jeder der Gruppen sind (so sind z.B. 85 Regionen in der größten Gruppe mit einer Lohnlücke über dem Median in allen drei Jahren) und Abbildung 3.3 gibt einen Überblick über die geografische Verteilung der Gruppen in Deutschland. Insgesamt ergeben sich acht Gruppen, von denen die mit einer relativ geringen Mindestlohnbetroffenheit in allen drei Jahren die Kontrollgruppe bildet. Für die übrigen sieben Gruppen wird in der Regression jeweils ein Treatment-Indikator berücksichtigt. Zusätzlich wird für diese sieben Gruppen jeweils ein Koeffizient für ein Placebo-Treatment geschätzt. Die Intuition hinter dieser Spezifikation ist, dass sich der Effekt der Mindestlohneinführung und der Erhöhungen womöglich durch die Muster der Mindestlohnbetroffenheit der Regionen bestimmt und nicht allein durch die Mindestlohnbetroffenheit zu einem Zeitpunkt. Demnach sind die acht Gruppen (bzw. sieben Treatmentgruppen) alle unterschiedlich vom Mindestlohn betroffen und daher werden unterschiedliche Effekte geschätzt. Die Ergebnisse für diese Schätzung werden in Tabelle 4.10 präsentiert.

Tabelle 4.10: Auswirkungen der Mindestlohneinführung und -erhöhungen auf regionale Beschäftigung für verschiedene Treatmentgruppen

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Abhängig Beschäftigte	**SVB Beschäftigte**	**Geringfügig Beschäftigte**	**Arbeitslose**
Gruppe 1 (gering/gering/gering)		Referenzgruppe		
Gruppe 2 (hoch/gering/gering)	0,002	0,005	-0,005	-0,044***
	(0,005)	(0,005)	(0,010)	(0,017)
Gruppe 3 (hoch/hoch/gering)	-0,005	0,005	-0,037*	-0,051***
	(0,006)	(0,007)	(0,019)	(0,018)
Gruppe 4 (hoch/gering/hoch)	-0,014***	-0,003	-0,05***	-0,069***
	(0,005)	(0,007)	(0,017)	(0,017)
Gruppe 5 (gering/hoch/gering)	-0,01*	-0,008	-0,024**	-0,061***
	(0,006)	(0,006)	(0,012)	(0,023)
Gruppe 6 (gering/hoch/hoch)	-0,011	-0,006	-0,031***	-0,067***
	(0,007)	(0,007)	(0,010)	(0,019)
Gruppe 7 (gering/gering/hoch)	-0,005	-0,002	-0,008	-0,05**
	(0,005)	(0,005)	(0,010)	(0,021)
Gruppe 8 (hoch/hoch/hoch)	-0,021***	-0,011***	-0,063***	-0,071***
	(0,004)	(0,004)	(0,011)	(0,017)
Placebo Gruppe 2	0,001	0,002	0,003	-0,023
	(0,002)	(0,002)	(0,006)	(0,016)
Placebo Gruppe 3	0,002	0,002	0,004	-0,03**
	(0,003)	(0,002)	(0,005)	(0,015)
Placebo Gruppe 4	0,004**	0,006***	0,001	-0,037***
	(0,002)	(0,002)	(0,003)	(0,012)
Placebo Gruppe 5	0,000	0,002	-0,004	-0,038***
	(0,002)	(0,002)	(0,004)	(0,013)
Placebo Gruppe 6	0,005**	0,005**	0,007	-0,029**
	(0,002)	(0,002)	(0,004)	(0,012)
Placebo Gruppe 7	0,003	0,002	0,005*	-0,017
	(0,002)	(0,002)	(0,003)	(0,014)
Placebo Gruppe 8	0,003	0,004**	-0,001	-0,026**
	(0,002)	(0,002)	(0,003)	(0,011)
R^2 (within)	0,528	0,493	0,307	0,251
Beobachtungen	11565	11565	11565	12079
AMR FE	X	X	X	X
Quartal FE	X	X	X	X
Ost/West x Quartal x Bevölkerung 18-64	X	X	X	X
Ost/West x Quartal x AMR-Typ FE	X	X	X	X
Industrie-Trends	X	X	X	X
BIP pro Kopf in 2013 x Quartal	X	X	X	X

Quelle: BA-Statistik, VSE (2014, 2018) und VE (2022), eigene Berechnungen. Anmerkungen: Der Treatment-Effekt ist angelehnt an Gleichung (5)*, die um Placebo-Terme erweitert wurde. Standardfehler (in Klammern) sind auf der Ebene der Arbeitsmarktregionen gruppiert. Konfidenzniveau: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.*

Die Ergebnisse für die gesamte abhängige Beschäftigung in Spalte (1) deuten darauf hin, dass der Rückgang um 2,1 Prozent am stärksten für Regionen war, die in allen drei Jahren stark vom Mindestlohn betroffen waren (in Relation zur Referenzgruppe der Regionen mit einer stets niedrigen Lohnlücke). Auch für die Gruppe 5 (gering/hoch/gering)[26] sind die geschätzten Effekte von -1,0 Prozent signifikant. Zwar ist der Effekt für Gruppe 4 ebenfalls signifikant, jedoch nicht kausal interpretierbar, da der Placebotest ebenfalls signifikant ausfällt. In Spalte (2) zeigt sich lediglich für Gruppe 8 (hoch/hoch/hoch) ein signifikanter Effekt von -1,1 Prozent auf die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung. Jedoch ergibt sich für diese Gruppe auch ein signifikanter Placebo-Effekt. Insgesamt zeigt sich also keine belastbare Effekt-Heterogenität zwischen den Gruppen für diese Zielgröße. Für die Ergebnisse zur geringfügigen Beschäftigung in Spalte (3) ist dies hingegen der Fall. Fünf der sieben Koeffizienten sind signifikant, lediglich für die Gruppen 2 (hoch/gering/gering) und 7 (gering/gering/hoch) ist dies nicht der Fall. Des Weiteren ist lediglich der Placebo-Effekt für Gruppe 7 signifikant, sodass die meisten Treatment-Effekte kausal interpretiert werden können. Die in allen drei Jahren stark vom Mindestlohn betroffenen Regionen verzeichnen mit 6,3 Prozent den stärksten Rückgang der geringfügigen Beschäftigung. Darauf folgen Gruppe 4 (hoch/gering/hoch) mit -5 Prozent, Gruppe 3 (hoch/hoch/gering) mit -3,7 Prozent, Gruppe 6 (gering/hoch/hoch) mit -3,1 Prozent und schließlich Gruppe 5 (gering/hoch/gering) mit dem kleinsten signifikanten Effekt von -2,4 Prozent. Diese Ergebnisse zeigen eine eindeutige Tendenz dahingehend, dass der negative Effekt auf die geringfügige Beschäftigung stärker ausfällt, wenn Regionen an mehr als einem oder gar allen der gemessenen Zeitpunkte stark vom Mindestlohn betroffen sind.

Für die Zielgröße der Arbeitslosigkeit in Spalte (4) liegen die Treatment-Effekte zwischen -4,4 und -7,1 Prozent und sind alle signifikant. Fünf der sieben Placebo-Koeffizienten sind allerdings auch signifikant, sodass die Ergebnisse nicht belastbar kausal interpretiert werden können.

4.7 Robustheitsanalyse mit alternativen Schätzern

In diesem Kapitel wird die Robustheit der Ergebnisse der Hauptanalyse aus Abschnitt 4.2 untersucht. Zu diesem Zweck werden an dieser Stelle Schätzergebnisse für ein Treatment angeführt, welches gestaffelt entweder im Jahr 2014, 2019 oder 2022 beginnt. In der Literatur wurde mehrfach darauf hingewiesen, dass es bei einem Treatment mit gestaffeltem Beginn und heterogenen Treatment-Effekten über die Zeit oder zwischen Gruppen, die zu unterschiedlichen Zeitpunkten das Treatment beginnen,

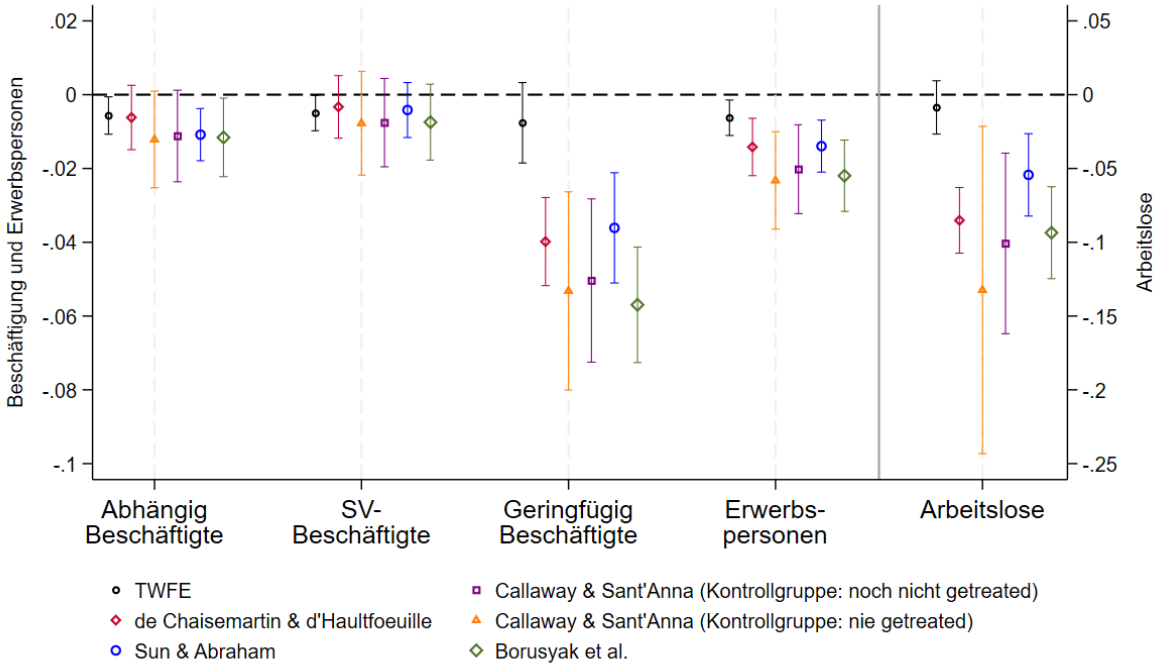
[26] „Hoch“ bezeichnet hierbei eine Lohnlücke über dem Median und „gering“ eine Lohnlücke unterhalb des Medians. Die erste Angabe in den Klammern bezieht sich auf die VSE 2014, die zweite auf die VSE 2018 und die dritte auf die VE 2022.

zu verzerrten Schätzern kommen kann (siehe hierzu u.a. Sun und Abraham, 2021, de Chaisemartin und D'Haultfoeuille, 2020). Die Ursache ist, dass Gruppen, die das Treatment bekommen nicht nur mit (noch nicht) getreateten Gruppen verglichen werden, sondern auch untereinander, wenn beide schon das Treatment erhalten. Diese Vergleiche werden auch „forbidden comparisons" genannt (Borusyak und Jaravel, 2017) und können im Falle heterogener Treatment-Effekte zu einer Verzerrung des klassischen DiD-Schätzers führen. Aus diesem Grund werden zusätzlich zum klassischen DiD-Schätzer neuere Schätzer verwendet, die auch im Falle eines gestaffelten Treatmentbeginns und heterogener Treatment-Effekte robust sind und ausdrücklich als Kontrollgruppe lediglich diejenigen Untersuchungseinheiten einschließen, die zum Zeitpunkt einer weiteren Treatmentwelle selbst (noch) nicht das Treatment erhalten haben. Es sind bis dato zahlreiche solcher alternativen Schätzmethoden entwickelt worden. Die folgenden vier finden hier Anwendung: de Chaisemartin and d'Haultfoeuille (2022), Sun and Abraham (2021), Callaway and Sant'Anna (2021) und Borusyak et al. (2021). Die vier neuen Schätzverfahren unterscheiden sich insbesondere darin, wie die Vergleichsgruppen definiert werden und wie die Effekte gewichtet werden. Der Schätzer von Callaway and Sant'Anna wird hierbei in zwei verschiedenen Varianten angewandt: Erstens mit der jeweiligen Gruppe von Regionen, die noch nicht mit dem Treatment begonnen haben als Kontrollgruppe und zweitens mit den Regionen, die nie Teil der Treatmentgruppe sind als Kontrollgruppe. Somit gibt es insgesamt sechs Koeffizienten je Ergebnisvariable, die in Abbildung 4.4 zu sehen sind. Es wird deutlich, dass der klassische DiD-Schätzer im Falle eines gestaffelten Treatment-Beginns den Effekt für alle Zielgrößen, mit Ausnahme der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung, unterschätzt. Dies ist insbesondere der Fall für die geringfügige Beschäftigung und die Arbeitslosigkeit, wohingegen die Differenz der Koeffizienten für die gesamte abhängige Beschäftigung eher klein ist. Besonders interessant ist, dass der Koeffizient des klassischen DiD-Schätzers für die geringfügige Beschäftigung nun mit -0,8 Prozent deutlich kleiner und insignifikant ist im Vergleich zu dem Treatment in Tabelle 4.1, welches nur die Mindestlohneinführung berücksichtigt, während die der neueren Schätzer zwischen -3,6 (Sun and Abraham 2021) und -5,7 Prozent (Borusyak et al. 2021) liegen und alle signifikant sind. Das Bild für die Arbeitslosigkeit ist sehr ähnlich, wobei die Effekte noch stärker ausfallen als für die geringfügige Beschäftigung.

Diese deutliche Differenz zwischen dem klassischen DiD-Schätzer und den neueren Schätzmethoden für einige der Zielgrößen spricht dafür, dass es einen gewissen Grad an Effektheterogenität über die Zeit und/oder zwischen Gruppen mit einem unterschiedlichen Treatment-Beginn gibt. Durch die Berücksichtigung der „forbidden comparisons" in dem durchschnittlichen Treatment-Effekt des klassischen DiD-Schätzers werden die Gruppen mit unterschiedlichem Zeitpunkt des Treatment-Beginns

auch dann noch untereinander verglichen, wenn beide bzw. alle drei das Treatment bereits begonnen haben. Die Ergebnisse dieser Schätzungen sind in Einklang mit denen von Caliendo et al. (2024), welche eine solche Analyse für die drei Beschäftigungszielgrößen für einen kürzeren Zeitraum (bis einschließlich des ersten Quartals 2022) und ohne den dritten möglichen Treatment-Beginn im Jahr 2022 durchgeführt haben. Im Vergleich mit den Ergebnissen von Caliendo et al. (2024) scheint sich die Verzerrung des klassischen DiD-Schätzers in Bezug auf die geringfügige Beschäftigung sogar noch verstärkt zu haben und der Koeffizient des klassischen DiD-Schätzers ist nun nicht länger statistisch signifikant.

Abbildung 4.4: Auswirkungen der Mindestlohneinführung und der Mindestlohnerhöhungen regionale Beschäftigung und Arbeitslosigkeit mit einem gestaffelten Treatment-Beginn



Quelle: BA-Statistik, VSE (2014, 2018) und VE (2022), eigene Berechnungen. Anmerkungen: Der Treatment-Effekt gibt die Schätzung für den Koeffizienten β in Gleichung (6) an. Das binäre Treatment ist gleich 1, wenn die regionale Lohnlücke gleich oder größer als der bevölkerungsgewichtete Median ist. Die genaue Auswahl der Kontrollvariablen variiert zwischen den Schätzern aufgrund ihrer unterschiedlichen Eignung, Kontrollvariablen zu berücksichtigen. TWFE (klassischer DiD-Schätzer) und Sun und Abraham (2021): Interaktionen von: Quartal, Ost, und Bevölkerungsanteil zwischen 18 und 64 Jahren im Jahr 2013; Quartal, Ost, und siedlungsstruktureller Typ der Arbeitsmarktregion; Quartal, Ost, und Beschäftigungsanteil in verschiedenen Sektoren; Quartal und BIP pro Kopf im Jahr 2013. Callaway und Sant'Anna (2021): Siedlungsstruktureller Typ der Arbeitsmarktregion, das BIP pro Kopf im Jahr 2013, der Bevölkerungsanteil zwischen 18 und 64 Jahren im Jahr 2013 sowie die Beschäftigungsanteile in verschiedenen Sektoren im Jahr 2013 als konstante Kontrollvariablen (dieser Schätzer kann nur zeitinvariante Kontrollvariablen berücksichtigen). Borusyak et al. (2021): dieselben Variablen wie bei Callaway und Sant'Anna (2021), jedoch mit Quartalsinteraktionen. De Chaisemartin und d'Haultfoeuille (2022): reduzierte Anzahl von Kontrollvariablen ohne ‚Ost/West' in den Interaktionen. Die vertikalen Linien stellen die 95%-Konfidenzintervalle dar, die auf robusten Standardfehlern beruhen, welche auf Ebene der Arbeitsmarktregionen gruppiert sind.

5 Auswirkungen der Mindestlohnerhöhungen im Jahr 2022

Das folgende Kapitel behandelt die geschätzten Effekte der Erhöhung des gesetzlichen Mindestlohns auf 12 Euro auf die regionale Beschäftigung entlang der Stundenlohnverteilung. Zunächst wird in Abschnitt 5.1 die spezifische Umsetzung des auf der Bunching-Literatur aufbauenden empirischen Ansatzes von Giupponi et al. (2024) beschrieben. Anschließend werden in Abschnitt 5.2 die Schätzergebnisse für die regionale Beschäftigung präsentiert. Hierbei wird ein besonderer Fokus auf den unteren Teil der Verteilung der Stundenlöhne gelegt. Daran schließen sich in Abschnitt 5.3 Heterogenitätsanalysen an, in denen mögliche Wirkungsunterschiede nach Geschlecht und Alter der Erwerbspersonen, dem Anforderungsniveau der beruflichen Tätigkeit und der Betriebsgröße untersucht werden, bevor in Abschnitt 5.4 Robustheitsanalysen folgen.

5.1 Empirische Spezifikation

In diesem zweiten Teil der Analyse wird auf das empirische Vorgehen von Giupponi et al. (2024) zurückgegriffen, welches speziell für die Schätzung von Beschäftigungseffekten eines national einheitlichen Mindestlohns entlang der Verteilung der Stundenlöhne entwickelt wurde.[27] Das konkrete methodische Vorgehen erfolgt in mehreren Schritten, die im Folgenden beschrieben werden.

Zunächst wird die durchschnittliche Lohnentwicklung über die Zeit anhand der folgenden Gleichung geschätzt:

$$\ln(w_{irt}^{*}) = \gamma_r + \beta GAP_{r(i,t)} + \tau_t + \varepsilon_{it}. \tag{7}$$

Hierbei steht der in der VE beobachtete logarithmierte Stundenlohn[28] von Individuum *i* in Region *r* und Jahr *t* auf der linken Seite der Gleichung. Dieser wird auf fixe Effekte für Regionen und Jahre sowie den durch die gesetzliche Anhebung des Mindestlohns bedingten Anstieg der durchschnittlichen Stundenlöhne in Region *r* (Lohnlücke in Region *r*) regressiert. Der interessierende Koeffizient ist hier τ_t, welcher die durchschnittliche Entwicklung der Löhne zwischen den Jahren 2022 und 2023 angibt, die über den durch die Mindestlohnerhöhung erzeugten Anstieg der Stundenlöhne hinausgeht. Des Weiteren werden mithilfe der folgenden Gleichung regionale Lohneffekte geschätzt:

$$\ln(w_{it}^{*}) = \ln\left(\delta_{r(i,t)}\right) + \theta_t + X_{it}'\beta + \upsilon_{it}. \tag{8}$$

[27] Die Analyse im vorliegenden Bericht wurde anhand des Codes von Giupponi et al. (2024) durchgeführt und lediglich dort angepasst, wo dies durch die andere Datengrundlage erforderlich war.

[28] Für alle hier beschriebenen Analysen werden die Stundenlöhne winsorisiert, wobei Werte über dem 99. Perzentil auf das 99. Perzentil begrenzt werden.

Wieder handelt es sich bei der abhängigen Variable um den logarithmierten Stundenlohn von Individuum *i* in Region *r* und Jahr *t*. Dieser wird auf fixe Effekte für die Jahre und auf einen Vektor mit individuellen und betrieblichen Charakteristika regressiert (X'_{it}). Der Fokus liegt hier auf den Koeffizienten $\delta_{r(i,t)}$, die zeitinvariante regionalspezifische Lohneffekte abbilden. Die Gleichung wird mit einem Tobit-Modell geschätzt. Als Datengrundlage dienen die VSE 2014 und 2018, um sicherzustellen, dass die Ergebnisse nicht durch die Mindestlohnerhöhungen im Jahr 2022 beeinflusst werden. Anschließend werden die in der VE 2022 beobachteten Stundenlöhne um die anhand der in Gleichung (7) geschätzten allgemeinen Lohnentwicklung angepasst, sodass die Stundenlöhne in der VE 2022 und der VE 2023 vergleichbarer werden. Die Aufbereitung der Stundenlöhne für die eigentliche Analyse wird abgeschlossen, indem die an die allgemeine Lohnentwicklung angepassten Stundenlöhne mittels der in Gleichung (8) geschätzten Regionen-Effekte bereinigt werden. Zu diesem Zweck werden die individuellen Stundenlöhne ins Verhältnis zum geschätzten regionalen Lohnniveau gesetzt, welches wiederum relativ zu einer Referenzregion ist:

$$\exp\left(\ln(w_{it}) - \ln\left(\delta_{r(i,t)}\right)\right) = \frac{w_{it}}{\delta_{r(i,t)}}, \tag{9}$$

$\ln(w_{it})$ stellen somit die um die Lohninflation angepassten Stundenlöhnen dar.[29] Giupponi et al. (2024) bezeichnen die so definierten bzw. bereinigten Stundenlöhne als „skill levels“ (frei übersetzt: Kompetenzstufen), die über die Regionen und Jahre hinweg miteinander vergleichbar sind. Es wird angenommen, dass nach diesen Bereinigungsschritten Beschäftigte, unabhängig von der Region, in der sie arbeiten, den gleichen Stundenlohn bzw. „skill level“ hätten. Im nächsten Schritt wird die Beschäftigungsdichte in diskreten Abschnitten berechnet:

$$e_{krt} = E_{rt}(k + x) - E_{rt}(k). \tag{10}$$

Hierbei steht e_{krt} für die Beschäftigungsdichte in Lohnabschnitt *k*, welcher von *k* bis *k+x* geht, und $E_{rt}(k + x)$ bzw. $E_{rt}(k)$ für die Beschäftigungsrate unter *k+x* bzw *k*. Angelehnt an Giupponi et al. (2024) haben in der Hauptspezifikation die diskreten Lohnabschnitte eine Größe von 0,25 Euro. In späteren Robustheitsanalysen werden auch andere Abschnittsgrößen verwendet.

[29] Ein einfaches Rechenbeispiel verdeutlicht diese Bereinigung der individuellen Stundenlöhne um das jeweilige regionale Lohnniveau. Wenn ein:e Beschäftigte:r einen (bereits um die allgemeine Lohnentwicklung angepassten) Stundenlohn von 15 Euro hat und in einer Region arbeitet, deren geschätztes Lohnniveau 10 Prozent über dem der Referenzregion liegt, dann beträgt der finale, bereinigte Stundenlohn für die darauffolgende Analyse ca. 13,64 Euro ($e^{(\ln(15)-\ln(1{,}1))} = 15/1{,}1 \approx 13{,}64$). Alternativ, wenn diese Person 15 Euro in einer Region verdient, in der das Lohnniveau 10 Prozent unter dem in der Referenzregion liegt, beträgt der neue, bereinigte Stundenlohn ca. 16,67 Euro $e^{(\ln(15)-\ln(0{,}9))} = 15/0{,}9 \approx 16{,}67$.

Daran anschließend folgt die Schätzung kontrafaktischer Ergebnisgrößen. Hierfür müssen zunächst die Treatment- und die Kontrollgruppe definiert werden. Giupponi et al. (2024) folgend bilden die zehn Prozent der Regionen mit den höchsten, anhand von Gleichung (8) geschätzten Lohneffekten die Kontrollgruppe, während die unteren 90 Prozent die Treatmentgruppe bilden. Zunächst werden die kontrafaktischen Beschäftigungszahlen für das Jahr 2023 und alle Lohnabschnitte *k* für eine Referenzregion in der Treatmentgruppe geschätzt. Dies erfolgt gemäß der folgenden Gleichung:

$$\Delta e_{kr_0t}^{CF} = \frac{\sum_{r' \in H}[\Delta E_{r't}\big(\delta_{r'}(k+x)\big) - \Delta E_{r't}(\delta_{r'}k)]N_{r't-1}}{\sum_{r' \in H} N_{r't-1}}. \tag{11}$$

Bei der abhängigen Variable, $\Delta e_{kr_0t}^{CF}$, handelt es sich um die kontrafaktische Veränderung der Beschäftigungsrate in der Referenzregion. Diese ergibt sich aus der mit der Bevölkerungszahl des Jahres 2021 gewichteten Aufsummierung der Differenzen der Veränderung des Beschäftigungsrate unterhalb von $\delta_{r'}(k+x)$ in allen Kontrollregionen *r'* und der Veränderung der Beschäftigungsrate unterhalb von $\delta_{r'}k$ in allen Kontrollregionen *r'*. Dies wird wiederum durch die Summe der Bevölkerung in allen Kontrollregionen im Jahr 2021 geteilt.

Die exakten kontrafaktischen Beschäftigungszahlen der Referenzregion werden anschließend genutzt, um die kontrafaktischen Beschäftigtenzahlen für alle anderen Regionen der Treatmentgruppe zu schätzen. Hierbei handelt es sich um eine Approximation auf Grundlage des gewichteten Durchschnitts der exakten kontrafaktischen Veränderungen in der Referenzregion. Die Gewichtung spiegelt hierbei die Zahl der Beschäftigten in Abschnitt *k* in Region *r*, die in Abschnitt *j* in der Referenzregion sind, wider. Die dazugehörige Gleichung sieht wie folgt aus:

$$\widetilde{\Delta e_{krt}^{CF}} = \sum_{j=1}^{J} s_{rjt-1}^{k}\, \Delta e_{jr_0t}^{CF}, \tag{12}$$

wobei $\widetilde{\Delta e_{krt}^{CF}}$ die approximierte kontrafaktische Veränderung der Beschäftigungsrate in Region *r* und Lohnabschnitt *k* ist. s_{rjt-1}^{k}bezeichnet den Anteil der Beschäftigten in *t-1* in Lohnabschnitt *k* in Region *r*, die zwischen *j* und *j+x* verdienen würden, wenn sie in der Referenzregion arbeiten würden (per Definition: $\sum_{j=1}^{J} s_{rjt-1}^{k} = 1$). $\Delta e_{jr_0t}^{CF}$ ist die kontrafaktische Veränderung der Beschäftigungsrate der Referenzregion in Lohnabschnitt *j*.

Die Schätzung der durchschnittlichen Treatmenteffekte für jeden der Lohnabschnitte *k* erfolgt durch eine bevölkerungsgewichtete Regression mit folgender Spezifikation:

$$\frac{\Delta e_{krt} - \Delta e_{krt}^{CF}}{EPOP_{t-2}} = \sum_{f=\underline{F}-x}^{\bar{F}} \alpha_f \mathbb{I}[k=f] + \eta_{krt} \text{ for } r \in L, \tag{13}$$

mit der Rate der Beschäftigung bezogen auf die Bevölkerung in *t-2* (2021), $EPOP_{t-2}$, und einer Indikatorfunktion, $\mathbb{I}[k = f]$, die gleich eins ist, falls Lohnabschnitt *k* den Werten zwischen *f* und *f+x* oberhalb des neuen Mindestlohns im Jahr *t* entspricht und ansonsten gleich Null ist.

Schließlich werden die „fehlende" Beschäftigung unterhalb und die „überschüssige" Beschäftigung oberhalb des neuen Mindestlohns ermittelt:

$$\Delta b = \sum_{f=\underline{\underline{F}}-x}^{0} \alpha_f \tag{14}$$

und

$$\Delta a = \sum_{f=0}^{\tilde{F}} \alpha_f \tag{15}$$

mit $\tilde{\mathrm{F}}$ als oberem Limit des Stundenlohns bis zu dem angenommen wird, dass der Mindestlohn (Spillover) Effekte haben könnte. In der Hauptspezifikation wird dieser Wert zunächst bei fünf Euro liegen. In späteren Robustheitsanalysen wird dieser Wert variiert.

Die Summe aus Δa und Δb wiederum ist der Beschäftigungseffekt in dem Teil der Stundenlohnverteilung bis $\tilde{\mathrm{F}}$:

$$\Delta \mathrm{e} = \Delta \mathrm{a} + \Delta \mathrm{b}. \tag{16}$$

Zusätzlich kann auch der Beschäftigungseffekt für die gesamte Lohnverteilung bestimmt werden:

$$\Delta total = \textstyle\sum_{-\infty}^{\infty} \alpha_f. \tag{17}$$

Wenn Δe und $\Delta total$ sehr ähnlich sind, dann spricht dies für die Validität der identifizierenden Annahme, dass Änderungen in der Beschäftigungsrate im oberen Teil der Lohnverteilung in der Treatment- und der Kontrollgruppe sehr ähnlich ausfielen.

Des Weiteren kann der proportionale Effekt des Mindestlohns auf die betroffene Beschäftigung geschätzt werden. Hierzu wird die relative Veränderung der Beschäftigung als Anteil am Ausgangsniveau berechnet ($\sum_{f=\underline{F}-x}^{\tilde{F}} \alpha_f$) und dann durch den Anteil der Arbeitskräfte, die im Jahr vor der Erhöhung des Mindestlohns weniger als diesen verdient haben ($\bar{b}_{-1}$), geteilt. Dazu wird die gesamte Bevölkerung sowohl in Regionen mit hohen und als auch mit niedrigen Löhnen berücksichtigt:

$$\%\Delta e - \%\Delta e^{CF} \approx \frac{\Delta e - \Delta e^{CF}}{\bar{b}_{-1}} = \frac{\sum_{f=\underline{F}-x}^{\tilde{F}} \alpha_f}{\bar{b}_{-1}}. \tag{18}$$

Außerdem können die geschätzten α_f Koeffizienten dazu genutzt werden den proportionalen Effekt der Mindestlohnerhöhung auf den Durchschnittsstundenlohn der betroffenen Beschäftigten zu berechnen. Hierfür wird zunächst der proportionale relative Effekt der Mindestlohnerhöhung auf die Durchschnittslöhne der betroffenen Beschäftigten berechnet (Zähler von Gleichung (19)). Anschließend wird dieser Wert durch den durchschnittlichen Lohn der betroffenen Beschäftigten vor der Mindestlohnerhöhung geteilt (Nenner von Gleichung (19)):[30]

$$\%\Delta w - \%\Delta w^{CF} \approx \frac{\frac{\overline{wb}_{-1}+\sum_{f=\underline{F}-x}^{\tilde{F}}(f+\overline{ML})\alpha_f}{\bar{b}_{-1}+\sum_{f=\underline{F}-x}^{\tilde{F}}\alpha_f}}{\frac{\overline{wb}_{-1}}{\bar{b}_{-1}}} - 1. \tag{19}$$

Hierbei gibt $\overline{wb}_{-1}$ die Lohnsumme im Jahr 2022 von denjenigen an, die weniger als den neuen Mindestlohn verdienen und $\overline{ML}$ den durchschnittlichen Stundenlohn in dem Abschnitt, in den der Mindestlohn im Jahr 2023 fällt. $\sum_{f=\underline{F}-x}^{\tilde{F}}(f+\overline{ML})\alpha_f$ ist der mindestlohnbedingte Anstieg der Lohnsumme der betroffenen Beschäftigten in Niedriglohnregionen im Vergleich zu Hochlohnregionen. $\bar{b}_{-1}$ wiederum beschreibt den Anteil der Beschäftigten, die im Jahr 2022 weniger als den neuen Mindestlohn verdienen. $\sum_{f=\underline{F}-x}^{\tilde{F}}\alpha_f$ schließlich ist der relative Anstieg der Zahl betroffener Beschäftigter in Niedriglohnregionen im Vergleich zu Hochlohnregionen. Abschließend kann die Lohnelastizität bestimmt werden, indem Gleichung (18) durch Gleichung (19) geteilt wird. Die gesamte Analyse, inklusive der Schätzung der regionalen Lohneffekte, wird 100-mal wiederholt (Bootstrapping), was zu eher konservativen Standardfehlern führt, die in der Regel bevorzugt werden.[31] In einer Robustheitsanalyse in Abschnitt 5.3 werden die Standardfehler alternativ nur auf der Ebene der Arbeitsmarktregionen geclustert. Analog zu der Analyse in Abschnitt 4 berücksichtigt auch die Analyse in diesem Kapitel alle Beschäftigten, die nicht vom Mindestlohn ausgenommen sind (also z.B. keine Auszubildenden) und für die Information über die Arbeitsmarktregion verfügbar ist. Beschäftigte ohne diese Information können nicht in der Analyse berücksichtigt werden.[32]

[30] Eine detailliertere Beschreibung hierzu wie auch zu anderen Aspekten ihres methodischen Vorgehens geben Giupponi et al. (2024) sowohl in ihrem Papier, als auch in dem dazugehörigen Online-Appendix.

[31] Hierbei wird in jeder Bootstrap-Wiederholung eine zufällige Stichprobe von Arbeitsmarktregionen (und nicht von individuellen Beschäftigten) gezogen. Dabei sind Mehrfachziehungen möglich. Es gibt keine eindeutige Antwort darauf, ob die Standardfehler mittels Bootstrapping berechnet werden sollten oder alternativ einfach geclusterte Standardfehler ausreichend sind. Bootstrapping führt in der Regel zu größeren Standardfehlern, sodass die Hürde höher ist, dass ein Effekt tatsächlich statistisch signifikant ist.

[32] Dies betrifft alle Beschäftigten des öffentlichen Dienstes sowie Beamte. Für alle anderen Beschäftigten liegt die Information zur Arbeitsmarktregion vor.

5.2 Auswirkungen auf die abhängige Beschäftigung

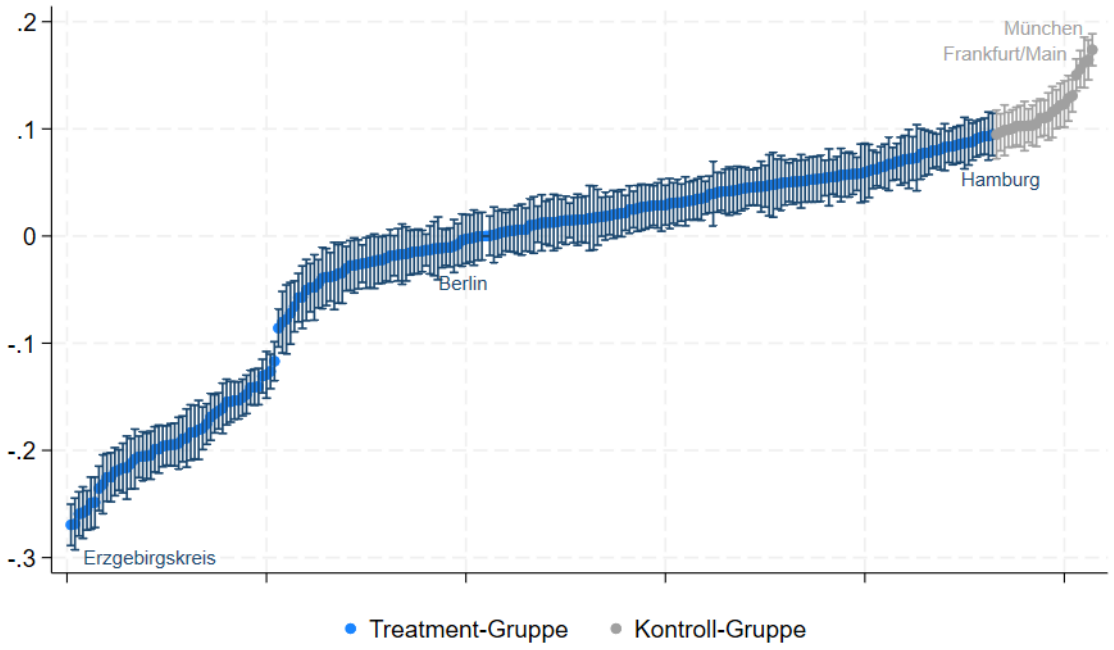
Wie im vorherigen Abschnitt beschrieben werden zunächst die in der VE 2022 und VE 2023 beobachteten Stundenlöhne um die durchschnittliche Lohnentwicklung und regionale Lohneffekte bereinigt. Die gemäß Gleichung (7) geschätzte durchschnittliche Lohnentwicklung zwischen den Jahren 2022 und 2023 beträgt 3,54 Prozent. Die auf Grundlage von Gleichung (8) geschätzten regionalen Lohneffekte sind in Abbildung 5.1 dargestellt. Die Referenzregion mit einem Wert von Null ist Husum und die Spannbreite der Koeffizienten reicht von -0,27 (Erzgebirgskreis) bis 0,17 (München). Es ergibt sich eine klare Aufteilung in ost- und westdeutsche Regionen (mit Ausnahme von Berlin). Die 53 ostdeutschen Regionen sind diejenigen mit den negativsten regionalen Lohneffekten. Das bedeutet, dass (Berlin ausgenommen) die westdeutsche Region mit dem geringsten Lohnniveau (Kronach in Bayern) einen höheren Lohneffekt hat als die ostdeutsche Region mit dem höchsten Lohnniveau (Luckenwalde in Brandenburg). Insgesamt kann festgehalten werden, dass es eine erhebliche Variation in den regionalen Lohnniveaus gibt. Trotz des fließenden Übergangs von Treatment- zu Kontrollgruppe unterscheiden sich die beiden Gruppen deutlich im Hinblick auf das durchschnittliche Lohnniveau. Die ungewichteten Durchschnitte liegen bei -0,03 und 0,12.

Die Ergebnisse für die Schätzungen der Beschäftigungseffekte entlang der Stundenlohnverteilung für alle abhängig Beschäftigten werden in Abbildung 5.2 präsentiert.[33] Nach dem Vorbild von Giupponi et al. (2024) sind im Sinne der Übersichtlichkeit jeweils vier Koeffizienten für einzelne Abschnitte von 0,25 Euro zu einem größeren Abschnitt zusammengefasst. Außerdem sind alle Abschnitte unterhalb des neuen Mindestlohns von 12 Euro und alle Abschnitte von 15 Euro und mehr oberhalb des Mindestlohns in einem Punkt zusammengefasst. Die horizontale Achse zeigt den Abstand des entsprechenden Lohnabschnitts zum Mindestlohn von 12 Euro. Das bedeutet, dass der Wert Null einen Stundenlohn von 12 Euro und der entsprechende Koeffizient das Intervall von 12 bis unter 13 Euro markiert.
Abbildung 5.2 zeigt einen deutlichen und statistisch signifikanten Rückgang der Beschäftigung unterhalb des neuen Mindestlohns von 7,94 Prozent gemessen an der Gesamtbeschäftigung im Jahr 2022 (Δb). Zugleich ist die Beschäftigung am neuen Mindestlohn bzw. bis zu einem Euro darüber um ca. 3,8 Prozent angestiegen. Darüber hinaus scheint es Spill-Over Effekte bis zu einem Stundenlohn von ungefähr 3 Euro über dem Mindestlohn zu geben. Zur Schätzung des gesamten Beschäftigungseffekts der

[33] Anders als in der Analyse der regionalen Beschäftigungseffekte auf Grundlage der Daten aus der BA-Statistik in Kapitel 4 kann hier nicht zwischen ausschließlich geringfügiger Beschäftigung und geringfügiger Beschäftigung im Nebenjob unterschieden werden. Dies hat zur Konsequenz, dass die gesamte abhängige Beschäftigung hier nicht in sozialversicherungspflichtige und ausschließlich geringfügige Beschäftigung unterteilt werden kann und aller Wahrscheinlichkeit nach ein kleiner Anteil der in der VE erfassten geringfügig Beschäftigten diese Beschäftigung im Nebenjob ausübt.

Mindestlohnerhöhung betrachten wir die kumulierte Veränderung in der Lohnverteilung bis zu 5 Euro über dem Mindestlohn.[34] Da die Beschäftigung oberhalb des Mindestlohns kumuliert bis zu einem Stundenlohn von 17 Euro (*Δa*) um 6,69 Prozent angestiegen ist, ergibt sich ein kumulierter Beschäftigungseffekt von -1,25 Prozent (*Δa + Δb*). Dieser Koeffizient ist mit einem Standardfehler von 1,42 Prozent jedoch recht unpräzise geschätzt und nicht statistisch signifikant. Die graue Linie gibt den kumulierten Beschäftigungseffekt bis zum jeweiligen Punkt in der Stundenlohnverteilung an. Es wird deutlich, dass der kumulierte Beschäftigungseffekt über die gesamte Verteilung hinweg positiv ist und bei 0,91 Prozent liegt (*Δtotal*). Allerdings ist auch dieser Effekt mit einem Standardfehler von 2,65 Prozent statistisch nicht signifikant. Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass erwartungsgemäß die Beschäftigung unterhalb des neuen Mindestlohns signifikant gesunken und knapp oberhalb von 12 Euro signifikant gestiegen ist. Insgesamt deuten die Ergebnisse in der Tendenz auf einen leichten Beschäftigungsverlust hin, der jedoch unpräzise geschätzt ist.

Abbildung 5.1: Regionale Lohneffekte



Quelle: VSE (2014, 2018), eigene Berechnungen. Anmerkungen: Geschätzte regionale Lohnaufschläge. Die Grafik zeigt Schätzungen von $\ln(\delta_{r(i,t)})$ *aus Regressionsgleichung (8) (dargestellt durch Punkte) basierend auf Daten von 2014 und 2018. Die Y-Achse gibt die geschätzten Werte für* $\ln(\delta_{r(i,t)})$ *an und die X-Achse die Namen der entsprechenden Arbeitsmarktregion. Aus Gründen der Übersichtlichkeit sind nur einzelne Regionen namentlich in der Abbildung genannt. Die vertikalen Linien stellen die bootstrapped 95%-Konfidenzintervalle dar. Die in blau dargestellten Punktschätzer beziehen sich auf Regionen in den unteren neun Dezilen der Verteilung der Lohnaufschläge (Treatmentgruppe), und die Punktschätzer in Grau beziehen sich auf Regionen im obersten Dezil der Verteilung (Kontrollgruppe).*

[34] In Rahmen der Robustheitsanalyse in Abschnitt 5.4 werden weitere Grenzen oberhalb des Mindestlohns (2,25 Euro, 3,25 Euro, 4 Euro und 6 Euro) zur Schätzung des Gesamteffekts auf die Beschäftigung verwendet.

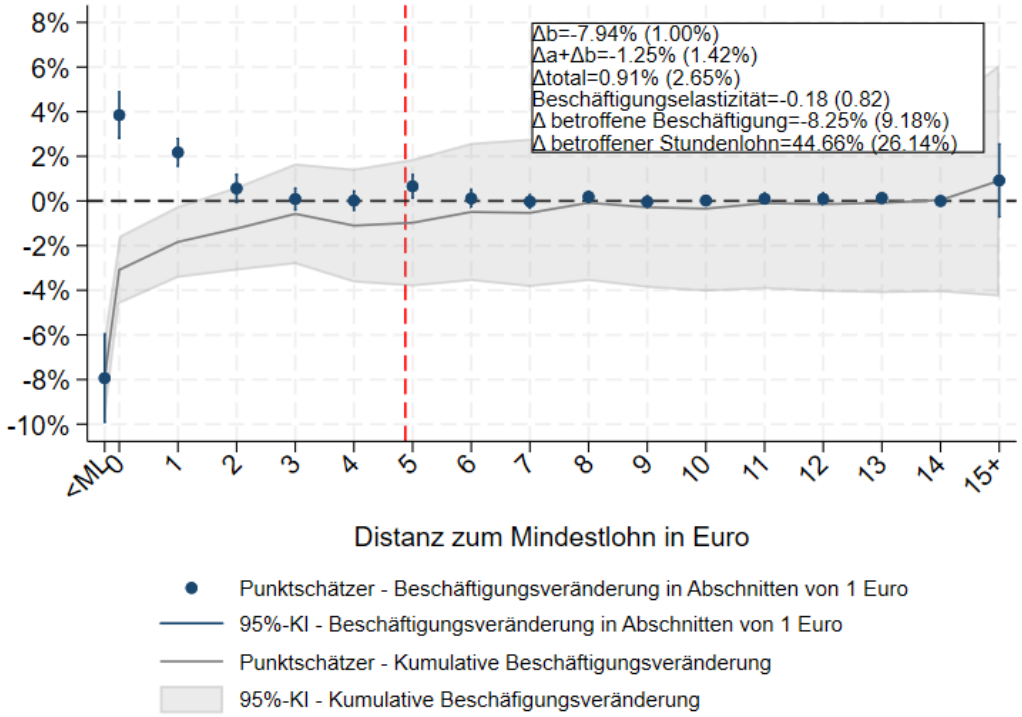
Die Beschäftigungsveränderungen im oberen Teil der Lohnverteilung können als eine Art Validitätscheck für die identifizierende Annahme paralleler Trends dienen. Eine Erhöhung des Mindestlohns wirkt sich auf Beschäftigte und deren Stundenlöhne am unteren Ende der Verteilung aus, Stundenlöhne (deutlich) weiter oben in der Verteilung sollten hingegen nicht davon betroffen sein. Dies ist umso wichtiger, da für die Bunching-Analyse leider keine Daten zur Verfügung stehen, um einen Placebo-Test für die Periode vor dem Treatment-Beginn, d.h. unmittelbar vor dem Jahr 2022, durchzuführen. Die zuvor erläuterten Schätzergebnisse für $\Delta a + \Delta b$ und $\Delta total$ liegen zwar durchaus etwas auseinander und haben auch unterschiedliche Vorzeichen, jedoch sind beide statistisch nicht signifikant von Null verschieden und die 95-Prozent-Konfidenzintervalle der beiden Koeffizienten überlappen überwiegend: Für $\Delta a + \Delta b$ liegen diese bei -4,03 bis 1,52 und für $\Delta total$ bei -4,28 bis 6,10. Darüber hinaus wird in Abbildung 5.2 auch grafisch deutlich, dass die Punktschätzer für die Lohnabschnitte rechts der gestrichelten roten Linie – mit Ausnahme des knapp signifikanten Koeffizienten für den Abschnitt von 5 bis unter 6 Euro über dem Mindestlohn – alle nicht statistisch verschieden von Null sind. Insgesamt wird somit die verfügbare Evidenz zur Validität der Annahme paralleler Trends gestützt.

Der letzte Schritt der Analyse besteht in der Berechnung der Beschäftigungselastizität. In der Literatur wird hierfür i.d.R. der Begriff „own wage elasticity“ verwendet. Die Elastizität der Gesamtbeschäftigung beträgt -0,18. Dies bedeutet, dass eine Erhöhung des Mindestlohns um 10 Prozent mit einem Rückgang der Beschäftigung von 1,8 Prozent einhergeht. Der Standardfehler der Elastizität liegt bei 0,82, sodass das Konfidenzintervall recht groß ist und neben deutlich stärker negativen auch positive Elastizitäten mit einschließt. Um die Größe der geschätzten Elastizität besser einordnen zu können, hilft der Überblick über Beschäftigungselastizitäten in der bestehenden Literatur von Dube und Zipperer (2024). Der Wert von -0,18 liegt nahe dem von Dube und Zipperer (2024) für eine große Zahl internationaler Studien erfassten Median von -0,13 und befindet sich fast mittig in dem von Dube und Zipperer (2024) definierten Bereich von geringen negativen Elastizitäten, der von 0 bis -0,4 reicht. Aufgrund des großen Standardfehlers sollte die Aussagekraft der vorliegenden Elastizitätsschätzung jedoch nicht überbewertet und der geschätzte Wert lediglich als Tendenz verstanden werden.

Die in diesem Kapitel präsentierten Ergebnisse weichen in einigen Punkten leicht von denen des vorherigen Kapitels ab. Insbesondere ergibt die Bunching-Analyse für die Anhebung des Mindestlohns auf 12 Euro im Jahr 2022 einen leicht negativen, aber statistisch insignifikanten Effekt auf die gesamte abhängige Beschäftigung, während die Ergebnisse der Regionalanalyse in Kapitel 4 ebenfalls leicht nega-

tive, aber durchweg statistisch signifikante Auswirkungen auf das Beschäftigungsniveau in den betroffenen Arbeitsmarktregionen ergeben hat. Diese Unterschiede lassen sich vor allem durch methodische und konzeptionelle Abweichungen erklären.

Abbildung 5.2: Auswirkungen der Mindestlohnerhöhung auf 12 Euro auf die abhängige Beschäftigung entlang der Stundenlohnverteilung



Quelle: VE (2022, 2023), eigene Berechnungen. Anmerkungen: Hauptschätzung zu den *Auswirkungen des Mindestlohns auf die Lohnverteilung. Die Grafik zeigt lineare Kombinationen der anhand von Gleichung (13) geschätzten Koeffizienten α_f für die Effekte der Erhöhung des gesetzlichen Mindestlohns auf 12 Euro im Jahr 2022 auf die Häufigkeitsverteilung von Stundenlöhnen. Die Stichprobe umfasst Personen im Alter von 18–64 Jahren. Jeder Kreis repräsentiert die Schätzung der Beschäftigungsveränderungen in 1-Euro-Abschnitten relativ zum Niveau des neuen Mindestlohns von 12 Euro (z.B. von einem bis unter zwei Euro über dem Mindestlohn). Die 1-Euro-Abschnitte sind lineare Kombinationen der 0,25-Euro-Abschnitte (α_f-Koeffizienten), die in Regressionsgleichung (13) geschätzt wurden. Veränderungen der Beschäftigungsrate sind durch die nationale Beschäftigungsrate im Jahr 2021 normalisiert, sodass die Summe der Effekte über alle Lohnabschnitte hinweg als Gesamtprozentänderung der Beschäftigung interpretiert werden kann, die durch die Änderung des Mindestlohns verursacht wurde. Geschätzte Effekte in Lohnabschnitten unterhalb des neuen Mindestlohns sowie in Lohnabschnitten von mehr als 15 Euro über dem Mindestlohn sind in einer einzigen Punktschätzung zusammengefasst. Die graue Linie zeigt die kumulierte Veränderung der Beschäftigung bis zum jeweiligen Punkt in der Verteilung. Die vertikalen Balken unter- und oberhalb der Kreise und der schattierte Bereich um die graue Linie zeigen die bootstrapped 95%-Konfidenzintervalle der entsprechenden Schätzung. Die Grafik zeigt außerdem Schätzungen der Ausdrücke* Δb *(die prozentuale Veränderung der Beschäftigung unterhalb des neuen Mindestlohns),* Δa + Δb *(die prozentuale Veränderung der Beschäftigung bis zu 5 Euro über dem neuen Mindestlohn) und* Δtotal *(die prozentuale Veränderung der Beschäftigung über die gesamte Lohnverteilung hinweg), mit bootstrapped Standardfehlern in Klammern. Schätzungen der Lohnelastizität der Beschäftigung und ihrer Unterkomponenten – die prozentuale Veränderung der betroffenen Beschäftigung und der betroffenen Löhne – werden ebenfalls gezeigt.*

Ein wesentlicher Grund dürfte im Beobachtungszeitraum liegen. Während in der vorliegenden Bunching-Analyse nur ein sehr kurzer Zeitraum mit zwei Datenpunkten aus den Verdiensterhebungen 2022 und 2023 sowie isoliert lediglich eine Mindestlohnerhöhung betrachtet wird, bezieht sich die Analyse in Kapitel 4 auf den gesamten Zeitraum seit Einführung des gesetzlichen Mindestlohns im Jahr 2015. In

diesem Zusammenhang sei darauf hingewiesen, dass dies auch einen Unterschied zur Bunching-Analyse von Giupponi et al. (2024) für das Vereinigte Königreich markiert, die für die Treatment-Phase einen mehrjährigen Zeitraum mit vier Mindestlohnerhöhungen umfasst. Diese fließen aggregiert in deren Bunching-Analyse ein. Dies dürfte ein Grund dafür sein, dass die Konfidenzintervalle in der Analyse dieses Berichts deutlich größer sind, da der kürzere Beobachtungszeitraum weniger Daten und damit auch weniger Variabilität für präzisere Schätzungen bietet. Eine Ausweitung der Bunching-Analyse für Deutschland auf frühere Anhebungen des gesetzlichen Mindestlohns zwischen den Jahren 2015 und 2022 ist mangels einer geeigneten Datengrundlage aktuell nicht möglich, da die neue Verdiensterhebung erst seit dem Jahr 2022 zur Verfügung steht.[35] Sie stellt aber für die zukünftige Mindestlohnevaluation eine wichtige Erweiterung dar.

In Hinblick auf die nicht vorhandene statistische Signifikanz der geschätzten Effekte mit dem Bunching-Ansatz muss des Weiteren angeführt werden, dass diese dem Vorgehen von Giupponi et al. (2024) folgend auf Grundlage von Bootstrapping ermittelt wird. Bootstrapping gilt als ein konservativerer Ansatz, der tendenziell größere Konfidenzintervalle ergibt, im Vergleich zu geclusterten Standardfehlern. Auch wenn Bootstrapping i.d.R. bevorzugt wird, gibt es in der Literatur keinen abschließenden Konsens darüber, ob Standardfehler geclustert oder mittels Bootstrapping geschätzt werden sollten. In Abschnitt 5.4 wird gezeigt, dass geclusterte Standardfehler deutlich geringer ausfallen als beim Bootstrapping und demzufolge statistische Signifikanz für die Effekte auf die Gesamtbeschäftigung erzielt wird.[36] Darüber hinaus unterscheiden sich auch die Definitionen von Treatment- und Kontroll-Gruppen sowie die Berücksichtigung der Mindestlohnbetroffenheit zwischen den Analysen in diesem und dem vorherigen Kapitel 4.

Es bedarf somit weiterer Forschung, um zu untersuchen, wie verschiedene Parameter die Bunching-Analyse beeinflussen und welche methodischen Vorgehensweisen am besten geeignet sind, um die noch relativ neue und wenig erprobt Methode von Giupponi et al. (2024) weiterzuentwickeln bzw. im Kontext der Mindestlohnforschung in Deutschland für die Evaluation künftiger Anhebungen des Mindestlohns anzupassen.

[35] Die Daten der Verdienststrukturerhebungen (VSE 2014 und 2018) eignen sich hierfür nicht, da sie nicht in einem jährlichen Rhythmus, sondern in großen zeitlichen Abständen erhoben wurden. Die früheren Verdiensterhebungen eignen sich hierfür ebenfalls nicht, da sich dabei um freiwillige Erhebungen handelt, die von deutlich geringeren Fallzahlen gekennzeichnet sind. Letzteres bedeutet, dass insbesondere in kleineren Arbeitsmarktregionen die Zahl der Beobachtungen in einzelnen Lohnabschnitten nicht ausreichen könnte.

[36] In diesem Zusammenhang sei angemerkt, dass auch Giupponi et al. (2024) in ihren Schätzungen für den Gesamteffekt keine statistisch signifikanten Ergebnisse erzielen.

5.3 Heterogenitätsanalysen

Die bisher in diesem Kapitel präsentierten Analysen haben sich auf die gesamte abhängige Beschäftigung als Zielgröße konzentriert. Das Ziel dieses Abschnitts ist es zu analysieren, ob die Beschäftigungseffekte der Mindestlohnerhöhungen im Jahr 2022 zwischen verschiedenen Gruppen von Beschäftigten variieren. Um einen detaillierteren Einblick zu bekommen, welche Beschäftigten in welchem Umfang von der Mindestlohnerhöhung betroffen sind, erfolgt an dieser Stelle, ähnlich wie auch für die Analysen in Kapitel 4, eine getrennte Betrachtung von sozialversicherungspflichtiger und geringfügiger Beschäftigung. Hierbei kann jedoch auf Grund der Datenlage nicht zwischen ausschließlich geringfügiger Beschäftigung und geringfügiger Beschäftigung im Nebenjob unterschieden werden. Die Ergebnisse für die beiden verschiedenen Beschäftigungsformen sind in Panel B von Tabelle 5.1 dargestellt. Die geschätzten Koeffizienten deuten auf einen signifikanten Rückgang der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung unterhalb eines Stundenlohns von 12 Euro um 3,7 Prozent hin. Zusammengenommen mit dem Beschäftigungszuwachs oberhalb des Mindestlohns bis zu 17 Euro ergibt sich ein geschätzter Rückgang um 1,4 Prozent. Dieser ist allerdings, wie auch der Koeffizient für die Gesamtbeschäftigung, sehr unpräzise geschätzt und daher nicht statistisch signifikant. Gleiches gilt auch für die Elastizitäten in den Spalten (5) und (6). Für die geringfügige Beschäftigung liegt der geschätzte Beschäftigungsrückgang unterhalb des Mindestlohns bei 30,1 Prozent und damit mehr als viermal so hoch wie für die gesamte abhängige Beschäftigung.[37] Gleichzeitig steigt die geringfügige Beschäftigung zwischen 12 Euro und 17 Euro Stundenlohn um beinahe ebenso so viel an (29,5 Prozent). Der Gesamteffekt auf die geringfügige Beschäftigung bis zu 17 Euro Stundenlohn liegt demnach bei -0,6 Prozent und ist, ebenso wie die Beschäftigungselastizität, nicht statistisch signifikant.

In Panel C bis F werden die Beschäftigungsveränderungen getrennt nach Geschlecht, Altersgruppen, Anforderungsniveau der Tätigkeit und Betriebsgröße geschätzt. Zusammenfassend kann gesagt werden, dass für keine der Gruppen weder der Beschäftigungseffekt bis zu der Grenze von 5 Euro über dem Mindestlohn noch die Beschäftigungselastizität präzise geschätzt werden kann. Wie bereits für die Gesamtbeschäftigung in Abbildung 5.2 und die sozialversicherungspflichtige sowie die geringfügige Beschäftigung in Panel B von Tabelle 5.1 geht in jeder betrachteten Gruppe die Zahl der Beschäftigten mit einem Stundenlohn von unter 12 Euro signifikant zurück und steigt (direkt) darüber signifikant an.

[37] Wie bereits in Fußnote 27 in Abschnitt 5.1 beschrieben, werden die Stundenlöhne am 99. Perzentil winsorisiert. Für die getrennte Analyse der geringfügigen Beschäftigung erfolgt dies am 99. Perzentil der Stundenlöhne geringfügig Beschäftigter, für alle anderen Analysen am 99. Perzentil der Stundenlöhne aller Beschäftigten. Diese Abweichung für die geringfügige Beschäftigung ist notwendig, da die Verteilung der Stundenlöhne für geringfügig Beschäftigte deutlich komprimierter ist und es weit oberhalb des Mindestlohns in vielen Lohnabschnitten keine oder nur vereinzelte geringfügig Beschäftigte gibt.

Tabelle 5.1: Auswirkungen der Mindestlohneinführung auf Beschäftigung: Heterogenitätsanalysen

	Δb (in %)		Δa + Δb (in %)		Elastizität	
	Punktschätzer	Standardfehler	Punktschätzer	Standardfehler	Punktschätzer	Standardfehler
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
A. Hauptspezifikation (Gesamte abhängige Beschäftigung)	-7,938***	(1,004)	-1,251	(1,416)	-0,185	(0,821)
B. Beschäftigungsformen						
Sozialversicherungspflichtig	-3,739***	(0,545)	-1,389	(1,172)	-0,184	(5,726)
Geringfügig	-30,095***	(4,133)	-0,632	(3,704)	-0,128	(0,717)
C. Geschlecht						
Frauen	-10,170***	(1,378)	-1,655	(1,586)	-0,317	(7,586)
Männer	-6,007***	(0,868)	-0,923	(1,522)	-0,114	(1,800)
D. Alter						
18-24 Jahre	-18,524***	(3,358)	-4,013	(4,231)	-1,069	(16,522)
25-54 Jahre	-6,489***	(0,828)	-1,153	(1,286)	-0,172	(1,291)
55-64 Jahre	-21,037***	(3,596)	1,514	(4,023)	0,109	(0,391)
E. Anforderungsniveau der Tätigkeit						
Helfer:in	-15,620***	(3,127)	-0,321	(3,893)	-0,043	(0,685)
Fachkräfte	-8,184***	(0,916)	-1,847	(1,553)	-0,231	(0,608)
Spezialist:in / Expert:in	-1,277***	(0,311)	-0,771	(0,653)	-0,124	(3,169)
F. Betriebsgröße						
1-49 Beschäftigte	-11,619***	(1,799)	2,412	(2,130)	0,656	(1,447)
50-249 Beschäftigte	-6,237***	(1,447)	-2,540	(2,460)	-0,228	(6,658)
250 und mehr Beschäftigte	-3,472***	(1,048)	-2,678	(1,939)	-0,217	(1,583)

*Quelle: VE (2022, 2023), eigene Berechnungen. Anmerkungen: Diese Tabelle zeigt Schätzungen von Δb (die prozentuale Veränderung der Beschäftigung unterhalb des neuen Mindestlohns), Δe = Δa + Δb (die prozentuale Veränderung der Beschäftigung bis zu 5 Euro über dem neuen Mindestlohn) sowie der Lohnelastizität der Beschäftigung für verschiedene demografische Gruppen, für die die Regressionsgleichung (13) geschätzt wurde. Spalten 1, 3 und 5 berichten die zentralen Schätzungen, während Spalten 2, 4 und 6 die bootstrapped Standardfehler zeigen. Panel A zeigt die Basisschätzungen aus Abbildung 5.2. Panel B zeigt die Heterogenität nach Beschäftigungsform. Panel C zeigt die Heterogenität nach Geschlecht. Panel D zeigt die Heterogenität nach Altersgruppen. Panel E zeigt die Heterogenität nach dem Anforderungsniveau der ausgeübten Tätigkeiten und Panel F zeigt die Heterogenität nach der Betriebsgröße. Die Häufigkeitsverteilung der Löhne für Männer, Frauen und die Altersgruppen ist auf die Beschäftigungsrate im Jahr 2021 in der jeweiligen Untergruppe normalisiert. Konfidenzniveau: *p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.*

Die Summe dieser beiden Veränderungen ($\Delta a + \Delta b$) ist jedoch durchweg nicht statistisch signifikant und wird daher an dieser Stelle inhaltlich auch nicht interpretiert. Die Unterschiede im Umfang des Rückgangs der Beschäftigung unterhalb des neuen Mindestlohns zwischen den einzelnen Gruppen spiegelt hierbei zu einem gewissen Teil die relative Betroffenheit durch den Mindestlohn wider. Je mehr Beschäftigungsverhältnisse unterhalb des neuen Mindestlohns bestehen, umso stärker fällt die

mindestlohnbedingte Anpassung in diesem Lohnsegment aus. So beträgt Δb für Frauen -10,2 Prozent und ist somit größer als für Männer mit -6 Prozent. Bei jüngeren und älteren Beschäftigten geht die Beschäftigung unter 12 Euro um 18,5 bzw. 21 Prozent (gemessen an der Gesamtbeschäftigung) und damit deutlich stärker als für Beschäftigte zwischen 25 und 54 Jahren (-6,5 Prozent) zurück. In den Ergebnissen nach Anforderungsniveau spiegelt sich wider, dass Helfer:innen deutlich häufiger vom Mindestlohn betroffen sind (Δb = -15,6 Prozent) als Fachkräfte (Δb = -8,2 Prozent) und Spezialist:innen und Expert:innen die nur selten betroffen sind (Δb = -1,3 Prozent). Panel F von Tabelle 5.1 beleuchtet abschließend Unterschiede zwischen Beschäftigten, die in verschieden großen Betrieben angestellt sind. Die Veränderungen in der Lohnverteilung in Folge der Mindestlohnerhöhung fallen am deutlichsten für kleine Betriebe und am geringsten für große Betriebe aus. Unterhalb des Mindestlohns sinkt die Beschäftigung in kleinen, mittleren und großen Betrieben um 11,6 Prozent, 6,2 Prozent bzw. 3,5 Prozent. Ein interessantes Detail an dieser Stelle ist, dass, anders als für alle anderen untersuchten Gruppen, der Koeffizient für die Beschäftigungsveränderung zwischen 12 und 13 Euro für die Beschäftigung in Betrieben mit 250 und mehr Beschäftigten nicht positiv und auf dem 95-Prozent-Niveau signifikant ist, sondern sehr klein, negativ und insignifikant ausfällt. (Dies ist nicht in Tabelle 5.1 zu sehen.) Für diese Gruppe sind lediglich die Koeffizienten für die Abschnitte zwischen 13 und 14 bzw. 17 und 18 Euro statistisch signifikant. Dies könnte darauf hinweisen, dass für die kleine Gruppe an Beschäftigten in diesen größeren Unternehmen, die zuvor weniger als 12 Euro pro Stunde verdient haben, der Lohn stärker angestiegen ist als für die betroffenen Beschäftigten in kleineren und mittleren Unternehmen.

5.4 Robustheitsanalysen

Das Ziel dieses Abschnitts ist es die Robustheit der Ergebnisse aus Kapitel 5.2 für die gesamte abhängige Beschäftigung im Hinblick auf verschiedene Parameter der Analyse zu untersuchen. Zunächst wird überprüft, ob die Methode der Ermittlung der Standardfehler einen Einfluss auf die statistische Signifikanz hat. Anstatt die Standardfehler für die Schätzung der Beschäftigungseffekte zu bootstrappen, werden diese nun lediglich auf Ebene der Arbeitsmarktregionen geclustert. Dies führt erwartungsgemäß, wie in Panel A von Tabelle 5.2 zu sehen ist, zu kleineren Standardfehlern für die Schätzung der Beschäftigungsveränderungen. Im Gegensatz zu den Hauptergebnissen mit Bootstrapping ist der negative Beschäftigungseffekt um den Mindestlohn herum ($\Delta a + \Delta b$) nun statistisch signifikant. Demnach ist die gesamte abhängige Beschäftigung bis zu einem Stundenlohn von 17 Euro um 1,25 Prozent zurückgegangen. Ein solch moderater negativer Effekt ist in Einklang mit den Ergebnissen des ersten Teils dieses Berichts in Kapitel 4.

Die Ergebnisse auf Grundlage von Lohnabschnitten von 0,50 Euro bzw. 0,10 Euro in Panel B von Tabelle 5.2 fallen sehr ähnlich zu denen der Hauptspezifikation mit Lohnabschnitten von 0,25 Euro aus. Leider konnte bei der Verwendung von Lohnabschnitten von 0,10 Euro aufgrund methodischer Herausforderungen bei der Anpassung der entsprechenden Spezifikation kein Standardfehler berechnet werden. Aus diesem Grund kann lediglich die Größe der Punktschätzer in Bezug zu denen aus der Hauptanalyse gesetzt werden. Es kann jedoch keine Aussage zur statistischen Signifikanz dieser Punktschätzer getroffen werden. Insgesamt deuten diese Ergebnisse darauf hin, dass die geschätzten Koeffizienten robust gegenüber der Verwendung sowohl kleinerer als auch größerer Lohnabschnitte sind.

In der Hauptanalyse in Kapitel 5.2 wurde das für die Beschäftigungseffekte relevante obere Limit in der Verteilung der Stundenlöhne auf 5 Euro oberhalb des Mindestlohns festgelegt. Da allerdings nicht a priori bekannt ist, bis zu welchem Niveau in der Lohnverteilung die Mindestlohnerhöhung Auswirkungen hat, ist es sinnvoll sich auch alternative Abgrenzungen zu betrachten. In Panel C von Tabelle 5.2 werden daher die vollständigen Ergebnisse für die alternativen Werte von 4 bzw. 6 Euro über dem Mindestlohn präsentiert. Es wird deutlich, dass die Ergebnisse nahezu unverändert sind, wenn das obere Limit auf 4 Euro über dem Mindestlohn abgesenkt wird. Wird das Limit dagegen auf 6 Euro angehoben, verringert sich der geschätzte Effekt auf die Beschäftigung um den Mindestlohn herum ($\Delta a + \Delta b$) deutlich von -1,3 Prozent auf -0,6 Prozent. Da der Standardfehler größer wird, ist auch dieses Ergebnis nicht statistisch signifikant. Zusätzlich liegen die kumulierten Beschäftigungsveränderungen für weitere Punkte vor, welche bereits in Abbildung 5.2 zu sehen waren. Die einzige Einschränkung diesbezüglich ist, dass keine separate Schätzung der Beschäftigungselastizität vorliegt. Auch bis zu 2,25 Euro bzw. 3,25 Euro oberhalb des Mindestlohns sind die geschätzten Effekte auf die Gesamtbeschäftigung nicht statistisch signifikant.

Die Auswahl einer Grenze zwischen Kontroll- und Treatmentgruppe stellt eine notwendige methodische Entscheidung dar, die für die Durchführung der Bunching-Analyse getroffen werden muss. Dabei ist die genaue Wahl des Grenzwertes jedoch zu einem gewissen Grad arbiträr. Aus diesem Grund ist es wichtig zu untersuchen, wie es sich auf die Ergebnisse auswirkt, wenn alternative Definitionen für die Treatment- und die Kontrollgruppe verwendet werden. In der Hauptspezifikation besteht die Kontrollgruppe aus den 10 Prozent der Regionen mit dem größten geschätzten Lohnaufschlag. Die unteren 90 Prozent bilden die Treatmentgruppe. Der zugrundeliegende Gedanke ist, dass Regionen mit höheren Lohnniveaus weniger stark von einer nominalen Mindestlohnerhöhung betroffen sind als Regionen mit niedrigeren Lohnniveaus. Die erste Alternative zur Hauptspezifikation besteht darin, dass statt der

unteren neun nur die untersten zwei Dezile der regionalen Lohnaufschläge die Treatmentgruppe bilden, während die Kontrollgruppe unverändert bleibt. Diese alternative Einteilung ist eine deutliche Veränderung zu der Hauptspezifikation und begrenzt die Treatmentgruppe auf die Regionen mit den geringsten Lohnniveaus und damit auf jene, die mutmaßlich am stärksten von der Mindestlohnerhöhung betroffen sind. Die Erwartung ist daher, dass der geschätzte negative Beschäftigungseffekt sich bei dieser Definition der Treatmentgruppe verstärkt, wenn die geschätzten Lohnniveaus tatsächlich aussagekräftig hinsichtlich der regionalen Betroffenheit vom Mindestlohn sind. Die zweite Variante erweitert die Kontrollgruppe um das zweitoberste Dezil, während die Treatmentgruppe aus den unteren acht Dezilen besteht. Diese Änderung der Gruppeneinteilung zielt damit darauf ab, zu testen, ob die Ergebnisse robust gegenüber geringen Veränderungen der Definition des Treatments sind.

Die Ergebnisse für beide Analysen sind in Panel D von Tabelle 5.2 dargestellt. Wenn statt der unteren acht nur die untersten zwei Dezile die Treatmentgruppe bilden, sinkt das durchschnittliche Lohnniveau in der Treatmentgruppe und die Diskrepanz in den Lohnniveaus zwischen Treatment- und Kontrollgruppe nimmt zu. Die Ergebnisse zeigen, dass sich der geschätzte Beschäftigungseffekt unterhalb des Mindestlohns auf -11,4 Prozent verstärkt. Dieser Effekt ist statistisch signifikant. Der negative Effekt für die Summe der Beschäftigung sowohl unter als auch direkt über dem Mindestlohn verstärkt sich ebenfalls und beträgt nun -2,6 Prozent. Auch wenn dieser Koeffizient präziser geschätzt ist als in der Hauptspezifikation, ist er (knapp) nicht statistisch signifikant. Insgesamt stehen diese Ergebnisse nicht im Gegensatz zu denen aus der Hauptanalyse, sondern sind darauf zurückzuführen, dass eine Treatmentgruppe definiert wurde, die im Vergleich zur Hauptanalyse durch durchschnittlich geringere Löhne gekennzeichnet und damit potenziell stärker von der Mindestlohnerhöhung betroffen ist. Wie zu erwarten, kann für diese Gruppe ein stärkerer Beschäftigungsrückgang (unterhalb des Mindestlohns) gemessen werden.

Die zweite Variante sieht eine größere Kontrollgruppe vor, die nun die beiden obersten Dezile in der Verteilung der regionalen Lohnaufschläge umfasst. Das bedeutet, dass die Kontrollgruppe nun zu einem höheren Maße als zuvor auch selbst von der Mindestlohnerhöhung betroffen ist, gleichzeitig aber auch die Treatmentgruppe ihre potenziell am wenigsten betroffenen Segmente verliert. Es zeigt sich, dass der geschätzte Beschäftigungsverlust unterhalb des Mindestlohns mit -7,6 Prozent dem aus der Hauptspezifikation sehr nahe ist. Die negative Veränderung insgesamt unterhalb und direkt oberhalb des Mindestlohns hat sich hingegen deutlich auf -0,2 abgeschwächt, ist aber sehr unpräzise geschätzt und damit (weiterhin) nicht statistisch signifikant.

Tabelle 5.2: Auswirkungen der Mindestlohneinführung auf die abhängige Beschäftigung: Robustheitsanalysen

	Δb (in %)		Δa + Δb (in %)		Elastizität	
	Punktschätzer	Standardfehler	Punktschätzer	Standardfehler	Punktschätzer	Standardfehler
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
A. Hauptspezifikation						
Standardfehler: gebootstrapped	-7,938***	(1,004)	-1,251	(1,416)	-0,185	(0,821)
Standardfehler: geclustered	-7,938***	(0,368)	-1,251***	(0,485)	-0,185	
B. Größe der Lohnabschnitte						
0,10 Euro	-7,688		-1,076		-0,848	
0,50 Euro	-7,971***	(0,951)	-1,291	(1,411)	-0,193	(0,742)
C. Oberes Limit in der Lohnverteilung für die Berechnung von Δa						
$\tilde{F} = 2{,}25$	-7,938***	(1,004)	-1,238	(0,958)		
$\tilde{F} = 3{,}25$	-7,938***	(1,004)	-0,576	(1,151)		
$\tilde{F} = 4$	-7,938***	(1,004)	-1,264	(1,272)	-0,186	(1,025)
$\tilde{F} = 6$	-7,938***	(1,004)	-0,594	(1,570)	-0,103	(4,224)
D. Treatment- und Kontrollgruppe						
Untere zwei Dezile als Treatmentgruppe	-11,379***	(1,315)	-2,604	(1,651)	-0,224	(0,234)
Obere zwei Dezile als Kontrollgruppe	-7,590***	(0,768)	-0,221	(1,139)	-0,035	(155,480)

*Quelle: VE (2022, 2023), eigene Berechnungen. Anmerkungen: Diese Tabelle zeigt Schätzungen von Δb (die prozentuale Veränderung der Beschäftigung unterhalb des neuen Mindestlohns), Δe = Δa + Δb (die prozentuale Veränderung der Beschäftigung bis zu 5 Euro über dem neuen Mindestlohn) sowie der Lohnelastizität der Beschäftigung für verschiedene Parametrisierungen der Regressionsgleichung (13). Spalten 1, 3 und 5 zeigen die zentralen Schätzungen, während Spalten 2, 4 und 6 die bootstrapped Standardfehler wiedergeben (mit Ausnahme von Zeile 2, in der die Standardfehler stattdessen auf dem Level der Arbeitsmarktregionen geclustert sind). Panel A berichtet die Basisschätzungen aus Abbildung 5.2 mit bootstrapped Standardfehlern sowie entsprechende Schätzungen mit robusten Standardfehlern, die auf Ebene der Arbeitsmarktregionen gruppiert wurden. Panel B überprüft die Robustheit der Ergebnisse gegenüber der Wahl der Größe der Lohnabschnitte, indem die Analyse mit Abschnitten von 0,10 Euro und 0,50 Euro anstelle von 0,25 Euro wiederholt wird. Panel C variiert die Grenzwerte für die Berechnung von Δa auf 2,25 Euro, 3,25 Euro, 4 Euro und 6 Euro anstelle von 5 Euro. Panel D gibt Schätzungen für unterschiedliche Definitionen der Treatment- und Kontrollregionen an. Anstelle eines Vergleichs der unteren neun Dezile der regionalen Lohnaufschläge mit dem obersten Dezil wird (i) ein Vergleich zwischen Regionen in den ersten zwei Dezilen (Treatment) und dem obersten Dezil (Kontrolle) sowie (ii) ein Vergleich zwischen den unteren acht Dezilen (Treatment) und den oberen zwei Dezilen (Kontrolle) durchgeführt. Für die Elastizitäten mit der Spezifikation mit geclusterten Standardfehlern konnte leider kein Standardfehler für die Elastizität berechnet werden. Die Ergebnisse in Panel C für $\tilde{F} = 2{,}25$ und $\tilde{F} = 3{,}25$ stammen aus den für Abbildung 5.2 erstellten Ergebnissen und diese beinhalten keine Schätzungen für die Elastizität für diese Werte für $\tilde{F}$. Konfidenzniveau: *p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.*

6 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Das Ziel der vorliegenden Studie war es zum einen die bestehende Evidenz zu den Effekten der Einführung des gesetzlichen Mindestlohns zum 1. Januar 2015 und der darauffolgenden Erhöhungen auf die regionale Beschäftigung und Arbeitslosigkeit bis in das Jahr 2024 fortzuschreiben und zum anderen, separat die Beschäftigungseffekte der Erhöhung des Mindestlohns auf 12 Euro im Jahr 2022 entlang der Stundenlohnverteilung zu untersuchen. Die wichtigsten Erkenntnisse sollen im Folgenden zusammengefasst werden.

Der erste Teil der Analyse, der die Untersuchung regionaler Beschäftigungseffekte vorangegangener Berichte fortschreibt, hat gezeigt, dass die Mindestlohneinführung im Zeitraum bis zum ersten Quartal des Jahres 2024 statistisch signifikante negative Auswirkungen auf die abhängige Beschäftigung gehabt hat. Der Effekt fällt jedoch mit einer um 0,6 Prozent geringeren Beschäftigung in Regionen mit hoher Mindestlohnbetroffenheit in Relation zu Regionen mit geringer Betroffenheit quantitativ gering aus. Im Vergleich zur früheren Studie von Caliendo et al. (2023), die den Zeitraum bis zum ersten Quartal 2022 betrachtet, hat sich der Effekt leicht um 0,1 Prozentpunkte abgeschwächt. Die weiteren Schätzergebnisse zeigen, dass dieser negative Beschäftigungseffekt vollständig auf die ausschließlich geringfügige Beschäftigung zurückzuführen ist, für die sich der Trend zu rückläufiger Beschäftigung auch in diesem Bericht weiter verstärkt hat (Caliendo et al. 2022, Caliendo et al. 2023).

Für die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung lassen sich keine signifikanten Effekte feststellen, auch wenn der Trend seit dem Jahr 2021 eher positiv, jedoch statistisch nicht signifikant ist. Sowohl im Zeitraum von Ende 2019 bis Anfang 2021 als auch ab Anfang 2023 hatte der Mindestlohn zudem einen signifikant negativen Effekt auf die gesamte Arbeitslosigkeit, der schwierig zu bewerten ist. Zusätzliche Analysen deuten darauf hin, dass die Einführung des Mindestlohns insgesamt auch einen geringfügig negativen Einfluss auf die Anzahl der Erwerbspersonen hatte. Dies könnte darauf hinweisen, dass sich einige Personen vom Arbeitsmarkt zurückgezogen haben oder dass Migrationsbewegungen von stark betroffenen Arbeitsmarktregionen in weniger betroffene Regionen stattgefunden haben.

Auf die Schätzung von Gesamteffekten folgte eine Analyse für verschieden Gruppen von Beschäftigten sowie Branchen und verschiedene Regionstypen. Die Ergebnisse deuten nicht auf substanzielle Unterschiede der Effekte auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit zwischen Männern und Frauen hin. Es zeigt sich jedoch eine Tendenz hin zu etwas stärker ausgeprägten Effekten für Männer. Die Analyse für verschiedene Altersgruppen weist auf stärkere negative Effekte sowohl auf Beschäftigung als auch auf Arbeitslosigkeit für jüngere Beschäftigte hin im Gegensatz zu Beschäftigten mittleren oder höheren

Alters. Des Weiteren hat die Mindestlohneinführung einen signifikant positiven Effekt auf die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung von Helfer:innen, während dies für Beschäftigte mit anspruchsvolleren Tätigkeiten nicht der Fall ist. Dieser positive Effekt könnte darauf hindeuten, dass geringfügige in sozialversicherungspflichtige Beschäftigungsverhältnisse umgewandelt wurden.

Die Analyse nach Wirtschaftszweigen ergibt signifikant negative Effekte auf die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung für das verarbeitende Gewerbe, und den Bereich Bergbau, Energie- und Wasserversorgung und Entsorgungswirtschaft sowie einen signifikant positiven Effekt in der Kunst-, Unterhaltungs- und Erholungsbranche. Die geringfügige Beschäftigung wiederum ist am stärksten in den Bereichen Verkehr und Lagerei, Erziehung und Unterricht und der Land- und Forstwirtschaft und Fischerei zurückgegangen.

Unter Hinzunahme von Interaktionen des Treatments mit verschiedenen siedlungsstrukturellen Regionstypen deuten die Ergebnisse auf signifikant negative Effekte sowohl auf die gesamte abhängige wie auch die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung in ländlichen Regionen mit Verdichtungsansätzen hin. Für die geringfügige Beschäftigung wiederum zeigen sich keine Unterschiede zwischen Regionstypen.

Für alle betrachteten Beschäftigungsformen sowie die Arbeitslosigkeit und die Zahl der Erwerbspersonen variieren die Auswirkungen des Mindestlohns je nach Wirtschaftsdynamik deutlich. Die Ergebnisse zeigen, dass die beobachteten Effekte der Mindestlohneinführung maßgeblich von Regionen mit vergleichsweise geringem BIP-Wachstum vor der Mindestlohneinführung geprägt sind und sich in Regionen verstärkt haben, die auch in der Folgezeit ein niedriges Wirtschaftswachstum aufwiesen. In Regionen mit hohem Wirtschaftswachstum in allen berücksichtigten Zeiträumen fielen die negativen Beschäftigungseffekte des Mindestlohns hingegen deutlich geringer aus.

Die Analyse der Mindestlohnerhöhungen verdeutlicht, dass diese durchaus zusätzliche Effekte auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit entwickelt haben. Dies ist insbesondere der Fall für die geringfügige Beschäftigung, aber in geringerem Maße auch für die anderen Zielgrößen. Besonders die Erhöhungen zum 1. Januar 2019 und zum 1. Juli bzw. 1. Oktober 2022 stechen dadurch heraus, dass sie auf alle berücksichtigten Zielgrößen signifikante Effekte haben.

Die Analyse verschiedener Treatmentgruppen, die sich durch ihre unterschiedliche relative Mindestlohnbetroffenheit in den Jahren 2014, 2018 und 2022 voneinander unterscheiden, weist auf deutliche Effektheterogenitäten zwischen den einzelnen Gruppen hin. Die stärksten Beschäftigungseffekte werden für die Gruppe gemessen, die zu allen drei Zeitpunkten relativ stark vom Mindestlohn betroffen

war. Darüber hinaus geht die Tendenz dahin, dass die geschätzten Effekte stärker ausfallen für Gruppen, die an zwei Zeitpunkten einen relativ hohe Lohnlücke hatten im Vergleich mit Gruppen, für die das nur zu einem Zeitpunkt der Fall ist.

Im Rahmen einer Robustheitsanalyse werden die Mindestlohnbetroffenheiten der Jahre 2014, 2018 und 2022 zu einem Treatment zusammengefasst, welches gestaffelt beginnt. Zusätzlich zum klassischen DiD-Schätzer werden hier auch neuere Schätzmethoden angewandt. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass der klassische DiD-Schätzer die Beschäftigungseffekte insbesondere für die geringfügige Beschäftigung unterschätzt.

Der zweite Teil des vorliegenden Berichts legte den Fokus auf die bis dato stärkste Erhöhung des Mindestlohns auf 12 Euro im Jahr 2022. Hierzu wurde der methodische Ansatz von Giupponi et al. (2024) verwendet, der auf der Bunching-Literatur basiert und die Beschäftigungseffekte entlang der gesamten Verteilung der Stundenlöhne untersucht. Als Datengrundlage diente die neu verfügbare VE, welche die Lohnstruktur durch ihre große Beobachtungszahl detaillierter darstellt als die frühere VSE. In der Hauptanalyse wurden die Effekte auf die gesamte abhängige Beschäftigung untersucht. Die Beschäftigung unterhalb des neuen Mindestlohns geht erwartungsgemäß deutlich zurück, gleichzeitig steigt sie aber auch direkt oberhalb des neuen Mindestlohns deutlich an. Zusammengenommen ergibt sich um den Mindestlohn herum ein negativer, quantitativ recht kleiner Effekt auf die Beschäftigung. In der präferierten Spezifikation mit durch Bootstrapping geschätzten Standardfehlern ist dieser Effekt nicht statistisch signifikant. Werden die Standardfehler hingegen lediglich auf Ebene der Arbeitsmarkregionen gruppiert, ist der negative Beschäftigungseffekt von 1,25 Prozent um den Mindestlohn herum statistisch signifikant. Es kann also insgesamt von einer negativen Beschäftigungstendenz gesprochen werden. Weiterführende Analysen für verschiedene Beschäftigungsformen und getrennt z.B. nach Geschlecht und Altersgruppen kommen ebenfalls zu dem Ergebnis signifikanter Beschäftigungseffekte, sofern Rückgang und Zuwachs um den neuen Mindestlohn herum separat betrachtet werden. Die Stärke des Rückgangs (Anstiegs) unterhalb (oberhalb) des Mindestlohns spiegelt hierbei die unterschiedliche Betroffenheit des Mindestlohns innerhalb der betrachteten Gruppen wider. Der Gesamteffekt aus der Summe des Beschäftigungsrückgangs unterhalb und des Beschäftigungszuwachses oberhalb des Mindestlohns ist für keine der untersuchten Gruppen statistisch signifikant. Bei der Einordnung der Ergebnisse der Bunching-Analyse sollte u.a. beachtet werden, dass es sich hierbei um ein noch recht neues Verfahren handelt. Die Frage der optimalen Definition einzelner Parameter ist nicht abschließend geklärt. Außerdem konnte im Rahmen dieses Berichts in der Bunching-Analyse in Kapitel

5 lediglich ein sehr kurzer Zeitraum von nur einem Jahr und nur eine Mindestlohnerhöhung separat betrachtet werden.

Als Gesamtfazit der Analysen dieses Berichts kann festgehalten werden, dass sich auch bis in das Jahr 2024 insgesamt nur quantitativ geringe Beschäftigungseffekte zeigen, vor allem auf die geringfügige Beschäftigung. Hierbei spielen neben der Einführung auch die Erhöhungen eine wesentliche Rolle. Die Ergebnisse deuten des Weiteren darauf hin, dass nicht nur die Mindestlohnbetroffenheit zu einem einzelnen Zeitpunkt entscheidend ist, sondern die wiederholten Mindestlohnbetroffenheiten, d.h. der gesamte Treatmentverlauf, deutliche Effektheterogenitäten zwischen einzelnen Gruppen aufzeigt. Des Weiteren deuten sowohl die Regional- als auch die Bunching-Analyse, zumindest in der Tendenz, auf zusätzliche negative Effekte der Mindestlohnerhöhung auf 12 Euro im Jahr 2022 hin. Der geschätzte Beschäftigungseffekt der Erhöhung des Mindestlohns auf 12 Euro im Jahr 2022 kann insgesamt aber als eher gering eingestuft werden, vor allem in Anbetracht des Umfangs der Erhöhung. Es gibt keine deutlichen Hinweise darauf, dass diese sehr starke Anhebung des Mindestlohns zu substanziell anderen oder stärkeren Beschäftigungseffekten bis in das Jahr 2024 geführt hat als die Einführung des Mindestlohns oder frühere (größere) Erhöhungen.

7 Ausblick

Der aktuelle Stand der Literatur zu den Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns in Deutschland liefert mittlerweile eine recht umfangreiche Evidenz zu den Beschäftigungseffekten, insbesondere zur Einführung des Mindestlohns. Trotz dieser Fortschritte besteht weiterer Forschungsbedarf, insbesondere hinsichtlich der bis dato stärksten Erhöhung auf 12 Euro im Jahr 2022.

Frühere Studien hatten bereits auf die Bedeutung der Untersuchung von großen Mindestlohnerhöhungen hingewiesen, da sie potenziell andere, möglicherweise stärkere Effekte erzeugen könnten als mehrere kleinere Anhebungen. Die ersten kurzfristigen Ergebnisse deuten jedoch nicht auf signifikante nicht-lineare Effekte der Erhöhung auf 12 Euro hin. Zukünftige Forschung sollte diesen Aspekt weiterverfolgen, insbesondere für längere Beobachtungszeiträume. Bei einer Betrachtung über die kurze Frist hinaus dürfte zudem eine Rolle spielen, dass das Wirtschaftswachstum in Deutschland in den Jahren 2023 und 2024 leicht rückläufig ausfiel und für die kommenden Jahre ebenfalls nur sehr mäßige Wachstumsraten für das Bruttoinlandsprodukt prognostiziert werden. Eine anhaltende Stagnation des Wirtschaftswachstums, die nicht auf externe Schocks (Pandemie, russischer Angriffskrieg) zurückzuführen ist, könnte sich mittelfristig auch in der Entwicklung der Beschäftigung niederschlagen, insbesondere in unteren Lohnsegmenten, für die der gesetzliche Mindestlohn von Relevanz ist. Schließlich bleibt abzuwarten, ob sich im Nachgang zur Bundestagswahl am 23. Februar 2025 eine neu zu formende Regierungskoalition auf eine erneute deutliche Anhebung des Mindestlohns verständigt. In den Wahlprogrammen werden von einigen Parteien 15 Euro vorgeschlagen, was eine Anhebung um ca. 20 Prozent mit sich bringen würde.

Im Rahmen des vorliegenden Berichts hat sich (erneut) gezeigt, dass sich die (relative) regionale Betroffenheit des Mindestlohns bzw. der wiederholten Erhöhungen desselben über die Zeit hin ändert. Eine Region, die von der Einführung stark betroffen ist, muss nicht unbedingt auch von (allen) Erhöhungen stark betroffen sein. Das gleiche gilt andersherum; ehemals wenig betroffene Regionen können bei späteren Erhöhungen stärker betroffen sein. Diese Varianz und die regional unterschiedliche Entwicklung der Mindestlohnbetroffenheit und deren ursächliche Faktoren bedürfen weiterer Forschung. Hierbei wird die seit 2022 neu eingeführte monatliche Verdiensterhebung von besonderer Bedeutung sein. Die erhobenen Mikrodatensätze, die der Forschung jährlich für den April zur Verfügung stehen, bieten wertvolle Möglichkeiten, regionale Unterschiede über die Zeit noch detaillierter zu analysieren.

Die vorliegende Untersuchung hat für einzelne Zeitabschnitte negative Effekte auf die Zahl der Arbeitslosen geschätzt, insbesondere gegen Ende des Beobachtungszeitraums. Ebenso ist ein bemerkenswerter Rückgang der Zahl der Erwerbspersonen festzustellen. Die Gründe für diese Entwicklungen konnten im Rahmen des Berichts nicht weiter untersucht werden und bedürfen daher künftiger Analysen. Ein möglicher Erklärungsansatz könnte Migration zwischen Regionen sein, beispielsweise wenn arbeitslose Personen in weniger vom Mindestlohn betroffene Regionen umziehen oder dort eine Beschäftigung aufnehmen.

Auch im Hinblick auf methodische Ansätze ergeben sich interessante Perspektiven für die weitere Erforschung der Beschäftigungseffekte des gesetzlichen Mindestlohns in Deutschland. In der Literatur zur Untersuchung von regionalen Beschäftigungseffekten durch einheitlich geltende Mindestlöhne ist der klassische DiD-Ansatz weit verbreitet. Dieser Bericht hat zwei neuere methodische Ansätze aus der Literatur auf den Kontext des gesetzlichen Mindestlohns in Deutschland angewandt. Zum einen sind dies neuere DiD-Schätzer, welche auch im Falle gestaffelter Treatments, die für verschiedene Gruppen zu unterschiedlichen Zeitpunkten beginnen, und heterogenen Treatmenteffekten über Gruppen hinweg robust sind. Hierfür wurde im Rahmen dieses Berichts die Annahme getroffen, dass die Einführung und Erhöhungen des Mindestlohns ein gemeinsames Treatment darstellen, das „absorbierend“ wirkt: Sobald eine Region einmal in die Treatmentgruppe fällt, bleibt sie darin. Ein wichtiger Forschungsbedarf bleibt jedoch, ob diese Annahme sinnvoll ist oder ob alternative Modelle es erlauben sollten, dass Regionen von der Treatment- zurück in die Kontrollgruppe wechseln. Insbesondere stellt sich die Frage, wie mit Regionen umzugehen ist, die ursprünglich stark betroffen waren, aber von späteren Erhöhungen weniger betroffen sind. Ab wann sollten solche Regionen als nicht mehr getreatet angesehen werden?

Der zweite neuere Ansatz ist die von Giupponi et al. (2024) entwickelte Methode zur Schätzung von Beschäftigungseffekten entlang der Stundenlohnverteilung. Ihr Ansatz basiert auf der Bunching-Literatur und fokussiert sich insbesondere auf den Abschnitt der Lohnverteilung direkt um den Mindestlohn herum. Diese Methode ergänzt die klassische DiD-Analyse und bietet neue Perspektiven auf die Effekte des Mindestlohns. Zukünftige Forschung sollte sich darauf konzentrieren, die entscheidenden Parameter dieser Methode zu kalibrieren. Dabei sind folgende Fragen zentral: Wie und warum unterscheiden sich Ergebnisse der klassischen Regionalanalyse von denen der Bunching-Analyse, und welche Erkenntnisse können aus diesen Unterschieden gewonnen werden? Wie sollte die Betroffenheit durch den Mindestlohn sowie die Einteilung in Treatment- und Kontrollgruppen erfolgen? Bis zu wel-

chem Punkt in der Lohnverteilung oberhalb des Mindestlohns sollten Gesamteffekte geschätzt werden? Zudem sollte untersucht werden, wie konservativ Standardfehler geschätzt werden sollten und ob Bootstrapping in diesem Kontext zwingend erforderlich ist. Außerdem ermöglicht es der methodische Ansatz von Giupponi et al. (2024) auch absolute Beschäftigungseffekte zu schätzen, wobei dies nur im Falle von signifikanten (relativen) Beschäftigungseffekten sinnvoll erscheint. Die seit 2022 jährlich veröffentlichten Daten der VE werden es im Laufe der kommenden Jahre erlauben zusätzlich zur Regionalanalyse auch mittels der Bunching-Analyse weitere Mindestlohnerhöhungen über einen längeren Zeitraum zu untersuchen.

Die Erkenntnisse dieses Berichts tragen wesentlich zum Verständnis der längerfristigen Beschäftigungseffekte der Mindestlohneinführung sowie der kurzfristigen Effekte der Erhöhung des Mindestlohns auf 12 Euro bei. Gleichzeitig zeigt sich, dass sowohl inhaltlich als auch methodisch weiterhin umfassender Forschungsbedarf besteht. Die fortlaufende Verfügbarkeit neuer Datenquellen wie der monatlichen Verdiensterhebung sowie die Weiterentwicklung von Schätzmethoden bieten vielversprechende Ansätze, um die offenen Fragen zu adressieren und ein tiefergehendes Verständnis der Effekte des Mindestlohns auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit zu gewinnen.

8 Literaturverzeichnis

Aaronson, D., French, E., Sorkin I. und T. To (2018), Industry Dynamics and the Minimum Wage: A Putty-Clay Approach, *International Economic Review*, 59(1), 51-84.

Aretz, B., Arntz, M. und T. Gregory (2013), The Minimum Wage Affects Them All: Evidence on Employment Spillovers in the Roofing Sector, *German Economic Review*, 14, 282–315.

Arni, P., Eichhorst, W., Pestel, N., Spermann A. und K. F. Zimmermann (2014), Der gesetzliche Mindestlohn in Deutschland: Einsichten und Handlungsempfehlungen aus der Evaluationsforschung, Schmollers Jahrbuch, 134(2), 149-182.

Autor, D., Manning, A. und C. L. Smith (2016), The Contribution of the Minimum Wage to US Wage Inequality over Three Decades: A Reassessment, *American Economic Journal: Applied Economics*, 8(1), 58–99.

Azar, J., Huet-Vaughn, E., Marinescu, I., Taska, B. und Von Wachter, T. (2024). Minimum wage employment effects and labour market concentration. *Review of Economic Studies*, *91*(4), 1843-1883.

Bonin, H., Isphording, I., Krause, A., Lichter, A., Pestel, N., Rinne, U., Caliendo, M., Obst, C., Preuss, M., Schröder, C. und Grabka, M. M. (2018), Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Beschäftigung, Arbeitszeit und Arbeitslosigkeit, Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, Evaluation Office Caliendo, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Bonn u. a., IZA Research Report No. 83.

Boockmann, B. (2010), The Combined Effects of Minimum Wages and Labor Market Regulation: A Meta-Analysis, in: K. F. Zimmermann und C. Wey (Hrsg.), The economy, crisis, and the labor market: Can institutions serve as a protective shield for employment? Berlin: Duncker & Humboldt, 167-186.

Bosch, G. und Weinkopf, C. (2012), Wirkungen der Mindestlohnregelungen in acht Branchen, WISO Diskurs 10/2012, Bonn: Friedrich-Ebert-Stiftung.

Bossler, M. und Schank, T. (2023), Wage inequality in Germany after the minimum wage introduction. *Journal of Labor Economics*, 41(3), 813-857.

Bossler, M., Liang, Y. und Schank, T. (2024), The devil is in the details: Heterogeneous effects of the German minimum wage on working hours and minijobs. *arXiv preprint arXiv:2403.17206*.

Bossler, M., Chittka, L. und Schank, T. (2024), A 22 percent increase in the German minimum wage: nothing crazy!. *arXiv preprint arXiv:2405.12608*.

Bundesagentur für Arbeit (2024a), Beschäftigung – Zeitreihengrafik, https://statistik.arbeitsagentur.de/DE/Navigation/Statistiken/Fachstatistiken/Beschaeftigung/Aktuelle-Eckwerte-Nav.html;jsessionid=E944DC718EE4E2015F8C8EB14728A9E7 (letzter Zugriff: 06.11.2024).

Bundesagentur für Arbeit (2024b), Arbeitslosigkeit und Unterbeschäftigung – Zeitreihengrafik, https://statistik.arbeitsagentur.de/DE/Navigation/Statistiken/Fachstatistiken/Arbeitsuche-Arbeitslosigkeit-Unterbeschaeftigung/Aktuelle-Eckwerte-Nav.html (letzter Zugriff: 06.11.2024).

Bundesagentur für Arbeit (2024c), Realisierte Kurzarbeit – Zeitreihen: Betriebe mit Kurzarbeit und Kurzarbeiter (konjunkturelles Kurzarbeitergeld nach § 96 SGB III), https://statistik.arbeitsagentur.de/DE/Navigation/Statistiken/Interaktive-Statistiken/Kurzarbeitergeld/Kurzarbeitergeld-Nav.html?Thema%3Dueb%26DR_Gebietsstruktur%3Dd%26Gebiete_Region%3DDeutschland%26DR_Region%3Dd%26DR_Region_d%3Dd%26mapHadSelection%3Dfalse%26toggleswitch%3D0 (letzter Zugriff: 06.11.2024).

Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung (BBSR), Arbeitsmarktregionen, https://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/forschung/raumbeobachtung/Raumabgrenzungen/deutschland/regionen/arbeitsmarktregionen/Arbeitsmarktregionen.html (letzter Zugriff: 23.05.2024).

Borusyak, K. und Jaraval, X. (2017), Revisiting event study designs. Working Paper.

Borusyak, K., Jaravel, X. und Spiess, J. (2021), Revisiting event study designs: Robust and efficient estimation. arXiv preprint arXiv:2108.12419.

Bruttel, O., Baumann, A. und Himmelreicher, R (2017), Der gesetzliche Mindestlohn in Deutschland: Struktur, Verbreitung und Auswirkungen auf die Beschäftigung, WSI Mitteilungen 7/2017, 473–481.

Bruttel, O., Baumann, A. und Dütsch, M. (2019), Beschäftigungseffekte des gesetzlichen Mindestlohns: Prognosen und empirische Befunde, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, 20(3), 237–253.

Caliendo, M., Fedorets A., Preuss, M., Schröder, C. und L. Wittbrodt (2018), The Short-run employment effects of the German minimum wage reform, *Labour Economics*, 53, 46-62.

Caliendo, M., Olthaus, R. und Pestel, N. (2022), Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit, Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission, Evaluation Office Caliendo, Berlin.

Caliendo, M., Olthaus, R. und Pestel, N. (2023), Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit (Update 2022/2023), Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission, Evaluation Office Caliendo, Berlin.

Caliendo, M., Pestel, N. und Olthaus, R. (2024), Long-Term Employment Effects of the Minimum Wage in Germany: New Data and Estimators. IZA Discussion Paper No. 17436, im Erscheinen in: Labour Economics.

Callaway, B. und Sant'Anna, P. H. (2021), Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, *225*(2), 200-230.

Card, D. (1992), Do minimum wages reduce employment? A case study of California, 1987-89, *Industrial and Labor Relations Review*, 46(1), 38-54.

Card, D. und A. B. Krueger (1994), Minimum wages and employment: A case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania, *American Economic Review*, 84(4), 772-793.

Cengiz, D., Dube, A., Lindner, A., und Zipperer, B. (2019), The effect of minimum wages on low-wage jobs, The Quarterly Journal of Economics, 134(3), 1405-1454.

Chetty, R., Friedman, J. N., Olsen, T. und Pistaferri, L. (2011), Adjustment costs, firm responses, and micro vs. macro labor supply elasticities: Evidence from Danish tax records. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(2), 749-804.

Chletsos, M. und G. P. Giotis (2015), The Employment Effect of Minimum Wage Using 77 International Studies since 1992: A Meta-Analysis, MPRA Paper 61321, Universität München.

De Chaisemartin, C. und d'Haultfoeuille, X. (2020), Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects. *American Economic Review*, *110*(9), 2964-2996.

De Chaisemartin, C. und d'Haultfoeuille, X. (2022), Difference-in-differences estimators of intertemporal treatment effects (No. w29873). National Bureau of Economic Research.

De Linde Leonard, M., Stanley, T. und H. Doucouliagos (2014), Does the UK minimum wage reduce employment? A meta-regression analysis, British Journal of Industrial Relations, 52(3), 499-520.

Doerr, A. und B. Fitzenberger (2015), Konzeptionelle Lehren aus der ersten Evaluationsrunde der Branchenmindestlöhne in Deutschland, ZEW Diskussionspapier 15-073, Mannheim: Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung.

Dolton, P., Bondibene, C. R. und J. Wadsworth (2012), Employment, inequality and the UK national minimum wage over the medium-term, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 74 (1), 78-106.

Dolton, P., Bondibene, C. R. und M. Stops (2015), Identifying the employment effect of invoking and changing the minimum wage: A Spatial Analysis of the UK, *Labour Economics*, 37, 54-76.

Drygalla, A., Exß, F., Heinisch, K., Holtemöller, O., Kämpfe, M., Kozyrev, B., Lindner, A., Müller, I., Sardone, A., Scherer, J.-C., Schultz, B., Staffa, R. und Zeddies, G. (2022), Krieg treibt Energiepreise: Hohe Inflation belastet Konjunktur. Konjunktur aktuell, 10(2), 36-65.

Dube, A., Lester, T. W. und M. Reich (2010), Minimum Wage Effects Across State Borders: Estimates Using Contiguous Counties, *The Review of Economics and Statistics*, 92(4), 945-964.

Dube, A. und Zipperer, B. (2024), Own-Wage Elasticity: Quantifying the Impact of Minimum Wages on Employment (No. w32925). National Bureau of Economic Research.

Dütsch, M., Ohlert, C. und Baumann, A. (2024), The Minimum Wage in Germany: Institutional Setting and a Systematic Review of Key Findings. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*.

Dustmann, C., Lindner, A., Schönberg, U., Umkehrer, M., und Vom Berge, P. (2022), Reallocation effects of the minimum wage. *The Quarterly Journal of Economics*, *137*(1), 267-328.

EZB (2024), EZB-Zinssätze, https://www.bundesbank.de/resource/blob/607806/a139c9fc896fb581efd9d89896595622/mL/s510ttezbzins-data.pdf (letzter Zugriff: 06.11.2024).

FDZ der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder (2019), Metadatenreport. Teil I: Allgemeine und methodische Informationen zur Verdienststrukturerhebung 2014, EVAS-Nummer: 62111, Version 2.

FDZ der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder (2023a), Metadatenreport. Teil I: Allgemeine und methodische Informationen zur Verdiensterhebung, EVAS-Nummer: 62361, Version 1.

FDZ der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder (2023b), Metadatenreport. Teil I: Produktspezifische Informationen zur Nutzung der Verdiensterhebung April 2022 per On-Site-Nutzung, EVAS-Nummer: 62361, Version 1.

Garloff, A. (2015), Mindestlohn: Bisher keine Nebenwirkungen! Erste Erfahrungen mit dem allgemeinen gesetzlichen Mindestlohn in Deutschland, Monatsbericht 12-2015, Berlin: Bundesministerium für Wirtschaft und Energie.

Garloff, A. (2019), Did the German Minimum Wage Reform Influence (Un)employment Growth in 2015? Evidence from Regional Data, *German Economic Review*, 20(3), 356-381.

Gartner, H., Hellwagner, T., Hummel, M., Hutter, C., Wanger, S., Weber, E., und Zika, G. (2022), IAB-Prognose 2022/2023: Drohende Rezession bremst boomenden Arbeitsmarkt (No. 15/2022), IAB-Kurzbericht.

Gartner, H. und Weber, E. (2022), Einschätzung des IAB zur wirtschaftlichen Lage – August 2022, In: IAB-Forum 31. August 2022, https://www.iab-forum.de/einschaetzung-des-iab-zur-wirtschaftlichen-lage-august-2022/ (letzter Zugriff: 25.11.2022).

Giupponi, G., Joyce, R., Lindner, A., Waters, T., Wernham, T., und Xu, X. (2024), The employment and distributional impacts of nationwide minimum wage changes, *Journal of Labor Economics*, 42(S1), 293-333.

Ifo Institut (2024), ifo Geschäftsklimaindex gesunken (September 2024), https://www.ifo.de/fakten/2024-09-24/ifo-geschaeftsklimaindex-gesunken-september-2024 (letzter Zugriff: 06.11.2024).

Kleven, H. J. (2016), Bunching. *Annual Review of Economics*, 8, 435-464.

Kleven, H. J. und Waseem, M. (2013), Using notches to uncover optimization frictions and structural elasticities: Theory and evidence from Pakistan. *The Quarterly Journal of Economics*, 128(2), 669-723.

Körner, T., Meinken, H. und K. Puch (2013), Wer sind die ausschließlich geringfügig Beschäftigten? Eine Analyse nach sozialer Lebenslage, Statistisches Bundesamt, Wirtschaft und Statistik, Januar 2013, 42-61.

Link, S. (2024), The price and employment response of firms to the introduction of minimum wages. *Journal of Public Economics*, *239*, 105236.

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

Mindestlohnkommission (2020), Dritter Bericht zu den Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns – Bericht der Mindestlohnkommission an die Bundesregierung nach § 9 Abs. 4 Mindestlohngesetz, Berlin.

Mindestlohnkommission (2023), Vierter Bericht zu den Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns – Bericht der Mindestlohnkommission an die Bundesregierung nach § 9 Abs. 4 Mindestlohngesetz, Berlin.

Möller, J. (2012), Minimum wages in German industries - what does the evidence tell us so far?, Journal for Labour Market Research, 45(3/4), 187-199.

Monras, J. (2019), Minimum Wages and Spatial Equilibrium: Theory and Evidence, *Journal of Labor Economics*, 37(3): 853-904.

Ohlert, C. (2024), Gesetzlicher Mindestlohn: Auswirkungen auf Frauen und Männer. Wirtschaftsdienst, 104(2), 117-122.

Paulus, W. und B. Matthes (2013), Klassifikation der Berufe - Struktur, Codierung und Umsteigeschlüssel, FDZ-Methodenreport, 08/2013, Nürnberg.

Pestel, N., Bonin, H., Isphording, I., Gregory, T. und M. Caliendo (2020), Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns auf Beschäftigung und Arbeitslosigkeit, Studie im Auftrag der Mindestlohnkommission, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, Bonn.

Popp, M. (2024), Minimum Wages in Concentrated Labor Markets. IZA Discussion Paper No. 17357.

Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose (2022), Von der Pandemie zur Energiekrise–Wirtschaft und Politik im Dauerstress Kurzfassung der Gemeinschaftsdiagnose Frühjahr 2022. ifo Schnelldienst, 75(05), 58-63.

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2020), Corona-Krise gemeinsam bewältigen, Resilienz und Wachstum stärken, Jahresgutachten 2020/21, Statistisches Bundesamt.

Saez, E. (2010), Do taxpayers bunch at kink points? *American Economic Journal: Economic Policy*, 2(3), 180-212.

Sorkin, I. (2015), Are There Long-Run Effects of the Minimum Wage? *Review of Economic Dynamics* 18(1): 306-333.

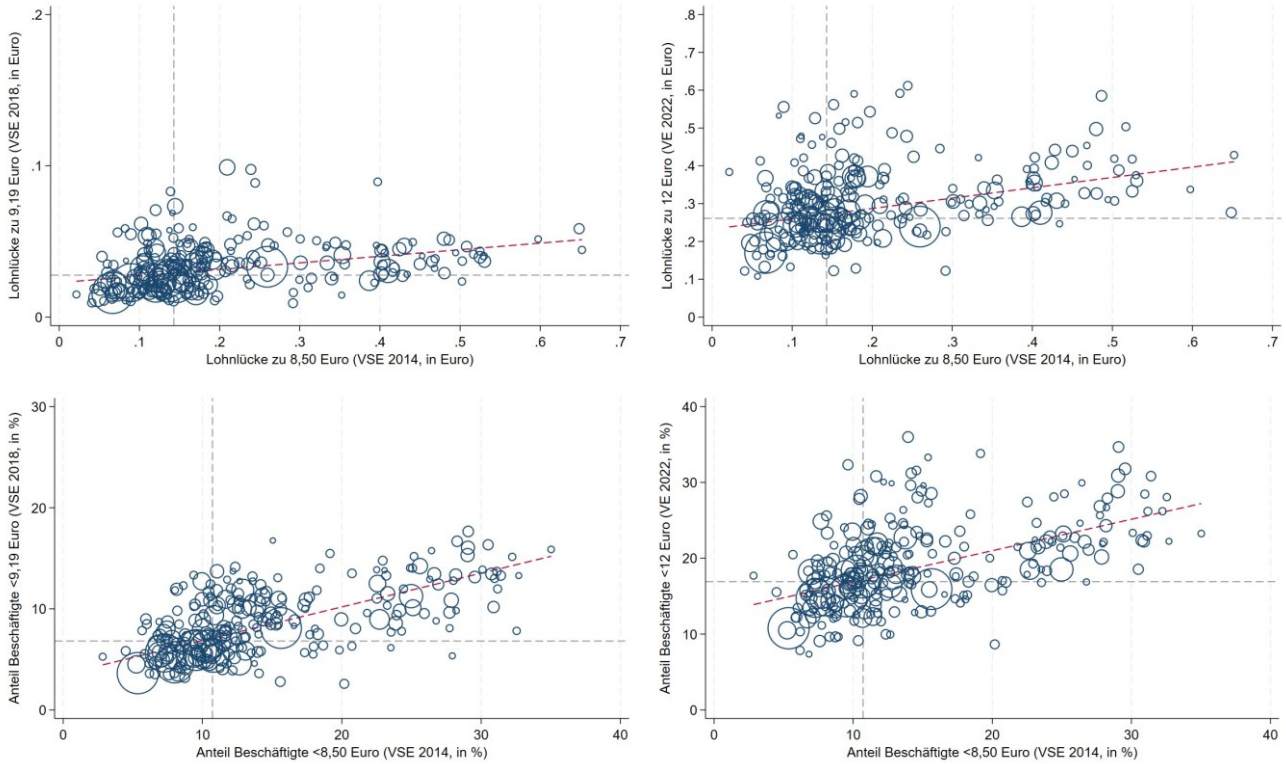
Statistisches Bundesamt (2024a), Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen Inlandsproduktberechnung Erste Jahresergebnisse 2023; https://www.destatis.de/DE/Service/Bibliothek/_publikationen-fachserienliste-18.html#152672 (letzter Zugriff: 23.10.2024).

Statistisches Bundesamt (2024b), Verbraucherpreisindex: Deutschland, Monate, https://www-genesis.destatis.de/genesis/online?sequenz=tabelleErgebnis&selectionname=61111-0002&startjahr=1991#abreadcrumb (letzter Zugriff: 23.10.2024).

Sun, L. und Abraham, S. (2021), Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. Journal of Econometrics, 225(2), 175-199.

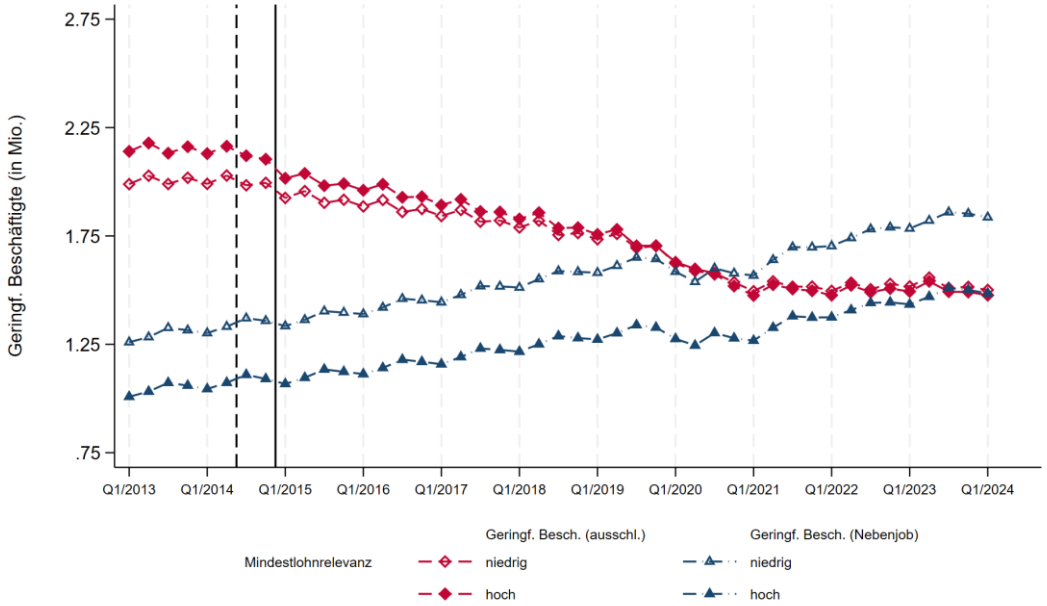
9 Anhang

Abbildung 9.1: Mindestlohnbetroffenheit in VSE 2014, VSE 2018 und VE 2022



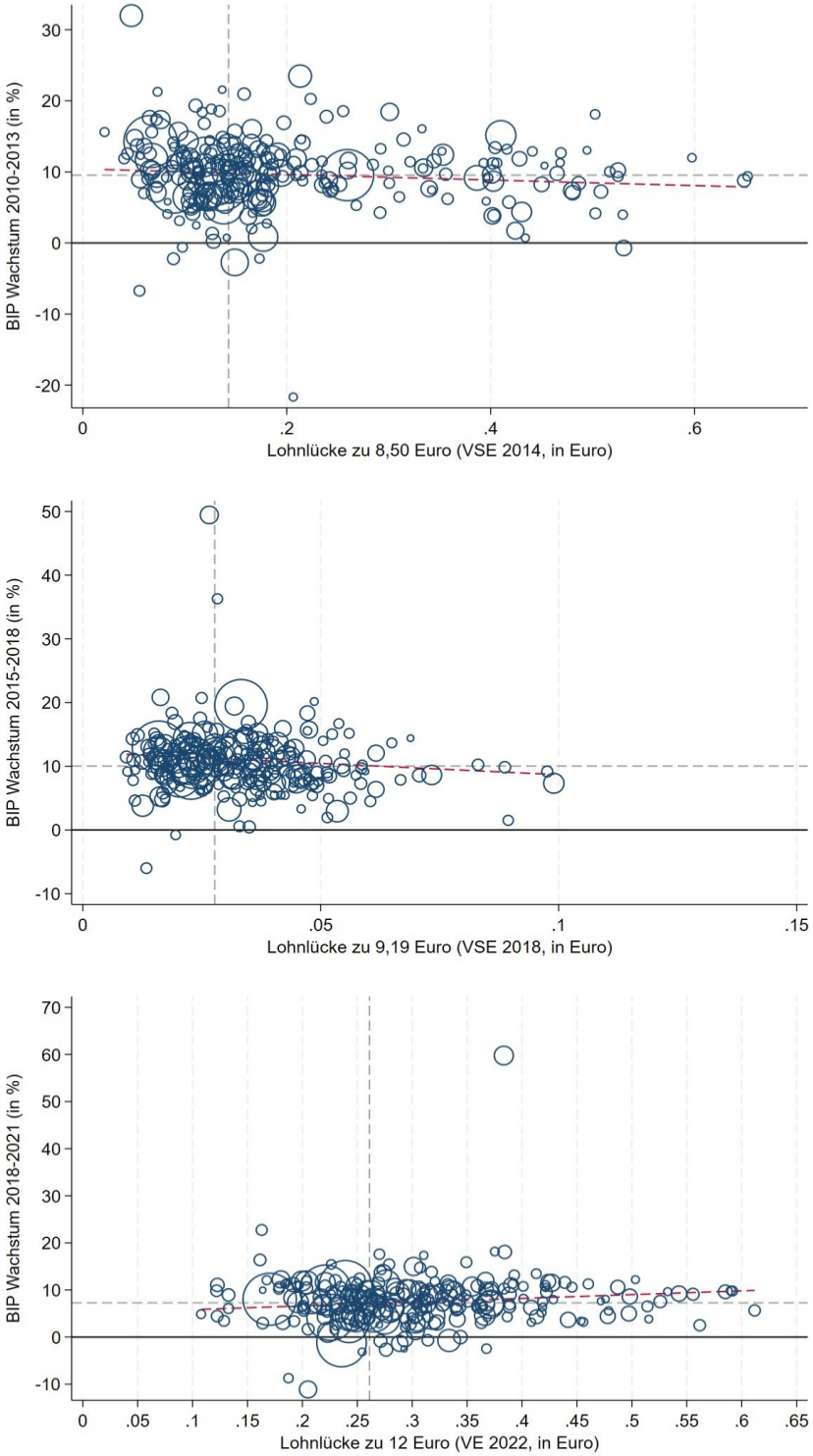
Quelle: Verdienststrukturerhebung 2014, 2018; Verdiensterhebung 2022, eigene Berechnung. Anmerkungen: Gegenüberstellung der Lohnlücke bzw. des Anteils an Beschäftigten mit Lohn unter Mindestlohn für die Verdienststrukturerhebung 2014 und 2018 und die Verdienststrukturerhebung 2014 und die Verdiensterhebung 2022 (für 2014 in Bezug auf 8,50 Euro, für 2018 in Bezug auf 9,19 Euro und für 2022 in Bezug auf 12 Euro) auf Ebene der Arbeitsmarktregionen (jeder Kreis repräsentiert eine Arbeitsmarktregion).

Abbildung 9.2: Aggregierte ausschließliche und nebenberufliche geringfügige Beschäftigung (2013-2024)



Quelle: BA-Statistik, eigene Berechnungen. Die vertikalen Linien geben die Zeitpunkte der Verabschiedung des Mindestlohngesetzes (August 2014) sowie der Einführung (1. Januar 2015) des Mindestlohns an.

Abbildung 9.3: Mindestlohnbetroffenheit 2014, 2018 bzw. 2022 und BIP-Wachstum (2010–2013, 2015–2018 bzw. 2018-2021)



Quelle: Verdienststrukturerhebung 2014, 2018; Verdiensterhebung 2022; Statistisches Bundesamt; eigene Berechnung. Anmerkungen: Gegenüberstellung der Lohnlücke auf Basis der Verdienststrukturerhebung 2014 und 2018 und der Verdiensterhebung 2022 (für 2014 in Bezug auf 8,50 Euro, für 2018 in Bezug auf 9,19 Euro und für 2022 in Bezug auf 12 Euro) und des BIP-Wachstums 2010-2013, 2015-2018 bzw. 2018-2021 auf Ebene der Arbeitsmarktregionen (jeder Kreis repräsentiert eine Arbeitsmarkregion.

Tabelle 9.1: Auswirkungen der Mindestlohneinführung nach Wachstumsdynamik 2010-2013

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Abhängig Beschäftigte	**Sozialversi-cherungs-pflichtig Be-schäftigte**	**Geringfügig Beschäftigte**	**Arbeitslose**	**Erwerbs-personen**
Treatment	-0,003	0,003	-0,021**	-0,017	-0,004
	(0,003)	(0,003)	(0,008)	(0,011)	(0,003)
Placebo	0,001	0,002	-0,001	-0,01	0,001
	(0,001)	(0,001)	(0,003)	(0,007)	(0,001)
Treatment x (geringes Wachstum 2010-2013)	-0,014***	-0,009	-0,036***	-0,016	-0,017***
	(0,005)	(0,006)	(0,010)	(0,011)	(0,005)
R^2 (within)	0,519	0,486	0,297	0,246	0,553
Beobachtungen	11565	11565	11565	12079	11565
AMR FE	X	X	X	X	X
Quartal FE	X	X	X	X	X
Ost/West x Quartal x Bevölkerung 18-64	X	X	X	X	X
Ost/West x Quartal x AMR-Typ FE	X	X	X	X	X
Industrie-Trends	X	X	X	X	X
	X	X	X	X	X

Quelle: BA-Statistik und VSE (2014), eigene Berechnungen. Anmerkungen: Der Treatment-Effekt gibt die Schätzung für den Koeffizienten β in Gleichung (3) *an. Standardfehler (in Klammern) sind auf der Ebene der Arbeitsmarktregionen gruppiert. Konfidenzniveau: * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.*